

編集= 辻村 みよ子 + 大沢 真理.
ジェンダー平等と多文化共生: 複合差別を超えて.
東北大学出版会 (仙台, 日本)
pp. 99-118 (2010)
ISBN= 978-4-86163-146-7
NCID= BB01680218 (<http://webcat.nii.ac.jp>)

第5章

女性の経済的不利益と家族 —分配的正義におけるミクロ・マクロ問題—

田中 重人

(東北大学大学院文学研究科)

This file is made from manuscripts before proofreading.
It is therefore **not identical** with the chapter of the published book..

この全文ファイルは、校正前のものです。
出版されたものと同一ではありません。

Online PDF version: 2010-08-01

1 問題の所在

(1) 分配的正義におけるミクロとマクロ

分配的正義とは、希少な資源を人々の間にどのように分配するかを問うものである。まず、ミクロ水準での正義と、マクロ水準での正義を区別することにしよう。

ミクロ水準の正義とは、個々の行為者の行為を評価する基準として働くものをいう。これは、その行為者がどのような行為を行うべきかということを示すことになるため、行為を統制する「規範」としても働く。

これに対して、マクロ水準の正義とは、社会全体でおこなわれる分配の結果を見て評価するためのものをいう。これは状態の評価のための理念としての側面だけをもち、そのまま個々の分配システムにおいて行為者の行為を規定する規範になるものではない。

このような区別が重要になるのは、私たちの社会が全体としては単一の組織ではなく、複数の下位システムが互いに複雑な作用をおよぼすことで成り立っているからである。これがもし単一の組織であれ

ば、組織全体の問題を指摘することは、すなわちその組織がその問題を解決すべきだと名指しするのとおなじことだ。ところが、社会全体については、そのようなことがなりたない。

分権的な意思決定システムにおいて、下位システムの合理性が集積しても全体としての合理性を確保できない、という問題は、社会学者にはおなじみのものだ。「合成の誤謬」「社会的ジレンマ」などと呼ばれる問題がこれにあたる。「合理性」(rationality)とは、何らかの基準(rationale)に沿って判断してよりよいものを選ぶことをさすが、この合理性の基準に「正義」を代入すれば、正義論におけるミクロ水準とマクロ水準との区別を導出できる。

(2) 平等の制度化

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べきだという発想がある。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、それは正義に反することである、とするのはなじみ深い発想といえよう。

問題は、どんな原因によるものを「悪い不平等」に分類するかだ。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ある場合もふくめ、あらゆる組み合わせについて考えることができる。実際には、自由主義的な論者の主張の中に含まれるものは、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きびしくとる最右翼は、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問題とする立場だろう(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正義に反すると考える立場 [Roemer 1998] である。これらの両極端の間で、いろいろな原理が主張されている。

何らかの社会的カテゴリーによるマクロ水準での不平等を撤廃するには、まずその不平等が「悪い不平等」であるという社会的合意を形成した上で、不平等を除去するための実効的な制度を創る必要がある。一般的に、このような合意の形成は困難である。

家庭背景の違いによって生じる経済格差を例にとろう。この種の不平等は、これまで多くの論者がとりあげてきた。現在の日本では、何の限定修飾もなく「機会の不平等」といえばこれを指すというほどであり [佐藤 2000]、この不平等は正義に反すると考える人は多い。それでも、この不平等を除去すべ

きだとする社会的な合意が成立しているとはいえないし、そのための制度化の動きがじゅうぶんだともいえない。実際、この不平等をささえる明示的な制度である相続は、現行法の中にしっかりと定着しており、これを廃止しようとする動きは見られない。社会学者は家庭背景から生じる経済格差が教育や労働市場のシステムを通じて再生産される過程について長年の観測を続けてきたが、その研究成果が政策に反映されているわけでもないのである。

現代日本において、社会的カテゴリーによるマクロ水準での不平等を是正しようとする制度化の動きが最も活発なのは、性別による不平等の分野である。1999年に成立した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とうえで、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、性別を原因とする不平等について、正義に反するとみなすという理念を公式に採用したことを意味している。

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。現代日本社会においては、性別という社会的カテゴリー間の平等は、国民的な合意のとれた政策目標となっている。

(3) ミクロ・マクロ連結

社会全体でのマクロな水準で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。

マクロ水準での不正義について、責任を負うべき下位システムを決め、そのシステムの改革をおこなうことで正義を実現するプロセスのことを、「ミクロ・マクロ連結」(micro-macro linkage)と呼ぼう。このプロセスにおいては、マクロ水準での状況を観測すること、観測された事象の原因を特定すること、そしてその原因を作り出した分配システムに対して責任を問えるかを確定し、その上で行為者を拘束する規範を作り出していくことが行われる。

