

学位論文

「二極化する社会における社会保障制度」

迫田さやか

目次

謝辞	
第1章 序論.....	1
第2章 妻の勤労と夫婦間所得格差.....	4
第3章 妻の経済力と離婚行動.....	22
第4章 婚姻決定に関する地域格差とパーソナリティ項目	39
第5章 「責任感応理論」を用いた日本の所得不公平についての実証分析.....	49
第6章 結論.....	70
参考文献.....	

謝辞

本研究に際し、色々ご指導賜りました、同志社大学・八木匡教授、京都女子大学・橘木俊詔教授に心から感謝申し上げます。また副主査をご快諾くださり、ご指導を賜りました、同志社大学・伊多波良雄教授、宮澤和俊教授、一橋大学・小塩隆士教授に深く感謝いたします。なお在学中にも関わらず、2011年4月より同志社大学ライフリスク研究センターにて嘱託研究員を務めさせて頂きました。多数の先生方や事務職員の皆様、同僚に大変お世話になりましたこと心から感謝申し上げます。

また、2013年10月よりフランス国立社会科学高等研究院 日仏財団にて博士研究員を務めさせて頂きました。さらに、2014年3月より、日本学術振興会「頭脳循環を加速する若手研究者戦略的海外派遣プログラム」の支援の下、フランス・パリの国立社会科学高等研究院(EHESS)に客員研究員として1年間留学をさせて頂きました。渡仏を御支援頂いた日本学術振興会と受け入れを許諾してくださったセバスチャン・ルシュヴァリエ フランス国立社会科学高等研究院 日仏財団 理事長、また、財団を通じて出会った同僚たちには、公私にわたりあたたかく手厚いフォローを頂きましたことに心から感謝申し上げます。

学生生活において、幸いにも素晴らしい方々との出会いに恵まれ、大いなる刺激をいただきました。

最後になりましたが、博士課程に進学する機会を与えてくださり、ありとあらゆる場面で私を温かく見守り続けてくれた家族に深く感謝いたします。

本研究の成果が皆様のご期待に沿うものかどうか甚だ疑問ではありますが、今後も研究に取り組むことで御礼に代えさせて頂きたく存じます。ここに重ねて厚く謝意を表し、謝辞といたします。

また、本稿はJSPS 科研費16203016, 22243028 の助成を受けたものです。

第1章 序論

現在、社会保障制度の再検討が国民の強い関心を集めている。社会保障改革にあたって、国家は福祉をどのように提供すべきか、という問題についての歴史を振り返れば、大きい政府か小さな政府か、国家か市場か、効率か公正か、リバタリアニズム(自由至上主義)かリベラリズムかという二者択一的議論を行き来してきた。

もちろん、この様な議論は大事であるが、社会保障制度の基盤を支えてきた、家族・市場(仕事)・政府のうち、家族・市場(仕事)の共同体としての機能が失われつつあることに着目していないことが往々にして見られる。この様な家族・市場(仕事)における変化の背景に、未婚化・晩婚化あるいは非婚化、その原因として挙げられる男性非正規労働者の増加による労働市場が正規雇用者と非正規雇用者で二極化したことが挙げられる。男女間所得格差が縮小した一方、同性間・同年齢層間での所得格差が拡大している。これまで様々な角度から所得格差の分析が蓄積されており、「一億総中流」と呼ばれた時代にあった、血縁・地縁・社縁などのコミュニティ・共同体が崩壊し、格差感も広がっていることが明らかになっている。

「社会というものはありません。個人だけが、男と女だけが、家族だけが存在するので。政府といってもそれは人々を通してしか何かをできないのであり、その人々はまずは自分を頼りにするのが先決なのです。」

新自由主義的政策を断行した、マーガレット・サッチャーの発言は、社会は個人の集合体として存在するとし、個人を束ねるものを否定した。サッチャーの新自由主義は、時代の要求もあって、世界各国において断行された。

わが国において、家族や仕事のコミュニティが喪失された主たる要因は、新自由主義が徹底されたゆえの「生活保障基盤における選択の自由」である。家族や仕事のコミュニティがなくなり、社会に存在する個人と個人を繋ぐ連帯が失われた現在、社会のリスク分散

としての社会保障制度は十分に機能しない。

旧来、「結婚は資産（そして債務）の共有が伴うという意味で、それ自体が一つの平等化装置」（アトキンソン(2015), p29) であった。しかし、誰と家族になるか、どのような働き方をするかは、個人の選択の結果であり、その結果に対して政府が介入することは民主主義下において、到底不可能である。個人に与えられる「選択の自由」を尊重し、人生の選択を自由に行えたとして、その結果、その個人が最低限の生活水準以下に陥った場合にその個人の「責任」の帰結であるとし、何の補償もしなくて良いのだろうか。この様な、不遇に遭った際の結果は、本人にとって「不運」だったのか、自発的な「選択」帰結であるのか。国家としてどの程度まで補償すべきだろうか。リバタリアニズムはこの様な帰結について疑問を抱かせない。

更に、近年では、遺伝学の進歩など生物学的側面からもリスクの分析が根本的に再検討される様になった。個人が「無知のヴェール」に包まれているからこそ、未知のリスクに備えるとして、社会保険をはじめとする社会保障制度が成り立っていたが、遺伝学の進歩は「無知のヴェール」を取り払う手段と化す。経済発展がもたらした、新自由主義の浸透による社会における個人間の連帯の消滅と、遺伝学の進歩は、既存の社会保障制度の根幹を揺るがしている。

本論文の目的は、個人主義が浸透し、リスクを持った個人の特定が進み、偶然性と選択性の境界が揺れ動く中で、いかに福祉国家を再構築するか、という視点に立ち、社会的排除されているあるいはされそうな可能性のある人々がどのようなメカニズムで社会的排除されているのかを見るべく、主として家族という側面から分析を行った。各章の構成は次の通りである。

第 2 章では、家計の所得格差について評価するべく、夫の所得と妻の所得についての変遷および夫婦構成に注目した所得格差の要因分解を行った。結婚の反対は離婚である。女性が経済力を持ちつつある現在、第 3 章では離婚についての分析を行った。結婚市場にお

ける男女比が婚姻に与える効果の理論研究、実証研究が進められてきたが、人口移動や地域の特性について配慮された分析を行うべく、第 4 章では、地域差について分析を行った。また、婚姻決定要因についての経済学・社会学・心理学からの包括的な研究は行われていないことから、パーソナリティを表す「Big Five Factor」を用いて分析を行った。

不遇に遭った際の結果は、本人にとって「不運」だったのか、自発的な「選択」帰結であるのか、という問いに答えるべく、第 5 章では、「責任感応的平等主義理論」を用いて、公平な所得や機会の平等が達成されているかについて分析を行った。第 6 章ではこれまでの結果をまとめた上、福祉国家について提言を行った。

第2章 妻の勤労と夫婦間所得格差

2.1 はじめに

我が国における所得格差が拡大している原因について、人口の高齢化、単身世帯の増加といった世帯構成の変化を挙げるものが多い。ただし、近年では、男女間所得格差が縮小した一方で、同性の間での所得格差が拡大しており、同じ年齢層の中でも格差が拡大していると指摘されている。高齢者層の所得格差の大きいことは既によく知られていたが、太田(2005)では若年層の格差拡大が顕著であると示されている。これには労働市場が正規労働者と非正規労働者の間で二極化したことや、女性の高学歴化・所得の高さなども手伝って、配偶者選択の行動にも大きな影響を与えていると考えられる。

所得格差を分析する際には、家計所得を測定の評価のベースに用いてきた。すなわち、無業の妻と夫だけが稼ぐ所得における家計所得と、有業の妻の稼ぐ所得と夫の所得を加えた夫婦合計の家計所得を同次元で扱ってきた。しかし、近年妻の稼ぐ所得は高くなり、妻の貢献分が大きな効果をもたらす時代となり、稼ぎ手が夫1人であるか、それとも夫婦2人なのかといった稼ぎ手の違いに関して、所得格差を評価する際に同次元では扱えなくなってきた。例えば、橘木・迫田(2013)が示したように妻の所得が高くなり、家計の中に占める妻の所得貢献度が高くなったのであれば、夫婦どちらの所得貢献度が家計所得の不平等に影響を与えているか、ということに関心に移る。

本論文は、家計の所得格差について評価するべく、2000年代以降の夫婦所得、特に若年世帯における夫の所得と妻の就業率についての変遷および所得構成員に注目した所得格差の要因分解を行う。すると、どういう妻が働き、どういう妻が働かないか、また、どのような働き方、すなわち職業選択に加えて正規か非正規かの選択、を求めるのか、という課題が次の関心に上がってくる。すなわち、妻の就業および就業形態選択に及ぼす要因である。妻の就業選択要因についてどのような特徴があるのかについても注目し、これについて分析を行う。

2.2 研究の背景

これまで、所得格差の問題を扱う場合、夫と妻の収入の合計である家計所得をベースとして分析・評価を行ってきた。それは夫の所得が高ければ妻の就業率は低くなって、家計所得が平準化されるので家計所得に着目しただけで所得格差をある程度は評価できたためである。

家計所得の不平等化には、若年層の低所得化にともなう非婚化、人口年齢構成上の高齢化など挙げられるが、同年齢階層の家計所得格差について考える場合、夫婦の所得構成について分析を行う必要がある。Burtless(1999)は、家計所得の格差拡大の要因は夫婦の所得構成の変化にあると述べている。所得の低い夫の妻が働くことによって家計所得は平準化されるが、Karoly and Burtless(1995)はともに高所得であるような夫と妻の組み合わせが増加することにより、不平等が拡大していると述べている。同類婚に着目したSchwartz(2010)では、高学歴夫婦と低学歴夫婦が生まれて格差が広がるだろうと指摘している。Cancian et al. (1993)などでは、夫婦間格差の17~51%が配偶者の所得によって説明できるとしている。

Burtless(1999)の仮説が我が国に当てはまるか否かを検証した研究は多い。樋口(1995)や安部・大石(2006)は夫の所得が高いほど妻が専業主婦である比率は高く、すなわち、就労している比率は低く、妻の所得が高いという高所得夫婦の存在は見られないと述べた。浦川(2006)は夫の所得と妻の就業率について負の相関を認めつつも高所得夫婦の台頭について述べており、大竹(2001)や小原(2001)は夫の所得と妻の就業率には負の相関が見られなくなり、高所得夫婦の存在を認め、妻の所得が増えることにより家計の所得分布が不平等化する可能性があるとして主張している。また、真鍋(2004)では、妻の学歴別の検証を行っており、妻が短期大学・大学卒よりも高校卒である場合に、この法則が崩れていることを明らかにし、妻の就労は、必ずしも夫の収入を補うためではなく、自己実現や社会参加といった動機によるのではないかと示唆している。

このような論争を支える経験則である、ダグラス＝有沢の第 2 法則は家計の労働供給および所得の関係について長い間高い説明力を持っていたが、近年この法則が残存しているか否かの論争が続いていた。ダグラス＝有沢の第 2 法則は、夫の所得、あるいは市場賃金率のみに着目していたが、妻の社会経済的な資質による市場賃金率については言及していないので、妻が高い学歴や専門的な資格を持った場合には説明できない。理論的には、市場賃金率が十分に高ければ、家にいるよりも外で働いた方が合理的であると判断すれば妻は就労するであろうし、非合理的で非効率であると考えれば専業主婦を選択するであろう。本論文では夫の所得と妻の所得の関係について近年の傾向を詳らかにし、妻の就労を決定するのは、夫婦のどんな社会経済的な資質であるのかを分析を行う。

2.3 所得分位別にみた夫婦の組み合わせ

2.3.1 使用データと変数

本論文では、2006 年と 2011 年に実施されたアンケート調査の個票データを用いて検証を行った。具体的には、2006 年実施の『階層化する日本社会に関するアンケート調査』および 2011 年実施の『地域の生活環境と幸福感に関するアンケート調査』を用いる。アンケート調査はネット調査会社に依頼し、調査会社と提携するモニター（満 20 歳以上）を対象にしてインターネットを通じて行われた。

2.3.2 検証結果

本節では、上記のデータを使用して、夫の所得が高ければ妻は働かなくなるか、まずは夫と妻の所得の関係に注目して、夫の所得を横軸に並べ、妻の所得を縦軸に並べて、両者の関係を示す所得マトリックスを作成した。

既存研究では、夫の所得分位別に見た妻の就業率について安部・大石(2006)は妻の稼働所得が世帯当初所得にしめる比率を、浦川(2007)が夫の所得と妻の就業・収入状況について明らかにし、ダグラス＝有沢の第 2 法則が残存していることを述べている。

我々の検証結果は表 2-1, 2-2, 2-3, 2-4, 2-5 で示した。上段の数字が 2006 年, 下段の太字が 2011 年の結果で, 単位はすべて百分率 (%)で示している。

表 2-1 所得四分位別に見た夫婦の組み合わせ(全年齢階級)(N= 2006 年:1204 2011 年:2030)

		妻所得			
		1	2	3	4
夫所得	1	8.80	3.07	3.49	6.64
		12.32	7.59	4.48	5.52
	2	14.87	6.06	3.41	7.31
		10.79	7.00	3.35	6.70
	3	10.88	3.32	2.82	7.48
		8.33	4.68	2.22	5.96
	4	9.30	3.65	1.83	7.06
		9.36	3.94	2.02	5.76

全年齢階級での結果は表 2-1 で, この表から読み取れるのは, 夫の所得分位よりも, 妻の所得分位に歪みが生じていることが見える。また, 夫婦の所得組み合わせの比率結果である各セルを見ると, 多くのセルで歪みが生じている。所得が第 1 四分位に属する妻の比率が高いことから, 妻の所得は家計において補助的な役割にすぎないことがわかる。加えて言えば, 全ての年齢階級において, 妻の所得の第 1 四分位の実際の所得は「100 万円未満」であり, 第 2 四分位は「100-150 万円未満」と比較的低い額である。その理由の一つは, 103 万円や 130 万円の壁と称される税と保険料の所得控除を考慮して就労していることが見える。妻の労働供給量決定には, 税制が大きく影響することはよく知られており, 樋口(1995)や永瀬(2001), 小原(2001)で述べられているし, 本論文ではこれ以上触れない。ついながら, 第 2 の理由として男性の賃金と比較すると女性の賃金が低いところに集中しているからである。

妻だけではなく, 夫と妻ともに所得が第 1 分位に属している夫婦の比率について着目すると, 2006 年よりおよそ 4%ポイント増加している。若年層の男性の賃金が相対的に低いことや, 非正規労働に就いている男性の増加などもこの要因に考えられるが, 女性も同じ

様に低い賃金や非正規労働で働いているので、夫婦ともに低い所得なのである。こういう夫婦を橘木・迫田(2013)ではウィークカップルと称した。

では、高所得の夫を持つ妻は無業であるか、ということそうではない。パワーカップルとよばれる、共に最も高い所得を得ているような夫婦の比率は 2006 年に 7.06%だったが、2011 年には 5.76%にまで下落している。このことより、高所得夫婦の存在が否定されるように思えるが、それを年齢別に区分した表 2-2、2-3、2-4、2-5 を見てほしい。

表 2-2 所得分位別に見た夫婦の組み合わせ (20 代) (N= 2006 年:351 2011 年:118)

夫所得		妻所得			
		1	2	3	4
	1	11.40	2.56	5.70	3.42
		10.17	7.63	6.78	0.00
	2	21.65	5.98	9.40	5.41
		11.02	5.93	4.24	11.02
	3	7.98	1.42	1.42	3.70
		4.24	3.39	0.85	9.32
	4	7.41	0.85	3.99	7.69
		8.47	4.24	5.08	7.63

表 2-3 所得分位別に見た夫婦の組み合わせ (30 代) (N= 2006 年:501 2011 年:489)

夫所得		妻所得			
		1	2	3	4
	1	10.98	4.99	3.79	7.39
		14.11	4.09	9.61	2.86
	2	13.97	6.99	3.19	7.98
		13.70	6.95	8.38	7.36
	3	12.77	2.59	2.00	7.19
		3.48	2.04	4.29	3.07
	4	7.39	2.40	1.20	5.19
		8.18	3.27	3.27	5.32

表 2-4 所得分位別に見た夫婦の組み合わせ（40 代）（N= 2006 年:249 2011 年:541）

		妻所得			
		1	2	3	4
夫所得	1	10.04	8.03	6.43	8.84
		15.34	8.13	4.81	6.65
	2	9.64	3.21	3.61	8.03
		12.01	6.84	2.40	4.25
	3	8.03	3.21	3.21	4.82
		5.18	2.59	0.92	3.14
	4	8.43	7.23	2.01	5.22
		13.86	4.81	2.22	6.84

表 2-5 所得分位別に見た夫婦の組み合わせ（50 代）（N= 2006 年:51 2011 年:669）

		妻所得			
		1	2	3	4
夫所得	1	17.65	5.88	3.92	5.88
		8.97	8.07	4.63	2.84
	2	9.80	5.88	3.92	3.92
		13.30	10.31	4.33	6.73
	3	7.84	5.88	5.88	7.84
		9.42	6.28	1.94	7.03
	4	1.96	5.88	3.92	3.92
		8.37	2.24	1.94	3.59
合計		37.25	23.53	17.65	21.57
		40.06	26.91	12.86	20.18

20 代は微減しているものの、30 代、40 代では比較的高い比率で高所得夫婦が存在していることがわかる。第 4 四分位に属する所得階級区分をみると、30 代、40 代の夫の第 4 四分位の所得階級区分は 2006 年に「850 万円以上」、2011 年には「700 万円以上」に下がっているのに反して、妻は、2006 年には「250 万円以上」が 2011 年には「400 万円以上」に上昇しており、妻の所得が上昇していることがわかる。全年齢階級において、妻の第 1・2 四分位の所得は変わらないことと併せて考えれば、相対的にだけではなく実質的にも高所得を稼ぐ妻が出てきており、家計所得の中での役割が大きくなっていることが予想される。

本節では、所得分位別に夫婦の組み合わせを分析した結果、妻の所得上昇による高所得夫婦の台頭が日本においても見られた。これまで我が国では所得分位別に夫と妻の所得マトリックスを検証することがさほどなかったので、わかりやすい表に基づいて興味ある事実が得られたと言える。このことより、夫婦間のマッチングが世帯間の所得格差を大きくさせている可能性が高い。

2.3.3 構成員による所得格差の分解

ダグラス＝有沢の第 2 法則は妻が働くかどうかについて主たる関心を寄せていたが、妻が働いたときにどれほどの所得を得ていたかにはそれほど注意を払ってはこなかった。前節を受けて、妻の稼ぎ高がどれほどであったかを考慮しながら、夫と妻の家計総所得への貢献分を検証しておきたい。

所得分配の不平等度を測る指標としてジニ係数は最も客観的に分析可能な指標の一つである。ジニ係数をローレンツ曲線で表した際、横軸が累積人口構成比、縦軸が累積所得構成比となる。ジニ係数の中身、すなわちその要因分解を行う際には、①構成所得源泉、②構成要員（サブグループ）にみる 2 つの方法が存在する。前者の構成所得源泉によるジニ係数の要因分解の手法は Lerman and Yitzhaki(1985)によって提唱され、その後、我が国の不平等具合について検証した代表的な先行研究として、跡田・橘木(1985)、八木・橘木(1996)のほか浦川(2007)、尾嶋(2012)が挙げられる。

世帯所得のジニ係数を K 個の所得源泉に分解する場合の式は以下のとおりである。

$$G = \sum_{k=1}^k [\text{cov}(y_k, F) / (\text{cov}(y_k, F_k))] \cdot [2\text{cov}(y_k, F_k) / m_k] \cdot (m_k / m) \quad (1).$$

$$= \sum_{k=1}^k R_k G_k S_k$$

F : 世帯所得の分布関数

F_k : k 番目の所得源泉の分布関数

m : 世帯所得の平均

m_k : k 番目の所得源泉の平均所得

S_k : 各世帯における k 番目の所得源泉の平均が世帯所得の
平均に占める割合

R_k : ジニ相関 k 番目の所得源泉と世帯所得の相関

G_k : k 番目の所得源泉に関するジニ係数

それぞれの所得源泉が全体の不平等に与える効果は以下の式で表され、 I_k の合計は 1 に等しくなる。

$$I_k = \frac{(R_k S_k G_k)}{G} \quad (2).$$

浦川(2007)では、Lerman and Yitzhaki (1985) で提唱されたジニ係数の要因分解の手法を用いて、我が国における有配偶世帯の所得格差に対して、世帯主の勤労所得、配偶者の勤労所得、その他の家計構成員の勤労所得、非勤労所得がどの程度の影響を与えているかについて分析を行った。浦川(2007)によれば、以下 3 点のことが明らかになった。まず第 1 に、1995 年から 2001 年にかけて、配偶者の就労によって得られた所得が世帯所得に占める割合が、若年層(20-39 歳)においては 11.9%から 15.8%へ、壮年・中年層(40-59 歳)においては 12.6%から 14.0%へ上昇していることを明らかにした。第 2 に、それぞれの所得源泉が世帯所得の順位とどのように相関しているかを表すジニ相関において、若年層における配偶者の勤労所得のジニ相関が上昇していること、最後に、若年世帯における配偶者の勤労所得が不平等に与える効果が上昇していることを明らかにした。

浦川(2007)では、2 時点のクロスセクションデータを用いて、それぞれの年におけるジニ係数の要因分解を行っている。表 2-6 は 2006 年と 2011 年において有配偶世帯の当初所得の所得格差について、夫の勤労所得と妻の勤労所得がどの程度影響を与えているかジニ係数の要因分解を行った結果である。また、Karoly and Burtless(1995)では、更に、2 時点間でのジニ係数の変化についての要因分解についての理論を示しているので、本稿でもそれを用いて 2005 年と 2010 年でのジニ係数の変化について要因分解を行いたい。

$$\Delta G = G_1 - G_0 \quad (3).$$

$$\sum_1^K (S_{k1} - S_{k0}) G_{k1} R_{k1} + \sum_1^K S_{k1} (G_{k1} - G_{k0}) R_{k1} + \sum_1^K S_{k1} G_{k1} (R_{k1} - R_{k0}) + \epsilon \quad (4).$$

ϵ は残渣である。二時点間のジニ係数の変化を示すことにより、各所得のシェア ($S_{k1} - S_{k0}$) の変化、各所得と世帯所得との相関の変化 ($R_{k1} - R_{k0}$)、各所得自体の格差の変化 ($G_{k1} - G_{k0}$) の3つのことが明らかになる。この結果を表 2-7 において示す。

表 2-6 所得源泉によるジニ係数の要因分解（等価世帯当初所得 $e=0.5$ ）（有配偶世帯）

	全年齢階級		30・40代		30代	
	2006	2011	2006	2011	2006	2011
各所得のシェア (Sk)						
夫の所得	0.7299	0.7496	0.7327	0.7394	0.7302	0.7265
妻の所得	0.2701	0.2504	0.2673	0.2606	0.2698	0.2735
ジニ相関 (Rk)						
夫の所得	0.8541	0.8810	0.8454	0.8198	0.838	0.7946
妻の所得	0.6621	0.5716	0.6928	0.6637	0.7488	0.7444
ジニ係数 (Gk)						
夫の所得	0.2110	0.2514	0.1962	0.2081	0.1878	0.1993
妻の所得	0.3807	0.3964	0.3902	0.4166	0.4043	0.4311
不平等に与える効果 (Ik)						
夫の所得	0.6589	0.7453	0.6272	0.6364	0.5846	0.5672
妻の所得	0.3411	0.2547	0.3728	0.3636	0.4154	0.4328
全体のジニ係数	0.1996	0.2228	0.1938	0.1982	0.1966	0.2028
サンプルサイズ						
家計	2609	2765	1628	924	776	419
夫の所得	2648	2817	1649	938	778	424
妻の所得	2695	2881	1681	962	798	433

