

離婚経験者の経済状況の性別格差

— 趨勢と規定要因 —

田中 重人

(東北大学文学研究科)

【要旨】

結婚・離婚によって生じる男女間の経済的な格差とそれに関連する要因をあきらかにする。分析の対象はNFRJ18データであるが、NFRJ98, NFRJ03, NFRJ08データによる先行研究と比較可能な方法をとることにより、長期間の趨勢も記述する。分析の中心となるのは、等価所得である。主要な知見はつぎのとおり。(1) 等価所得は男性より女性のほうが低い。(2) この性別格差には、離婚経験者の間での格差が大きく寄与している。(3) 離婚経験者の性別格差は、2000年代前半までに縮小してきたように見えたが、その後再拡大している。(4) 離婚経験者の性別格差は、学歴、常時雇用、同居子、再婚の4つの要因で規定される。(5) これらの要因の効果は過去3回の調査データと共通であるが、NFRJ18分析結果では若干の変化がみられる。これらの知見は、現代日本社会において不平等をつくりだす制度としての結婚・離婚について論じる際、その基礎となるものである。

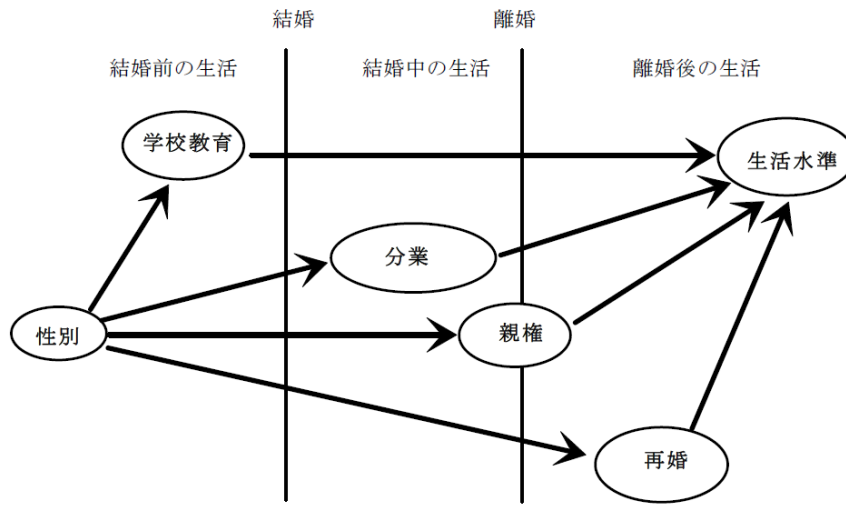
キーワード： 等価所得、ジェンダー、子供、労働、世帯

1. 結婚・離婚と性別格差

本研究の目的は、離婚経験者の生活水準の男女間の格差とその要因を定量的にあきらかにすることである。離婚には増加傾向がみられる(福田 2009)とはいえ、人口の大多数を占めているわけではない。しかし、離婚経験者の男女の間には大きな経済的格差がみられるので、平等の観点から重要な問題となる(岩田 2005; 神原 2006)。

経済的格差と離婚経験との関連については、(1) 結婚以前の要因、(2) 結婚中の要因(結婚解消時を含む)、(3) 離婚後の要因、の3種類の要因を区分することができる。Tanaka (2013) は、NFRJ98, NFRJ03, NFRJ08 の分析結果を基に、(1) 学校教育の格差、(2a) 結婚中の分業、(2b) 離婚時の親権の設定、(3) 再婚、の4つが、日本社会において離婚後の性別格差をつくりだす主要因だと論じている。

このような研究においては、本来は、離婚した(元)夫婦のペアを長期間追跡して調査することが望ましい。しかしそのような調査はむずかしい。離婚届を出した者のその後の状況を調査した例(田辺・大濱 1958; 厚生省 1999)はあるが、一般的におこなえる方法ではない。