ミクロ・マクロ連結の過程には、計量分析によって実態を把握することが不可欠である。まず、マクロ水準でどのような不平等が生じているかを量的に把握しないといけない。そしてその不平等がどのような原因で生じているかを分解して、因果関係をあきらかにする。その上で、不平等の原因をとりぞくための責任を負うべき下位システムを特定していくのである。本章では、女性の経済的不利益という

問題に絞り込んで、ミクロ・マクロ連結のなかで計量分析が実際にどのような役割を果たしうるかという具体例を提示する。

2 女性の経済的不利益の測定

(1) データ

分析するデータは、日本家族社会学会による「第2回全国家族調査」(NFRJ03)である。日本全国を対象とした無作為抽出標本による調査データである。層化2段無作為抽出によって選んだ10,000人に対して、訪問留置法による調査を2004年初頭におこなった。有効回収率は63.02%であった。

これは、家族同士の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こまかくたずねていることが特徴である。詳細は表1を参照されたい。

(2) 等価世帯所得の測定

男女共同参画社会基本法にいう「経済的利益」をどう測定するかは、むずかしい問題である。平等が達成できているか評価するには、人々に分配されているなものかを捕捉しないとイケない。厚生経済学的には人々の「効用」を集計すればよいのだが、実際には効用は測定不可能である。効用をえるための手段は測定可能だが、どのような手段を使うかは個人によってちがうから、分配の不平等を把握するには適さないことがある。

現実的な解は、あまり代替の効かない手段で、ほとんどの人が利用しているものについて分配状況を調べることである。現代社会で、この条件に当てはまるものといえば貨幣であろう。私たちの生活では、ほとんどあらゆる側面において、貨幣で購入する財やサービスを必要とする。個人が利用できる貨幣の量をフローの側面から把握するのが「所得」、ストックの側面から把握するのが「資産」である。これらのうち、資産の測定にはさまざまな困難がともなうため、本章では、所得のほうに注目する。

所得は世帯内で分配がおこなわれ、それによって個人の生活水準が決まるのが通常である。このため、所得の格差を論じるには、世帯の分配機能を考慮しておかなければならない。この目的のために広く使われているのが「等価世帯所得」(equivalent household income)の尺度である。これは、世帯の所得(通常は可処分所得)について、世帯人数の平方根で割ることによって世帯規模を調整するものである。家計の運営には規模の利益が存在すること、世帯の全員が平等な分配を受けることを前提として、個人の生活水準を測定する近似的な尺度として伝統的に使われてきたものである [OECD 2001]。

NFRJ03では、調査の前年の世帯全体の収入(税込み)を聞いている。回答は18個の階級にわけた選択肢を選ぶかたちのものであり、ほぼ100万円ごとの階級になっている。

これをつぎのように変換して使用する。選択された階級の下限を l 、上限を h (いずれも1万円単位) とし、世帯の人数を n とすると、等価世帯所得はつぎの式になる。

$$\text{等価世帯所得} = \frac{h+l}{2\sqrt{n}}$$

こうして作成した等価世帯所得の尺度は、右に長くすそを引いた、ゆがんだ分布を持つ。以下の分析では、この尺度を自然対数によって変換し、正規分布に近づけたものを使用する。

(3) 等価世帯所得の男女差

この等価世帯所得には、性別による差が見られる。表2は、性別と結婚履歴によって等価世帯所得(対数変換後)の平均値と標準偏差を示したものである。右端「合計」の欄からわかるように、男性のほうが女性より少し高い。等価世帯所得そのもの(対数変換前)の値としては、女性が279万円に対して男性が306万円であり、男性のほうが9.4%高い。ただし、この結果を、等価世帯所得に対する性別の規定力という点から見ると、平均値の差は標準偏差の14%程度、決定係数 R^2 が0.005程度であり、大きなちがいであるとはいえない。

表2からは、結婚履歴別の等価世帯所得もわかる。それによれば、男性の等価世帯所得は、結婚履歴によってそれほど大きくは変動しない。離婚経験者でやや低く(279万円)、初婚有配偶でやや高い(310万円)傾向があるものの、おおむね300万円前後である。これに対して、女性の等価世帯所得は、離婚経験者では201万円、死別経験者では198万円となっており、未婚者の286万円、初婚有配偶の299万円にくらべて大きく落ち込んでいる。女性の離婚・死別経験者の等価世帯所得は男性の7割程度になっており、これらのカテゴリーで大きな男女格差が出ている。

3 家族の失敗?