表 2-7 二時点間のジニ係数の変化（等価世帯当初所得 $e=0.5$ ）（有配偶世帯）

	S	R	G	Total	Residual	△ジニ係数
全年齢階級						
夫の所得	0.004363	0.005069	0.026680			
妻の所得	-0.004464	-0.008983	0.002247			
				0.024913	-0.001713	0.023200
30・40代						
夫の所得	0.001143	-0.003939	0.007213			
妻の所得	-0.001853	-0.003159	0.004566			
				0.003972	0.000428	0.004400
30代						
夫の所得	-0.000586	-0.006284	0.006639			
妻の所得	0.001187	-0.000519	0.005456			
				0.005894	0.000306	0.006200

この推計結果を見ると、2006 年では 30～40 歳代の夫婦の家計所得のうち約 73%が夫の所得に、約 27%が妻の所得によって生み出されていることがわかる。それぞれの所得源泉が、世帯所得の順位とどのように相関しているかを示しているジニ相関（ R_k ）について見てみると、2006 年・2011 年共に夫の所得が家計総所得に最も影響を与えている所得源泉であることが示されている。30・40 代においては、夫のジニ相関が 2006 年から 2011 年にかけてわずかながら低下していることが見られる。 G_k はそれぞれの所得源泉のなかでのジニ係数を表している。これについても、夫・妻共に、全ての年齢階級において 2006 年から 2011 年にかけて上昇していることがわかる。夫、妻の所得が不平等に与える効果を見ている I_k について見てみると、30 代においてのみ、妻の所得が不平等に与える影響が高まっていることが見られる。

なお、二時点間のジニ係数の変化についても見てみたい。まず、各所得のシェアの変化（ $S_{k1} - S_{k0}$ ）について見てみると、30 代において、夫の所得のシェアの変化は負の値を、妻の所得のシェアの変化は正の値を取っている。次に、各所得と世帯所得との相関の変化（ $R_{k1} - R_{k0}$ ）について見てみると、妻の所得の項目は全て負の値を取っているも、30・40 代、30 代においても夫の所得の項目において負の値を取っている。最後に各所得自体の格差の変化（ $G_{k1} - G_{k0}$ ）について見てみると、30 代において妻の所得が 2006 年から 2011

年にかけて、0.005456 ほど格差拡大に影響を与えていることが明らかになった。

本分析の結果をまとめると、30、40 代の妻の所得は、2006 年から 2011 年にかけて、妻の間の所得格差を拡大させただけでなく、家計における妻の所得の比率を高め、世帯間所得格差を拡大させたことがいえる。

2.4 妻の労働供給に関する分析

2.4.1 先行研究紹介

これまで、妻の就業を決定する理論は、「世帯構成員の就業率は、市場で提示される賃金率に左右されること」である。働いて得られる賃金が家庭での時間的価値より大きければ妻は就業するし、逆に小さければ妻は働かない。

我が国の女性の就業選択要因について分析している研究に、今回参考にした大沢(1993)のほか、同様に多項ロジスティック分析を行った高山・有田(1991)、そして近年では小原(2001)、武内(2004)が挙げられる。

このような先行研究は稼ぐ妻に焦点を当てていたが、周(2012)は、夫の所得が低いにも関わらず、専業主婦を選択せざるを得ない妻の存在を示しており、その存在は本稿でも確認されている。それは所得の低い男性の妻になる女性の学歴が相対的に低く、しかも職業の専門性も高くなく、非正規就業が多く、直面する市場賃金が低いために就労できないためである。Heckman(1979)を筆頭とする、セレクションバイアスを考慮した順序プロビットモデルによる分析の結果を提示する。

2.4.2 妻の就業決定要因：推計モデル

夫の所得に関する変数の処理について簡単に述べておきたい。調査では、夫の所得について「昨年の課税前年収のうち、労働をして稼いだ年収」を尋ねているため、調査時点での妻の就業行動と観察時期のずれが生じる。そこで夫の年収については、妻の就業形態を

被説明変数とし、夫婦の属性（子どもの有無および末子年齢、夫学歴、妻学歴、居住地域規模）を説明変数とし多項ロジット分析を行った。

夫の所得が高い家計で妻の所得が高い家計が存在するかということを分析するにあたってモデルを 2 つ用意した。1 つは、フルタイム労働者、パートタイム労働者、専業主婦、3 つの就業形態からなるモデル、もう 1 つはフルタイム労働者の職種で専門職（「専門職・技術職」）を回答した者からなるグループを加えた 4 つの就業形態からなるモデルである。

なお、専業主婦は、自らおよび配偶者の就業状態に対する回答として「無業（専業主婦・主夫を含む）」と回答した者とする。仕事についているものについては、さらに雇用形態によってフルタイム労働者（「経営者・役員」、「正規雇用の正社員・正職員」、「公務員」）、パートタイム労働者（「契約社員、嘱託社員」、「派遣社員、請負社員」、「アルバイト、パートタイマー」）に分けた。勤労者と自営業者では労働供給のありかたが異なっており、推計結果の解釈を困難にする可能性があるため、夫あるいは妻が「自営業主」、「（自営業の）家業の手伝い」「内職・在宅ワーク」と回答した者は分析から除いている。各変数には 3 つの数字が載せてあるが、最初が係数、次が標準誤差値、そして 3 つ目の値がオッズ比である。各変数の基準カテゴリとして、子どもの有無および末子年齢については「子ども(0~3 歳)」を、夫の収入には「300 万~400 万円未満」を、妻の学歴には「高校卒」を選択した。

なお、妻の潜在的な市場賃金については学歴等の変数で specification bias を取り除ける部分が大きいと判断した。もっとも、我が国では高学歴ほど専業主婦率が高いという先行研究もある。全ての年齢階級についての結果は表 2-8 に示した。

表 2-8 妻の就業決定要因・結果 1

		妻：正社員			妻：パートタイム		
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)
切片		-1.516	0.192		-0.814	0.142	
子どもの有無・年齢	夫婦のみ	0.224 *	0.107	1.251	0.038	0.084	1.039
	子ども(0-3歳)(ref)						
	子ども(4~6歳)	-0.293	0.184	0.746	-0.183	0.154	0.833
	小中学生	-0.136	0.147	0.873	0.781 **	0.110	2.184
	高校生以上	-0.314 *	0.115	0.731	0.467 **	0.090	1.595
	既婚	-1.535 **	0.172	0.216	-0.585 **	0.114	0.557
妻：学歴	中卒	0.104	0.176	1.110	0.296 **	0.118	1.345
	高卒(ref)						
	専門卒	0.116	0.132	1.123	0.136	0.093	1.145
	高専・短大卒	0.413 **	0.135	1.511	0.061	0.098	1.063
	大卒	0.978 **	0.141	2.659	0.026	0.116	1.027
	大学院卒	1.076 **	0.371	2.933	-0.368	0.415	0.692
夫：所得	なし	-0.172	0.287	0.842	-0.382 †	0.207	0.683
	100万未満	1.007 **	0.384	2.738	1.465 **	0.287	4.329
	100~200万未満	0.483 †	0.285	1.621	0.980 **	0.198	2.663
	200~300万未満	0.377 *	0.182	1.458	0.681 **	0.130	1.976
	300~400万未満 (ref)						
	400~500万未満	0.500 **	0.151	1.648	0.500 **	0.116	1.648
	500~600万未満	0.320 *	0.162	1.377	0.614 **	0.118	1.847
	600~700万未満	0.354 *	0.160	1.425	0.336	0.125	1.400
	700~800万未満	0.475 **	0.171	1.608	0.334	0.134	1.396
	800~1000万未満	0.023	0.171	1.023	0.228	0.123	1.256
	1000万以上	-0.085	0.174	0.918	0.181	0.124	1.198
	居住都市規模	大都市	-0.048	0.138	0.953	-0.338 **	0.101
中都市(ref)							
その他の市		-0.098	0.135	0.906	-0.223 *	0.097	0.800
町・村		0.239	0.191	1.270	-0.033	0.141	0.967
夫:学歴	夫・中卒	-0.081	0.150	0.922	-0.132	0.108	0.876
	夫・高卒 (ref)						
	夫・専門卒	-0.065	0.126	0.937	-0.079	0.091	0.924
	夫・専門短大卒	-0.180	0.193	0.836	-0.131	0.149	0.877
	夫・大卒	-0.073	0.147	0.930	-0.311	0.106	0.733
	夫・大学院卒	-0.194	0.274	0.824	-0.171	0.200	0.843
	N		5237				
Nagelkerke		0.116					
Coc-Snell R ²		0.099					
p≤0.001:***, p≤0.01:**, p≤0.05:*,p≤0.10:†							

表 2-8 の結果から明らかな通り、夫の所得は多くの所得階層において有意な結果をもたらしている。係数が小さいものの、夫婦のみの場合には妻が正社員として働いているオッズ比が高く、末子年齢が小中学生や高校生以上である場合にはパートタイム労働をしている確率が高い。正社員とパートタイムで大きく異なるのは、妻の学歴である。とりわけ、妻が大学院卒である場合には、妻が正社員であるオッズ比が高くなっている。これについて詳しく見るべく、正社員のうち「専門的な労働に従事している」と回答した者を専門職と

して分類を別にして、専門職の就労選択について見てみるべく、表 2-9 に表した。

表 2-9 妻の就業決定要因・結果 2

	妻：正社員			妻：パートタイム			妻：専門職			
リファレンスグループ	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	
子どもの有無・年齢 夫婦のみ 子ども(0～3歳) (ref) 子ども(4～6歳) 小中学生 高校生以上	-1.807	.221		-1.031	.152		-3.039	.277		
	0.433 **	0.132	1.542	0.112	0.093	1.118	0.355	0.144	1.426	
	-0.027	0.205	0.974	-0.212	0.168	0.809	-0.231	0.247	0.794	
	-0.110	0.173	0.896	0.840 **	0.116	2.317	0.283	0.183	1.327	
妻：学歴	高卒生以上	-0.345 *	0.134	0.708	0.498 **	0.096	1.646	0.018	0.147	1.018
	既婚	-1.622 **	0.196	0.198	-0.554 **	0.119	0.575	-1.384 **	0.241	0.251
	中卒	0.070	0.192	1.072	0.218	0.122	1.244	1.027 **	0.249	2.793
	高卒(ref)									
	専門卒	-0.020	0.147	0.981	0.021	0.097	1.022	1.215 **	0.199	3.371
	高専・短大卒	0.164	0.153	1.178	-0.039	0.102	0.962	1.357 **	0.203	3.883
	大卒	0.602 **	0.162	1.826	-0.132	0.123	0.876	1.954 **	0.208	7.054
大学院卒	-0.043	0.565	0.958	-1.107	0.561	0.331	2.498 **	0.394	12.164	
夫：所得	なし	-0.322	0.338	0.725	-0.367	0.217	0.693	-0.218	0.375	0.804
	100万未満	0.969 *	0.420	2.635	1.481 **	0.292	4.398	0.959	0.502	2.610
	100～200万未満	0.230	0.351	1.259	1.015 **	0.205	2.760	0.741 *	0.333	2.098
	200～300万未満	0.389	0.202	1.475	0.730 **	0.134	2.075	0.308	0.250	1.361
	300～400万未満 (ref)									
	400～500万未満	0.560 **	0.167	1.751	0.541 **	0.121	1.717	0.364	0.206	1.439
	500～600万未満	0.305	0.183	1.356	0.638 **	0.123	1.893	0.426	0.204	1.532
	600～700万未満	0.341 +	0.181	1.407	0.384 **	0.130	1.468	0.203	0.215	1.225
	700～800万未満	0.274	0.203	1.316	0.338 *	0.141	1.402	0.612 **	0.210	1.844
	800～1000万未満	0.036	0.197	1.037	0.222	0.130	1.248	0.178	0.207	1.195
	1000万以上	-0.167	0.206	0.847	0.187	0.131	1.205	0.127	0.207	1.135
居住都市規模	大都市	-0.008	0.155	0.992	-0.292 **	0.106	0.747	-0.365 *	0.172	0.694
	中都市(ref)									
	その他の市	-0.222	0.153	0.801	-0.205	0.101	0.815	-0.167	0.165	0.846
	町・村	0.004	0.220	1.004	-0.058	0.147	0.944	0.191	0.238	1.210
夫:学歴	夫・中卒	0.075	0.163	1.078	-0.113	0.112	0.893	-0.394 +	0.215	0.674
	夫・高卒(ref)									
	夫・専門卒	-0.094	0.142	0.911	-0.055	0.094	0.947	-0.087	0.167	0.917
	夫・専門短大卒	-0.305	0.235	0.737	-0.194	0.159	0.824	0.141	0.225	1.152
	夫・大卒	-0.066	0.165	0.937	-0.280 *	0.111	0.756	-0.236	0.190	0.790
	夫・大学院卒	-0.307	0.325	0.736	-0.281	0.219	0.755	0.222	0.293	1.248
	N	5237								
Nagelkerke	0.146									
Coc-Snell R ²	0.131									
p≤0.001:***, p≤0.01:**, p≤0.05:*, p≤0.10:†										

専門職の労働選択については、夫の年収は多くの項目において有意ではなく、また係数の値も小さい。最も有意に影響を与えているのは自らの教育水準で、高い学歴になる程オッズ比も高くなっていることから、より高い学歴の妻が専門職として働いていることが分かる。パートタイムとして働いている妻の就業決定要因が夫の所得であるのに対し、専門職として働いている妻の就業決定要因は自らの学歴、すなわち社会経済的な要因であることが明らかになった。

夫の所得が高い妻が就業を抑制する関係は弱まっており、他方で、夫婦ともに高い家計が増加している可能性があるとする唆されている小原(2001)と整合的であるが、小原(2001)では、それがどの年齢層から生じているのかは明らかにされていない。もっとも、若年層

に多くパワーカップルが生まれていることは前節の統計的事実から伺えるが、本節においても示したい。

本調査では、回答者本人については年齢階級を聞いているものの、配偶者の年齢については回答させていない。2010 年の「人口動態統計」を見るに、夫婦の年齢差がほぼ同年齢である夫婦が多く、回答者本人の年齢階級と同じ年齢階級であると考えても差し支えないと判断し、妻の年齢階級別に就業選択について推計を行い、30 代と 40 代についてその結果を表 2-10、表 2-11 に示した。

表 2-10 妻の就業決定要因に関する多項ロジット分析(専門職あり 妻 30 代)

		妻：正社員			妻：パートタイム			妻：専門職		
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)
リファレンスグループ	切片	-1.352	0.409		-1.079	0.334		-3.518 **	0.641	
子どもの有無・年齢	夫婦のみ	0.872 **	0.248	2.392	1.260 **	0.224	3.526	1.106 **	0.285	3.024
	子ども(0～3歳) (ref)									
	子ども(4～6歳)	-0.031	0.270	0.970	0.149	0.239	1.161	-0.295	0.353	0.744
	小中学生	0.201	0.299	1.223	1.403 **	0.226	4.067	0.658 *	0.336	1.932
	高校生以上	-18.056	0.000	0.000	1.924 *	0.916	6.848	-17.560	0.000	0.000
既婚		-	-	-	-	-	-	-	-	-
妻：学歴	中卒	0.686 +	0.386	1.986	0.470	0.310	1.599	1.744 **	0.622	5.719
	高卒(ref)									
	専門卒	-0.044	0.289	0.957	0.003	0.216	1.003	1.463 **	0.515	4.321
	高专・短大卒	0.272	0.320	1.312	-0.050	0.254	0.951	1.903 **	0.530	6.704
	大卒	0.982 **	0.320	2.669	-0.189	0.297	0.828	2.696 **	0.528	14.815
	大学院卒	-0.531	1.114	0.588	-1.388	1.113	0.250	3.200 **	0.746	24.540
夫：所得	なし	0.953	1.058	2.593	1.595 +	0.886	4.931	-17.250	8720.693	0.000
	100万未満	1.143	0.981	3.136	0.944	0.958	2.571	0.833	1.308	2.301
	100～200万未満	0.872	1.037	2.392	1.718 *	0.835	5.573	2.249 *	0.964	9.478
	200～300万未満	-0.480	0.434	0.619	0.381	0.317	1.464	-0.035	0.541	0.966
	300～400万未満(ref)									
	400～500万未満	-0.575 +	0.308	0.563	-0.079	0.253	0.924	-0.179	0.375	0.836
	500～600万未満	-0.589 +	0.318	0.555	-0.149	0.266	0.861	-0.150	0.375	0.861
	600～700万未満	-0.533 +	0.313	0.587	-0.626 *	0.293	0.535	-0.757 +	0.416	0.469
	700～800万未満	-0.403	0.401	0.668	0.174	0.320	1.190	-0.102	0.461	0.903
	800～1000万未満	-1.023 *	0.432	0.360	-0.722 *	0.350	0.486	-1.531 *	0.611	0.216
	1000万以上	-1.419 *	0.583	0.242	-1.034 *	0.452	0.356	0.345	0.466	1.412
居住都市規模	大都市	0.255	0.295	1.290	-0.123	0.238	0.884	-0.351	0.354	0.704
	中都市(ref)									
	その他の市	-0.141	0.291	0.869	-0.218	0.225	0.804	0.038	0.331	1.039
夫：学歴	町・村	0.115	0.424	1.122	-0.405	0.347	0.667	-0.434	0.580	0.648
	夫・中卒	-0.386	0.380	0.680	-0.100	0.288	0.905	-0.249	0.470	0.780
	高卒(ref)									
	夫・専門卒	0.217	0.269	1.242	0.129	0.220	1.137	0.384	0.355	1.468
	夫・専門短大卒	0.077	0.398	1.080	0.216	0.334	1.241	0.870 *	0.430	2.388
	夫・大卒	-0.127	0.323	0.881	-0.081	0.251	0.922	-0.068	0.427	0.934
	夫・大学院卒	-0.572	0.548	0.564	-0.164	0.398	0.849	0.313	0.565	1.368
N		1079								
Nagelkerke		0.250								
Coc-Snell R ²		0.228								
		p≤0.001:***, p≤0.01:**, p≤0.05:*, p≤0.10:†								

表 2-11 妻の就業決定要因に関する多項ロジット分析(専門職あり 妻 40 代)

		妻：正社員			妻：パートタイム			妻：専門職		
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)
リファレンスグループ	切片	-0.869	+	0.478	0.420	-0.715	+	0.410	-2.197	0.670
子どもの有無・年齢	夫婦のみ	-0.424		0.324	0.654	0.392		0.316	1.480	0.363
	子ども(0～3歳) (ref)									0.478
	子ども(4～6歳)	0.066		0.346	1.068	-0.328		0.421	0.721	1.174 **
	小中学生	0.449		0.397	1.566	0.867 **		0.291	2.380	1.563 **
	高校生以上	0.507		0.930	1.661	1.128 **		0.299	3.088	3.083 **
妻：学歴	既婚	-0.869		1.142	0.419	18.909	6577.197	162896005.103	-0.185	1.182
	中卒	0.562		0.987	1.755	0.220		0.267	1.246	-0.654
	高卒 (ref)									1.322
	専門卒	-0.448		1.138	0.639	0.140		0.202	1.150	-0.667
	高専・短大卒	0.027		0.476	1.027	-0.025		0.226	0.975	-0.831
夫：所得	大卒	0.020		0.414	1.020	0.062		0.269	1.064	-0.166
	大学院卒	-0.526		0.443	0.591	-0.485		0.904	0.616	-1.027 +
	なし	-0.345		0.412	0.708	-0.575		0.881	0.563	-0.729
	100万未満	-0.947	*	0.452	0.388	1.233 +		0.735	3.430	-0.531
	100～200万未満	-0.665	+	0.401	0.514	0.923		0.592	2.516	-0.533
居住都市規模	200～300万未満	-1.311		0.470	0.270	0.054		0.373	1.055	-1.036 *
	300～400万未満 (ref)									0.431
	400～500万未満	0.139		0.366	1.149	0.154		0.300	1.167	0.138
	500～600万未満	0.063		0.360	1.065	0.270		0.285	1.310	-0.006
	600～700万未満	0.291		0.509	1.338	-0.037		0.286	0.964	0.883 +
	700～800万未満	-0.420		0.406	0.657	-0.406		0.288	0.666	-2.382 **
	800～1000万未満	-0.281		0.328	0.755	-0.208		0.273	0.812	-0.156
	1000万以上	-0.716		0.579	0.489	-0.583 *		0.288	0.558	-0.280
	大都市	0.273		0.348	1.314	-0.220		0.228	0.802	-0.923 **
	中都市 (ref)									0.372
夫：学歴	その他の市	-0.660		1.096	0.517	0.068		0.220	1.070	0.028
	町・村	0.115		0.424	1.122	0.039		0.327	1.040	-1.669
	夫・中卒	-0.386		0.380	0.680	-0.530 *		0.268	0.589	0.646
	夫・高卒 (ref)									0.277
	夫・専門卒	0.217		0.269	1.242	0.110		0.208	1.116	1.219
夫・専門短大卒	夫・専門短大卒	0.077		0.398	1.080	-0.279		0.338	0.757	0.954
	夫・大卒	-0.127		0.323	0.881	-0.565 *		0.231	0.568	0.291
	夫・大学院卒	-0.572		0.548	0.564	-0.487		0.549	0.614	-18.629
	N									1070
Nagelkerke										0.188
Coc-Snell R ²										0.170
p≤0.001:***, p≤0.01:**, p≤0.05:*, p≤0.10:†										

まず 30 代の結果を表 2-10 で見てみたい。パートタイム労働において末子年齢が有意に効いていることがまず確認できる。また、専門職労働者の場合、高学歴になるほど係数の値が大きくなっていく傾向がみられる。30 代と 40 代で比較すると、30 代では、専門職として働いている場合、妻の学歴が有意な効果をもたらしているのに対し、40 代では学歴は有意な結果が得られていない。これはジニ係数の要因分解を行った前節同様に、30 代など若年層において女性の就業行動が変わっていることが示唆される。この様に、専門職労働者においては本人の社会経済的資質である学歴が有意に正の値をとっており、女性が自らの社会的資源を活用したいゆえに働く姿が想像される。このような結果は、女性の高学歴化すなわち稼得能力が高くなると学歴と就業率の間に正の相関がみられるというものである。

本節では、既婚女性の就業決定要因について、2 つのモデルを用いて、多項ロジスティック回帰分析を行った。一つ目のモデルでは、正社員とパートタイム労働の 2 つについて分析を行った結果、夫の所得は正社員・パートタイム労働をする妻共通して有意な結果が

