

制度変更の影響をパネルデータから探る ——消費生活に関するパネル調査（第15年度）について

久木元 真吾

(財団法人 家計経済研究所 次席研究員)

1. はじめに

財団法人家計経済研究所（以下、家計経済研究所）による「消費生活に関するパネル調査」は、1993年の開始以来毎年調査を実施しており、2007年の調査は第15年度調査にあたる。家計経済研究所では、これまで毎年の調査のたびに報告書をまとめてきた。第1年度から第12年度調査までは報告書を国立印刷局（旧・大蔵省〔財務省〕印刷局）から刊行してきたが、第13年度調査以降は、家計経済研究所の機関誌『季刊 家計経済研究』の秋号においてパネル調査の分析結果を発表している¹⁾。この『季刊 家計経済研究』第80号では、第15年度の「消費生活に関するパネル調査」の結果に基づいた研究成果を特集としてまとめて掲載している。

2. 消費生活に関するパネル調査について

「消費生活に関するパネル調査」は、女性とその家族の生活実態を、収入・支出・貯蓄、就業行動、家族関係などの諸側面から明らかにすることを目的としている。最大の特徴は、同一個人に対して長期にわたり継続的に調査を行う、パネル調査という方法を採用している点にある。通常の調査は、調査を実施するたびに異なる対象者に対して調査を実施することになるため、前回と今回の調査結果の間に違いがあっても、それは集団レベルの変動であって、個人レベルの変動をとらえたことには必ずしもならない。同一個人の変動をとらえ

ることは、同一個人を追跡するパネル調査を行うことによって初めて可能になる。したがって「消費生活に関するパネル調査」は、女性とその家族の生活実態に関して個人レベルの変動をとらえることができるというメリットをもつものである。

この「消費生活に関するパネル調査」は、特に若年女性を調査対象として始まったものである。若年女性は、就職や転退職、結婚や出産・育児など、ライフスタイル上のさまざまな変動を経験する時期にあり、そうした変動を把握する上でパネル調査という方法は最も適切なものであるといえよう。

対象者の抽出は、現在まで3回行われている。第1年度（1993年実施）には、全国から無作為抽出された24～34歳の女性1,500人を対象として調査を開始した。その後、第5年度（1997年実施）に全国の24～27歳の女性500人を、第11年度（2003年実施）に全国の24～29歳の女性836人を、それぞれ無作為抽出して対象者に追加している。この結果、第15年度（2007年実施）においては、対象者の女性は28～48歳という広い世代をカバーするに至っており、人数は全体で1,698人（うち有配偶者1,214人、無配偶者484人）となっている。

3. 制度変更と家計 ——政策評価とパネルデータ

今回収録した「消費生活に関するパネル調査」の分析結果は、「制度変更と家計」をテーマとして執筆されたものである。新たな政策や制度が実施されるとき、あるいは従来の制度が変更される

とき、それによって人々の行動に何らかの変化が起ることが想定されている。以下の各論文では、従来の制度に変更が加えられたときに、人々の行動や家計・ライフスタイルなどにどのような変化が起こったのかを分析することが試みられている。そうした分析の最終的な関心は、制度の変更（を伴う政策の実施）が、当初想定されていたような人々の変化を帰結しているのかを確かめ、そのことから制度の変更や政策自体に対して何らかの評価ないし判断をすることにある。

政策評価にとってパネルデータが有効なデータであることは、すでに多々指摘がなされている。例えば樋口（2001）は、同一個人を長期にわたって追跡調査することによって得られるパネルデータから、各種の政策実施前後の行動変化を把握することができ、政策効果を分析することが可能になると述べている。横断面データや集計された時系列データと異なり、個人のレベルの変動をとらえることができるというパネルデータのメリットを、有効に活用できる例のひとつが政策評価であるといえよう。現時点でさまざまなパネル調査が日本国内で実施されているが、大学や研究機関に限らず、厚生労働省のような官庁が自らパネル調査を実施している例もみられることは、学術研究上の関心だけではなく、政策を実施する側にとってもパネル調査が大きな意味をもつことを明確に示しているともいえるだろう。

ただ、より広い視野でみるならば、日本社会における政策評価への関心の高まり自体にも注意を払っておくべきであろう。大森（2001）によれば、国のレベルで法律上はじめて「政策評価」という用語が登場したのは、1998年6月に公布・施行された「中央省庁等改革基本法」であったという。大森の言葉を借りれば、そこにおいて重視されていたのは、政策の点検・見直しに際し、社会経済状況の変化のなかでも妥当性があるか、目標の達成にどれだけ貢献しているか、費用対効果は満たされているか、などをできるだけ客観的に分析すること、およびその評価の方法と結果を公表し、政策選択にどう反映させたか（継続、変更、中止など）を国民に説明する責務である。つまり、「客観性」と「説