(1) 分析の方針

以上の結果から、女性の経済的不利益は、離別・死別後に集中して現れることがわかる。この不利益を生み出している原因は何か。以下でくわしい分析をおこなっていききたい。

しかし、死別経験者については、以下ではとりあげない。ふたつの理由で分析がむずかしいからである。ひとつの理由は、人数が少ないことだ。男性の有効ケースが86しかない(表2)ので、多変量解析によって男女差についての有意な結果を得ることがむずかしい。もうひとつの理由は、調査対象における偏りである。死別を経験したケースでは、相手はかならず死亡している。このため、調査母集団のなかに、結婚生活の相手方がふくまれていないことになる。同一の結婚生活を送っている場合に夫婦のそれぞれが負っているリスクの格差を追跡することができず、生き残ったほうのデータだけしか手に入らないのである。

この章では、もう一方の要因である離婚後の経済格差に分析対象をしぼることにする。表2によれば、離婚経験者は男性で206人、女性で253人を確保できており、じゅうぶんなケース数である。そして、

離婚した相手についても調査母集団に原則としてふくまれているはず¹⁾だから、同一の結婚生活の中で夫婦が負っているリスクを男女間で比較することができるはずである。

(2) 離婚後の経済格差の計量研究

日本社会における離婚後の男女格差については、計量的なデータの蓄積が乏しい。

日本の家族制度の下では、法律上の婚姻・離婚は地方公共団体に届けられる。日本政府は、これらを集計して、「人口動態統計」[厚生省 2000]に記載している。これは離婚の頻度と人口統計に関する最も信頼性の高い公式データである。しかし、このデータには、社会的・経済的側面のデータがふくまれていない。

離婚の届けを出した個人を対象に調査をおこなうこともある [厚生省 1999]。このデータからは、調査時点での社会的・経済的側面をある程度把握することができる。しかし、この調査では、過去のこまかい情報をきいていないので、結婚前の社会的・経済的地位の影響や、離婚後の生活の変化を追跡することができない。

このような状況のなかで、ある程度の蓄積があるのが、母子世帯を対象とした研究である。母子世帯は、社会政策の対象となるカテゴリーのひとつとみなされてきた [岩田 2005] ため、多くの研究者が実証研究をおこなってきた。これらの研究の多くは、女性の一部のみを対象としたものであり、男女間の比較という視点は弱い。しかし、そのなかにも、男女格差とその要因についての示唆を得ることのできる研究がある。

日本労働研究機構 [2003] は、母子世帯の母親の自立を促す政策の形成を目的として、公的統計の2次分析をおこなったプロジェクトである。このプロジェクトによる分析結果として、永瀬 [2004] は、離婚後の女性の経済的困難をもたらす条件についての仮説を提示している。それらの条件とは、(1) 多くの女性が常勤職を離職しており、離婚までに無職になっていること、(2) 小さい子供は母親に引き取られる傾向が強いこと、(3) 仕事と育児の両立が難しいこと、の3つである。同様の要因は、濱本 [2005]、神原 [2006]、篠塚 [1992]、田宮・四方 [2008] の研究も指摘している。

永瀬の推測が正しいとすれば、女性の経済的不利益は、家族システムの不具合によって生み出されたものといえるだろう。家族内での分業は、家族を効率的に運営するためにおこなわれる [Becker 1991]。その結果として人的資本に差がうまれるのであるが、このように、共同で蓄積した人的資本について、離婚時にはなんの調整もおこなわれない。結婚生活が円満に継続している限りは分業から生じる恩恵を双方が受けるのに対して、関係が破綻したときに顕在化するリスクは片方だけが引き受ける仕組みになっている。結婚生活は破綻のリスクに常にさらされているが、そのリスクを負担することなく結婚生活が成功したときのリターンだけを受け、「ただ乗り」が可能になっているのである。子供についても事態は同様であり、結婚生活の産物であるはずの子供について、扶養する義務が夫婦間に適切に割り振られていない [下夷 2008]。

ただし、永瀬の仮説は、母子世帯に関するデータを他の公的統計と照らし合わせることによって推測をおこなった結果えられたものであり、実証的に十分な根拠があつて提唱されたものではない。これに対しては、母子世帯の多くが困窮するのは、結婚前の人的資本形成においてすでに格差が生じているせいだとする反論がありうる。母子世帯には、母の学歴が低いケースが相対的に多い [藤原 2005] からである。離婚後に困窮する女性が多いのは、結婚前における人的資本形成において不利益をこうむっている女性に離婚が集中しているせいだとすれば、夫婦間の分配の問題とはいえなくなってくる。