得られた。 つづいて、正社員のうち専門的な職業に従事している場合を分けて分析を行った場合、パートタイム労働を行っている場合に、夫の所得が有意に影響をもたらしているのに対し、専門職では妻自らの学歴が有意に効いており、また学歴が高くなるほど係数が大きくなることが見られた。年齢別に見た場合に妻が 30 代の場合に顕著な結果が得られたことより、若年層においてダグラス＝有沢の第 2 法則は見られず、とりわけ専門的な職業に従事する様な妻の就業を決定するのは夫の所得ではなく妻自身の社会経済的なバックグラウンドであると言えよう。

2.5 おわりに

本稿は、夫婦という単位から見た家計所得格差の原因と、既婚女性の労働供給メカニズムについて、所得四分位別にみた夫婦の組み合わせマトリックス分析、夫婦の所得によるジニ係数の要因分解、妻の就業要因に関する多項ロジット分析の 3 つの分析を行った。夫婦の組み合わせマトリックスを全年齢階級でみた場合には、夫が高所得であるような家計において、妻の所得が第 1 四分位に属する比率が高いことから妻の所得は家計の補助的な役割にしかすぎない。しかし、年齢階級別にみた場合、30 代、40 代については夫の所得と妻の所得の間には正の相関がみられ、パワーカップルのみならずウィークカップルの存在が確認できた。また、ジニ係数の要因分解においては、妻の所得が家計所得の不平等さに貢献している割合が若年層ほど高いことが示されており、なお、2006 年から 2011 年にかけて妻の貢献度が高まっていることがわかり、家計所得の不平等を決定するのは妻の所得であることがいえる。妻の就業決定要因に関する多項ロジット分析で見た様に、高い学歴や高い所得を得るような就業機会に恵まれるような女性は夫の所得にかかわらず就業を選択することがわかり、このことにより、家計所得の不平等がさらに広がる傾向がみられると予測する。ただし、婚姻行動は、あくまで個人の選好に基づいた結果であり、夫婦構成の変化による課税前家計所得の不平等化を政策的に阻止することは不可避である。しかし、

妻の所得によって家計所得が平準化されている事実はすでになくなっており、むしろ妻の所得によって家計所得の不平等が拡大していくという予測を踏まえて税制や社会保障政策を再考する必要がある。

注：本論文は、橋木俊詔氏との共著論文である Sayaka SAKODA and Toshiaki TACHIBANAKI “Women's Work and Differentials among Couples”を邦訳したものである。博士学位申請論文の構成論文として用いることについて、共著者の了承を得ており、私自身の分担部分において、下記の通り、中心に加筆・修正を行った。

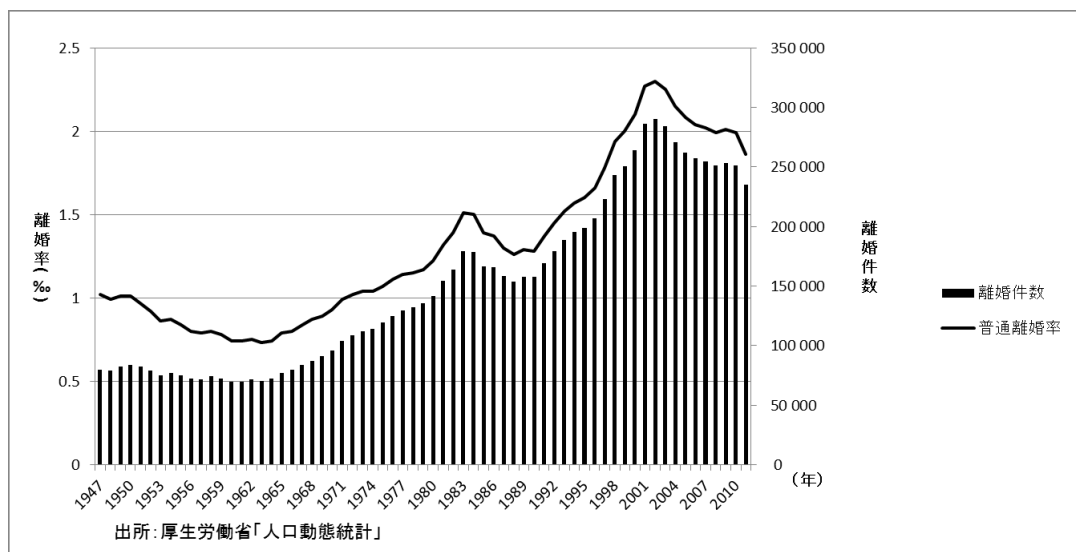
「共著者である橋木は、研究の構想ならびに知的内容について批判的に修正し、迫田は、研究データの整理、分析、解釈および研究の草稿を執筆した」

第3章 妻の経済力と離婚行動

3.1 はじめに

図 1-1 は離婚件数および普通離婚率¹の年次推移を表したものである。我が国の離婚件数、離婚率はともに 1960 年代から増加傾向にあり、² 1960 年の離婚件数が 6 万 4,910 件、離婚率が 0.74‰だったのに対して、2011 年の婚姻件数は 66 万 1,895 件、離婚件数は 23 万 5,719 件で、離婚率は 1.87‰と、この 50 年間に離婚件数は約 4 倍、離婚率は 2.5 倍に伸びている。離婚の増加傾向は我が国だけに限らず、多くの先進国に見られる現象なので、多くの研究者が離婚増大の要因を模索している。

図 3-1 離婚件数及び離婚率の年次推移



¹ 「普通離婚率」は人口の年齢構成の影響を排しているので、この指標の変化がどのような意味を持つのかは分かりにくい。そこで、年齢別人口に対する離婚率を見た「年齢別離婚率」や男女別に分けた有配偶人口 1000 人に対する離婚件数「有配偶離婚率」、それらをあわせた「年齢別有配偶離婚率」、結婚期間別に離婚率をみた「結婚持続期間別離婚率」など特殊地婚率という指標を用いられることが多い。

² 離婚件数は 2002 年の 28 万 9836 組がピークであった。

未婚化・晩婚化については人口学，社会学，地理学など，様々な切り口からによって分析が行われてきた。人口学において離婚行動は，この数十年先進諸国で見られた，「第2の人口転換」(Lestaege(1995)，レスタギ・モース(2000))と呼び，社会変動に伴う人口変動のありかたが家族のありかたに影響を与えるとみて，家族行動の変化の1つとして分析してきた。McLanahan(2004)は，経済的な資源が豊かな女性には子どもにとって良い影響を与える傾向(晩婚化・晩産化・母親の就業)があり，経済的な資源が乏しい女性には子どもにとって悪い影響を与える傾向(離婚・未婚の出産)があると述べており，Raymo, Bumpass and Iwasawa(2004)は妻の学歴と離婚について，Rogers(2004)は妻の所得と離婚の関係について分析を行い，McLanahan(2004)の通り，経済的な資源が乏しい女性に離婚が多いことを示している。

我が国における離婚についての分析はマクロレベルの離婚率推移や，離婚調停の申立て動機について見た司法的な分析(「司法統計年報」)及びその解釈が主流であり，個票データを用いた実証研究は少なかった。その理由はひとえに，離婚について分析が可能となるような大規模な社会調査データが日本になかったためであった。このような分析が少ない理由の一つは，日本において夫婦両方の学歴や所得がわかり，ある程度の数確保できる様なデータを利用できる可能性が限定されていたためであるかもしれない。しかし最近では日本においても，「全国家族調査(NFRJ)」や「消費生活に関するパネル調査(家計研パネル)」など，離婚に関してのデータが蓄積され，徐々に離婚する人の属性についての研究が進んでいる。

離婚する人の属性について詳細に分析した先行研究として，安藏(2003)や加藤(2005)，福田(2005)，三輪(2006)が挙げられる。それらによると，我が国の離婚の要因は，出生コーホート，初婚年齢，子どもの有無，婚姻期間，居住地，結婚や伝統的な役割分担に対する価値観と，15歳時における社会経済的環境要因，就業状態・就業形態，経済成長率に大別されるという。とりわけ三輪(2006)は野々山(1985)の同類婚 assortative matching)によ

って高まる「結婚の質理論」の検証を行い、同階層の職に就いている夫婦であれば結婚の質が高まるとの結果を示している。

離婚についての実証分析は、上で紹介した先行研究取り上げられた変数で見た様に、個人の社会的な特性から分析するものが多い。それに対して、離婚の申し立て動機を分析した『司法統計年報』は、個人の性質から離婚の傾向について分析を行っている。離婚した夫婦の離婚理由で離婚原因の主たる事由は「性格が合わない」である。情報の非対称性により、結婚前には知りえなかった嫌な点に耐えられなくなったためだろう。しかし、こうとも考えられないだろうか。「金の切れ目は縁の切れ目」なぜなら、結婚生活は経済的な基盤によって支えられている。離婚するか否かの潜在的な要因は、より客観的な要素によって維持されているのではないか。加藤(2005)は、「日本経済が高度成長から低成長・ゼロ成長へと転換していく中で、社会階層要因が強く働くようになった」と述べている。また福田(2005)では、妻の収入が高い、また夫の収入が低いほど離婚率が高まると予備的な分析の結果を述べている。経済成長率が低い現在、離婚はどのような社会経済的な資質を持つ階層に生じる傾向があるのか明らかにする必要がある。そこで質問紙調査を用いて、社会経済的な資質とりわけ所得によってどの程度離婚率が頃なるのか検討する。

ここで、離婚に関する研究についての理論的な背景に言及したい。これまでの離婚に関する研究を俯瞰すれば、大きく分けて 3 つの仮説が挙げられる。これについて橘木・迫田(2013)が先行研究を簡潔にまとめている。それは、(1)女性の自立仮説、(2)相対所得仮説、(3)つり合い婚仮説である。まず初めに、「女性の自立仮説」について説明したい。夫婦の分業は、それぞれの能力を活かしたものであった時代もあるが、女性が働くことに目覚めれば家事・育児に魅力を感じなくなり、結婚しない、子どもを持たない、あるいは離婚を希望する、という仮説である。2 つ目の「相対所得仮説」³とは、以下のとおりである。人が結婚や出産に踏み切るのは、将来にわたって安定した生活設計ができると確信したときで

³ Oppehnheimer(1997)は「修正自立仮説」と呼んでいる。

ある。将来予測は、将来にわたって得られる「稼得能力」と「期待する生活水準」の比較によって行われる。両者の比率を「相対所得」とし、相対所得の比率が改善することが見込まれれば、離婚を促進する可能性があるというものである。最後の「つり合い婚仮説」は、労働市場における、求人者と求職者との間にある情報の不完全性ゆえにマッチングに不確実性があることを、結婚市場に応用させたものである。具体的には、学歴・年齢・出身階層など夫婦の社会経済的資質が類似していれば（assortative matching: 釣り合い婚仮説，同類婚仮説）夫婦間の文化的なギャップが小さくなるので結婚の質⁴が高まり離婚が抑制されるという仮説である。

本稿においては、これら 3 つの仮説がどの社会経済的階層での離婚に当てはまるかの検証も行いたい。

3.2 検証結果

本節では、2010 年から 2012 年に実施された『地域の生活環境と幸福感に関するアンケート調査』⁵で得られた個票データを用いて検証を行った。アンケート調査はネット調査会社⁶に依頼し、調査会社と提携するモニター（満 20 歳以上）を対象にしてインターネットを通じて行われた。

この項では、2010 年時点で既婚だったが 2012 年には離婚している者（40 名）について、離婚者の社会経済的要因について、ロジスティック回帰分析を行ったものが表 2-1 である。ここで注目すべき変数は夫婦の学歴である。男性を対象とした Model1,2 と女性を対象とし

⁴ 離婚に関する社会学的な理論について整理した野々山(1985)は、家族社会学において離婚を促進する要因として「結婚の質 (marital quality)」という概念を提唱している。

⁵ 平成 23 年度科学研究費補助金（基盤研究(A)「幸福感分析に基づく格差社会是正政策と社会保障改革」(研究代表者・橘木俊詔)）(以下、本文では「橘木科研」と表記する) 調査日時は 2010 年 2 月～2012 年 8 月で、調査法は電子法（ネット調査）、調査対象は満 20 歳以上、80 歳未満の男女個人、調査票最終回収数は 6491 件であった。

⁶ 本調査は、インターネットアンケート会社「goo リサーチ」を使用している。本調査は、事前に行ったプレ調査で答えた性別と本調査での性別が異なる、回答時間が異常に早い回答者などをサンプルから排除して、データの信頼性を確保している。

た model3,4 では、互いの学歴の推定結果について正負の符号が全く異なっている。先述の加藤(2005)や福田(2005)の結果⁷によれば女性自身が高学歴である場合には離婚率が低くなることは知られていたが、配偶者とりわけ妻が高学歴である場合には離婚確率が有意に上昇することが確認された。

つづいて所得についてみてみたい。まず男性の所得についてみてみよう。Model1 において、所得が四分位に属する男性を除いて、どの所得階層も統計的に有意な推定結果ではない。もっとも、夫の所得の標準化係数は値が小さく、夫の所得が離婚に与える影響は夫にとっては大きくないと考えられる。しかし、それは男性にとっては男性の所得の多寡は影響ないだけであって、妻にとっては夫の所得の多寡は有意に影響をもたらす。所得が最も高い男性を除いて、有意に離婚に正の影響を与えている。男性は、所得が多ければおおいほど離婚されにくいのである。次に妻の所得についてみてみよう。Model2 のうち、妻の所得に注目すると、妻の所得が第 1 分位あるいは第 2 分位の場合にはマイナスの値をとっており、妻の低稼得は離婚確率を低めることを示唆している。⁸

一方妻から見た場合には、Model3, Model4 において、妻本人の所得が高くなれば離婚確率も上昇していることが確認できる。とりわけ、妻の所得が 4 分位に属する場合には有意に上昇しており、「女性の自立仮説」が当てはまるかのように見える。ところが、Model4 において所得が 1 分位に属するような妻も離婚率のオッズが上昇している。これについて分析するべく、夫婦所得のマッチングとその離婚率について分析を行った。

⁷ 加藤(2005)や福田(2005)が用いたデータの調査対象者は女性だけであり、離婚の学歴効果について男性を調査対象とした分析はない。

⁸ Model1 では所得第 2 分位の値はプラスになっており、不整合な結果に見えるが、モデル 1 では専業主婦を含んでいないために所属分位が上昇しているだけである。

表 3-1 離婚者の社会経済的要因についてのロジスティック回帰分析

		Model1 男性		
		B	S.E.	Exp(B)
所得	1分位	0.919	0.115	2.507
	2分位 (ref)			
	3分位	-0.980	0.177	0.375
	4分位	-1.329 *	0.046	0.265
学歴		0.072	0.156	1.074
家族仲の欠如 家族仲の欠如ダミー		2.359 **	0.839	10.581
家族構成	単身世帯ダミー	-1.143 *	0.503	0.319
	負債ダミー	2.032 ***	0.529	7.626
就業状態	非正規ダミー	-0.067	0.577	0.935
住居状態	借家ダミー	0.728	0.469	2.071
健康状態	不健康ダミー	1.216 *	0.535	3.374
貯蓄の有無	貯蓄ゼロダミー	0.537	0.580	1.712
子どもの有無 (ref 子供なし)		-0.084	0.452	0.919
N		161		
Cox-Snell R ²		0.309		
Nagelkerke R ²		0.435		

p≤0.001:***, p≤0.01:**, p≤0.05:*, p≤0.10:†

		Model3 女性			Model4 所得1分位女性		
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)
所得	1分位	-1.032	0.661	0.356	-	-	-
	2分位 (ref)				-	-	-
	3分位	-0.117	0.510	0.889	-	-	-
	4分位	-1.491 †	0.827	0.225	-	-	-
学歴		0.095	0.192	1.099	0.232	0.246	1.261
家族仲の欠如 家族仲の欠如ダミー		1.684 **	0.632	5.386	1.687 *	0.756	5.402
家族構成	単身世帯ダミー	-0.618	0.415	0.539	-0.669	0.560	0.512
	負債ダミー	0.725	0.462	2.064	1.762 **	0.654	5.826
就業状態	非正規ダミー	0.914 *	0.431	2.493	0.579	0.529	1.784
住居状態	借家ダミー	0.497	0.433	1.645	-0.036	0.550	0.965
健康状態	不健康ダミー	1.082 *	0.500	2.949	1.215 †	0.705	3.371
貯蓄の有無	貯蓄ゼロダミー	2.059 **	0.675	7.839	2.574 **	0.845	13.124
子どもの有無 (ref 子供なし)		-0.003	0.474	0.997	0.098	0.607	1.103
N		170			161		
Cox-Snell R ²		0.280			0.315		
Nagelkerke R ²		0.391			0.421		

p≤0.001:***, p≤0.01:**, p≤0.05:*, p≤0.10:†

婚姻関係があった当時の夫と妻の所得⁹の関係に注目し、夫の所得を横軸に並べ、妻の所得を縦軸に並べて、専業主婦（主夫ふくむ）¹⁰を含んだ場合と専業主婦（主夫）を含んでい

⁹ なお、所得について「わからない」、「答えたくない」と回答した者は除き、有効サンプルサイズは 36 となった。

¹⁰ 自ら「専業主婦・主夫」とであると回答した者の労働所得はすべて「なし」に訂正してい

ない場合に分けて所得マトリックスを作成した。(表 2-2, 2-3)

まず、専業主婦（主夫）を含んだ場合（表 2-2）と含まない場合の離婚率（表 2-3）を比較したとき、専業主婦（主夫）を含まない場合、すなわち共働き世帯の方が離婚率は高い。もっとも、表 2-3 において専業主婦・専業主夫の離婚率を見た場合、男性が専業主夫である場合の離婚率は、女性が専業主婦である場合より総じて高い。これは専業主夫のみに限らず、夫の所得が概して低い場合には離婚率も高くなっている。男性の経済力の不足は直ちに離婚確率を上げるという他の先行研究と整合的な結果が見られる。専業主婦（主夫）の性別について確認すると、18 名が女性、3 名が男性と無業の夫よりも妻の方が多い。共働き世帯の方が専業主婦（主夫）世帯よりも離婚率が高いことと合わせて考えると、先行研究である福田(2005)の通り、女性の経済的な自立は女性の離婚確率を高め、離婚を増やすという理論が正しいことがわかる。

この分析の目的である、夫婦それぞれの所得¹¹についての離婚率について詳細に見てみよう。表 2-2 を見て、妻の所得が夫よりも多い場合には離婚確率が飛びぬけて高いことがわかる。男性の「所得なし」は失業に寄る可能性が高いので、夫の失業は妻にとって離婚確率を大きく上げる可能性を高めるのであろう。これは低所得（300 万未満）の男性の所得階層においても同様である。次に、男性の所得が「300~400 万未満」や「400~500 万未満」と日本男性の平均年収程度である場合にはもっとも離婚率が低い。とりわけ女性が配偶者控除を受けられる程度の所得（200 万未満）の所得階層においてはとても低いし、そもそも離婚してないことが見受けられる。

表 3-2 所得四分位別に見た夫婦の離婚率（既婚者との比較）（専業主婦含む）（単位：％）

る。

¹¹夫の個人所得について四分位を取った場合、「200 万未満」，「200~400 万未満」，「400~600 万未満」，「600 万以上」，妻の場合には「100 万未満」，「100~200 万未満」，「200~300 万未満」，「300 万以上」に分類された。

	妻の所得						合計
	なし	100万未満	100~200万未満	200~300万未満	300~400万未満	400万以上	
なし				5.56		10.00	1.30
100万未満	2.38		10.00				2.22
100~200万未満	1.16	2.33					1.07
200~300万未満	0.88		4.44		11.11		1.07
300~400万未満			1.33				0.20
400~500万未満	0.83	0.92	1.82				0.78
500~600万未満	0.46	0.93		3.70	4.17	2.63	1.08
600~700万未満	1.01	1.10	2.56				1.00
700~800万未満	1.20				6.25		0.79
800万以上	0.47	0.47	5.06				0.46
合計	0.70	0.52	2.22	0.82	1.78	0.68	0.88
(離婚者 N:36 既婚者N:4985)							

表 3-3 所得四分位別に見た夫婦の離婚率（既婚者との比較）（専業主婦含まない）（単位:%）

	妻の所得					合計
	100万未満	100~200万未満	200~300万未満	300~400万未満	400万以上	
100万未満		6.67				1.79
100~200万未満	2.94	3.13				2.17
200~300万未満	1.09	2.38				1.10
300~400万未満		1.67				0.49
400~500万未満		1.67				0.43
500~600万未満	1.16		4.17		3.70	1.50
600~700万未満		2.63				0.55
700~800万未満				5.88		0.55
800万以上	0.61	5.71				2.59
合計	0.55	2.45	0.53	0.71	0.44	1.01
(離婚者 N:17 既婚者:1681)						

しかし、妻から見た場合には、200 万未満での離婚は多い。このことより低所得者層での離婚が多いことがわかる。一方、妻の所得が高い場合にはどうだろうか。高稼得の妻の夫も同様に高稼得である可能性が高いことがしめされている。(橘木・迫田(2013)) 高所得(300 万以上)の妻は高稼得の夫であったにもかかわらず離婚率が総じて高い。

離婚者の中では、所得「なし」すなわち専業主婦の所得階層においても離婚率は高かったが、社会全体で見た場合には、夫の所得が高ければ離婚率は低く抑えられている。しかし、一度妻が経済力を有すると、たとえ夫の所得が高くとも離婚率が上昇する。これは妻の所得が「なし」であった場合よりも妻が経済力を持ったので、離婚に対する交渉力を持つようになったとも理解できるが、離婚に向けてパートタイム労働を始めて離婚への準備が整ったから離婚できたとも考えられるので、比較的低所得者層での経済力と離婚行動について因果関係は明らかではない。だが、近年登場し始めた高稼得の妻についても、高稼得の男性と結婚しているために離婚率が低く抑えられているかと予想されていたが、そ

の同階層内の既婚者との比較においては離婚率が高いことが示された。

もっとも、この分析に用いられたデータの対象者は、本調査期間中（2010 年～2012 年）のうちに離婚したものに限定されており、結婚持続期間が長い夫婦の離婚については調べることが不可能である。これらの問題を解決するためには、離婚に関する大規模なパネルデータを蓄積し、詳細に検証することが必要だろう。

3.3 離婚は「望ましい」か？

先述の通り、理論的には、現在の結婚生活の期待効用と、離婚後の生活から得られる効用を比べて、後者が前者を上回る場合に人々は離婚する。しかし、Easterlin(2005)の分析では、既婚者は結婚していない人に比べて、時間が経っても高い幸福を感じている一方で、離婚経験者は離婚から時間が経っても幸福度が低いことを示している。なぜ離婚選択行動の結果、幸福度が下がる現象が起こっているのでしょうか。前節まではどのような夫婦の組み合わせにおいて離婚が生じているのかについて前項で見てきたが、これより後はどのような社会的資源を持った者にとって離婚が幸福度を下げる、あるいは上げるのかを明らかにしたい。

幸福度に影響を与える要因について多数の研究が行われており、所得の絶対水準や相対水準だけでなく、対人関係、主として結婚や家族との関係が幸福に対する重要な要因になっている。わが国における幸福度についての実証分析において、離婚の影響について分析しているものには佐野・大竹(2007)がある。離婚によって幸福度を下げるのは、離婚後貧困に陥りやすい女性と思われていたが、佐野・大竹(2007)によると男性であることが示された。