明責任（アカウンタビリティ）」という2点が肝要というわけである³⁾。

詳細な検討は紙幅の関係もあり略さざるをえないが、以上の事実が示唆しているのは、1990年代の後半に日本社会において政策評価への関心が高まったということであり、その背景には、政策という領域において「客観性」と「説明責任」が決定的に重視されるようになったということがある。つまり、政策の効果に対して客観的・実証的な説明を与えようとする動きが強まり決定的なものになっていったのが、この10年であったというわけである³⁾。

ただ、単に政策評価の重要性について関心の高まりがあったというだけではない。それと表裏一体に進行した可能性があるのは、政策評価が簡単ではないという認識の深化があったという点である。ある政策を実施することが人々に及ぼす影響は単純なものではなく、実施前の想定にとどまらない複雑な影響を有することがある。社会は複雑であり、政策実施前に意図していた効果が得られたかどうかという点だけでなく、直接想定されていなかった層の人々の行動に影響することや、まったく想定していない別の領域に政策の影響が及ぶこともありうる。政策評価を、客観性をもって説明責任を果たしうるような形で行うには、こうした複雑な影響まで視野に入れることが必要になる。だからこそ、政策の評価に際しては、一見してわかることだけでなく、入念な「分析」を行い、その結果を示すことが求められる。

この10年で、客観性と説明責任が重視される中で、政策評価の必要性和「分析」の必要性がクローズアップされていった。その二つの必要性が重なり合う地点で、政策評価にとってのパネル調査やパネルデータの有効性が、いわば（再）発見されたのではないだろうか。

15年の蓄積を有する「消費生活に関するパネル調査」のデータも、以上のような背景のもとで、政策評価に応用しうる可能性を大いに秘めているといえる。もちろん、調査の設計が政策や制度の細部まで十分に反映しているとは限らないため、政策の効果を知ろうとしても近似的にしか接近できないことも当然ありうる。しかしそうだとし

も、パネルデータで政策や制度の効果を探ろうとすることは、より強い仮定をさまざまな形で置かざるをえないほかの種類のデータと比べて、大きなアドバンテージを有しているのは確かである。

4. 各論文の内容

以上のような背景のもとに、本号では「消費生活に関するパネル調査」のデータをもとに、制度の変更とそれが人々の行動や家計に及ぼした影響について分析を試みる。まず、福田節也「離婚時における厚生年金の分割制度——認知とその要因」は、2007年4月1日から実施された離婚時の厚生年金の分割制度について、その概要、実態、そして離婚への影響について考察を行ったものである。また、この制度が一般の人々にどの程度認知されているのかについて、「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用いて要因分析を行っている。分析の結果、年金分割制度の認知にプラスに作用している要因は、20年以上の結婚期間、離婚経験、高学歴、第3号被保険者資格、そして結婚生活への不満であり、このことから年金分割制度による恩恵を受けやすい女性や離婚を検討している女性は、年金分割制度について認知している確率が高いと指摘している。

坂本和靖「厚生年金分割制度の成立は妻の立場を優位にしたか」は、厚生年金分割制度（合意分割制度）の実施が世帯内における資源（支出、貯蓄、余暇時間）の配分に与える影響について考察している。同一世帯を継続調査しているというパネル調査の特性を生かし、厚生年金分割制度前後（2006～2007年）における、「制度が適用される世帯とされない世帯」、あるいは「制度を認知している世帯とそうでない世帯」について、それぞれの世帯における資源の変動を比較した。その結果、制度が適用される世帯、制度を認知している世帯では、貯蓄、余暇時間（割合）が増加するという結果が得られた。世帯内における交渉が具体的にどのように進められたかは明らかにできなかったものの、世帯内における（一部の）年金の受け取り手を変更するという政策変更が、世帯内の資源分

配を女性にとって有利なものとした知見は、世帯内交渉を考慮した分析枠組み（Collective Model など）において重要なものと考えられる。

村上あかね「既婚女性の働き方は変化したか？」は、近年、社会環境の変化が妻の就業を促す方向に働いていることを踏まえ、女性の働き方と家計の変化について分析している。分析の結果、全体として妻の就業率は着実に増加していること、とくに約半数の女性は少なくとも5年間は継続して働いていることがわかった。なお、過去数年間のうち、女性の就業に影響する大きな変化は配偶者特別控除の一部廃止であった。しかし、廃止が議論されている時点で廃止の動きについて知っている人は半数に満たず、データを分析しても女性の働き方の変化が税制改正の影響を大きく受けているとは言いがたいとの結果を得た。