Tanaka (2013 : 344) より翻訳

図 1. 離婚後の男女間経済格差を生み出す経路

NFRJ データによる分析は、これを代替するひとつの方法である。というのは、NFRJ 調査においては、おなじ年齢層の男女をおなじ時期に無作為抽出しており、離婚した（元）夫婦の双方が、ほぼおなじ確率で標本に入ってくるからだ（年齢層を 28-72 歳に限定していること、日本国内居住の者だけが対象であることなどによる多少の食い違いはありうる）。このデータから離婚経験のある者をとりだして分析すれば、過去に離婚を経験した元夫婦の現在の状況について夫側からの情報と妻側からの情報を無作為抽出したものとみなして、結果を解釈できる。

2. 本研究の分析課題とデータ

本研究では先行研究（Tanaka 2013）の方法を踏襲し、NFRJ98, NFRJ03, NFRJ08 の分析結果との比較可能性を確保する。これまでの 3 回の調査とは調査項目が変更されている部分があり、完全におなじ分析はできないが、それらの点についてはその都度注記する。

2.1 等価所得

分析の中心となるのは、等価所得 (equivalent income) である。これは、世帯の所得分配機能を考慮して、個人の受け取る所得を推定するための近似的な尺度である。通常は、可処分所得を世帯人数の平方根で割ることによって得る。NFRJ データでは可処分所得の情報はないため、通常の世界年間収入（税込み）の額を、同居人数の平方根で割って使うことにする。

所得を測定する質問は、調査票の最後またはその 1 ページ前にある。文面は「去年 1 年間の収入は、税込みではどれに近いでしょうか。あなたご自身、配偶者の方、お宅の家計全体

(生計をともにしている家族) のそれぞれについて、お答えください。臨時収入、副収入、年金も含めてください。(3 つともお答えください。)) となっている。調査は 2019 年になつてから実施したから、「去年 1 年間」として 2018 年の収入をきいていることになる。回答は「あなた」「配偶者」「お宅の家計全体 (あなたと配偶者とその他の方の合計)」の 3 つに答えてもらう形式で、この最後のものが世帯所得である。回答の選択肢は、「1 収入はなかった」から「12 1400 万円以上」までの 12 段階にわかれている。NFRJ98 (9 段階) よりこまかいが、NFRJ03 (18 段階) や NFRJ08 (19 段階) より粗い。また、NFRJ98–NFRJ18 の間では、調査票中の位置や前後の質問項目などにもちがいがみられる。

世帯所得項目には無回答が多い。他の項目から推測できるケースについてはクリーニング段階で値を補っている (保田 2019) が、それでも 400 件 (13%) が欠損となっている。

分析においては、世帯収入の選択肢の示す範囲の上限を h 、下限を l として (いずれも万円の単位)、その真ん中の値を世帯人数 n の平方根で割って等価所得を求める：

$$\text{等価所得} = \frac{l+h}{2\sqrt{n}}$$

いちばん上の階級「1400 万円以上」の上限は $h = 1600$ (万円) に設定する。「収入なし」の場合は $l = h = 0$ ということになるが、分析においては対数変換して使うため、欠損値とする (14 人が該当)。

2.2 婚姻履歴

現在の配偶状況は、「あなたには、現在、結婚相手 (配偶者) がいますか。」 (注意書きは省略) という項目でたずねている。回答は、「1 現在、配偶者がいる」「2 いない (離別した)」「3 いない (死別した)」「4 いない (結婚したことはない)」の 4 つの選択肢による。以下では、それぞれ「有配偶」「離婚無配偶」「死別無配偶」「未婚」と呼ぶことにする。この項目の欠損値 (無回答) は 5 件である。

過去の離婚・死別などについては、「あなたは、配偶者との離別や死別を経験していますか。経験があれば、その回数を記入してください」という質問で測定している。離婚/死別回数の回答と現在の配偶状況を組み合わせて、6 類型 (初婚継続、死別有配偶、死別無配偶、離婚有配偶、離婚無配偶、未婚) を区分した。

離婚・死別を両方経験した、という回答者が 9 名存在する。これらについては、現在の配偶状況が「3 いない (死別した)」という回答であった 5 名を「死別」に、のこる 4 名は「離婚」に割り振った。