Tanaka [2008] は、この指摘を踏まえて、離婚した男女の学歴と結婚前の職業というふたつの要因をコントロールしたうえで、等価世帯所得の分析をおこなった。その結果、これらの要因を考慮した上でも、小さい子供の存在と結婚・出産時にフルタイム雇用を継続したか否かというふたつの変数が離婚者の等価世帯所得に大きな影響を及ぼしており、男女間の経済格差のほとんどはこれらの要因で説明できることを示した。これは、夫婦間の分業と子供の存在によって離婚後の男女格差が生じているという永瀬説を支持する結果といえる。

ただし、Tanaka [2008] の分析には問題もある。第1に、対象としたデータが無配偶者だけに限られており、離婚後に再婚した人が脱落している。このため、「どのような人が再婚しやすいか」という効果が分析結果に混入している可能性がある。第2に、ケース数が159人と少ない。このため、じゅうぶんな信頼性があるかが問題となる。

本章で使用しているNFRJ03は、これらの欠点をおぎなうことのできるデータである。有配偶者についても離婚の経験があるかがわかるため、表2ではこの情報を利用して、再婚した人も「離婚経験者」として扱っている。また、ケース数についても、離婚経験者を450人以上確保できており、Tanaka [2008] のデータよりも標本誤差が小さい。このデータを使って、離婚後の経済的格差の規定要因を明らかにしていこう。

4 離婚後の経済格差の要因

(1) 使用する変数

以下の分析の対象は、離婚経験者だけに限定する。等価世帯所得、性別のほかに、年齢(10歳刻み)、学歴(標準年限の教育年数に変換)、再婚しているか(現在有配偶か)、単身世帯か否か、親との同居、13歳未満の子供の有無²⁾、現職が「常時雇用されている一般従業者」であるか否か、という変数を導入する。

表3は、分析に使用する変数について、男女別に平均を載せたものである。使用した変数にひとつでも欠損値のあるケースを分析から除いている。このため、表2の「離婚経験者」欄にくらべると、男性は3ケース、女性は4ケースすくなくなっている。

等価世帯所得は、男性が高く女性が低いという傾向が見られる。これは表2で確認したこととおなじである。

男女間で年齢の分布がすこしちがう。相対的に見て、女性のほうが若い層に、男性のほうが高齢のほうにかたよっている³⁾。

学歴にも男女差がある。離婚経験者の教育年数の平均値は、男性についてはおよそ 12.5 年 (すなわち高等学校卒業をすこし上回る程度) なのに対し、女性についてはおよそ 11.9 年であり、高等学校卒業レベルに達していない。

家族・世帯の状況にも男女差がある。再婚 (有配偶) 者の比率は、男性が 56.2%なのに対して、女性が 32.5%である。男性のほうが離婚後に再婚する確率の高いことがわかる。単身世帯である比率は、男性が 23.2%なのに対して、女性が 14.1%である。こちらも男性のほうが高い。しかし、親との同居については、男性が 23.6%で女性が 21.7%であり、ほとんどちがいが無い。一方で、13 歳未満の子供が同居している比率は男性が 2%なのに対して、女性が 15.3%である。小さい子供と同居している男性はきわめて少ないのに対して、女性の場合はそれほどめずらしいケースではない。

就業の状況にも男女差がある。調査時点で「常時雇用されている一般従業者」である比率は、男性が 43.8%なのに対して、女性が 25.7%と低くなっている。

(2) 重回帰分析

これらの変数を投入して、等価世帯所得を予測する重回帰分析をおこなった。単純なモデルから開始して、すこしずつ投入する独立変数を増やしていく。

まず、Model 1 は、年齢構成だけを統制して、性別の効果を確認したものである。「女性」の項の係数はマイナスになっている。これは、女性であることによって、男性にくらべて等価世帯所得が引き下げられていることを意味する。係数の値は -0.346 である。この値の大きさは、表 2 の「離婚経験者」欄における平均値の男性 (5.631) と女性 (5.302) との間の差 (0.329) にほぼ対応している。

ついで、学歴 (教育年数) を投入したのが Model 2 である。学歴の項の係数は 0.102 となっており、学歴が高いほど等価世帯所得を引き上げる効果を持つことがわかる。この変数を投入した結果として、性別の効果は -0.346 から -0.274 へと縮小した。性別による離婚後の等価世帯所得のちがいの 2 割程度は、学歴に男女差があるという事実によって説明できるのである。