本稿は、どのような社会的資源を持った者にとって離婚が幸福度を下げる、あるいは上げるのかを明らかにするべく、表 3-4 において、男女別にした世帯所得の 4 分位別に多項プロビット分析を用いて実証研究を行った。世帯所得の 4 分位については男性は「200 万円未満」, 「200~400 万円未満」, 「400~600 万円未満」, 「600 万円以上」, 女性は「200 万未満」,

「200~300 万未満」,「300~500 万未満」,「500 万以上」に分類した。従属変数について説明しておこう。幸福度を表す指標として,「あなたは普段どの程度幸福だと感じていますか」という自分の幸せを主観的にみた変数から,「とても不幸」を 0 とし,「とても幸福」を 10 と得点化して 11 段階評価で作成した。

佐野・大竹(2007)同様,幸福感の捉え方には性差があることから男女別に分析を行うことにした。独立変数は,離婚ダミーで,その他のコントロール変数として,学歴,15 歳時の家庭の生活環境を取り上げた。学歴として,4 年制大学,大学院を卒業したものについて「高学歴ダミー」を作成した。また,15 歳時の家庭の生活の程度は世間一般から見てどうだったか,「上」(1 点),「中の上」(2 点),「中の中」(3 点),「中の下」(4 点),「下」(5 点)の 5 段階で得点化し作成した。現在の健康状態については,1 年前と比較して「悪くなった」(1 点)「変わらない」(2 点)「よくなった」(3 点)の 3 つに分けて得点化した。

まず性差についてみてみたい。男性は女性に比べると概して離婚によって幸福度を下げており,これは先行研究である佐野・大竹(2007)とも一致する。

つぎに,所得分位別に見てみると,男性においては,所得が第 1 分位,第 3 分位に属する所得に属する者が離婚から幸福度への影響が強く,離婚したことが後の人生において幸福度を下げていることがわかる。

次に女性についてみてみると,所得が低い女性にとって,離婚は幸福度を下げる要因であるのに対して,所得が高い女性にとって離婚は幸福度に対してたいした影響を与えないことがわかる。

この推定結果より,2 つのことが言える。1 つは,「離婚は男性にとっては失敗であり,女性にとっては再出発」とも言えよう。もう 1 つは,高所得の女性にとって離婚は「なんでもない」ことである。

表 3-4 離婚が幸福度に与える影響についての多項プロビット分析

	男性											
	β			S.E.			t値			β		
	1分位			2分位			3分位			4分位		
定数		0.492	12.584		0.371	14.995		0.340	18.650		0.356	20.543
高学歴ダミー	0.080	†	0.171	1.834	0.054	0.128	1.578	0.046	0.130	1.332	-0.036	0.150
離婚ダミー	-0.199	***	0.245	-4.742	-0.098	*	0.274	-2.935	-0.180	***	0.318	-5.336
15歳時点所属階層	-0.066		0.090	-1.530	-0.081	*	0.067	-2.386	-0.057		0.064	-1.638
現在の健康状態	0.159	***	0.172	3.817	0.269	***	0.136	8.104	0.167	***	0.127	4.946
R ²	0.1009			0.0963			0.0870			0.1427		
N	532			833			831			755		

	女性											
	β			S.E.			t値			β		
	1分位			2分位			3分位			4分位		
定数		0.516	10.698		0.463	11.938		0.415	15.261		0.471	15.077
高学歴ダミー	-0.005		0.231	-0.094	0.020	0.184	0.466	0.030	0.154	0.702	0.013	0.165
離婚ダミー	-0.117	*	0.232	-2.457	-0.018	†	0.296	-0.427	-0.113	**	0.341	-2.719
15歳時点所属階層	-0.122	*	0.104	-2.566	-0.080	†	0.088	-1.916	-0.078		0.077	-1.858
現在の健康状態	0.302	***	0.205	6.366	0.263	***	0.183	6.385	0.245	***	0.167	5.895
R ²	0.1167			0.0716			0.0760			0.0409		
N	405			548			535			409		

3.4 離婚と貧困問題

女性の場合、とりわけ、低所得層や専業主婦層においては、離婚によって生活のレベルが低下する可能性がある。八木(2010)は、15歳時における所属社会階層と現在の所属社会階層を比較した分析において、離婚女性の階層上昇比率は3分の1以下と、離婚経験者は低社会階層からの上昇が困難になっていることを示している。なぜ、離婚は貧困を招き、貧困からの脱出を困難にしているのでしょうか。その多くはこれまで見てきたように、自身の稼得能力に依るところが大きいだろうが、他の要因があって貧困足らしめているのであれば原因を追究する必要があるだろう。

本節においては、離婚後貧困になる者についてロジスティック分析を行い、表 3-4 としてまとめた。

従属変数は「生活が苦しかったり、経済的な不安が続いている」について、「はい」を1、「いいえ」を0とする経済的不安ダミーを作成し、用いた。独立変数については、家族仲、家族構成、負債、就業状態、住居状態、健康状態、貯蓄の有無、子どもの有無についてそれぞれダミー変数を作成して取り入れた。家族仲については、「家族との関係がよくない」について「はい」と答えたものを1とする「家族仲欠如ダミー」を作成した。家族構成に

については、離婚後も実家に戻らず、また近居（車や電車で 30 分程度の場所に住む）こともしていない者を「単身世帯ダミー」として変数を作成した。負債についても同様に負債（住宅ローンを含む）が「ある」場合に「負債ダミー」を、就業状態について「契約社員・嘱託社員」、「派遣社員・請負社員」、「アルバイト・パートタイマー」と答えたものについて「非正規ダミー」を作成した。住居について「民間の賃貸住宅」、「公営・公団・公社等の賃貸住宅」、「社宅・寮」と答えたものについて「借家ダミー」を作成した。健康状態については、昨年と比較して健康状態が「悪い」と答えたものについて「不健康ダミー」を作成した。「子どもの有無」については子どもが「いる」と答えたものを「子どもダミー」に、貯蓄状態については「金融資産（預貯金や株式などの負債）」が「ない」と答えたものを「貯蓄ゼロダミー」として、変数に取り上げた。その他のコントロール変数については、前節同様、学歴と男女別に求めた所得の四分位を用いた。

まず、男性を対象としたモデル 1 についてみると、所得変数のほか負債のダミー変数など金銭的な変数が有意に影響を及ぼしていることがわかる。その他有意な変数をみると、「家族仲の欠如ダミー」と「単身世帯ダミー」が有意に影響を及ぼしている。

続いて女性を対象としたモデル 2, 3 を見てみよう。まずモデル 2 を見てみると、男性とは異なり負債ではなく「貯蓄ゼロダミー」が有意な結果である。男性は現在負債を抱えていることが不安につながるが、女性は、貯蓄が少なければ将来への不安が高まることの証左でもある。モデル 3 の、最も所得が少ない（家計所得 200 万円未満）の場合には、「貯蓄ダミー」、「負債ダミー」ともに有意な結果である。彼女たちにとっては、今の生活もこれからの生活も不安なのである。

金銭的な変数のほかには、モデル 1 同様、「家族仲の欠如ダミー」が有意ではあるが、男性とは異なり「単身世帯ダミー」については有意な結果は得られていない。まず「家族仲の欠如ダミー」について解釈すれば、離婚後は家族からの経済的・精神的な支援のなさが経済的な不安に影響を及ぼしている可能性がある。所得が高い（4 分位）であれば、家族から

の支援を外部化されたサービスに代替させることもできるだろうが、多くは家族からの支援を求めていることが示唆される。

「単身世帯ダミー」の結果を加えて考えると、男性は家族からの支援があれば経済的な不安が減るが両親との同居・近居は煩わしいと考えているが、女性は同居・近居はあまり気にならないことがわかる。このことから離婚後女性の半数が実家に帰るのに対して、男性は離婚後も3割が単身生活を続けていることが理解できる。

この節では、離婚ののち、貧困足らしめている原因について分析した。その結果、家族との仲が欠如していることが有意に経済的な不安に影響を与えていることが分かった。高所得層においては、家族サービスを市場での外部化されたサービスに代替させることができるであろうが、多くは家族からの経済的・精神的な支援が必要である。とりわけ別れた夫婦の間に子どもがいればなおさらであろう。これより後の節においては、子どもがいる場合の問題について考えたい。

表 3-5 離婚経験者における貧困になる要因についてのロジスティック分析

		model1 男性(専業主婦含まない)			model2 男性(専業主婦含む)		
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)
夫所得	1分位	0.728	0.530	2.071	0.767	0.612	2.154
	2分位(ref)						
	3分位	0.574	0.690	1.775	0.772	0.481	2.164
	4分位	0.733 †	0.481	2.082	0.371	0.511	1.450
妻所得	1分位	-0.501	0.636	0.606	-0.307	0.528	0.736
	2分位	1.168	0.427	3.216	-0.636	0.731	0.529
	3分位	-0.342	1.040	0.710	1.021	0.560	2.776
	4分位 (ref)						
夫学歴	中卒(ref)						
	高卒	-0.261	1.061	3.046	-0.251	0.616	0.778
	短大・専門卒	-1.953	1.072	4.689	-1.966	1.144	0.140
	四大・大学院卒	-1.009	1.141	2.962	-0.975	0.625	0.377
妻学歴	中卒(ref)						
	高卒	1.114	0.617	0.770	1.213	1.100	3.363
	短大・専門卒	1.545 †	1.144	0.142	1.692 †	1.102	5.433
	四大・大学院卒	1.086	0.628	0.365	1.231	1.158	3.426
子どもの有無 (ref 子供なし)		0.126	0.551	1.135	0.204	0.556	1.226
N		1903			2955		
Cox-Snell R ²		0.0073			0.0073		
Nagelkerke R ²		0.0680			0.0670		

p≤0.001:***, p≤0.01:**, p≤0.05:*, p≤0.10:†

		model3 女性(専業主婦含まない)			model4 女性(専業主婦含む)			model5 女性(専業主婦含む)		
		B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)
夫所得	1分位	1.180 †	0.603	3.254	1.169 *	0.595	3.219	1.175 *	0.593	3.238
	2分位 (ref)									
	3分位	1.180	0.836	1.358	0.418	0.667	1.519	0.444	0.668	1.559
	4分位	-0.299	0.673	0.742	-0.491	0.852	0.612	-0.484	0.853	0.616
妻所得	1分位	-0.604	0.777	0.547	0.001	0.716	1.001	-0.995	0.634	0.370
	2分位 (ref)							-0.931	0.634	0.394
	3分位	0.152	1.077	1.164	0.644	0.779	1.905	-0.354	0.702	0.702
	4分位	1.239 *	0.616	3.451	1.087 †	0.631	2.965			
夫学歴	中卒(ref)									
	高卒	0.805	0.876	2.237	0.998	0.873	2.713	0.963	0.872	2.620
	短大・専門卒	0.898	1.071	2.454	1.145	1.065	3.143	1.091	1.065	2.979
	四大・大学院卒	1.099	0.871	3.000	1.129	0.878	3.093	1.091	0.875	2.978
妻学歴	中卒(ref)									
	高卒	-1.475 *	0.753	0.229	-1.382 †	0.749	0.251	-1.371 †	0.748	0.254
	短大・専門卒	-1.316 *	0.652	0.268	-1.153 †	0.646	0.316	-1.162 †	0.645	0.313
	四大・大学院卒	-1.577 *	0.714	0.207	-1.338 †	0.704	0.262	-1.330 †	0.703	0.265
子どもの有無 (ref 子供なし)		-0.309	0.514	0.734	-0.380	0.515	0.684	-0.365	0.517	0.694
N		1903			2955			2955		
Cox-Snell R ²		0.0064			0.0085			0.0085		
Nagelkerke R ²		0.0606			0.0807			0.0807		

p≤0.001:***, p≤0.01:**, p≤0.05:*, p≤0.10:†

1960 年ころまでは、夫が親権を取る比率と妻が親権を取る比率はほぼ半々であった。子供は「婚家の跡継ぎ」という意識が強く、女性は今以上に経済的に弱かったので、夫の家で面倒を見るように決定されるケースが多かったのである。しかし低年齢の子どもほど母性優先の原則が働くなどの事情により、親権が母親に優先されるようになったこともあり、現在では母親が親権を取るケースが全体の 8~9 割程度を占める。

これは「跡継ぎ」といった志向が弱まったこと、そして昔に比べて女性に経済力がついてきたこと、また経済力をつけやすくなってきたことを反映していると考えられる。

その結果、父親が送る養育費を用いて、母親が子どもを育てる、というのが最も一般的な形となる。養育費の趣旨は、別れた夫婦の間に生まれた子どもに対して、離婚する前と同じ生活レベルを保障するために、それぞれの経済力に応じて負担するものである。しかし、実際には、離別した父親から養育費を受け取っている母親はわずか 19.7%にしかすぎない（厚生労働省平成 23 年度「全国母子世帯等調査結果報告」）。

夫婦の多くは協議離婚という方法で婚姻関係を解消する。だが、その過程において、養育費や共有財産、慰謝料など金銭に関することについて離婚協議書をもって取り決めをしている母子世帯の比率は 37.7%にとどまる。なぜ取り決めをしていないかという問いに対して「相手に支払う意思や能力がないと思った」という回答が 48.6%と最も多かった。養育費制度そのものには養育費を払うインセンティブはあらかじめ備わっていないし、離婚に際して取り決められた養育費を払わなくても罰則はない。このことから、制度が機能していない実情が垣間見える。

養育費を送らない者に対して、倫理観・責任感の欠如を問う声も大きい。だが、一やや古いソースにはなるがー厚生省大臣官房統計情報部(1997)によれば、40%の非親権者が別れた子どもと「全く会わない」と答えている。日が経つにつれて子どもに対する関心を失っていくなか、破っても咎めのない約束ならば、養育費を送るインセンティブはない。 まし

てや、再婚すれば、新しい家庭を支えることで精いっぱいとなるだろう。橘木・浦川(2006)では、現代日本において母子世帯の半数以上が貧困層に属し、苦しい生活を余儀なくされていることが指摘されている。そして、「平成 18 年度全国母子世帯等調査」によれば、母子世帯の約 8 割は離婚が原因となって母子世帯となっている。離婚後の所得移転や所得保障としての養育費制度がうまく機能していないため、離婚を経験した母から成る母子世帯は貧困に陥る。母子世帯の一方で父子世帯はどうだろうか。父子世帯の悩みは家事と育児であることが橘木（2008，2011）で示されている。

先ほど述べた様に、日本では教育水準が低い女性ほど離婚リスクが高まる。さらに、同類婚の傾向があることを考え合わせると、夫の稼得能力が低い世帯の妻ほどより大きな離婚リスクにさらされているのである。また、その様な世帯の妻ほど自分自身の稼得能力も低い可能性があるので、離別するとただちに貧困家庭になる可能性がとて高くなる。それに、離婚後の生活保障を別れた夫に求めることも難しい。

離婚後、生活難に苦しむ者に対してどのような社会政策を行うべきだろうか。それには 2 つの案が考えられる。1 つは離婚後の所得についての保障を強化することである。協議離婚書をもって取り決めをすることなく離婚する夫婦が大半であることを先に述べた。このようなケースでは養育費の支払いが不完全なために貧困に陥っている可能性が高い。したがって、公正証書を作成するか、養育費支払いの判決などを取得し、養育費の不備がある場合には、相手方の給料などを差し押さえることにより必ず養育費を払うようにさせることが考えられよう。しかし、これまで見てきたように、同類婚の結果、元の配偶者が同じような階層に属している場合ならば、支払うだけの経済的余裕のない者が多くなる。もう 1 つは、母子世帯の母親の収入について保障することである。

これは前節の表 3-4 での推定結果で見た様に、家計所得が 200 万未満の女性において、金銭問題と家族からの支援がないことが経済的な不安をもたらしていることから言えよう。母子手当の充実を図るとともに、自分 1 人で働きながら子育てができる環境の整備が必要

である。もっとも、離婚後に生家に戻り両親からの支援を受けることが最も効率的であろうが、親との関係が複雑であったり、一度結婚をして家を出た以上は自立したいという意思もあるだろうから、社会政策としては最も恵まれない者のことを考えて政策を講じるべきであろう。

3.5 おわりに

本稿では、離婚のメカニズムについて経済学の視点から分析を行った。1960 年代初頭以降、我が国の離婚件数や離婚率が上昇していることの背景と、どのような夫婦が離婚に至っているのか夫婦の要因について考察した。経済成長率が高い時代、我が国の夫婦の類型として、夫は仕事、妻は家事と、夫は妻に家事を、妻は夫に経済力をたよって、まるで企業のように分業することで結婚の安定を図っていた。しかし、低い経済成長率の下では将来への展望ではなく現在の社会階層が有意に影響をもたらすとして社会階層別に離婚率を分析した。

現在、我が国は企業や家族といった社会システムを通じて社会保障を提供している。本稿で扱った、夫婦の離婚という事象はエスピン - アンデルセンの述べる通り、「脱家族化」の現象の一つに相違ない。結婚し、配偶者または配偶者との間に生まれた子どもから生活を保障してもらえる者とそうでない者の差が大きければ、社会が二極化する可能性がある。家族のつながりが希薄するのを阻止し、つながりを促進するような対応をとるのか、それとも家族のつながりが弱体化する前提で政策的対応を取るのか選択が必要になってくる。筆者は、家族とのつながりが弱体化しても満足に社会保障を受けられる様な生活が望ましいと考えており、本稿でも用いた幸福度分析の手法を用いてパレート最適な社会保障制度の提言に努めることを今後の研究課題とする。共白髪になるまで夫婦であることが昔と比べて一般的ではなくなっている現況下では、専業主婦として夫の仕事を支えるライフコース選択はリスクの高い選択だと言えよう。しかしだからといって、「個人の選択の結果だから」と貧困に苦しむ母子世帯の女性を責めるべきではない。なぜなら、我が国の就業構造

や階層構造の問題でもあるからだ。

第4章 婚姻決定に関する地域格差とパーソナリティ項目

4.1 はじめに

日本は長い間、「皆婚社会」すなわちほとんどの男女が結婚する傾向にあった。しかし、1970年代より晩婚化だけでなく未婚化が進展しており、一時的なものではなく、この傾向が長く続くと予想されている。では、結婚を望まない人が増加しているのかといえそうではなく、『14回出生動向基本調査』によれば、結婚を望む人の比率は大して変化していないことがわかっている。もし結婚を望んでいるにも関わらず、何らかの理由で結婚ができないのであればこれは問題であると言えよう。本稿の目的は、『幸福感分析に基づく格差社会是正政策と社会保障改革』の個票データを使って、結婚決定要因について、供給側側面と経路について着目し、未婚化のメカニズムを明らかにすることである。¹

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、海外及び国内の先行研究について概観する。第3では、本稿の分析に用いるデータについて解説し、都市規模と婚姻率の逆U字型を確認するとともに結婚決定要因について社会経済的、地理的変数を加えて分析を行う。

4.2 先行研究と本稿の位置づけ

本節では、結婚を決定する社会経済的要因を考える上での経済学的な枠組みに触れ、実証分析の先行研究を検討することによって本分析の位置づけを確認する。

未婚化のメカニズムについての研究は、大きく分けて2つの側面—需要面と供給面—がある。結婚の需要面については、Becker(1973)が提唱している「女性の自立仮説」が挙げられる。Becker(1973)は、夫は外で働き、妻は家事・育児に勤しむという夫婦の役割分担が効率を上げる点こそ結婚の利点であると述べた。実際の世界では、女性の学歴が高くなり、雇用機会が増大して就業率が上がれば、女性が家事・育児すなわち結婚に魅力を感じ

¹岩澤・三田(2005)は、これまで多くの既存研究が明らかにしてきた需要側・供給側の2つの側面に加え、需要側と供給側をつなぐ「経路」に問題があると述べた。

なくなって結婚を望まなくなり、婚姻率が低下すると予想されていた。(加藤(2004)) 結婚に対する需要の低下を説明した先行研究に樋口・阿部(1999)や高山(2000)が挙げられる。機会費用を含め結婚のコストが高まったことと結婚の便益が減ったために結婚率が低下したと説明している。しかし実際には、『第14回出生人口動向調査』で見られる様に、「いずれ結婚するつもり」と答えている者の比率は変わっておらず、女性の学歴や就業率が上昇しても結婚を望んでいる者の比率は低下していない。すなわち、Becker(1973)の「女性の自立仮説」は実際の婚姻に対する需要の低下を説明できないのである。

では、次に供給側の側面について注目してみよう。結婚市場における男女比に極端な差があったり、結婚相手として望ましいような異性の存在がない場合には、本人に結婚意欲があるかどうかにかかわらず、結婚決定に大きく影響を与え、結婚難(Marriage Squeeze)を引き起こす可能性が高くなる。多くの研究者が結婚難について先行研究を残しており、古くは、Carter and Glick(1976)やSpanier and Glick(1980)がアメリカにおける黒人女性の結婚難パターンについて明らかにしている。Becker(1991)は結婚市場の男女比(男性の数/女性の数)が結婚行動に影響を与えることについて経済理論的に明らかにした。すなわち、男女比が高まると、女性への需要が高まって、女性の交渉力が高まり、女性が結婚しやすいということである。Oppenheimer(1998)が述べる結婚相手の供給低下が婚姻率を引き下げるというものである。結婚難を引き起こすような具体的な例としては、戦争によって結婚適齢期の異性が極端に少なくなったために、我が国において女性の未婚率が上昇した例があげられる。

なお、近年、需要と供給をつなぐ「経路」にマッチングシステムとしての構造的な問題があるとする研究が見られる。岩澤・三田(2005)は「職場結婚(仕事を通じた出会いによる結婚)」と「見合い結婚」の減少が婚姻率低下に結びついていることを明らかにしている。

「学校で」「友人・きょうだいを通じて」「街中や旅行で」といった要因による婚姻率は低下していないにもかかわらず、全体の婚姻率が低下しているのは、「職場結婚」と「見合い

結婚」による婚姻率低下が原因であるとするものである。

近代社会の発展は我々により地理的な移動を可能とさせ、より自由な恋愛と婚姻を可能とさせるかの様に見えたが、現実にはきわめて狭い空間の中で配偶者を探している可能性がある。結婚に対する需要が低下していないのであれば、供給あるいは需要と供給を結ぶ経路について着目し、婚姻率の低下についての要因を探る必要がある。

Schoen and Weinick(1993) は、人口増加下においては、男性はより若い女性と結婚する傾向があるので、女性は結婚難に遭遇しやすいことを明らかにしている。Wood(1995)は、結婚生活に必要な所得水準を上回ると考えられる黒人男性が少ない地域ほど婚姻率が低いことを見出した。結婚には地域差があることで知られているように、Becker(1991)を受けて Angrist(2002)は地域の経済状況が人口移動を通じて男女比に影響を与える場合、地域の経済社会的要因を考慮する必要を提唱している。