3. 生活水準の性別格差と結婚の履歴

3.1 等価所得の性別格差

等価所得は、自然対数に変換して用いる。この平均値を男女別に示したのが表 1 である。この平均値を指数変換 (exponential transformation) すると、等価所得の幾何平均 (geometric

mean) に戻すことができる (表 1 の「exp[平均]」の列)。この等価所得の幾何平均の値は、男性の 362.1 万円に対して、女性は 301.7 万円である。女性のほうが 7.5%低い。

等価所得は、低い者から高い者まで大きくばらついている。そのなかでは、性別によるこの差は、大きなものではない。このため、決定係数 (R^2) は 0.004 と小さい。

表 1. 性別と等価所得 (万円)

	平均*	標準偏差*	exp[平均]**	人数	欠損値
男性	5.787	0.606	326.1	(1264)	(167)
女性	5.709	0.618	301.7	(1352)	(250)
合計	5.747	0.613	313.2	(2616)	(417)

*: 自然対数変換した値の平均と標準偏差. **: 女性/男性の比=0.925. $R^2 = 0.004$.

表 2. 性別と婚姻履歴

性別	初婚 継続	死別経験あり		離婚経験あり		未婚	合計	人数
		有配偶	無配偶	有配偶	無配偶			
男性	69.3	0.1	0.8	3.9	5.7	20.1	100.0	(1428)
女性	71.5	0.1	4.6	4.0	8.6	11.2	100.0	(1600)
合計	70.5	0.1	2.8	4.0	7.3	15.4	100.0	(3028)

離婚と死別の両方の経験がある者は、現在の婚姻状況が「いない (死別した)」である場合 (5 ケース) は「死別経験あり」とし、それ以外 (4 ケース) は「離婚経験あり」とした。

表 3. 性別・婚姻履歴と等価所得 (万円)

	初婚継続	死別経験あり		離婚経験あり		未婚
		有配偶	無配偶	有配偶	無配偶	
男性						
平均	5.829	5.175	5.788	5.799	5.817	5.630
標準偏差	0.560	-	0.535	0.743	0.615	0.696
人数	(894)	(1)	(11)	(52)	(69)	(236)
欠損値	(96)	(1)	(0)	(4)	(13)	(51)
exp[平均]	340.0	176.8	326.2	329.9	336.0	278.6
女性						
平均	5.793	4.839	5.302	5.800	5.307	5.578
標準偏差	0.564	0.302	0.666	0.601	0.730	0.658
人数	(981)	(2)	(56)	(61)	(112)	(139)
欠損値	(163)	(0)	(17)	(3)	(26)	(40)
exp[平均]	327.9	126.4	200.8	330.4	201.7	264.7
女性/男性の比	0.964	0.715	0.616	1.001	0.600	0.950

$R^2 = 0.052$. $N = 2608$ (欠損値 419). 表 2 を参照.

3.2 結婚の経歴と性別格差

死別を経験している回答者はすくない。特に、有配偶の死別経験者（で等価所得が欠損でない者）は男性で1名、女性で2名しかいない。

ある程度人数のあるカテゴリのうち、男性で等価所得が高いのは、初婚継続の者と、離婚経験ありの無配偶者である（表3）。これらのカテゴリでは、340万円かそれより少し低い程度の等価所得を年間で得ている。一方で、未婚者は278.6万円と、男性のなかではいちばん等価所得が低い。これは初婚継続者の82%にあたる。

女性で等価所得がいちばん高いのは、離婚経験ありの有配偶者（330.4万円）、ついで初婚継続者（327.9万円）である。これらに対して、調査当時無配偶の離婚／死別経験者は、等価所得が低く、約200万円程度である（初婚継続者の61%）。未婚者はその中間にある。

男女間の幾何平均の比をみると、離婚／死別経験のある無配偶者に大きな格差があることがわかる。これらのカテゴリでは、女性の等価所得は男性の6割程度しかない。一方、未婚や初婚継続の男女の間には、差はほとんどない。

4. 離婚後の経済格差の規定要因

以下の分析では、離婚経験のある回答者だけに限定する。表2、表3と同様、死別・離婚両方の経験者で、調査当時の配偶状況について「3 いない（死別した）」と答えた者は、分析から除外する。