Model 3 では、これらに加えて、家族・世帯関連の変数を投入した。これらのなかでいちばん効果が大きいのは、13 歳未満の子供の存在である。この項の係数は -0.373 となっている。上記の学歴の効果と比較して考えると、これはおよそ教育年数 3.7 年分にあたっている。ついで、再婚していることの効果も比較的大きく、0.246 である。教育年数では 2.4 年分にあたる。単身世帯であること、親との同居については、有意な効果が見られない⁴⁾。これらの変数を投入した結果として、性別の効果は -0.274 から -0.183 へと縮小した。性別による離婚後の等価世帯所得のちがいの 4 分の 1 程度が、これらの家族・世帯関連要因によって生じていたことになる。この効果のほとんどは、13 歳未満の子供の有無と、再婚しているかどうかによる。

最後に、就業に関する変数を加えたのが Model 4 である。調査時点の職業が「常時雇用されている一般従業者」である場合、等価世帯所得にあたる効果は 0.282 である。この変数を投入した結果として、性別の効果は-0.183 から-0.121 へと縮小した。性別による離婚後の等価世帯所得のちがいの 2 割近くが、この要因によって生じていたことになる。そして、Model 4 では、性別の効果はもはや有意でない。

(3) 分析結果のまとめ

分析の結果から、次のことがあきらかになった。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、という 4 つの要因にほぼ還元できる。以上の分析結果は、Tanaka [2008] の分析結果をほぼ支持するものといえる。

ただし、Tanaka [2008] と比較すると、相違点もある。最も大きいちがいは、13 歳未満の子供の存在が等価世帯所得に与える影響は、今回の分析結果のほうが Tanaka [2008] の結果よりずっと小さく、半分以下になっているという点である。また、初期モデル（表 4 の Model 1）での性別の効果も、今回の分析結果のほうが若干小さい。回答者が再婚しているかどうかの変数は Tanaka [2008] の分析にはふくまれていなかった。また、Tanaka [2008] では過去の職歴をたどって、育児期における常時雇用されている一般従業者としての就業継続をあらわす変数を作成したが、今回の分析では単に調査時点での職業だけを問題にしている。使用しているデータ・変数のちがいをふくめて、これらの相違点について今後検討していく必要がある。

5 議論

(1) 家族の再編

以上の分析結果からは、女性の経済的不利益が生じている第 1 次的な責任は家族システムにあることが読み取れる。第 3 節で論じておいたように、家族内での分業に起因するリスクをきちんと分配する仕組みが家族にはないのである。結果として、婚姻が破綻した場合、一方がリスクをまったく負わないまま関係を解消することができる仕組みになってしまっている。再婚の確率の男女間のちがいについても、どのような特性を備えた人が結婚しやすいかという問題であるから、家族システムの問題とっていい。学歴の男女格差については、必ずしも家族の問題ではない部分もあるが、子供の教育達成を決める大きな原因は、出身家庭における教育投資である⁵⁾。このように現行の家族システムにおいて不具合が発生していることを認識した上で、マクロな水準での平等を達成する方法を探っていく必要がある。

とはいえ、親が子供に対して行う人的投資について、規制を行ったり賠償させたりすることはむずかしい。家族には、性別による差別を禁止する規範は存在しないからである。悪意に基づいて子供を遺棄したようなケースであればともかく、その子の将来の人生を予測して、それにふさわしい人的資本を身

につけさせようとすることは、正義に反することと認識されてはいない。たとえ、その人生予測が、性別という情報を利用した統計的差別によるものであっても、である。

家庭内での分業についても同様のことがいえる。夫が稼ぎ手で妻が家事・育児担当という分業をすることは、それ自体は、正義に反すると考えられているわけではない。このような分業の結果として夫婦の人的資本に大きな質的差異が生まれているのだが、これを直接規制するような規範をミクロ水準で確立することは困難である。

女性の経済的不利益を解消するためのミクロ水準での規範形成の戦略としては、結婚生活に起因する不均衡を事後的に調整する現存の仕組みがうまく機能するように再編していくことが有望である。

たとえば、子供に対しては、両親が共同で責任を負うべきものである。しかし、下夷 [2008] がいうように、離婚後も子供の養育について両親が依然として責任を負っているということ自体が、そもそも認識されていないことが多い。養育費の支払いを確保するための制度的な改革は行われてきたものの、それが個々の親の行動を拘束する規範としては成立していないのである。