我が国においては、国土庁計画・調整局(1998)が市区町村データで女性の結婚と地域の男女比の関係について分析を行ったが、その時点においては男女比と女性の初婚年齢、および女性の未婚率には弱い相関関係しか認められないと述べている。続く北村(2003)では、1980-90年の『国勢調査』のデータを用いて、男性は就業が結婚の条件であること、女性では就業と賃金の上昇が結婚・出産を遅らせていると明らかにした。また北村・宮崎(2009)は『国勢調査』を用いて、都市化の程度と結婚経験率の関係について調べた結果、都市化の程度によって男女の経験率は大きく異なること、男性の就業率は男性の結婚と正の相関関係によること、男女比が高まれば男性の結婚経験率は低下し、女性の結婚経験率は上昇することを述べた。

しかし、北村・宮崎(2009)自身が述べている通り、この論文は市区町村データを使っているために、個人の特性はコントロールできていない点が挙げられる。更に言えば、本人の学歴、所得、兄弟構成などの本人の社会経済的な要素を加えることで個人の特性についてコントロールできる部分が大きくなることには違いないが、より個人の特性を表すには個

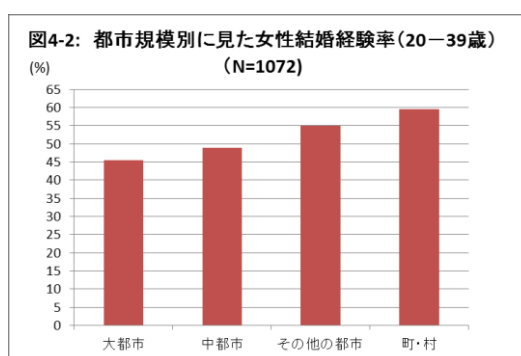
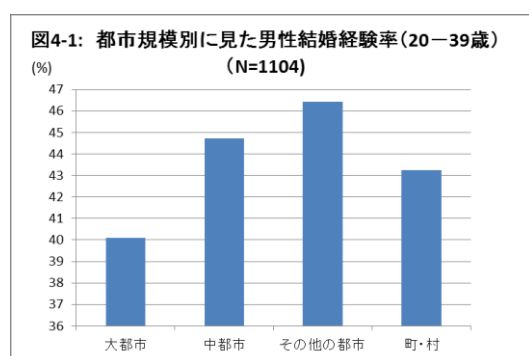
人の性格について考慮すべきであろう。個人の特性を表す代表的な指標に「Big Five Factor」がある。これは個人の性格特性を 5 つの因子にまとめたもので、対人関係や外界に対する働き掛けによる積極性を示す「外向性」、対人関係による共感性や思いやりに関わる「協調性」、仕事面によるセルフコントロールや責任感に関わる「誠実性」、情動による「神経症傾向」、知的関心による「開放性」からなる。

冒頭で述べたとおり、未婚者の大多数は結婚を希望している。よって、結婚に対する需要はあるものという前提あるものとしてさておき、結婚は社会経済的な資質が影響するところが多いが、社会経済的資質のみによって決定されるものではない。本稿では、パーソナリティ項目を対人関係能力の一種であるとみなし、分析に加えて考慮する。

4.3 分析結果

国土庁計画・調整局(1998)や徳野(1998)、原田(2001)では、男性の未婚率と都市規模について都市部で低く、近郊地域で高く、過疎農村で低くなる逆 U 字型を描くことを明らかにしている。近年では、北村・宮崎(2009)が『国勢調査』を用いて、人口密度と結婚経験率の関係および婚姻率と男女比の関係について回帰分析を行った結果、人口密度と結婚経験率の間に逆 U 字型が確認できた。

本稿も、まず、都市規模と婚姻カテゴリーデータの関係からこの事実を確認したい。図 4-1 は都市規模別に見た男性結婚経験率、図 4-2 は都市規模別に見た女性結婚経験率である。先行研究同様、男性は都市規模と結婚経験率の間に逆 U 字の関係がみられることが明らかになっ



た。また、結婚に対する願望について地域差が生じていないか、表 4-1 で確認しておきたい。

表 4-1 都市規模別に見た、婚姻に対する願望

男性

	大都市	中都市	その他の都市	町・村	合計
今すぐにでも結婚したい	8.70	12.77	12.16	7.14	10.63
数年以内に結婚したい	29.57	32.98	29.02	26.19	29.63
今は結婚したくない	6.52	5.32	5.10	9.52	5.96
結婚できる環境にない	8.26	11.70	7.84	11.90	8.86
一生結婚するつもりはない	11.74	15.96	13.33	14.29	13.20
わからない	35.22	21.28	32.55	30.95	31.72
	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
N=621					

女性

	大都市	中都市	その他の都市	町・村	合計
今すぐにでも結婚したい	16.52	9.68	14.92	6.25	14.15
数年以内に結婚したい	36.61	44.09	29.28	37.50	35.47
今は結婚したくない	3.57	6.45	4.42	3.13	4.34
結婚できる環境にない	3.57	1.08	3.87	9.38	3.58
一生結婚するつもりはない	9.38	8.60	10.50	9.38	9.62
わからない	30.36	30.11	37.02	34.38	32.83
	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
N=530					

地域差で結婚に対する願望について有意差は得られなかったが、男性のうち「結婚できる環境にない」と回答している者の割合が、中都市ならびに町・村において若干多く見られる。女性も同様にしてしてみると、「今すぐにでも結婚したい」と述べている者の割合が、町・村では若干多く、また、「結婚できる環境にない」と述べている者の割合が同様に町・村で多く見られた。

次に、北村・宮崎(2009)同様、計量分析を持って都市規模と婚姻率の関係を明らかにするとともに、何が婚姻を決定する要因になるのか明らかにしたい。これまでの先行研究で見つかったように、婚姻決定要因には 3 つの側面が存在する。1 つ目は、需要面、2 つ目は供給面、3 つ目は需要と供給を結ぶ経路である。前述の通り、結婚に対する需要は大きく変化していないので、本節では主として供給面と、需要と供給を結ぶ経路に着目して分析を行う。こ

れまでの先行研究で明らかになった通り、結婚相手の供給量は婚姻を決定する大きな要因の一つである。その供給量を決定する要因の一つに、Becker(1973)が述べる様な婚姻市場における男女比が挙げられる。結婚市場というのを、男女が出会う場所として定義するならば、旧来、婚姻市場は居住地域である。しかし、近代化が進めば学校や職場、更に現代になると更に移動範囲が広がるだろうと考えられる。よって、本稿では、居住地域の特性及び本人の特性などを変数に取り入れて計量分析を行う。

分析に使用されたデータは、2010年に実施された『地域の生活環境と幸福感に関するアンケート調査』²の個票データである。(研究代表：橋木俊詔)アンケート調査はネット調査会社³に依頼し、調査会社と提携するモニター(満20歳以上)を対象にインターネットを通じて行われた。

まず、被説明変数は「結婚経験ダミー」である。既婚、離別、死別を1、未婚を0とした婚姻ダミーを作成した。分析ではロジット回帰モデルを使用している。説明変数は、人口密度(対数)、人口密度(対数2乗)、男女比(女性を100としたときの男性比率)、最終学歴、4分位に分けた個人所得、就業形態である。男女比、人口密度(対数)および人口密度(対数2乗)は、各個人の郵便番号から住んでいる市区町村を特定し、2010年の『国勢調査』データを用いて、各市区町村の男女比、人口密度から計算した。

北村・宮崎(2009)で述べられている通り、男女比は結婚市場における交渉力の指標であり、理論上では男女比が高い、すなわち男性が女性よりも相対的に多いと結婚市場における女性の交渉力が高まって女性の婚姻率が高くなる。一方、男女比が低いと反対に男性の交渉力が高まって男性の婚姻率が高くなる。ゆえに、固定効果をコントロールすることを目的に取り入れている。なお年齢については、Licher et al.(1991)やWood(1995)では、結婚市

²平成23年度科学研究費補助金(基盤研究(A)「幸福感分析に基づく格差社会是正政策と社会保障改革」(研究代表者・橋木俊詔))有効サンプルサイズは5,341である。

³本調査は、インターネットアンケート会社「gooリサーチ」を使用している。本調査は、事前に行ったプレ調査で答えた性別と本調査での性別が異なる、回答時間が異常に早い回答者などをサンプルから排除して、データの信頼性を確保している。

場の構成員の年齢としては 20-39 歳が想定されており、本稿でも同様に、年齢幅を 20-39 歳に限定した。

推計結果を男性は表 4-2、女性は表 4-3 に示した。

表 4-2 男性・結果

	model1			model2			model3			model4		
	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)
男女比	-0.607	0.693	0.545	-1.776 *	0.804	0.169	-4.145***	1.012	0.016	-3.841 ***	1.034	0.021
人口密度	-0.165	0.189	0.848	-0.490 *	0.217	0.613	-0.591 **	0.223	0.554	0.000 *	0.000	1.000
人口密度 (2乗)	0.020	0.192	1.020	0.219	0.219	1.245	0.293	0.226	1.340	0.000	0.000	1.000
中卒										0.340	0.639	1.405
高卒										0.443 *	0.206	1.557
専門・高専卒										0.266	0.235	1.304
短大卒										-0.023	0.411	0.977
大卒 (ref)												
大学院卒										-0.005	0.217	0.995
年収200万円以下				-1.793***	0.250	0.166	-0.987 **	0.339	0.373	-0.542	0.370	0.582
年収200~400万円 (ref)												
年収400万~500万円				1.224***	0.159	3.402	0.388	0.266	1.474	0.386 *	0.274	1.471
年収500万円以上				1.980***	0.255	7.243	0.005	0.572	1.005	0.187	0.586	1.206
所得by男女比							0.357***	0.097	1.429	0.313 **	0.102	1.368
経営者・役員										0.478	0.622	1.614
正社員 (ref)												
公務員										0.140	0.274	1.150
非正規雇用										-0.993 ***	0.302	0.370
自営業主等										0.149	0.297	1.161
学生・無業										-1.312 **	0.489	0.269
その他										0.831	1.024	2.295
定数	0.368	0.713	1.445	1.202	0.820	3.328	1.992 *	0.855	7.334	2.226 *	0.883	9.260
Nagelkerke	0.002			0.238			0.333			0.348		
Cox-Snell R ²	0.003			0.317			0.249			0.260		
N=1101												
p≤0.001:***, p≤0.01:**, p≤0.05:*, p≤0.10:†												

表 4-3 女性・結果

	model1			model2			model3			model4		
	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)	B	S.E.	Exp(B)
男女比	1.933 *	0.761	6.909	1.604 †	0.883	4.973	1.798 †	0.968	6.038	2.024 ***	1.006	7.565
人口密度	0.053	0.193	1.054	0.027	0.223	1.027	0.051	0.231	1.052	0.000	0.000	1.000
人口密度 (2乗)	-0.181	0.196	0.835	-0.033	0.225	0.967	-0.039	0.233	0.962	0.000	0.000	1.000
中卒										-3.372 ***	0.790	0.034
高卒										-0.064	0.214	0.938
専門・高専卒										0.058	0.251	1.060
短大卒										0.227	0.217	1.255
大卒												
大学院卒										-0.461	0.340	0.631
年収200万円以下				1.230 ***	0.206	3.420	1.027 ***	0.232	2.794	0.769 *	0.302	2.157
年収200～400万円 (ref)												
年収400万～500万円				-1.801 ***	0.191	0.165	-2.016 ***	0.240	0.133	-1.629 ***	0.259	0.196
年収500万円以上				-1.110 ***	0.196	0.329	-1.336 ***	0.394	0.263	-0.529	0.446	0.589
所得by男女比							0.003	0.083	1.003	-0.032	0.086	0.968
経営者・役員										20.590	23038.478	875299598.182
正社員 (ref)										-1.294 ***	0.314	0.274
公務員										-1.106 *	0.564	0.331
非正規雇用										-0.507 *	0.257	0.602
自営業主等										-0.196	0.402	0.822
学生・無業												
その他										-21.476	27501.339	0.000
定数	-1.957 *	0.781	0.141	-1.185	0.913	0.306	-1.182	0.964	0.307	-0.994	1.019	0.370
Nagelkerke	0.013			0.332			0.352			0.408		
Cox-Snell R ²	0.010			0.249			0.264			0.306		
N=1070												
p≤0.001:***, p≤0.01:**, p≤0.05:*, p≤0.10:†												

男性では男女比の係数は負で有意であり、女性では、男女比の係数は正で有意となり、北村・宮崎(2009)などの先行研究と整合的な結果を得た。まずは男性の結果について詳しく見ていきたい。Model2 では、人口密度(2 乗)を除いていずれも有意であるが、所得と男女比の交差項を入れた Model3 では、年収 200 万以下以外の所得変数は非有意な推定結果で

ある。男女比をコントロールした所得の項目では符号が正を示している。男女比をコントロールした場合、すなわち、都市規模をコントロールした場合には、所得が高い人ほど婚姻確率が高まることが示された。また就業上の地位を変数に加えた Model4 を見てみると、非正規雇用ならびに学生・無業の変数において、有意な負の結果が得られている。男性が就業していないことあるいは不安定な職に就いていることが結婚に負の影響を及ぼすことを確認できた。

続いて女性についてみると、学歴は中学卒、所得は年収 200 万円以下、400 万－500 万、就業上の地位については正社員、公務員、非正規雇用の項目において、有意な結果が得られた。先述のとおり、男女比変数については、北村・宮崎(2009)と同様、男女比が高いほど結婚経験率が高まることが示されている。

もちろん、先述の通り、結婚決定要因は社会経済的要因のみによって決定されるわけではない。男女ともに結婚に際して「人柄」を最も重視すると、国立社会保障人口問題研究所の『出生動向基本調査』で述べられている。このような「人柄」を指標として用いるために、Benet-Martinez&Oliver(1998)の手法に従って、44 個のパーソナリティ項目を因子分析にかけ 5 つの因子を抽出した。これら 44 変数についての回答は、「まったくそう思わない」(=1)から「強くそう思う」(=6)までの 6 段階の回答カテゴリーに分かれている。

高松・橘木(2012)を参考にして各因子を特徴づける。男性の第 1 因子は「誠実性」、第 2 因子は「神経症傾向」、第 3 因子は「開放性」、第 4 因子は「外向性」、第 5 因子は「調和性」と判断できる。対して女性は第 1 因子が「誠実性」、第 2 因子が「外向性」、第 3 因子が「開放性」、第 4 因子が「神経症傾向」、第 5 因子が「調和性」であるこれら 5 種類の合成変数ならびに社会経済的な性質を表す指標を婚姻行動の分析モデルに組み込んだ分析結果を表 4-4 で表す。

表 4-4 「Big Five Factor」を考慮した婚姻決定要因

	男性				女性			
	B	S.E.	Exp(B)		B	S.E.	Exp(B)	
男女比	-3.763 ***	1.041	0.023		1.934 †	1.054	6.914	
人口密度	0.000 **	0.000	1.000		0.000	0.000	1.000	
人口密度（2乗）	0.000	0.000	1.000		0.000	0.000	1.000	
中卒	0.405	0.654	1.500		-3.147 ***	0.818	0.043	
高卒	0.456 *	0.208	1.578		-0.109	0.225	0.896	
専門・高専卒	0.289	0.237	1.335		-0.010	0.261	0.990	
短大卒					0.189	0.228	1.208	
大卒(ref)	-0.027	0.418	0.973					
大学院卒	-0.005	0.218	0.995		-0.555	0.349	0.574	
年収200万円以下	-0.513	0.373	0.599		0.887 **	0.318	2.428	
年収200~400万円(ref)								
年収400万~500万円	0.409	0.276	1.505		-1.655 ***	0.275	0.191	
年収500万円以上	0.207	0.589	1.230		-0.613	0.471	0.542	
所得by男女比	0.306 **	0.102	1.358		-0.045	0.092	0.956	
経営者・役員	0.554	0.628	1.740		19.827	22878.557	408164557.633	
正社員(ref)					-1.463 ***	0.331	0.232	
公務員	0.089	0.278	1.093		-1.254 *	0.582	0.285	
非正規雇用	-0.975 ***	0.304	0.377		-0.520 †	0.270	0.595	
自営業主等	0.170	0.301	1.185		-0.079	0.423	0.924	
学生・無業	-1.243 *	0.493	0.289					
その他	0.938	1.036	2.554		-20.833	26512.297	0.000	
誠実性	0.007	0.108	1.007		0.275 **	0.105	1.317	
外向性	0.195 †	0.109	1.215		0.677 ***	0.103	1.968	
開放性	-0.173	0.110	0.841		-0.517 ***	0.112	0.596	
神経症傾向	-0.100	0.087	0.905		-0.169 †	0.095	0.845	
調和性	-0.077	0.095	0.926		-0.069	0.096	0.933	
定数	2.171 *	0.889	8.766		-0.776	1.073	0.460	
Nagelkerke	0.369				0.472			
Cox-Snell R ²	0.276				0.354			
N=1032				N=1072				
p≤0.001:***, p≤0.01:**, p≤0.05:*,p≤0.10:†								

この結果を見ると、パーソナリティ項目が有意な結果を示しているのは男性よりも女性に多く見られることがわかる。男性は、「外向性」項目においてのみ、正の影響が見られるのに対し、女性は「誠実性」、「外向性」、「開放性」、「神経症傾向」の4項目において有意な結果が得られている。これを解釈すると、積極的に人と接することをいとわない男性の婚姻率が高く、女性は、徹底的に物事を進め、積極的に人と接するような女性の婚姻率が高く、新しい経験や知識を追い求める女性、精神的にバランスが不安定である女性の婚姻率が低いことが明らかになった。

4.4 結論

我が国では晩婚化・未婚化が大きな社会問題のひとつとなっている。日本では、高学歴

化あるいは女性の社会進出が結婚行動に及ぼす影響について分析を行った研究が進んでいるものの、結婚行動を決定する地理的要因あるいはパーソナリティ要因についての実証分析は少ない。Becker(1991)をはじめとして、Angrist(2002)などでは結婚決定要因について地域の異質性を考慮することが主張されている。本稿では、結婚決定要因について、結婚の供給側側面とその経路について、都市規模別に見た既婚率の分析、地理的・社会経済的要因についてロジット回帰分析ならびにパーソナリティ項目として「Big Five Factor」を加えたロジット回帰分析の3つの分析を行った。

都市規模別に見た既婚率の分析は、先行研究同様に、女性は都市規模が小さくなるほど既婚率が上昇するのに対し、男性は都市規模と既婚率の間に逆U字型の関係が見られることが確認できた。

次に、結婚の供給側側面および経路に関してロジット回帰分析を行った。男女比が高い場合には男性の婚姻率が低く、女性は婚姻率が高まることが明らかになった。しかし、男女比をコントロールした場合には、男性の婚姻確率は正の値を示しており、都市規模と既婚率の間の逆U字型の関係が見られないことが確認できた。

また多くの人は結婚に際して「人柄」を優先することより、パーソナリティ項目として「Big Five Factor」を入れて、結婚決定要因についてロジット回帰分析を行った。この結果、男性では、積極的に人と接することをいとわない性格である「外向性」がわずかに正の値を示し、女性では徹底的に物事を進める「誠実性」、人と接することをいとわない「外向性」の2つの要素において婚姻確率が高く、新しい経験や知識を追い求める女性、精神的にバランスが不安定である女性の婚姻率が低いことが明らかになった。

第5章 「責任感応理論」を用いた日本の所得不公平についての実証分析

5.1 はじめに

多くの人は性別や種族から生じる不平等を不公平(Unfair)と捉え、労働時間から生じる所得格差を公平(Fair)だと感じる(Almas et al. (2011))。それは、性別や種族といった要因は先決要因であり、自らの責任に帰すことができないためであり、労働時間などは自分の意思によって決定することができると思う人が多いためである。しかし、例えば、教育についてはどのように判断する人が多いだろうか。大学進学が許される環境に育った人もあれば、許されない人もいるだろう。教育についての選択は、後々の人生—仕事、所得、結婚—における選択に影響を与える。人生における行いやありようについて国家が自由を保障したとして、個人の選択の結果、その人が最低限の生活水準を下回って困窮に陥った場合にどのようにすべきなのか。1990年代以降、このような選択には助け合いよりも、自己責任を重視する風潮が強まりつつあるとロザンヴァロン(2006)が指摘した。

不公平な格差と公平な格差が混在するなかで、どの様にして、不公平な格差(Unfair Inequality)と公平な格差(Fair Inequality)を測定すべきなのだろうか。格差に対する、旧来の標準的な測定方法は、不公平と公平な格差について特段区別をつけてこなかった。本章では、平等主義リベラリズムのなかでも個人の選択の自由と結果責任の対応関係を重視する「責任感応的平等主義」に着目して、我が国の所得分布の「不公平」について実証分析を行う。

本稿の構成は以下のとおりである。まず2節では、焦点が当てられている、公正な所得格差の測定方法についての先行研究をまとめる。3節では、用いるデータの紹介と実証分析に用いるモデル及び変数の説明を行う。4節では、分析結果とその解釈を行い、5節では「責任感応的平等主義」とそれに対する批判の応答可能性及び議論について考察する。

5.2 先行研究

本章まで、我が国の所得格差問題について事実解明的な分析を行ってきた。家族が社会基盤としての機能を失っていることについての実証的な後ろ盾を構築した。配偶者や子ども、企業から生活を保障される者とそうでない者が生まれれば、客観的な格差指標に伴って主観的な格差感が拡大して、社会が二極化する可能性がある。しかし、誰と家族になるかあるいは家族をやめるか、どのような働き方をするか、または、働かないかは、個人の選択の結果、自己責任であると考えられる傾向がある。その結果が経済格差を招いたからと言ってすべてに政府が介入することは許されないだろう。しかし、個人の選択の結果、その人が最低限の生存ライン以下の状況に陥ってしまった場合はどうすべきなのだろうか。すると、その競争には、公正な競争が行われるための条件がそもそも整備されていたのだろうか、という疑問が湧く。

このような研究は、旧来、哲学の分野で盛んに議論されており、「機会の平等」という概念が用いられてきた。このような考えは、ロールズ(2010)や Dworkin(2002)、Arneson(1989)や Cohen(1989)らが「平等主義的リベラリズム(Egalitarian Liberalism)」として提唱してきた。極端な自由や功利に基づく「リバタリアニズム(Libertarianism)」や、努力如何に関わらず均等配分を行おうとする「平等主義(Egalitarianism)」は「結果の平等」に着目しているのに対し、「平等主義的リベラリズム」は「機会の平等」に着目しているところが大きく異なる点である。この「機会の平等」の機会(Opportunity)という概念は、資源を適切に用いることによってもたらされる可能性のことである。すなわち、「機会の平等」とは資源に対する平等なアクセスの保障をさす。

我が国でも多くの哲学者らがこの問題に挑んでおり、とりわけ、「平等主義的リベラリズム」を専門に研究を行っている角崎(2013)によれば、平等主義的リベラリズムの「機会の平等」は、以下 2 つの公共政策上の原理を導出している。1 つは、「選択の尊重」である。個人が行った選択を極力尊重するものである。もう 1 つは、「(不)運の除去」である。個人に

降りかかる運または不運(Good Luck/Bad Luck)や自然的・社会的境遇(Nature and Social Circumstance)の差異がその人の福祉に与える影響を除去しようとする考えである。すると、不遇の原因が、当該本人にとって避けがたい「運」によるものだったのか、それとも本人による「選択」の帰結だったのかという点に視点が移る。もし、「選択」の帰結であれば、本人は自身の帰結の責任を負うべきであろう。しかし、本人のコントロールが及ばない環境要因によって生じた格差は調整の必要があるのではないだろうか。平等主義リベラリズムの中でも、個人の選択の自由と結果責任の対応関係を重視するこの様な見解は、「責任感応的平等主義 (Responsibility Sensitive Egalitarianism)」¹として区別されている。Dworkin(2002)によれば、政府による分配は、各人の経済的背景、性別、人種あるいは技能やハンディキャップに対して悲感応的(鈍感)で、かつ、自身が行った選択に敏感であるべきだとされている。