4.1 独立変数

つぎの変数を投入して重回帰分析をおこなう。

- 調査時の回答者年齢（39歳以下、40代、50代、60歳以上）
- 学歴（大学以上はまとめてあつかう）
- 有配偶かどうか
- 単身世帯かどうか
- 親（回答者自身の母または父）との同居
- 子どもが同居しているか（有配偶者については、現在の結婚以降に生まれた子供をのぞく）。いる場合は、最年少の子の年齢によって、8歳以下、9-12歳、13-18歳、19歳以上の4カテゴリを設定して投入する。
- 調査時の従業上の地位が「常時雇用されている一般従業者」か

最後のふたつの変数については、補足説明が必要であろう。

子供については、回答者の子供について、年齢順に6番目まで、年齢や、回答者と同居しているかどうかを回答してもらっている（死亡した子供をのぞく）。これらの子供のうちで、

同居している者について、その年齢をカウントしていくのだが、その際、有配偶者については、現在の配偶者との結婚以降に誕生した子供を除いた。具体的には、その子供の年齢 c と、回答者の調査時年齢 a と、現在の配偶者との結婚をしたときの回答者の年齢 m を比較して、 $a - m < c$ である場合のみ、「同居子あり」として、その年齢を使用する。該当する子供が複数いる場合は、最年少の子供の年齢を採用する。これは Tanaka (2013: 335) の方法とおなじものである。

従業上の地位については、調査時に就業 (休職中をふくむ) していた場合だけ調査されている。この値が「常時雇用されている一般従業者 (公務員を含む)」であった場合に、「常時雇用」としてあつかうことにする。NFRJ08 までは、過去に就業の中断等の経験があったかどうかをたずねる項目があり、それを使って、常時雇用が継続してきたかどうかの変数をつくることができた (Tanaka 2013: 335)。しかし NFRJ18 では、過去の就業の変化については、現在の結婚についてのみたずねる形式になってしまった。このため、今回の分析では、過去の職歴を反映していない、調査時点で常時雇用だったかどうかだけを示す変数として使う。

これらの全変数がすべて有効なケース数は、292 (男性 120、女性 172) となる。かなり小さい規模であることに留意されたい。

4.2 記述統計

表 4 に、これら変数の男女別の記述統計と、平均値 (あるいは比率) の男女差を示す。これらの変数の多くは、0 か 1 の値をとる、いわゆる「ダミー変数」である。これらの平均値は、そのまま該当者の比率を示すものとして解釈できる。

年齢の分布は、男女ですこしちがう。女性のほうが男性よりも若い傾向がある。

学歴については、大学 (および大学院) の割合が、男性の 28.5% に対して女性は 11.4% と半分以下になっている。一方、短大・高専については、女性の 19.9% に対して男性は 2.2% になっており、女性のほうが割合が高い。高等学校卒が 46-50% を占める点は、男女に共通している (女性のほうが若干多い)。中学校卒については、男女とも 7-8% 程度である。

調査時点で有配偶の者は、男性では 40.6% なのに対して、女性では 31.7% とやや低い。

世帯構成をみると、単身世帯の割合は、男性では 34.6% なのに対して、女性では 16.5% と半分程度である。親との同居については、男女とも同程度 (20-22%)。子供 (有配偶者については現在の結婚以前の子供) との同居については、女性の 53.5% が同居子ありなのに対して、男性では 15.9% とすくない。