田中慶子「児童手当の拡充と子育て世帯の家計」は、児童手当制度の2006年の変更に伴い、受給対象の子どもがいる核家族世帯の家計がどのように変化したのかを検討している。その結果、対象年齢および所得制限拡大という制度変更により「恩恵」となった世帯においても、「子どものため」の支出や貯蓄に大きな変化はなく、増額分も養育世帯の所得保障として機能していることが予想される。

最後に、坂口尚文「所得流動性の再検証」は、これまで分析されてきた所得の流動性について新しい視点から考察した論文である。個人の位置する所得分布を確率的に評価する隠れマルコフと呼ばれるモデルを用いた場合、雇用所得者の所得が1年という単位ではほとんど入れ替わらない結果が得られており、従来の所得分位による階層間移動を計測した値は、所得の固定性・流動性について過大な値を示している可能性を指摘した。この結果からは、一時点、同一年代間の所得格差が以前にも増して重要な意味を持ったといえる。その一時点の格差が、そのまま蓄積されていく可能性が高いからである。この論文は直接制度変更の影響を論じるものではないが、所得格差の把握はいかなる制度・政策を考える上でも前提として欠かせないものであり、所得格差自体が制度・政策の

帰結でもあり出発点でもありうることから、今回の一連の分析に加えることとした。

以上の各論文の内容は多岐にわたるが、共通して示唆されているのは、制度変更が人々の行動や家計にもたらす影響について、単純化した議論を避け複雑な影響を慎重に読み取る必要があるということである。政策や制度の評価といっても、単に○か×かといった結論さえ出ればいいというものではない。むしろ社会的な影響の複雑さにきちんと向き合うことが求められているということを、今回の「消費生活に関するパネル調査」の分析は含意しているのではないだろうか。

5. 用語について

最後に、以下の分析で用いられる用語について簡単に整理しておく。

「消費生活に関するパネル調査」の略称として「JPSC」という表現を用いることがあるが、これは英語の調査名 (Japanese Panel Survey of Consumers) に由来している。1993年に実施された「消費生活に関するパネル調査」の第1年度調査を、以下では「パネル1」とよぶことがある。この呼び方にしたがえば、2007年に実施された第15年度調査は「パネル15」ということになる。

また、「消費生活に関するパネル調査」では、上述したように3度にわたり対象者の抽出を行っている。以下では、第1年度 (1993年) に抽出した対象者、第5年度 (1997年) から追加された対象者、第11年度 (2003年) から追加された対象者を、それぞれ「コーホートA」「コーホートB」「コーホートC」とよぶ。ちなみに第15年度調査の時点では、コーホートAは38～48歳、コーホートBは34～37歳、コーホートCは28～33歳になっている。

配偶状態に関しては、「有配偶」、「無配偶」、「新婚」という3つの用語を用いる。それぞれ、「配偶者がいる者」、「未婚、あるいは離婚、死別により配偶者がいない者」、「パネル14では無配偶であったが、パネル15では有配偶である者、もしくはこの1年の間に離婚と再婚があった者」という意味である。また、「**継続」(例えば、有配偶継続、同

一企業継続、同居継続)とは、特に断りのない限りパネル14・パネル15の状態についての表現であり、それ以外の期間の状態を表すものではない。

なお、ここで「学歴」として用いるものは、原則として卒業あるいは修了した場合の最終学歴をさしている。例えば「中学」は、中学卒業者と高校中退者をさしている⁴⁾。

注

- 1) 最近のものとしては、財団法人家計経済研究所編 (2006; 2007) がある。いずれも、『季刊家計経済研究』第72号 (2006年) および第76号 (2007年) に掲載されたパネル調査の分析結果に加えて、調査実施の概要や対象者の基本属性に関する資料などをあわせて収録したものである。
- 2) その後「行政機関が行う政策の評価に関する法律」が2002年4月に施行されるなど、政策評価そのものに関わる法律は追って定められていくが、そこにおいても「客観性」と「説明責任」が柱になっていることは変わらない。
- 3) 近年では、医療分野に由来する「客観的な根拠に基づいた (evidence-based)」という概念が転用され、「客観的な根拠に基づいた政策形成 (evidence-based policy making)」などといった表現が、政策に関する議論においても用いられるようになりつつある (一例として、西村 2005)。
- 4) なお、学歴をこのような内容に定めたのは第3年度調査の報告書以降であり、第2年度調査の報告書では最終学歴に中退者も含めている。