近年この「責任感応平等主義」の考えを実証研究に生かそうとする動きが活発である。その先行研究としては、Betts and Roemer(1999), Roemer et al.(2003), Bourguignon, Ferreira and Menendez (2007)や Devooght(2008), の他, Almas et al.(2011)が挙げられる。Betts and Roemer(1999)では、アメリカのデータ(National Longitudinal Survey of Young Men)を用いて、どの様な教育支出の再配分が機会の平等を高めるのか分析し、両親の教育水準よりもどの人種であるかが重要な変数であることを明らかにした。Page and Roemer(2001)では、課税前所得と課税後所得を比較して、アメリカの税制が機会の平等を行っていないことを明らかにしている。Roemer et al.(2003)はこのモデルを 11 か国に拡張して、各国の税制がどの程度機会の平等に寄与しているかを明らかにしたものである。Bourguignon et al.(2007)は、ブラジルの”Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios”(PNAD National Household Survey)を用いて、Roemer et al.(2003)により提唱された”周辺環境 (Circumstance)要因”と”努力(Effort)要因”にわけて稼得所得を推計した。

¹ Anderson(1999) は、「運の平等主義(Luck Egalitarianism)」と呼んでいる。

周辺環境要因には、父親と母親の教育水準、父親の職業、人種、出生地の 5 つの要因が稼得所得機会形成に占める要因について分析を行った。また、努力変数を通じて機能する間接的な要素と稼得所得に直接作用する要素に要因分解したところ、上述の 5 要素は 1996 年における、ブラジル男性の稼得所得のタイル指数の約 10-37%を説明していることを明らかにした。

Almas et al. (2011)では、Bourguignon et al. (2007)の基本的な枠組みを更に発展させ、「公平所得」を推計した。その手法は以下の通りである。まず、「責任感応的理論」に基づいて労働時間、教育年数、公務員ダミー、年齢、性別、大学での専攻分野の変数をそれぞれ、個人が責任を負うべき変数と責任の範疇外にある周辺環境変数に分類して、労働所得を特定する。その様にして推計した労働所得決定要因について、個人が責任を負うべき要因によって説明できる所得を社会全体でシェアすることによる「公平所得」を導出した。この「公平所得」を用いて、1986 年から 2005 年のノルウェーの課税前ならびに課税後所得の所得分配について評価した。その結果、ジニ係数が低下しているにもかかわらず、課税前所得に比べて課税後所得がより「不公平」になっていることを明らかにした。労働市場における女性にまつわる状況が変化したことと上位 1%の所得シェアが増加したことが原因だと述べている。ノルウェーの課税後不公平は課税前不公平より高く、ノルウェーの税制は再分配制度として適切ではないことを明らかにした。

5.3 変数とモデルの説明

Romer(2009)の「機会の平等アプローチ」は、「個人がコントロールできない要因と個人がコントロールできる要因を選別し、個人の努力水準の分布を特定する。同じタイプの人には等しく資源を分配する。努力の相違が得られる厚生達成に関する格差をもたらしても是正する必要はないが、努力に関する相違がない限り、結果に関する格差を是正しなくてはならない」という趣旨のものであった。

本研究の目的は、本人が否応なしにおかれた環境に深く規定される側面を制御しつつ、本人が選択可能な要因がどの程度、その後の労働所得に影響を与えるのかを推定することにある。多様性を持った人々が、人生の選択を自由に行えることを重視するとともに、その機会を平等に保障することとその結果についての責任についての議論は、ジョン・ロールズ以降の分配的正義論の中心であった。しかしその一方で、不遇に遭った際の結果は、本人にとって「不運」だったのか、自発的な「選択」帰結であるのか。またその結果に対して福祉国家としてどの程度まで補償すべきだろうか。本章では、所得格差を「不公平な格差」（外的環境によって生ずるもの）と「公平な格差」（個人の努力や責任に帰すことができるもの）に分解し、2つの分析を行う。一つは、パネルデータを用いた労働所得推定であり、もう一つは教育の機会に着目しつつ、ヘックマンの2段階推定による労働所得推定である。したがって、本論文では、2010年から2013年までの個票パネルデータと、2013年の個票データを用いる。推定に用いたデータは、2010年時点で20歳以上の男女で、表5-1は各変数の説明、表5-2は2010年から2013年の個票パネルデータの記述統計量を表している。

表 5-1 各変数の説明

被説明変数	
労働所得	昨年1年間の労働所得について1～14までのカテゴリー変数 1:なし/2:100万円未満/3:100～200万円未満/4:200～300万円未満/5:300～400万円未満/6:400～500万円未満/7:500～600万円未満/8:600～700万円未満/9:700～800万円未満/10:800～1000万円未満/11:1000～1200万円未満/12:1200～1400万円未満/13:1400～1600万円未満/14:1600万円以上
周辺環境変数	
父親の教育水準	1:中学・高校卒/2:専修学校・専門学校・高専・短期大学卒/3:大学・大学院卒
母親の教育水準	1:中学・高校卒/2:専修学校・専門学校・高専・短期大学卒/3:大学・大学院卒
父母の教育水準の平均値	父親の教育水準と母親の教育水準を足して2で割ったもの
父母の教育水準の差	父親の教育水準-母親の教育水準
小中学生時の居住都市規模	1:大都市(東京23区、政令指定都市、100万人以上の都市)/2:中都市(100万人未満の県庁所在地都市)/3:その他の都市/4:町・村
父親の職業	1:経営者・正規雇用の正社員・正職員/2:公務員/3:非正規雇用/4:自営業主/5:その他/6:いなかった
努力変数	
週の労働時間	1:なし～30時間未満/2:30～60時間未満/3:60時間以上
学歴	1:中学・高校卒/2:専修学校・専門学校・高専・短期大学卒/3:大学・大学院卒
就業上の地位	1:経営者・正規雇用の正社員・正職員/2:公務員/3:非正規雇用/4:自営業主/5:その他/

表 5-2 記述統計量 (2010 年-2013 年個票パネルデータ)

変数名	男性						女性					
	中学・高校・高専・短大			大学・大学院			中学・高校・高専・短大			大学・大学院		
	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差
労働所得	1048	4.731	3.719	1645	6.187	4.066	1061	2.505	3.334	565	3.212	3.512
労働時間	753	6.466	1.335	1296	6.590	1.205	558	5.582	1.537	341	5.930	1.468
就業上の地位	1048	6.424	4.216	1645	5.352	4.114	1061	8.363	3.803	565	7.616	4.041
父母の教育水準の平均値	1030	3.736	3.989	1638	4.208	3.429	1046	3.853	3.654	563	5.055	3.375
父母の教育水準の差 (父親の教育水準-母親の教育水準)	1030	0.739	3.244	1638	1.723	3.815	1046	1.141	3.547	563	2.092	3.721
父親の職業	1048	6.124	4.630	1645	4.449	3.779	1061	5.263	4.372	565	4.211	3.663
年齢	1048	54.035	13.350	1645	53.066	13.230	1061	48.830	12.627	565	44.046	12.662
小中学生時の居住都市規模	1048	2.637	1.067	1645	2.401	1.081	1061	2.454	1.113	565	2.322	1.073

変数名	男性						女性					
	中学・高校・高専・短大			大学・大学院			中学・高校・高専・短大			大学・大学院		
	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差
労働所得	1048	4.731	3.719	1645	6.187	4.066	1061	2.505	3.334	565	3.212	3.512
労働時間	753	6.466	1.335	1296	6.590	1.205	558	5.582	1.537	341	5.930	1.468
就業上の地位	1048	6.424	4.216	1645	5.352	4.114	1061	8.363	3.803	565	7.616	4.041
父母の教育水準の平均値	1030	3.736	3.989	1638	4.208	3.429	1046	3.853	3.654	563	5.055	3.375
父母の教育水準の差 (父親の教育水準-母親の教育水準)	1030	0.739	3.244	1638	1.723	3.815	1046	1.141	3.547	563	2.092	3.721
父親の職業	1048	6.124	4.630	1645	4.449	3.779	1061	5.263	4.372	565	4.211	3.663
年齢	1048	54.035	13.350	1645	53.066	13.230	1061	48.830	12.627	565	44.046	12.662
小中学生時の居住都市規模	1048	2.637	1.067	1645	2.401	1.081	1061	2.454	1.113	565	2.322	1.073

ここでは, Bourguignon et al.(2007)と Almas et al. (2011)にならい,「責任感応理論」に

基づいた労働所得の推計を行う。本人の責任に帰すことができない周辺環境変数をC、本人の責任に帰すことのできる努力変数をE、観測不能な決定要因をuで表す。このとき、労働所得関数は式(1)の様に記述できる。

$$\text{wage}_i = f(C_i, E_i, u_i). \quad (1).$$

「平等主義的リベラリズム」の考えによれば、周辺環境変数は外生変数であるが、努力変数は周辺環境変数によって影響されるので、式(2)の様に書き換えられる。

$$\text{wage}_i = f(C_i, E(C_i, v_i), u_i). \quad (2).$$

実証分析にあたって、以下の様な労働所得関数を推定する。

$$\text{wage}_i = C_i\alpha + E_i\beta + u_i. \quad (3).$$

$$E_i = HC_i + v_i. \quad (4).$$

Bourguignon et al.(2007)の定義によると周辺環境変数Cは、父母の教育水準 ((1)父母の教育水準の平均値(MPE)と(2)父母の教育水準の差(DPE))、(3)人種(R)、(4)出生地(GR)、(5)父親の職業(FO)の 5 つの変数からなる。したがって、

$$C = (R, GR, MPE, DPE, FO). \quad (5).$$

と書ける。また、努力変数Eは(1)本人の教育水準(S)、(2)移民ダミー(M)、(3)就業上の地位(L)であることから、(3)式は下記の通りになる。

$$\begin{aligned} \text{wage}_i = & \alpha_0 + R_i\alpha_R + GR_i\alpha_G + MPE_i\alpha_P + DPE_i\alpha_D + FO_i\alpha_F \\ & + S_i\beta_S + M_i\beta_M + L_i\beta_L + u_i. \end{aligned} \quad (6).$$

u_i は誤差項であり、添え字の i は個人を示す。労働所得を決定する要因は上述の要素のほかに、観測不能な個人間の異質性をどう扱うかが問題となる。このまま最小二乗法等の分析を行うと、それぞれの係数が労働所得に与える影響を適切に推定することができなくなる。すなわち、 C_i 、 E_i と U_i が相関していれば、それぞれの係数を不偏推定することができない。プールド分析やクロスセクション分析では、全ての個人が同じ行動構造であるという仮定に基づいているのに対して、パネルデータ分析では、個別効果として個人間の異質性を考慮する。そのため推定方法としては、パネルデータによる分析が望ましい。

この分析では、OLS と固定効果モデル、ランダム効果モデルの 3 つを行った。用いた分析手法について説明したい。パネルデータ分析では、個人間の差と個人内の差を区別することが重要である。固定効果(Fixed-effect model)モデルでは、個人内の差に着目して分析することが可能である。具体的には、同一人物内で観察を固定して、個人内変化を算出し、その変化量に応じて回帰分析を行う。しかし、固定効果モデルでは、性別や親の学歴など、時間に依存しない変数は用いることができない。しかし、個人間の異質性を示す個別効果を確率変数として扱うモデルをランダム効果モデル(Random-effect model)がこのとき有用となる。

(7)式を用いて、固定効果推定、ランダム効果推定を行う。

$$\begin{aligned} \text{wage}_{it} = & \alpha_0 + R_{it}\alpha_R + GR_{it}\alpha_G + MPE_{it}\alpha_P + DPE_{it}\alpha_D + FO_{it}\alpha_F \\ & + S_{it}\beta_S + M_{it}\beta_M + L_{it}\beta_L + c_i + X_d d_t + v_{it}. \end{aligned} \quad (7).$$

C_i は時間によって変化しない要因を表し、 u_i に含まれていた観測不能な個人間の異質性を示している。 d_t は 2010 年を基準とし、それぞれの年を 1、それ以外の年を 0 とした年ダミーである。添え字の t は時間を示している。固定効果推定では、各主体にダミーを割り当てるため、推定するパラメータの数が膨大になって、推定における自由度が著しく低下する。固定効果をランダムな確率変数だと仮定するランダム効果推定を用いることで、この問題を回避できる。ランダム効果モデルは、固定効果 C_i を確率変数として扱い、また、 C_i が誤差項 u_i とは独立していると仮定する。

なお、固定効果モデルとランダム効果モデル、OLS のどれが望ましいか検討するために、F 検定と Hausman 検定、Breusch-Pagan 検定を行う。F 検定は、固定効果推定とプーリング OLS 推定を比較する。Hausman 検定は固定効果推定とランダム効果推定を行う。固定効果モデルでは、観察できない個人の異質性と時間不変の説明変数との間に相関があったとしても、常に一致推定である。したがってランダム効果モデルを採択するとすれば、両者に相関がある、という帰無仮説が棄却される。

Breusch-Pagan 検定は OLS 推定とランダム効果推定を比較するものである。この検定の帰無仮説は「誤差項の平均がゼロである」すなわち、個人間の異質性が存在しないという

ことであり、棄却できなければ OLS 推定が、棄却されればランダム効果推定が採択される。この様に、検定を重ねることで、それぞれの検定結果より、固定効果推定、ランダム効果推定、OLS の順にそれぞれのモデルを採択することができる。(北村(2005))

5.4 推定結果

表 5-3 と表 5-4 はそれぞれ男女別の推定結果と検定結果である。OLS はプーリング OLS を、F は固定効果推定を、RE はランダム効果推定の結果を示している。

男性の結果を見てみると、どの様な職業に就いているかが労働所得を決定する主たる要因であることがわかる。検定結果より、固定効果推定、ランダム効果推定、OLS の順にそれぞれのモデルが採択できることから、固定効果推定の結果を主として解釈したい。固定効果モデルを採択できるということは、個人内の変動、すなわち本人のコントロールできる部分が大きい要因が労働所得に与える影響が大きいということである。ランダム効果推定の結果を見てみると、週平均労働時間のいずれの項目においても係数の値が小さくなっていることと、本人の教育水準が大学・大学院以上の場合に係数が小さくなっていることと、本人の職業が非正規であるときに係数が大きくなり、自営業やその他の場合に係数が小さくなっていることが見られる。ランダム効果推定が個人間の観察できない異質性を考慮した推定方法であることを考えると、個人の努力や性格は高い教育を通じて労働所得を高めることに寄与し、個人の努力や性格とは関係のないところで職業・就業時間と労働所得の間に相関をもたらすことが明らかになった。

次に女性の結果を見てみたい。週平均労働時間や本人の教育水準、就業上の地位の項目については、男性と同様の結果が得られたので、男性の結果とは異なる項目について着目したい。父母の教育水準の差は、ランダム効果推定において有意な結果が得られていない。すなわち、個人の性格等、観測できない異質性と父母の教育水準に何らかの相関があって、労働所得に影響をもたらしていることがわかる。

「父親なし」の項目において、労働所得の差は男性とは異なり、OLS 推定において有意な正の結果が得られている。しかし、ランダム効果推定では、有意な結果が得られていない。すなわち、労働所得差は、父親の有無が直接もたらすものではなく、父親の有無が間接的に影響を与える観測不能な個人属性によって生じている。これに対して、男性の場合には、女性と比較した場合に、父親の有無は将来の労働所得に直結するものだということが言える。

表 5-3 パネルデータを用いた労働所得推計・男性

	OLS	FE	RE
周辺環境変数			
父母の教育水準			
父母の教育水準の平均値	0.0339*** (0.00842)	-	0.0351** (0.0149)
父母の教育水準の差	0.0276*** (0.00850)	-	0.0299** (0.0149)
小中学生時の都市規模			
中都市(100万人未満の県庁所在都市)	-0.370*** (0.0928)	-	-0.364** (0.165)
その他の都市	-0.345*** (0.0746)	-	-0.350*** (0.132)
町・村	-0.234** (0.0911)	-	-0.205 (0.161)
父親の職業			
公務員	-0.266*** (0.0951)	-	-0.387** (0.167)
非正規	0.136 (0.204)	-	0.0462 (0.356)
自営業	-0.0533 (0.0775)	-	-0.108 (0.136)
父親なし	-0.409*** (0.109)	-	-0.430** (0.191)
努力変数			
週平均労働時間			
30～60時間未満	0.908*** (0.0861)	0.281*** (0.0652)	0.407*** (0.0628)
60時間以上	1.228*** (0.122)	0.450*** (0.0963)	0.599*** (0.0923)
本人の教育水準			
中等教育	0.216** (0.105)	-	0.321* (0.185)
高等教育	1.070*** (0.0732)	-	1.230*** (0.128)
本人の就業上の地位			
非正規	0.526*** (0.110)	0.758*** (0.229)	0.685*** (0.152)
自営業	-2.855*** (0.0935)	-1.219*** (0.137)	-2.064*** (0.107)
その他	-2.333*** (0.0904)	-0.668*** (0.147)	-1.508*** (0.111)
年齢	0.386*** (0.0198)	0.310*** (0.0537)	0.382*** (0.0288)
年齢(2乗)	-0.00353*** (0.000202)	-0.00343*** (0.000562)	-0.00368*** (0.000295)
年ダミー2011年	-0.0139 (0.0832)	0.0148 (0.0461)	-0.0207 (0.0454)
年ダミー2012年	-0.0350 (0.0835)	0.0164 (0.0489)	-0.0472 (0.0461)
年ダミー2013年	-0.0503 (0.0835)	0.0665 (0.0543)	-0.0412 (0.0469)
定数項	-3.690*** (0.481)	0.319 (1.263)	-3.066*** (0.707)
観測数	8,244	8,244	8,244
サンプルサイズ	2,183		
R ²	0.301	0.032	-
F検定	F値 11.04 Prob > F = 0.0000		
Hausman検定	Prob>chi2 = 0.0000		
Breusch and Pagan検定	Prob > chibar2 = 0.0000		

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 5-4 パネルデータを用いた労働所得推計・女性

	OLS	FE	RE
周辺環境変数			
父母の教育水準			
父母の教育水準の平均値	0.0267** (0.0128)	-	0.0379** (0.0190)
父母の教育水準の差	0.0206* (0.0122)	-	0.0148 (0.0182)
小中学生時の都市規模			
中都市(100万人未満の県庁所在都市)	-0.181 (0.126)	-	-0.166 (0.188)
その他の都市	-0.196* (0.107)	-	-0.182 (0.160)
町・村	-0.0429 (0.127)	-	-0.00691 (0.189)
父親の職業			
公務員	-0.571*** (0.150)	-	-0.528** (0.221)
非正規	-0.394 (0.294)	-	-0.333 (0.444)
自営業	-0.322*** (0.110)	-	-0.291* (0.165)
父親なし	0.342** (0.145)	-	0.350 (0.216)
努力変数			
週平均労働時間			
30～60時間未満	0.994*** (0.0976)	0.305*** (0.110)	0.670*** (0.0943)
60時間以上	1.543*** (0.285)	0.343 (0.276)	0.934*** (0.253)
本人の教育水準			
中等教育	0.131 (0.108)	-	0.197 (0.161)
高等教育	0.471*** (0.113)	-	0.502*** (0.166)
本人の就業上の地位			
非正規	1.156*** (0.237)	-0.270 (0.475)	0.834*** (0.295)
自営業	-1.620*** (0.105)	-0.653*** (0.205)	-1.481*** (0.127)
その他	-1.030*** (0.156)	-0.0502 (0.339)	-0.922*** (0.198)
年齢	-0.00497 (0.0269)	0.0853 (0.0916)	-0.00236 (0.0372)
年齢(2乗)	0.000121 (0.000303)	-0.000920 (0.000974)	4.23e-05 (0.000419)
年ダミー2011年	0.0266 (0.120)	0.0307 (0.0869)	0.0424 (0.0842)
年ダミー2012年	-0.0591 (0.119)	-0.0326 (0.0934)	-0.0274 (0.0844)
年ダミー2013年	0.0699 (0.119)	0.169 (0.107)	0.139 (0.0855)
定数項	4.276*** (0.600)	2.419 (2.128)	4.239*** (0.821)
観測数	3,551	3,551	3,551
R ²	0.2	0.012	
F値	5.07		
F検定	Prob > F = 0.0000		
Hausman検定	Prob>chi2 = 0.0000		
Breusch and Pagan検定	Prob > chibar2 = 0.0000		

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

次に、労働所得の推定において、サンプル・セレクション・バイアス，すなわち，その時点において就業していない個人の存在，考慮して，ヘックマンの二段階推定を行う。

なぜなら，大学進学を決定する要因には，本人の能力，親の経済力などの要因が考えられる。パネルデータでは，これらの内生性について制御して分析を行ったものの，タイムラグのある内生性について，すなわち，大学進学するか否か，その後の市場賃金はどうかというプロセスに分けて，賃金を推定する。そこで，大学進学を打ち切りデータとして捉え，説明変数に含まれないサンプルの効果を取り入れたヘックマンの 2 段階推定を行う。この推定では，小中学生時代の主観的な成績を本人の能力の代理変数としてモデル 2 に取り入れて分析を行う。この能力の代理変数は，「あなたは子どもの頃，あなたの成績はクラスの中でどれくらいでしたか。それぞれの時代について，次の中からあてはまるものを選んでください。」という質問に対して，①小学校 5~6 年生の頃，②中学生の頃，③高校生の頃のそれぞれについて，①上の方，②やや上の方，③真ん中のあたり，④やや下の方，⑤下の方の 5 つから選択させた。その数値を反転させ，主成分分析で数値化したものを用いている。表 5-5 では，2013 年の個票データの記述統計量を，表 5-6 で小中学生時代の主観的な成績の記述統計量を表す。

表 5-5 記述統計量（2013 年個票データ）

	男性						女性					
	中学・高校・高専・短大			大学・大学院			中学・高校・高専・短大			大学・大学院		
変数名	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差	標本数	平均値	標準偏差
労働所得	1048	4.731	3.719	1645	6.187	4.066	1061	2.505	3.334	565	3.212	3.512
労働時間	753	6.466	1.335	1296	6.590	1.205	558	5.582	1.537	341	5.930	1.468
就業上の地位	1048	6.424	4.216	1645	5.352	4.114	1061	8.363	3.803	565	7.616	4.041
父母の教育水準の平均値	1030	3.736	3.989	1638	4.208	3.429	1046	3.853	3.654	563	5.055	3.375
父母の教育水準の差 (父親の教育水準-母親の教育水準)	1030	0.739	3.244	1638	1.723	3.815	1046	1.141	3.547	563	2.092	3.721
父親の職業												
年齢	1048	6.124	4.630	1645	4.449	3.779	1061	5.263	4.372	565	4.211	3.663
大卒ダミー	1048	54.035	13.350	1645	53.066	13.230	1061	48.830	12.627	565	44.046	12.662
小中学生時の居住都市規模	1048	2.637	1.067	1645	2.401	1.081	1061	2.454	1.113	565	2.322	1.073