調査時点での従業上の地位については、男性の 47.8% が「常時雇用」なのに対して、女性は 33.5% と低くなっている。

表 4. 記述統計量（離婚経験ありの者のみ）

変数	カテゴリ	男性	女性	女性－男性
等価所得*		5.809 (0.670)	5.481 (0.725)	-0.328
年齢	28-39 歳	0.109	0.178	0.069
	40-49 歳	0.261	0.317	0.056
	50-59 歳	0.297	0.208	-0.089
	60-73 歳	0.333	0.297	-0.036
学歴	中学校	0.080	0.070	-0.010
	高等学校	0.460	0.502	0.042
	専門学校	0.153	0.114	-0.039
	短大・高専	0.022	0.199	0.177
	大学 (院)	0.285	0.114	-0.171
有配偶		0.406 (0.493)	0.317 (0.466)	-0.089
単身世帯		0.346 (0.477)	0.165 (0.372)	-0.181
親と同居		0.203 (0.404)	0.218 (0.414)	0.015
同居最年少 子年齢**	同居子なし	0.841	0.465	-0.376
	0-8 歳	0.007	0.074	0.067
	9-12 歳	0.029	0.124	0.095
	13-18 歳	0.022	0.134	0.112
	19 歳以上	0.101	0.203	0.102
常時雇用 (人数)		0.478 (0.501)	0.335 (0.473)	-0.143
		120	172	

離婚・死別両方を経験した者のあつかいは表 2 とおなじ。

平均あるいは比率を示す。() 内は標準偏差。

*: 自然対数。

**：有配偶者については、調査時年齢から現在の結婚をした時の年齢を引いた値よりも子供の年齢のほうが大きい場合だけ数えた。

4.3 重回帰分析

これらの変数を投入した重回帰分析をおこなった（表 5）。従属変数は、表 1、表 3 とおなじく、対数変換した等価所得である。性別と年齢だけによるモデル 1、全変数の主効果を投入したモデル 2、いくつかの変数について性別との交互作用効果を追加したモデル 3、の 3 つのモデルを推定した。

モデル 1 では、年齢と性別の効果だけを推定した。年齢の基準カテゴリとした 50 代において、等価所得がいちばん高い。これに対して 60 歳以上層では、有意な負の効果が示されている。これらの年齢の効果を統制したうえで、性別は有意な効果を持っており、女性であることによって等価所得が引き下げられていることがわかる。係数が -0.323 であるということは、指数変換すると 0.724 であり、等価所得が 27.6% 引き下げられることを示している。

モデル 2 では、ほかの独立変数をすべて投入した。このモデルでは、性別の効果は小さくなり、統計的に非有意である。

表 5. 等価世帯所得の重回帰分析

独立変数	モデル 1		モデル 2		モデル 3	
(定数)	6.014	(0.094)	5.362	(0.158)	5.621	(0.189)
女性	-0.323 *	(0.083)	-0.089	(0.085)	-0.405 *	(0.179)
年齢 (基準: 50-59 歳)						
28-39 歳	-0.230	(0.137)	-0.099	(0.140)	-0.159	(0.136)
40-49 歳	-0.180	(0.111)	-0.078	(0.106)	-0.149	(0.103)
60-73 歳	-0.384 *	(0.111)	-0.237 *	(0.105)	-0.259 *	(0.101)
学歴 (基準: 高等学校)						
中学校			-0.094	(0.168)	-0.086	(0.162)
専門学校			0.085	(0.115)	0.109	(0.112)
短大・高専			0.218	(0.116)	0.258 *	(0.112)
大学(院)			0.373 *	(0.101)	0.400 *	(0.098)
有配偶			0.376 *	(0.111)	-0.027	(0.167)
単身世帯			0.095	(0.140)	0.040	(0.191)
親同居			-0.035	(0.113)	-0.319	(0.173)
同居最年少子年齢 (基準: 同居子なし)						
0-8 歳			-0.356	(0.216)	-0.350	(0.210)
9-12 歳			-0.269	(0.159)	-0.249	(0.154)
13-18 歳			-0.520 *	(0.149)	-0.579 *	(0.145)
19 歳以上			0.117	(0.132)	0.086	(0.127)
常時雇用			0.528 *	(0.082)	0.555 *	(0.079)
交互作用効果						
女性×有配偶					0.652 *	(0.196)
女性×単身世帯					-0.164	(0.225)
女性×親同居					0.461 *	(0.218)
R^2	0.089 *		0.316 *		0.376 *	
人数	292		292		292	