結婚中の分業によって生じた人的資本の違いをどのように調整するかについても、同様の問題がある。1947年の民法改正で「財産分与」の規定が設けられて以来、離婚に際しての財産的給付（離婚給付）制度の改善がすこしずつ進んできた。しかし、この制度の対象になるのは物的な財産とされており、結婚生活中に蓄積された人的資本は通常ふくまれない。法文上は物的な財産に限定する規定はないし、法律家の間でも夫婦の協力で得た人的資本や社会的地位に基づいて補償をすることを考えるべきだとする意見が古くから主張されてきた [恒田ほか 1955] [我妻 1953]。しかし、今日に至るまで、分業によって生じた人的資本の差異について離婚時に完全に清算すべきだとする規範は確立していない。

男女共同参画政策は、結婚生活において形成されたすべてのものについて、夫婦間で責任を分かち合うべきだとする規範をミクロな水準で確立していくべきである。このための具体的な基準は、本沢 [1998: 272-276] が示している。これは、結婚中に生じたあらゆる変化について、原状回復できるものは原状回復し、そうでないものについては金銭による調整で衡平を確保する、というものである。この調整対象には、夫婦間の分業によって生じた就業上の不利益や、夫婦のあいだに生まれた子供の養育にかかるあらゆる負担がふくまれる。

男女間の再婚確率のちがいについては、本沢 [1998] は言及していない。しかし、夫婦間の分業によって、一方は結婚外の生活で使える一般的な人的資本を蓄積するのに対して、他方は人間関係のなかに埋め込まれた特殊な人的資本を蓄積する [England and Kilbourne 1990] ために結婚市場において不利になるのだと考えれば、やはり調整の対象にふくめるべきである⁶⁾。

こうした調整が完全におこなわれるなら、表4において「再婚」「13歳未満の子供の存在」「常時雇用されている一般従業者」の係数に示されている効果で女性の等価世帯所得が引き下げられている分が改善されることになる。Model 2 から Model 4 の間の「女性」変数にかかる係数の変化 (-0.274 → -0.121)

のほとんどはこれらの要因によるので、Model 1において示されている性別の効果 -0.346 のうち4割程度を除去できる計算になる。

(2) 手段の複数性とミクロ・マクロ連結

以上のように、女性の経済的不利について責任を持つのは、第1次的には家族である。しかし、このための離婚給付制度の構築が法学的な見地から進んでいるとはいえ、結婚生活によって生じたあらゆる利益・不利益を完全に清算／補償すべきとする見解が広く合意を得ているわけではない。この正義の理念が確立し、人々の行動を実効的に制約する規範が形成されるまで、しばらく時間がかかるだろう。

一方、この問題についての第2次的な責任主体としては、家族以外にも、企業や政府がありうる。たとえば、同一価値労働同一賃金の原則は、正規労働と非正規労働との格差を縮小させることにより、表4でいう「常時雇用されている一般従業者」の効果を引き下げる働きをする。政府による子供への給付や企業によるワークライフ・バランス政策は、小さい子供がいることの効果を引き下げるだろう。このように複数の手段を利用して、男性と女性が享受する経済的利益の格差を埋めていくことができる。

これらは、家族内で行われる不平等を是正すること自体を目的としているわけではないので、男女平等を実現する力には論理的な限界がある。しかし、その前提となる理念（賃金の衡平、子の福祉、労働者の選択の自由）については広範な合意がすでにあり、具体的な制度化の段階に入っているため、すぐに実行可能だという利点がある。

これらの複合的な政策的手段をつかって男女間の経済的な平等がどの程度実現できるか、今後の継続的な観測が必要である。ミクロ水準での制度の変更は、ミクロ水準における正義に制約されるから、マクロ水準での平等実現のことだけを考えて最適化してしまうことはできない。また、それぞれの政策が影響をおよぼしうる範囲も、それぞれ労働市場や社会保障などに限定されている。これらの制約を考慮しながら分析をおこなうには、本章でおこなったようなラフなデータだけでは不十分である。政策の効果をきちんと測定できる調査を定期的におこない、離婚後の男女の生活に対する政策の影響について検討する仕組みを作っていかなければならない。