表 5-6 小中学生時代の主観的な成績の記述統計量

男性			女性		
	観測数	パーセント		観測数	パーセント
-3.7801	33	1.32	-3.7801	30	2.03
-3.1176	15	0.6	-3.1176	6	0.41
-3.1142	6	0.24	-3.1142	2	0.14
-2.4551	5	0.2	-2.4551	3	0.2
-2.4516	115	4.58	-2.4516	61	4.14
-2.4482	8	0.32	-2.4482	5	0.34
-1.7925	1	0.04	-1.7925	3	0.2
-1.7891	47	1.87	-1.7891	41	2.78
-1.7856	45	1.79	-1.7856	17	1.15
-1.7822	7	0.28	-1.1265	11	0.75
-1.1300	8	0.32	-1.1231	308	20.88
-1.1265	11	0.44	-1.1196	8	0.54
-1.1231	427	17.02	-0.4640	5	0.34
-1.1196	17	0.68	-0.4605	74	5.02
-1.1162	9	0.36	-0.4571	66	4.47
-0.4640	18	0.72	-0.4536	1	0.07
-0.4605	98	3.91	0.2020	31	2.1
-0.4571	140	5.58	0.2054	268	18.17
-0.4536	11	0.44	0.2089	27	1.83
0.2020	37	1.47	0.8680	92	6.24
0.2054	418	16.66	0.8714	56	3.8
0.2089	48	1.91	1.5340	360	24.41
0.8680	154	6.14			
0.8714	111	4.42			
1.5340	720	28.7			
計	2,509	100	計	1,475	100

大学進学に関するヘックマンの 2 段階推定の結果を、男性は表 5-7 に、女性は表 5-9 に記す。

表 5-7 大学進学に関するヘックマンの2段階推定の結果

	男性		女性	
	第2段階	第1段階	第2段階	第1段階
	労働所得	大学ダミー	労働所得	大学ダミー
周辺環境変数				
父母の教育水準				
父母の教育水準の平均値	0.0839*** (0.0241)	0.0145* (0.00767)	0.194*** (0.0517)	0.0461*** (0.0107)
父母の教育水準の差	0.0106 (0.0241)	0.0445*** (0.00814)	0.110** (0.0482)	0.0218** (0.0103)
小中学生時の都市規模		-0.0895 (0.0867)		0.0567 (0.0564)
中都市(100万人未満の県庁 所在都市)		-0.267*** (0.0687)		0.000759 (0.0486)
その他の都市		-0.333*** (0.0825)		-0.0264 (0.0631)
町・村				
父親の職業				
公務員	-0.389* (0.225)	0.199** (0.0883)	0.0990 (0.575)	0.0843 (0.124)
非正規	0.249 (0.594)	-0.447** (0.185)	-2.854** (1.329)	-0.0105 (0.279)
自営業	0.111 (0.218)	-0.250*** (0.0688)	-0.617 (0.479)	-0.176* (0.101)
父親なし	-0.450 (0.386)	-0.765*** (0.0953)	-1.662** (0.661)	-0.388*** (0.138)
努力変数				
週平均労働時間				
30～60時間未満	1.202*** (0.230)		0.906*** (0.226)	
60時間以上	1.795*** (0.325)		0.847 (0.596)	
本人の就業上の地位				
非正規	-0.0121 (0.269)		-0.381 (0.421)	
自営業	-3.481*** (0.247)		-1.460*** (0.252)	
その他	-2.475*** (0.239)		-1.456*** (0.324)	
年齢	0.511*** (0.0539)	0.0789*** (0.0163)	0.00321 (0.117)	0.00666 (0.0234)
年齢(2乗)	-0.00462*** (0.000552)	-0.000904*** (0.000158)	-0.000995 (0.00131)	-0.000346 (0.000256)
定数項	-6.321*** (1.401)	-1.187*** (0.413)	0.705 (2.542)	-0.455 (0.520)
逆ミルズ比		-0.3820		4.5095
標本数		2320		1,386
観測数		1030		1046
未観測数		1290		340
F検定		0.0000		0.0000

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

男性の結果を見てみると、小中学生時点での父親の職業が公務員であるときは有意に正の影響を与えるが、非正規・自営業であるときに、大学進学の影響に有意な負の影響を与える。しかし、労働所得には影響は与えないことが明らかになった。ただ、父親の職業が公務

員であるときには、有意に負の影響を与えている。この場合、本人の職業が公務員である確率について、プロビット分析を行ったところ、表 5-8 の様になった。すなわち、父親の職業が公務員である場合、本人が公務員になる確率が高まっているために、労働所得が有意に低くなるのである。

女性の場合、第一段階である大学進学についての結果を見てみると、男性の結果とは異なって、父親の職業が自営業のときにのみ有意な負の影響がみられる。父母の教育水準については、男性の結果の場合には、「父母の教育水準の平均」は有意な結果が得られず、「父母の教育水準の差」が有意な結果を示したのに対し、女性の場合「父母の教育水準の平均」「父母の教育水準の差」どちらも有意な結果を示している。次に、本人が持っている能力を代替変数として加えて分析した結果について、表 5-9 で表す。まず男性の結果から見てみたい。

表 5-8 公務員選択のプロビット推計・男性

	男性
	公務員ダミー
周辺環境変数	
父母の教育水準	
父母の教育水準の平均値	0.0100 (0.0116)
父母の教育水準の差	-0.0451*** (0.0132)
小中学生時の都市規模	0.219
中都市(100万人未満の県庁所在都市)	(0.139) 0.192*
その他の都市	(0.114) 0.275**
町・村	(0.132)
父親の職業	
公務員	0.639*** (0.110)
非正規	0.115 (0.300)
自営業	0.101 (0.111)
父親なし	-0.0671 (0.181)
努力変数	
小中高時代の成績	0.110*** (0.0344)
年齢	0.179*** (0.0332)
年齢(2乗)	-0.00199*** (0.000339)
定数項	-5.534*** (0.807)
標本数	2,488
擬似R ²	0.1082

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 5-9 本人の能力を加味した大学進学に関するヘックマンの 2 段階推定の結果

	男性		女性	
	第2段階	第1段階	第2段階	第1段階
	労働所得	大学ダミー	労働所得	大学ダミー
周辺環境変数				
父母の教育水準				
父母の教育水準の平均値	0.0807***	0.0161*	0.199***	0.0487***
父母の教育水準の差	0.00958	0.0434***	0.0732	0.0101
小中学生時の都市規模				
中都市(100万人未満の県庁所在都市)		-0.0429		0.101
その他の都市		-0.296***		0.00115
町・村		-0.380***		-0.0755
父親の職業				
公務員	-0.377*	0.134	-0.427	-0.0115
非正規	0.231	-0.345*	-3.168**	-0.0490
自営業	0.0814	-0.265***	-0.646	-0.202*
父親なし	-0.450	-0.743***	-2.067***	-0.439***
努力変数				
週平均労働時間				
30～60時間未満	1.218***		0.963***	
60時間以上	1.679***		0.970	
本人の就業上の地位				
非正規	-0.0462		-0.381	
自営業	-3.416***		-1.460***	
その他	-2.411***		-1.456***	
小中時代の成績	0.207**	0.305***	1.339***	0.346***
年齢	0.514***	0.0950***	0.0666	0.0315
年齢(2乗)	-0.00470***	-0.00109***	-0.00162	-0.000628**
定数項	-6.470***	-1.435***	-0.617	0.0231
逆ミルズ比	-0.2341		4.3146	
標本数	2150		1,242	
観測数	917		916	
未観測数	1233		326	
F検定	0.0000		0.0000	

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

大学進学 の推定においては、父親の職業が公務員であることと、小中学生のころの居住地規模が中都市であることの 2 要因以外で有意な結果が得られた。それぞれの係数についてみると、本人の能力よりも、父親の職業が不安定であることあるいは父親の不存在が大学進学 の確率を有意に低下させることが分かった。つづいて、第 2 段階の賃金関数の推定についてみてみると、労働時間、本人が自営業やその他の職業に就いている場合、そして小中学生時代の主観的な成績など、本人の努力に起因する様な要因において、有意な結果が見ら

れた。

つぎに女性の結果を見てみたい。大学進学の結果については、父親の職業が自営業であるときの係数が最も高く、次に小中学生時代の成績である。また、小中学生時点に居住していた地域の都市規模が町・村であるときには有意に負の結果が得られている。続いて第 2 段階の労働所得の際には、本人の責任に帰せる要因としては労働時間、職業の他、父親の職業が非正規である時に有意に負である結果が得られている。

まず、モデル 1 の結果では、第 1 段階の大学進学の結果について、父母の教育水準と父親の職業、青少年時に過ごした都市の都市規模について有意な結果が得られたのでその結果をまとめる。男女共通して父親の職業が不安定であることが主たるマイナス要因であった。すなわち、「(父親が) いなかった」ことは、男性については大学進学の可能性を低めることになり、男性については、その後の労働所得をも有意に低下させてしまうのである。しかし、本人の能力を考慮した場合、すなわち、本人の能力あるいは努力か周りの環境かといった場合には、男女ともに、父親の職業が不安定あるいは父親がいないことが大学進学を決定する主たる要因となる。また、町村で青少年期を過ごした場合も有意な負の係数が得られている。経緯数の大きさについて男女で比較してみると、父親の職業が不安定であることが大学に進学するか否かに与える影響は男性の方が大きく、本人の能力が大学進学に与える影響は女性の方が大きい。

本節で得られた結果について確認したい。本節ではパネルデータを用いたプーリング OLS、固定効果推定とランダム効果推定の 3 つの分析と、ヘックマンの 2 段階推定を用いた分析を行った。パネルデータ分析を行った結果固定効果推定を採択できたことから、男女ともに、個人内の変動、すなわち本人のコントロールできる部分が大きい要因が労働所得に与える影響が大きいということである。個人の努力や性格は高い教育を通じて労働所得を高めることに寄与し、個人の努力や性格とは関係のないところで職業・就業時間と労働所得のあいだに相関をもたらすことが明らかになった。親の教育水準や父親の職業など、本人の

責任の負えない変数については、父親の職業が不安定であるときに有意に労働所得が低下する。とりわけ父親がいない場合については、男性の場合、女性と比較して、父親の有無は本人の性格の影響にかかわらず、将来の労働所得に直結するものだと言える。

本節では更に、教育の機会についての内生性を考慮するために、2013年の個票データを用いて大学進学とその後の労働所得についてヘックマンの2段階推定を行った。その結果、男女共通して父親の職業が不安定であることが主たる要因であることが示された。「(父親が)いなかった」ことは、男性については大学進学の可能性を低めることになり、男性については、その後の労働所得をも有意に低下させてしまうのである。

しかし、この分析に、本人の能力について代理変数を入れた場合には、大学に進学するか否かに与える影響は、男性の場合には父親の職業が不安定であること、女性の場合には本人の能力であることが明らかになった。

5.5 「責任感応的平等主義」とそれに対する批判の応答可能性

これまでの分析で明らかになったように、高い労働所得については自らの努力では如何ともし難い、自らの親の世代の影響が強く反映されていることが明らかになった。ヘックマンの2段階推定の結果から明らかになったように、父親が不在であることは女性の場合に、進学のみならずその後の所得にも暗い影響を与えることになる。すると、本来、本人の意思自由に任されていたはずの人生の選択は生まれた環境によって自然と狭められていることがわかる。人は、自らが生まれた環境にどの程度まで責任を持たなくてはならないのだろうか。「責任感応理論」は、自発的な選択の結果によって過酷な状況に陥ろうとも、それは責任の帰結だから、救済の手を差し伸べないという問題を起こしてしまいかねないのではないか、と批判したのが Anderson(1999)である。Anderson(1999)は「過酷性批判」と呼ばれる、「責任感応理論」に対する3つの批判を展開した。1つ目は不注意な選択者に対する救済の否定、2つ目は自発的な選択者に対する救済の否定、最後の3つ目は

リスクの高い選択を行ったものへの救済の否定である。そのうち、2つ目の自発的な選択者に対する救済の否定について焦点を当てたい。Anderson(1999)は、子どもなどの家族のケアを行おうとする者が専業主婦を選択し、夫への経済的な依存状態にある場合を例に挙げ、妻が夫からの経済的・身体的なDVを受けたとしたら、責任感応理論はこの問題に対処することはできない、と述べている。それは、子どもを産まない選択肢があったにも関わらず、あえて専業主婦を選択した故だと述べている。

教育の機会があったにも関わらず家族のために就業を選択した青少年や、家庭のために仕事を辞める女性、介護のために職を失う中高年など、多くの問題がある。

Anderson(1999)の過酷性批判を考慮しつつ、より公平な「機会の平等」設計に取り組むことが喫緊の課題である。

第6章 結論

6.1 はじめに

社会保障制度が18世紀以降の西洋諸国における近代・産業資本主義社会の発展と共に制度として確立されるようになった歴史的経緯に鑑みれば、社会保障制度は解雇、疾病などのリスクに対応するものであった。このような市場経済の浸透は、もちろん、人々を家族や共同体といったコミュニティの束縛から解放した（平成24年版『厚生白書』，山重(2013)）側面も大きいですが、地域・共同体のコミュニティが果たしてきた生活保障機能を国に代替させることになり、地縁や血縁で結ばれていた人間関係を希薄化させた。フランスにおける産業資本主義社会の発展に伴う労働者の社会的排除について述べたカステル(2012)によれば、コミュニティによる束縛からの解放は、社会的紐帯の喪失となって「負の個人主義」として孤立した個人を生んだ、という。

我が国も西洋諸国と同様に、明治時代の産業資本主義の興隆に伴って疾病・失業などのリスクに 대응べく、社会保障制度が形成された。しかし、1961年「国民皆保険・皆年金制度」の確立によって、社会保障制度は生活保障機能としての性格を大きく変化させることになった。「それまでの生活保護中心の時代から、被保険者が自ら保険料を支払うことによって疾病や高齢等のリスクに備える社会保険中心の時代」（平成11年版『厚生白書』，p.11）へ移行した。

このような社会保障制度の根幹を形成するものは、「連帯」である。ある程度同質のリスクに直面する集合であると、それぞれが同じ意識を持っていた場合に、互いに「連帯」しうることができた。自分自身に疾病・失業・無業などのリスクが降りかかってくる可能性があるとしてそれぞれが認識していれば、社会保険は機能するためである。

高齢化や単身世帯の増加など、人口動態的な変化が生じ、共同体コミュニティを崩壊させ、非正規雇用や失業リスクの増大は「地域コミュニティの一部を代替した企業コミュニティの崩壊」（八木(2011)，p.21）となった。

コミュニティが崩壊することで、人々がそれぞれ直面するリスクはそれぞれの性質に準拠するものとなった。ロザンヴァロン(2006)によれば、社会契約の根本が試練に晒される事態に相違ない。

しかし、平成 24 年版『厚生白書』で指摘されている様に、「受益感覚が得られ、納得感のある社会保障の実現」(p.248)が謳われていることから、受益感覚や納得感のない社会保障制度という認識が国民の間で広まり、社会保障改革を望む声が高まっている。

6.2 社会保障制度を支える基盤を揺るがすリスクについての先行研究

社会保障改革にあたって、国家は福祉をどのように提供すべきか、という問題についての歴史を振り返れば、大きい政府か小さな政府か、国家か市場か、効率か公正か、リベタリアニズム(自由至上主義)カリベラリズムかという二者択一的議論を行き来してきた。しかし、1980 年代以降、どちらかを一義的に選択する限界に直面しているという潮流が台頭している。(田中(1999))

なぜ今、二者択一的な議論では収まらなくなっているのでしょうか。その理由はロザンヴァロン(2006)によれば、福祉国家が補償の対象とすべき不幸は、従来、偶然的で短期的なものであったためである。想定されてきた不幸は、上述の通り、社会保障機能を通じて社会の中でそのリスクを分散・共有させてきた。

先述したとおり、自らにもリスクが降りかかるかもしれないという「連帯」があるからこそ、社会の中で分散・共有できるリスクであり、橘木(2011)や八木(2011)の指摘するような地縁・血縁・社縁によるコミュニティの崩壊が起こった現在では成り立たない。

社会のリスク共有についての先行研究として、ホッブズ、ロック、ルソーと続く社会契約論にまで遡る。ルソーが契約以前の「自然状態」を想定したのと同様に、ロールズ(2010)は「無知のヴェール」という「原初状態」を想定している。「それらの不平等がもっとも不遇な立場にある人の利益を最大にすること」というロールズの格差原理は、自分と他者の

能力や立場に関する知識は全く持っていない、「無知のヴェール」に覆われた状態においてのみ用いることができるのであって、誰がリスクをもっているか把握されている場合には用いることができない。

リスクについて、後藤(2015)が指摘する様に、「公共的システムの規模は、どこまで何をリスクとして見なすか」(p.82)に依存する。

もともとの社会保障が、地域・共同体のコミュニティが担ってきたものを個人主義の台頭により代替せざるを得なくなった歴史的経緯に鑑みれば、現在の社会保障制度を支えている家族・市場・政府のうち家族、市場(仕事)から排除されたあるいはされる可能性の高い人をリスクのある人として捉えるべきである。すなわち、働けなくなる可能性を有する人あるいは所得の低い人、いざというときに頼りになる家族のいない人、あるいは家族をもてない様な人、同じ地域に住むことが憚られる地域に住んでいる人、あるいは隣・近所においてお互いに助け合いたくない人等をリスクがあるとして忌み嫌うことである。この、「排除されていくメカニズムやまたはプロセスに着目する点」「社会のどのような仕組みや制度から個人を排除しているのか」(社会的排除リスク調査チーム 内閣官房社会的包摂推進室(2012), p.2)という概念こそ「社会的排除」である。

なお、現在の社会保障制度を支えている基盤が国家、市場、家族の 3 つの主体にあるとする考えは、デンマーク出身の社会政策学者であるエスピノーアンデルセンによる「福祉レジーム」¹に依るものである(エスピノーアンデルセン(2008))。

また、近年の、遺伝学の進歩は、病気とは偶然や不運によるものではなく、予見しうる器質的原因を暴き出すことになる。ロザンヴァロン(2006)は、この例として「各個人がそれぞれ肝臓がんで死亡する可能性を X 分の 1 もっているという計算をする場合には、リスク

¹ なお、日本の福祉システムは、自由主義レジーム(アメリカ、カナダ、オーストラリアなどのアングロ・サクソン諸国における、小さな国家を良しとし、リスク管理について個人的責任を問うスキーム)と保守主義レジーム(ドイツ、フランスなどの大陸ヨーロッパ諸国におけるリスクの共同負担と家族主義を志向するスキーム)双方の要素を兼ね備えており、いまだ発展途上であると、エスピノーアンデルセン(2008)は述べている。

の観念は全体に及ぶ統計的方法で理解されるのではない。遺伝子にかんする知識があれば、あとは集団から個人へと移行して、リスクは個人化される」(p.217)と述べている。

遺伝子工学に限らず、近年の、個人に関するデータ蓄積およびその計量分析の進展は、リスクを有するものの排除につながりかねない。

しかし、遺伝子系疾患だからといって、不慮の事故や後天的なアクシデント、全く予期せぬ発症などで病気になる人もいる。リスクが高いことを予め知っているが故に、生活習慣に最新の注意を払って、病気の発症を抑えている人もいる。人々の生のどこまでを偶然性によって規定されたものとみなすべきなのだろうか。つまり、どこまでが個人の責任に帰せない偶然性によるもので、どこからが個人の責任に帰せられる選択に値するのだろうか。

本論文は、個人主義が浸透し、リスクを持った個人の特定が進み、偶然性と選択性の境界が揺れ動く中で、いかに福祉国家を再構築するか、という視点に立ち、社会的排除されているあるいはされそうな可能性のある人々について、主として家族という側面から分析を行った。²

6.3 リスクを持った個人についての分析結果

社会保障制度を支えている家族・市場・政府のうち家族、市場から排除されたあるいはされる可能性の高い人をリスクのある人として捉えるべきだと既に述べた。本論文は、家族、市場(仕事)から排除された、あるいはその可能性の高い人々がどのような状況にあるのか精緻に実証分析を行った。その結果を今一度見てみたい。

第2章では、女性の稼ぐ所得が高くなった現在、家計所得における妻の所得の貢献分がどれほどの所得格差を生じさせるのかについて分析を行った。その結果、2つのことが明らかになった。ひとつは、夫の所得と妻の所得において正の相関が見られ、パワーカップル

²企業によるつながりがもたらす福祉の原点は、ゲゼルシャフト(利益社会)であり、ゲマインシャフト(共同社会)な家族・共同体とは異なる性格を有している。

とウィークカップルの存在が確認できたことである。これは、若い男性の社会経済的地位の不安定さが原因であり、結婚によって経済的不平等が拡大していることが示された。もう 1 つは、高い学歴や、専門的な資格を持つなど、社会経済的資源が豊富な女性は、夫の所得に関わらず、自らの市場賃金の高さによって働くか働かないかを決定していることが明らかになった。すると、ひとつの疑問が浮かぶ。Becker(1973, 1991)の「女性の自立仮説」によれば、経済的に夫から自立した女性達は結婚にこだわることなく、離婚を選択しやすいのではないか。

第 3 章では、離婚についての分析を行った。そこでわかったことは 3 点ある。第 1 に、妻本人の所得が高くなれば離婚確率が有意に上昇する。第 2 点に、妻本人の所得が低い場合、離婚確率は有意に低下する。そして、夫の所得との関係において、妻の所得が夫よりも多くなった場合、離婚確率が上昇する。教育水準と所得の間には一定の相関があることから、女性の日本では教育水準が低い女性ほど離婚リスクが高まる。さらに、同類婚の傾向があることを考え合わせると、夫の稼得能力が低い世帯の妻ほどより大きな離婚リスクにさらされているのである。また、その様な世帯の妻ほど自分自身の稼得能力も低い可能性があるので、離別するとただちに貧困家庭になる可能性が高くなる。

Becker(1973, 1991)の仮説が正しければ、「ひとり親世帯」は、女性の経済的自立のあらわれであるはずだった。しかし、「ひとり親世帯」を自由に選択できる社会的階層に属する女性はそう多くない、ということが明らかになった。

結婚市場における男女比が婚姻に与える効果の理論研究、実証研究が進められてきたが、人口移動や地域の特性について配慮された分析を行うべく、第 4 章では、地域差について分析を行った。男女比が高ければ概して男性は結婚せず(できず)、女性は結婚しやすいことが確認されていたが、男女比について固定効果と結婚に関する指標の関係を考察したところ、現在住んでいる地域において所得が高ければ、男性の婚姻率は有意に上昇することが明らかになった。婚姻決定要因についての経済学・社会学・心理学からの包括的な研究は

行われていない。そこで心理学で広く用いられている、パーソナリティを表す「Big Five Factor」を用いて分析を行ったところ、女性の婚姻決定要因分析においては性格が大きく影響するのに対して男性ではほとんど有意な結果が得られなかった。

すると、後々の人生の所得については結婚に「どこに生まれたか」、「どこに住んでいるか」が大きな影響を与える要因であるかもしれない、という疑問が浮かぶ。現在どこに住んでいるかは、個人の選択の範疇にある可能性が大きいですが、出生地は選ぶことができない。もちろん、両親も選ぶことができない。