離婚経験者のみ (表 4 参照)。等価所得の自然対数を従属変数とする。() 内は標準誤差。*: $p < 0.05$ 。

モデル 2 に投入した独立変数のなかでは、学歴 (大学以上カテゴリ) が 0.373 の効果 (指数変換すると 1.452 なので、等価所得を 45.2%増加させる) を持っている。有配偶であることも、同程度の効果がある。常時雇用の係数は 0.528 であり、これは等価所得を 70%増やす効果にあたる。

子供については、13-18 歳の同居子がいると等価所得を引き下げる (-0.520)。これは、常時雇用の効果と同程度の大きさである (方向は逆だけれど)。12 歳以下の同居子についても係数が負であるが、これらの効果は大きくはなく、また統計的に有意でない。

モデル 3 は、有配偶、単身世帯、親同居の 3 つの変数について、性別との交互作用効果を追加したものである。結果を表から直接読むのは煩雑なので、表 5 の係数をあてはめた計算結果を表 6 に示した。これは、男性で無配偶で 2 人以上世帯で親とは非同居のケースを基準 (=1) とし、それと比較して条件がひとつ変化したときに等価所得の予測値が何倍になるかをあらわしている。

表 6. 男女別にみた再婚と世帯構成の効果

	男性	女性
有配偶	0.974	1.247
単身世帯	1.041	0.589
親同居	0.727	0.769
どれにも該当しない	1.000	0.667

表 5 モデル 3 の係数からの計算結果を指数変換した。
基準 (=1) は無配偶で 2 人以上世帯で親と非同居の男性。

この基準と比較して、たとえば男性が有配偶になる（ほかの条件は変化なし）と等価所得が 0.974 倍になる。男性の場合、再婚によって等価所得はほとんど変化しないことになる。一方、親と同居すると、等価所得は 0.727 倍とかなり小さくなる。

女性の場合、男性の基準ケースとおなじ状況（無配偶で 2 人以上世帯で親とは非同居）であっても、その 0.667 倍の等価所得しかない。女性で単身世帯（で無配偶）であれば、上記の基準男性にくらべて等価所得が 0.589 倍になる。一方、有配偶（で 2 人以上世帯で親とは同居しない）だと、基準男性の 1.247 倍になることになる。これらの間で割り算をすると $1.247/0.589 = 2.117$ なので、女性の離婚経験者にとって、単身で暮らすのと再婚するのとでは、2 倍以上のちがいが出てくることになる。

5. 議論

5.1 第 1-3 回調査との比較

以上の結果を、Tanaka (2013) の結果と比較してみよう。おおむね結果は一致しているが、いくつかの点で興味深い変化が出てきている。

NFRJ18 では、男性の離婚経験者（無配偶）の等価所得が高くなったことにより、NFRJ08 までみられていたこのカテゴリの男性の等価所得の下降と、それによる性別格差の縮小のトレンドが否定される。Tanaka (2013: 331) によると、離婚経験があつて無配偶の者の等価所得の女性/男性比は、NFRJ98 (0.572) → NFRJ03 (0.668) → NFRJ08 (0.752) と縮小してきた。これは、NFRJ98 ではこのカテゴリの男性の等価所得が 312.5 万円と高かったものが、NFRJ08 の 232.2 万円まで落ちていたことによる。このように、NFRJ08 までのデータの分析では、離婚無配偶者の男女間格差が縮小しているようにみえていた。しかし今回の NFRJ18 分析結果（表 3）では、離婚無配偶の男性の等価所得が 336 万円に上昇し、女性/男性比が 60% と再び大きなものになっている。

また、交互作用効果を投入した重回帰分析（表 5 のモデル 3）において、性別がはっきりと直接効果を持つようになった。NFRJ98 と NFRJ03 の分析においては、同様のモデルの性別（女性であること）の係数はマイナスではあるが有意ではなく、NFRJ08 ではプラス（ただし非有意）であった（Tanaka 2013）。これらに対して NFRJ18 では、女性であることが有意な負の効果を持っている。これによって、等価所得が約 3 分の 2 に引き下げられる（表 6）。

交互作用効果を検討した表 6 を見ると、離婚経験者の女性は、再婚していない限りは、等価所得がかなり低い。これに対して男性は、親同居の場合をのぞいて、高い水準にある。NFRJ08 までは、このようなはっきりした男女差はなく、世帯構成によっては、離婚無配偶の男女で等価所得がそれほどちがわない場合があった。NFRJ18 では、世帯構成によらず、離婚無配偶者の間に性別による一貫した格差がみられるようになっている。