注

- 1) ただし、調査対象年齢層を限定していること、海外移住の場合に調査母集団から外れてしまうこと、調査実施の際の非回収と無回答がかなりの数にのぼるといった問題はあ
- 2) 同居している世帯員のなかに、13歳未満であって本人との続柄が「子」である者がいるかどうかで識別した。ただし、再婚していて調査当時は配偶であった者については、すべて13歳未満の子供が「いない」とした。これは、前の結婚での子供か、それとも再婚にもなってできた継子かの区別がデータの上でつかないためである。
- 3) これは、一般に男性のほうが年上の夫婦が多いことを反映しているのかもしれない。あるいは、夫婦間の年齢差の大きいケースで離婚が起こりやすいのだという可能性もある。いずれにせよ、年齢層を28-77歳に限定した調査であることにより、年齢による切断効果が存在していることは否定できない。
- 4) 村上（2009）は、離婚後の女性が実親の住居に住むことによって経済的利益を得ている可能性を示唆している。残念ながら、本章の分析は所得だけを対象としているため、親との同居のこのような面での利益を検出することができない。
- 5) 現在の日本では、中等・高等教育への進学率の性別格差はほぼ解消している。しかし4年制以上の大学への進学率については、男性がほぼ5割に達しているのに対して女性は4割弱であり、かなりの格差が存在している。大学院への進学率においても、男女間の格差が維持されている [小内 2005]。NFRJ03 データによって兄弟姉妹間の教育達成を比較

した平尾 [2008] も、現在は縮小傾向にあるとはいえ、依然として4年制大学への進学には男女差があることを報告している。このような男女間の進学の格差の背後にある両親の意識について、阿部・村山 [2009] は、宮城県の高校生とその両親を対象とした1987-2007年の調査データから、高校生の子供に対する親の進学期待は、女子に対してよりも男子に対してのほうが一貫して高かったことを明らかにした。この格差は1980年代にはきわめて大きく、女子に対して大学進学を期待する親の比率は男子の場合の半分程度であった [阿部・村山 2009: 52]。また Brinton [1993: 213-217] は1984年の札幌・小平・豊橋での20代・40代男女の調査データの分析から、将来の労働を通じた収益の見通しに基づいて、息子/娘への人的投資が決められていることを指摘した。これらのデータは、いずれも、男女間に現在みられる学歴格差は、出身家庭における過去の性差別によって形づくられてきたことを示している。

- 6) これに対して、結婚経験があるという事実がそれだけで女性の結婚市場での競争力を引き下げるのであり、結婚中の人的資本の変化によるものではない、という考えかたもありうる。こうした要因も家族システムの内部のものではあるが、それぞれの夫婦の結婚生活中で生み出された格差ではないので、離婚給付による調整の対象とするにはそぐわないかもしれない。

文献

- 阿部晃士・村山詩帆「高校生の進路志望と親からの教育期待の時系列的分析」木村邦博(編)『教育と社会に対する高校生
の意識: 第6次調査報告書』(東北大学教育文化研究会, 2009年)49-66頁
- Becker, G. S. 1991. *A treatise on the family* (enlarged edition). Harvard University Press.
- Brinton, M. C. 1993. *Women and the economic miracle: gender and work in postwar Japan*. University of California Press.
- England, P. and Kilbourne, B. S. 1990. "Markets, marriages, and other mates: the problem of power". Friedland, R. and Robertson, A. F. (eds.). *Beyond the marketplace: rethinking economy and society*. Aldine de Gruyter.
- 藤原千沙「ひとり親の就業と階層性」社会政策学会誌13号(2005年)161-175頁
- 濱本知寿香「母子世帯の生活状況とその施策」季刊社会保障研究41巻2号(2005年)96-111頁
- 平尾桂子「人口変動とジェンダー・家族: 女子教育の効用とその変化」教育社会学研究82集(2008年)89-107頁
- 岩田正美「政策と貧困」岩田正美・西澤晃彦編『貧困と社会的排除 [講座福祉社会9]』(ミネルヴァ書房, 2005年)15-41頁
- 神原文子。「母子世帯の多くがなぜ貧困なのか?」澤口 恵一, 神原 文子 (編)『第2回家族についての全国調査 (NFRJ03) 第2次報告書 No. 2: 親子, きょうだい, サポートネットワーク』(日本家族社会学会全国家族調査委員会, 2006年)121-135頁
- 厚生省『人口動態社会経済面調査報告 平成9年度: 離婚家庭の子ども』(厚生統計協会, 1999年)
- 厚生省『離婚に関する統計 (人口動態統計特殊報告)』(厚生統計協会, 2000年)
- 本沢巳代子『離婚給付の研究』(一粒社, 1998年)
- 村上あかね「離婚によって女性の生活はどう変化するか?」季刊家計経済研究84号(2009年)36-45頁
- 永瀬伸子「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(2004年)。
- 日本労働研究機構『母子世帯の母への就業支援に関する研究 [調査研究報告書156号]』(2003年)。
- OECD. 2001. OECD employment outlook, June 2001. Organisation for Economic Co-operation and Development.
- 小内透「雇用システムの変化と学歴社会のゆくえ」現代社会学研究18号(2005年)17-37頁
- Roemer J. E. 1998. *Theories of distributive justice*. Harvard University Press.
- 佐藤俊樹『不平等社会日本』(中央公論新社, 2000年)
- 下夷美幸『養育費政策にみる国家と家族: 母子世帯の社会学』(勁草書房, 2008年)
- 篠塚英子「母子世帯の貧困をめぐる問題」日本経済研究22(1992年)77-111頁
- 田宮遊子・四方理人「母子世帯の仕事と育児: 生活時間の国際比較から」季刊社会保障研究43巻3号(2007年)219-231頁
- 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巻(2008年)21-33頁
- 恒田文次・吉村弘義・村崎満・大浜英子・塩田サキノ・小林麗子「離婚の慰藉料と財産分与(座談会)」法律のひろば8巻5号(1955年)26-35頁
- 我妻栄『改正親族・相続法解説 [12刷]』(日本評論新社, 1953年)