第5章では、「機会の平等」が達成され、公平な所得が得られているかについて分析を行った。その結果、労働所得について、自らの努力では如何ともし難い、自らの親の世代の影響が強く反映されていることが明らかになった。また、父親が不在であることは女性の場合に、進学のみならずその後の所得にも暗い影響を与えることが示された。すると、本来、本人の意思自由に任されていたはずの人生の選択は生まれた環境によって自然と狭められていることがわかる。まさに、ブルデュー・パスロン(1991)が提唱した、「支配階層の持つ文化が、支配階層の子どもに高い学歴を得させ、高い階層へ再び再生産させる」ことが我が国でも起こっていると言っても過言ではない。人は、自らの選択にどの程度まで責任を持たなくてはならないのだろうか。もし、このような「再生産」が続けば、日本の社会的不平等は更に拡大するだけでなく、全く違う文化を持つ人々が同じ国に住んでいるだけにすぎず、社会が二極化し、旧来の社会保障政策は有効な政策ではなくなる可能性が生じる。

6.4 あらたな社会保障制度の確立にむけて

上述の通り、伝統的な福祉観を大きく変えていく社会変動が進んでいく中で、それでは一体、どのような福祉国家が望ましいのだろうか。安心感と信頼感を持てる、心豊かで社会公正に満ちた、政府の果たすべき役割の大きい福祉国家であるべきだと提言する。ただし、

旧来の所得保障を重視した社会保障制度とは少し異なる。キーワードとしては、4つ挙げられる。「高福祉・高負担」「脱成長」「持続可能性」「機会の平等と潜在的な自由」にあるとする。

既存の社会保障制度の基盤には、経済成長という概念があった。現在も、経済成長こそ諸問題の万能薬であると謳われている節がある。経済成長さえすれば、失業問題は解決し、所得は増え、貧困の諸問題は解決する、と。

実際に、欧州では産業革命以降に資本主義が発展し、多くの闘争を経た上で市民社会の形成が見られた。その中で、マーシャル・ボットモア(1993)は権利を保障された個人が自由で平等な社会を構築し、普遍的な福祉制度に支えられるべきであるとシティズンシップ理論を展開した。マーシャル・ボットモア(1993)の提唱したシティズンシップには、人々に専ら権利を付与し、福祉の受給者は与えられることを待つ仕組みを内包していた。

「生活保障基盤における選択の自由」が尊重される様になった結果、「社会的排除」される者が現れるようになった。それは、シティズンシップに基づいた、福祉国家における貧困対策は、公的給付に依存するために、経済的にも社会的にも断絶された「アンダー・クラス」を生み出したことにも一因がある。

晩婚・未婚化に伴う少子化によって人口が逡減し、また、広井(2006)が指摘するように、自然資源は有限であり、地球規模で環境破壊が進んでいる現在、経済成長を地球と人類にこれ以上求めることは不可能に近い。成長型経済に代替する社会システムのあり方や生活様式を求める方が望ましい。同様に、ラトゥーシュ(2010, 2013)において、「脱成長」を掲げて、経済発展や開発のあり方について疑問を投げかけている。環境・福祉・経済が鼎立する「定常社会」(橘木・広井(2013))こそ、目指すべき社会のあり方ではないか。

この様な社会における社会保障の根底には「機会の平等と潜在的な自由」の概念が必須となる。先述の通り、「機会の平等」が保障されていない中で、経済成長を基盤とした社会保障政策を講じたとしても、先天的に与えられている選択肢の幅が異なるために、選ぶこ

とのできる「潜在的な自由」は大きく異なる。すると、「機会の平等」を保障することは、「潜在的な自由」を保障することになる。

ロールズ(2010)、セン(1988)、また塩野谷(2002)は、社会保障は「リスクへの対応」のみが目的ではなく、「自己実現の機会」であるとのべた。すなわち、「社会保障とは、個人の自由の実現のためにある制度」(広井(2005), p.171)なのである。

とりわけ、セン(1988)は、「潜在能力アプローチ(Capability)」の視点から、人間「存在」の諸機能(Functionings)に着目し、生き方の善さを「福祉」として捉えている。セン(1988)同様、塩野谷(2002)は、「人間本性を構成するさまざまな特性を発展させ、社会的実践において優れた成果を生むことであり、このことによって個人的自律、人間的卓越、人間的繁栄、自己実現が可能となる」(p.251)と述べている。福祉を保証する制度設計は重要であるが、担い手自身が自ら参加する者でなくてはならないだろう。

人の福祉は財や効用のみで測ることはできないし、その様な時代は終わりつつある。「生き方」の機能を拡大させる社会保障を講じる国家こそ、今後あるべき福祉国家だといえる。具体的には、若年層の「機会の平等」を保障するような政策が望ましい。なぜなら、社会保障の基盤を担う家族・市場(仕事)のリスクはいま、正に、若年層に広く及んでいるためである。もちろん、旧来の通り、疾病・介護のリスクは全年齢層において、変わらず分布しているため、概して、政府としては高福祉を行わなければならない。そのためには国民に高負担を負わすことになるが、高福祉によって「機会の平等」が実現し、「個人の自由」が実現するのであれば、安心感と信頼感を持てる、心豊かで社会公正に満ちた福祉国家となりうるだろう。

以上をもって、今後の福祉国家の在り方についての私見と代え、本論文をくくる。

参考文献

- アトキンソン, B. A. (山形浩生, 森本正史監訳) (2015)『21 世紀の不平等』東洋経済新報社.
- 跡田直澄, 橘木俊詔(1985)「所得源泉別にみた所得分配の不平等」『季刊・社会保障研究, Vol.20, No.4, 330-339 ページ.
- 安部由起子, 大石亜希子(2006)「妻の所得が世帯所得に及ぼす影響」小塩隆士, 田近栄治, 府川哲夫編『日本の所得分配——格差拡大と政策の役割』東京大学出版会, 所収, 185-210 ページ.
- 安藏伸治(2003)「離婚とその要因——わが国における離婚に関する要因分析——」, 『JGSS 研究論文集(2)』, 25-45 ページ.
- 岩澤美帆, 三田房美(2005)「職場結婚の盛衰と未婚化の進展」『日本労働研究雑誌』, No.535 16-28 ページ.
- 浦川邦夫(2007)「家族の変容と教育意欲の世帯間格差に関する考察」『神戸大学経済学研究年報』, No.54, 107-126 ページ.
- エスピン-アンデルセン, G.(京極高宣監訳) (2008)「アンデルセン, 福祉を語る」NTT 出版.
- 大沢真知子(1993)『経済変化と女子労働』日本経済評論社.
- 大竹文雄(2001)『雇用問題を考える 格差拡大と日本的雇用制度』大阪大学出版会.
- 小塩隆士(2004)「1990 年代における所得格差の動向」『季刊・社会保障研究』, 第 40 巻 3 号, 277-285 ページ.
- 小塩隆士(2006)「所得格差の推移と再分配政策の効果」, 小塩隆士他編『日本の所得分配——格差拡大と政策の役割』東京大学出版会, 所収, 11-38 ページ.
- 尾嶋史章(2011)「妻の就業と所得格差」, 佐藤嘉倫, 尾嶋史章編『現代の階層社会 1 格差と多様性』東京大学出版会, 所収, 113-127 ページ.
- 落合恵美子(2013)「近代世界の転換と家族変動の論理」『社会学評論』, 第 64 巻第 4 号, 533-552 ページ.

- 小野浩, K. S. リー(2010)「家庭内分業と結婚の幸福度：日米比較」, 大竹文雄, 白石小百合, 筒井義郎編『日本の幸福度 格差・労働・家族』, 所収, 205-235 ページ. 日本評論社. (Lee, K. S., & Ono, H. (2008). "Specialization and Happiness in Marriage: A U.S. — Japan Comparison". *Social Science Research*, Vol.37, No. 4, pp.1216-1234.)
- カステル, R.(前川真行訳) (2012)『社会問題の変容——賃金労働の年代記』ナカニシヤ出版.
- 加藤彰彦(2004)「配偶者選択と結婚」, 渡辺秀樹, 稲葉昭英, 嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容——全国家族調査[NFR98]による計量分析』東京大学出版会, 所収, 41-58 ページ.
- 加藤彰彦(2005)「離婚の要因——家族構造・社会構造・経済成長」, 熊谷苑子, 大久保孝治編『コーホート比較による戦後日本の家族変動の研究』, 日本家族社会学会全国家族調査委員会, 所収, 77-90 ページ.
- 角崎洋平(2013)「選択結果の過酷性をめぐる一考察——福祉国家における自由・責任・リベラリズム」『立命館言語文化研究』, 第 24 巻第 4 号, 43-57 ページ.
- 川原恵子(2005)「福祉政策と女性の貧困——ホームレス状態の貧困に対する施設保護」岩田正美, 西澤晃彦編『貧困と社会的排除』ミネルヴァ書房, 195-222 ページ.
- 北村行伸 (2003)「結婚・出産に地域差は影響を与えているのか——結婚経験率・出生率の時系列・クロスセクション分析」, 『平成 14 年度厚生労働省科学研究費報告書』.
- 北村行伸(2005)『パネルデータ分析』岩波書店.
- 北村行伸, 坂本和靖(2007)「世代間関係から見た結婚行動」『経済研究』, 第 58 巻第 1 号, 31-46 ページ.
- 北村行伸, 宮崎毅(2009)「結婚の地域格差と結婚促進策」『日本経済研究』, No.60, 79-102 ページ.

厚生省大臣官房統計情報部（1997）『平成 9 年人口動態社会経済面調査——離婚家庭の子ども——』

国土庁計画・調整局(1998)『地域の視点から少子化を考える——結婚と出生の地域分析——』

小原美紀(2001)「専業主婦は裕福な家庭の象徴か—妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』, No. 493, 15-29 ページ.

後藤玲子(2015)『福祉の経済哲学』ミネルヴァ書房.

酒井正, 樋口美雄(2005)「フリーターのその後——就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』, No.535, 29-41 ページ.

佐藤博樹, 中村真由美(2007)「なぜ『パートナーに出会えない』のか?——出会いを可能とする要因・阻害する要因」『家族形成に関する実証研究 SSJ Data Archive Research Paper Series-37』, 1-11 ページ.

佐藤隆三(2007)「シティズンシップとしての福祉」, *Journal of Health & Social Services*, No.5, 17-40 ページ.

佐野晋平, 大竹文雄(2007)「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』, No.558, 4-18 ページ.

塩野谷祐一著（2002）『経済と倫理——福祉国家の哲学』東京大学出版会.

社会的排除リスク調査チーム内閣官房社会的包摂推進室(2012)「社会的排除にいたるプロセス——若年ケース・スタディから見る排除の過程——」『平成 24 年 9 月 社会的排除リスク調査チーム 内閣官房社会的包摂推進室／内閣府政策統括官(経済社会システム担当)』.

周燕飛(2012)「専業主婦世帯の収入二極化と貧困問題」, JILPT Discussion Paper 12-08.

セン, A. (鈴木興太郎訳) (1988)『福祉の経済学——財と潜在能力』岩波書店.

高松里江, 橘木俊詔(2012)「新しい福祉システムを導入するに際して考慮すること——ベーシック・インカム政策を支持するのはどういう人か」, 橘木俊詔編『社会保障改革への提言——いま、日本に何が求められているのか』ミネルヴァ書房, 所収, 26-44 ページ.

ジ.

高山憲之, 有田富美子(1992)「共稼ぎ世帯の家計実態と妻の職業選択」『日本経済研究』,
No.22, pp.19-45.

高山憲之, 小川浩, 吉田浩, 有田富美子, 金子能宏, 小島克久(2000)「結婚・育児の経済コストと出生力」『人口問題研究』第 56 巻第 4 号, 1-18 ページ.

武内真美子(2004)「女性就業のパネル分析配偶者所得効果の再検証」『日本労働研究雑誌』
第 46 巻第 6 号, 76-88 ページ.

橘木俊詔(2011)『無縁社会の正体 血縁・地縁・社縁はいかに崩壊したか』PHP 研究所.

橘木俊詔, 浦川邦夫(2006)『日本の貧困研究』東京大学出版会.

橘木俊詔, 木村匡子(2008)『家族の経済学-お金と絆のせめぎあい』NTT 出版.

橘木俊詔, 迫田さやか(2013)『夫婦格差社会 - 二極化する結婚のかたち』中公新書.

橘木俊詔, 広井良典(2013)『「脱『成長』戦略——新しい福祉国家へ』岩波書店.

田中成明(1999)「福祉国家と正義論」『季刊・社会保障研究』, 第 35 巻第 1 号, 2-3 ページ.

徳野貞雄(1998)「農山村における『花嫁不足』問題」, 山本努, 徳野貞雄, 加来和典, 高野和良編『現代農山村の社会分析』学文社, 所収, 171-191 ページ.

中村真由美(2007)「結婚の笠井に男性に求められる資質の変化——対人関係能力と結婚との関係——」, 永井暁子, 松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房, 所収, 15-27 ページ.

永瀬伸子(2001)「パートの賃金に 103 万円の壁は重要か」『日本労働研究雑誌』, No.489, 60-61 ページ.

野々山久也(1985)『離婚の社会学——アメリカ家族の研究を軸として』日本評論社.

浜田宏・石田淳(2003)「不平等社会と機会の均等——機会格差調整後の不平等度測定法」『社会学評論』, 第 54 巻 第 3 号, 232-249 ページ.

原田隆司(2001)「地域移動と生活設計の変容：少子化・未婚化をめぐる一考察」『人口問題研究』, 第 57 巻第 1 号, 63-77 ページ.

樋口美雄(1995)『『専業主婦』保護政策の経済的帰結』, 八田達夫, 八代尚弘編『「弱者」保護政策の経済分析』日本経済新社, 所収, 185-219 ページ.

樋口美雄, 阿部正浩(1999)「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング」, 樋口美雄, 岩田正美編『パネルデータからみた現代女性』東洋経済新報社, 所収, 25-65 ページ.

広井良典(2005)『『持続可能な福祉社会』の構想——定常型社会における社会保障とは——』, 『会計検査研究』, 第 32 巻, 169-180 ページ.

ブルデュー, P., J. C. パスロン (宮島喬訳) (1991)『再生産 [教育・社会・文化]』藤原書店.

福田節也(2003)「離婚の要因分析」, 公益財団法人家計経済研究所編『消費生活に関するパネル調査研究報告書』, 第 4 章.

マーシャル, T. H., T. ボットモア (岩崎信彦, 中村健吾訳)『シティズンシップと社会的階級——近現代を総括するマニフェスト』法律文化社.

真鍋倫子(2004)「女性の就労行動の学歴差——夫の収入と妻の就労」『東京学芸大学紀要 1 部門』, 第 55 巻, 29-36 ページ.

三輪哲(2006)「離婚と社会階層の関連にかんする試論的考察」朝井友紀子他編『共働社会の到来とそれをめぐる葛藤——夫婦関係——』 東京大学社会科学研究所, 128-136 ページ.

八木匡(2011)「格差感と幸福感形成におけるコミュニティ機能と機会の公平の役割」 *The Nonprofit Review*, 第 11 巻第 1 号, 21-31 ページ.

八木匡, 橘木俊詔(1996)「等価所得比率の測定と所得分配不平等度の解釈」『季刊・社会保障研究』, 第 32 巻第 2 号, 178-189 ページ.

ラトゥーシュ, S. (中野佳裕訳) (2010)『経済成長なき社会発展は可能か? ——〈脱成長〉

- と〈ポスト開発〉の経済学』作品社.
- ラトゥーシュ, S. (中野佳裕訳) (2013)『〈脱成長〉は、世界を変えられるか——贈与・幸福・自律の新たな社会へ』作品社.
- レスタギ, R., G. モース (清水昌人訳)(2000)「先進諸国における出生力と世帯形成の近年の動向 (抄訳)」『人口問題研究』, 第 56 巻第 3 号, 1-33 ページ.
- ロールズ, J. (川本隆史, 福間聡, 神島裕子訳) (2010)『正義論』紀伊國屋書店.
- ロザンヴァロン, P. (北垣徹訳) (2006)『連帯の新たな哲学——福祉国家再考』勁草書房.
- 山重慎二(2013)『家族と社会の経済分析 日本社会の変容と政策的対応』東京大学出版会.
- 山田昌弘(1994)『近代家族のゆくえ: 家族と愛情のパラドックス』新曜社.
- 吉原直毅 (2013)「資本主義分析の基礎理論研究の現状及び『新しい福祉社会』モデルの探求」,『比較経済研究』, 第 50 巻第 2 号, 17-33 ページ.
- Alesina, A. and E. La Ferrara (2005) “Preferences for Redistribution in the Land of Opportunities”, *Journal of Public Economics*, Vol.89, No.5, pp.897-931.
- Almås, I., A. W. Cappelen, J. T. Lind, E. Ø. Sørensen and B. Tungodden (2011) “Measuring Unfair (in) equality,” *Journal of Public Economics*, Vol.95, No.7, pp.488-499.
- Anderson, E. S. (1999) “What is the Point of Equality?,” *Ethics*, Vol.109, No.2, pp.287-337.
- Angrist, J. (2002) “How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets?: Evidence from America’s Second Generation”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.117, No.3 pp.997-1038.
- Arneson, R. J. (1989) “Equality and Equal Opportunity for Welfare,” *Philosophical Studies*, 56, pp.77–93.

- Becker, G.S. (1973) "A Theory of Marriage Part I," *Journal of Political Economy*, 81, pp.813-46.
- Becker, G. S. (1991) *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Benet-Martinez, V., and O. P. John (1998) "Los Cinco Grandes across Cultures and Ethnic Groups: Multitrait Multimethod Analyses of the Big Five in Spanish and English," *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, pp.729-750.
- Betts, J. R. and J. E. Roemer (1999) "Equalizing Educational Opportunity through Educational Finance Reform," *UC Davis Working Paper No. 99-08*, SSRN HP (<http://ssrn.com/abstract=214135>), 2016.7.29.取得.
- Bumpass, L. and R. R. Rindfuss (1979) "Children's Experience of Marital Disruption," *American Journal of Sociology*, Vol. 85, No. 1, pp.49-65.
- Burtless.G. (1999) "Effects of Growing Wage Disparities and Changing Family Composition on the U.S. Income Distribution," *European Economic Review*. Vol.43. pp.853-865.
- Bourguignon, F., F. H. Ferreira and M. Menendez (2007) "Inequality of Opportunity in Brazil," *Review of Income and Wealth*, Vol. 53, No.4, pp.585-618.
- Browning, D., W. J. Doherty, M. Gallagher, Y. Luo and S. M. Stanley (2002). "Does Divorce Make People Happy?" *Findings from a Study of Unhappy Marriages*. New York Institute for American Values.
- Cancian, M., S. Danziger, and P. Gottschalk (1993) "Working Wives and Family Income Inequality among Married Couples," in Sheldon, D. *et al. Uneven Tides: Increasing Inequality in America*, Russell Sage Foundation, pp.195-221.
- Carter, H. and P. C. Glick(1976) *Marriage and Divorce: A Social and Economic Study*, Harvard University Press.

- Cohen, G. A. (1989). "On the Currency of Egalitarian Justice," *Ethics*, Vol.99, No.4, pp. 906-944.
- Devooght, K. (2008) "To Each the Same and to Each his Own: A Proposal to Measure Responsibility — — Sensitive Income Inequality," *Economica*, Vol.75, No. 298, pp.280-295.
- Dworkin, R. (2002) *Sovereign Virtue: the Theory and Practice of Equality*, Harvard University Press.
- Easterlin, R. A. (2005) "Feeding the Illusion of Growth and Happiness: A Reply to Hagerty and Veenhoven," *Social Indicators Research*, Vol. 74, No.3, pp.429-443.
- Fleurbaey, M. (1995) "Equality and Responsibility," *European Economic Review*, Vol. 39, No.3, pp.683-689.
- Fleurbaey, M. (2008) *Fairness, Responsibility and Welfare*, OUP Catalogue.
- Heckman, J. J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol. 47, No.1, pp.153-161.
- Karoly, L. A. and G. Burtless (1995) "Demographic Change, Rising, Earnings in Equality and the Distribution of Personal Well-being, 1959-1989," *Demography*, Vol. 32, No.3, pp.379-405.
- Lerman, R. I. and S. Yitzhaki (1984) "A Note on the Calculation and Interpretation of the Gini Index," *Economics Letters*, Vol.15, No. 3, pp.363-368.
- Lesthaeghe, R. (1995) "The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation," in Mason, K.O., *et al.*, *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Clarendon Press, pp. 17-62.
- Lichter, T., B. LeClere and K. Mvlaughlin(1991) "Local Marriage Markets and the Marital Behavior of Black and White Women," *American Journal of Sociology*,

Vol.96, No.4, pp.843-867.

McLanahan, S. (2004) "Diverging Destinies: How Children are Faring under the Second Demographic Transition," *Demography*, Vol.41, No. 4, pp.607-627.

Ohtake, F. and M. Saito (1998) "Population Aging and Consumption Inequality in Japan," *Review of Income and Wealth*, Vol.44, No. 3, pp.361-381.

Oppenheimer, V. K. (1988) "A Theory of Marriage Timing," *American Journal of Sociology*, No.94, No.3, pp. 563-591.

Oppenheimer, V. K. (1997) "Women's Employment and the Gain to Marriage: the Specialization and Trading Model," *Annual review of sociology*, Vol.23, pp. 431-453.

Page, M. and J. Roemer (2001) "The US Fiscal System as an Equal Opportunity Device," in Hasset K. and R. G. Hubbard, *The Role of Inequality in Tax Policy*, The American Enterprise Institute Press.

Raymo, J. M., M. Iwasawa and L. Bumpass (2004) "Marital Dissolution in Japan: Recent Trends and Patterns," *Demographic Research*, Vol. 11, No.14, pp.395-420.

Roemer, J. E. (2009) *Equality of Opportunity*, Harvard University Press.

Roemer, J. E., R. Aaberge, U. Colombino, J. Fritzell, S. P. Jenkins, A. Lefranc, and M. J. San Segundo (2003) "To What Extent Do Fiscal Regimes Equalize Opportunities for Income Acquisition among Citizens?" *Journal of Public Economics*, Vol.87, No.3, pp. 539-565.

Rogers, S. J. (2004) "Dollars, Dependency and Divorce: Four Perspectives on the Role of Wives' Income," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 66, No.1, pp.59-74.

Schoen, R. and R. M. Weinick(1993) "Partner Choice in Marriages and Cohabitations", *Journal of Marriage and the Family*, Vol. 55, No.2, pp. 408-414.

- Schwartz, C. R. (2010) "Earnings Inequality and the Changing Association between Spouses' Earnings," *American journal of sociology*, vol. 115, No. 5, pp.1524–1557.
- Spanier, G. B. and P. C. Glick (1980) "Mate Selection Differentials between Whites and Blacks in the United States," *Social Forces*, Vol.58, No. 3, pp.707-725.
- Wood, R. (1995) "Marriage Rates and Marriageable Men: A Test of the Wilson Hypothesis," *Journal of Human Resources*, Vol. 30, No. 1, pp.163-193.