離婚経験者の女性のなかでの有配偶／無配偶の差ははっきりする一方で、有配偶率の男女差は縮小した。NFRJ18 でも有配偶率には差はある（表 4 では男性 40.6%に対して女性 31.7%）が、NFRJ08 以前（15-20%の差）ほど大きくはない。この変化は、男性の有配偶率が NFRJ98 の約 6 割から NFRJ18 の約 4 割まで下がってきたことによる。女性の有配偶率のほうは、3-4 割程度であり変わっていない。

重回帰分析の結果では 12 歳以下の同居子の効果が検出されなかった。かわって 13-18 歳同居子の効果がみられるようになっている（この効果は Tanaka (2013) は検討していない）。

もともと、これらの変動が時代的な変化を反映した実質的なものであるのか、調査項目の変更などに影響された技術的なものに過ぎないのかは、今後の検討が必要である。また、NFRJ18 の標本規模の小ささゆえに誤差が大きいことも考慮しておく必要がある。

これら以外の点については、本稿の結果は、Tanaka (2013) の結果を確認したものといえる。要点をまとめると、つぎのようになる：

- 男女間の等価所得の差は、離婚経験者（および死別経験者）の間での男女差によるところが大きい
- 離婚経験者の等価所得の男女差は、(1) 学歴、(2) 常時雇用、(3) 同居子、(4) 再婚、の 4 つの要因による

5.2 格差の要因

4 つの要因のうち、学歴は結婚前までにほぼ決定しているものであり、再婚は離婚後の話である。これらに対して、常時雇用と同居子の効果は、離婚前の結婚生活に付随するものである可能性が高い。調査から得られる情報の制約から、完全に測定できているわけではないが、つぎのように推測しておくことができよう。

「常時雇用」は、測定上は、調査時の従業上の地位を表している。しかし、過去の就業中断を加味した変数を用いた NFRJ03-NFRJ08 の分析 (Tanaka 2013) や、詳細な職業経歴データによる 2005 年 SSM 調査の分析 (Tanaka 2008) が同様の効果を報告してきたことを考えると、調査時に常時雇用であるかどうかは、過去の就業状況がある程度反映していると推測できる。調査時に常時雇用の職に就いていないということは、過去に結婚や子育てなどの理由で職歴の中断があったことを部分的には反映しており、そうした場合に等価所得が引き下げられる効果が分析結果にあらわれていると解釈することができる。

同居の子供については、それが結婚生活から生まれたものである（もし結婚が継続して

いれば夫婦で協力して育てるべき子供であった) という条件が確認できれば、結婚生活に付随するものであることは疑いないわけである。ただ、これについても、本稿では (1) 調査時の同居子を、(2) 有配偶者の現在の結婚後にできた子供でないかぎり、カウントする簡便な方法を採用したため、複雑なケースでは上記条件があてはまっていない可能性が残る。本稿では対応できなかったが、NFRJ18 では、初婚が離婚に終わった場合については、その時の年齢、子供の状況などがある程度わかる。このような情報を利用した分析は、今後の課題としたい。

5.3 結婚制度の逆機能

結婚は男女間での所得の再分配装置として機能するはずのものである。しかし、結婚生活が破綻した場合には、かえって男女間の格差を拡大することになりうる。表3からわかるように、未婚者の男女間格差よりも、離婚無配偶者の男女間格差のほうが大きいのだ。

結婚・離婚が作り出す男女間の経済的な格差については、上記のように、(1) 就業の中断と、(2) 子供の養育、のふたつの要因が大きな影響をおよぼしているものと推測できる。そのため、これらの要因に着目して、結婚制度の逆機能を抑える政策的な努力をすることは可能であろう。もっとも、そのような提言は、定量的な研究をまつまでもなく、古くは1950年代からおこなわれてきた (Tanaka 2013: 325)。しかし、現在のところ、結婚・離婚による格差は依然として大きい。