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。

表

表 1. 第 2 回全国家族調査 (NFRJ03) の概要

調査名	第 2 回全国家族調査 (National Family Research of Japan 2003)
調査主体	日本家族社会学会 全国調査委員会
調査会社	中央調査社
調査範囲	日本全国
母集団	日本国内に居住する日本国民のうち 1926–1975 年生 (2003 年末に 28–77 歳) の者
標本抽出	層化 2 段無作為抽出
標本規模	10,000 人 (回収票 6,302, 有効回収率 63.02%)
調査時期	2004 年 1–2 月
調査方法	訪問留置法
報告書	第 1 次報告書を 2005 年に、第 2 次報告書 (全 2 巻) を 2006 年に刊行
データ入手先	東京大学 SSJ Data Archive にデータ寄託 (調査番号 0517)
情報源	http://www.wdc-jp.com/jsfs/english/nfrj.html

表 2. 性別・結婚履歴と等価世帯所得 (自然対数)

	未婚者	離婚経験者*	死別経験者*	初婚有配偶	合計
男性	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)
	298	279	295	310	306
女性	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)
	286	201	198	299	279
合計	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)
	293	233	220	304	291

各セルの数値は、上から平均、標準偏差、(人数)、平均に対応する等価世帯所得 (万円).

*: 再婚者を含む (離婚と死別の両方を経験している者は「離婚経験者」).

分散分析結果: 全ての主効果および交互作用効果はすべて 1%水準で有意 (TYPE III 平方和による).
 $R^2 = 0.034$ ($p < 0.01$).

表 3. 重回帰分析のための記述統計 (離婚経験者のみ)

	男性		女性	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
等価世帯所得 (自然対数)	5.633	0.698	5.309	0.760
年齢:				
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	
学歴*	12.493	2.355	11.936	1.898
再婚 (現在有配偶)	0.562	0.497	0.325	0.469
単身世帯	0.232	0.423	0.141	0.348
親との同居	0.236	0.426	0.217	0.413
13歳未満の子供の存在**	0.020	0.139	0.153	0.360
常時雇用されている一般従業者	0.438	0.497	0.257	0.438
(人数)	(203)		(249)	

+: 2003年末時点の年齢。 *: 標準年限の教育年数。 **: 再婚していない場合のみ。

表 4. 等価世帯所得の重回帰分析 (離婚経験者のみ)

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
定数	5.840**	(0.075)	4.526**	(0.222)	4.435**	(0.229)	4.350**	(0.226)
年齢 (基準: 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)
女性	-0.346**	(0.069)	-0.274**	(0.067)	-0.183**	(0.070)	-0.121	(0.071)
学歴			0.102**	(0.016)	0.098**	(0.016)	0.092**	(0.016)
再婚 (現在有配偶)					0.246**	(0.088)	0.266**	(0.087)
単身世帯					0.009	(0.108)	0.025	(0.106)
親との同居					-0.098	(0.090)	-0.082	(0.089)
13歳未満の子供の存在					-0.373**	(0.128)	-0.352**	(0.127)
常時雇用されている一般従業者							0.282**	(0.072)
R^2	0.087**		0.161**		0.221**		0.247**	

係数 (標準誤差) を示す。 **: $p < 0.01$. *: $p < 0.05$. $N=452$.