結婚制度の格差拡大装置としての (逆) 機能は、結婚が不安定化し、離婚の確率が増大すると、強まっていく可能性がある。もっとも、再婚した場合の男女間格差は大きくないので、離婚する確率だけでなく、その後に再婚する確率の動向も問題になる。上で確認したように、NFRJ データでは再婚率の男女差が縮小しているように見えるのだが、これは女性の再婚が増えたためではなく、男性の再婚率が下がっているためである (NFRJ98 では離婚経験のある男性の56%が調査時点で有配偶であったが、NFRJ18 では41%)。

男女間の経済格差への影響という文脈では、人口動態的な離婚率よりも、静態的な離婚無配偶者割合を定点観測するほうが重要であろう。NFRJ データによって、全ケースに占める離婚無配偶者の比率を求めると、NFRJ98 で3.6%、NFRJ03 で4.6%、NFRJ08 で5.9%、NFRJ18 で7.3%、とじわじわ増えてきたことがわかる。国勢調査でも、25-69歳人口に占める「離別」(無配偶)者の比率は、2000年の4.5%から2015年の6.4%に上昇している (政府統計の総合窓口 e-Stat より、国勢調査時系列データ表番号4「配偶関係(4区分)、年齢(5歳階級)、男女別15歳以上人口-全国(大正9年~平成27年)」。この増加が今後も続くなら、離婚にともなう経済的な格差は、より重要な研究課題となっていくだろう。

[備考]

NFRJ18 の調査概要の詳細については、第一次報告書を参照されたい。

(<https://nfrj.org/nfrj18publishing.htm>)

〔文献〕

- 福田亘孝, 2009, 「配偶者との別れと再びの出会い——離別と死別、再婚」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族——NFRJ からみたその姿』有斐閣, 72-84.
- 岩田正美, 2005, 「政策と貧困」岩田正美・西澤晃彦編『貧困と社会的排除』ミネルヴァ書房, 15-41.
- 神原文子, 2006, 「母子世帯の多くがなぜ貧困なのか?」『第 2 回家族についての全国調査 (NFRJ03) 第 2 次報告書 No. 2』日本家族社会学会全国家族調査委員会, 121-136.
- 厚生省, 1999, 『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.
- 田辺繁子・大濱英子, 1958, 「協議離婚の実態調査」(特集 家事調停の科学化)『法律時報』334: 65-69.
- Tanaka Sigeto, 2008, “Career, family, and economic risks”, 中井美樹・杉野勇編『2005 年 SSM 調査シリーズ 9——ライフコース・ライフスタイルから見た社会階層』2005 年 SSM 調査研究会, 21-33.
- Tanaka Sigeto, 2013, “Gender gap in equivalent household income after divorce”, Tanaka Sigeto ed., *A quantitative picture of contemporary Japanese families*, Tohoku University Press, 321-350.
- 保田時男, 2019, 「NFRJ18 データ ver.2.0」(NFRJ18 研究会配布データ付属文書 2019 年 10 月 7 日).

Economic Gender Gaps in Post-Divorce Life: Determinants and Trends

TANAKA Sigeto

Tohoku University

This study explores the factors associated with economic gender gaps emerging in marital and post-divorce life, using the fourth survey of the National Family Research of Japan (NFRJ18). The survey design is comparable to the preceding three surveys (NFRJ98, NFRJ03, NFRJ08), allowing us to describe long-term trends. The primary variable considered was annual equivalent income, to determine respondents' living standard. The findings are as follows. (1) Equivalent income is lower for women than for men. (2) This gender gap is mainly attributed to the differences among divorced people. (3) The gender gap among divorced people narrowed in the early 2000s, but has widened recently. (4) Four factors have strong effects on gap creation: education, regular employment, co-residing with children, and remarriage. (5) These effects are broadly consistent with the results from the NFRJ98–NFRJ08 data, but some changes are observed in NFRJ18. These findings can be located in the debate on the social institution of marriage and divorce, contributing to how they create inequality and which reform is effective to eliminate the gender gap.

Key words and phrases: equivalent income, gender, child, work, household