文献

- 大森彌, 2001, 「評価の活用ということの今日的意義」マイケル・クイン・パットン『実用重視の事業評価入門』清水弘文堂書房, xi-xiii.
- 財団法人家計経済研究所編, 2006, 『パネルデータにみる世代間関係——消費生活に関するパネル調査 (第13年度)』財団法人家計経済研究所.
- 編, 2007, 『生活時間にみる暮らしの実態と意識——消費生活に関するパネル調査 (第14年度)』財団法人家計経済研究所.
- 西村清彦, 2005, 「「事実証拠に基づく政策 evidence-based policy」の必要性」『Economic Review』9 (1): 47.
- 樋口美雄, 2001, 「政策評価にパネル・データの活用を」『ファイナンス』37 (5): 32-37.

くきもと・しんご 財団法人家計経済研究所 次席研究員。社会学・生活経営学専攻。

離婚時における厚生年金の分割制度

——認知とその要因

福田 節也

(マックスプランク人口研究所 研究員)

1. はじめに

1990年代以降、離婚の増加が著しい。図表-1は、日本における離婚件数ならびに普通離婚率（人口1,000人に対する離婚件数）の推移を表したものである。離婚は1950年代を通じて減少傾向にあったが、1960年代から1980年代半ばにかけて増加に転じた。その後、1980年代後半のバブル期において離婚は減少したが、バブルの崩壊とともに再び急激な増加をみるに至った。2002年をピークに近年において離婚は再び減少する傾向にある。しかし、わが国における離婚の発生頻度は戦後を通じて確実に上昇してきた。

近年において減少傾向にあった離婚が上昇に転じるか否かをめぐり、2007年は離婚の動向が注目を集めた。2007年4月1日より、離婚時の厚生年金分割制度（以後、年金分割制度）が実施され、婚姻期間中の厚生年金の標準報酬を離婚後に夫妻で分割することが可能となったためである。この制度以前では、離婚した妻は夫の厚生年金の一部を受給することはできなかった。そのため、専業主婦の妻が離婚した場合、国民年金に加えて、専業主婦となる前あるいは離婚後の就業によって積み立てたわずかな額の厚生年金しか受給することができない可能性が高かった。しかし、この制度の施行により、専業主婦の妻であっても、夫が婚姻期間中に納めた厚生年金の標準報酬額について、最大5割まで受給することが可能となったのである。そのため、この制度の施行を機に、これまで老後の生活を

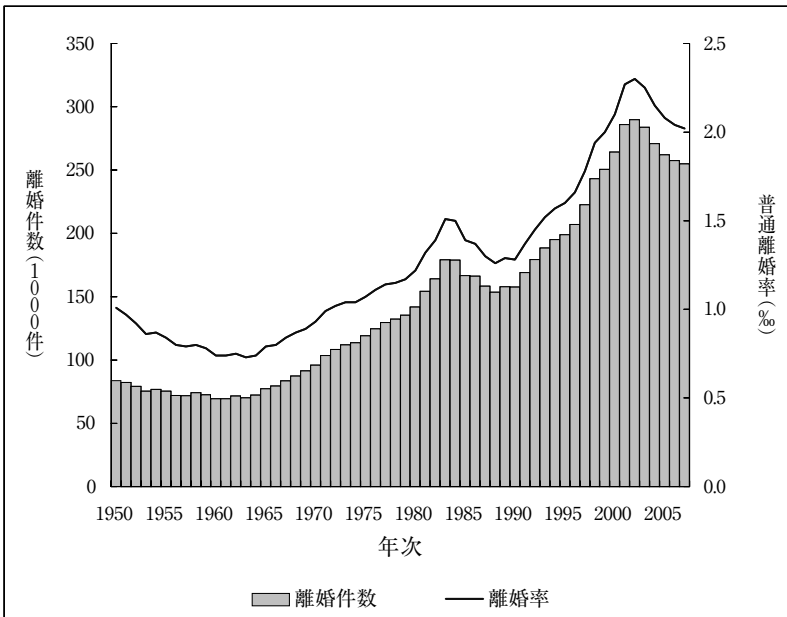
心配して離婚を躊躇していた妻たちが一斉に離婚に踏み切るのではないかと推測された。年金分割制度について公表されたのが2003年6月と、奇しくも離婚件数が減少に転じた年と重なったことから、一部のメディアでは近年における離婚の減少は、この制度の施行を前にして熟年夫婦における離婚が控えられたためであるとさえ言われた。はたして、年金分割制度の施行は、離婚の動向にどのような影響を与えたのであろうか。また、本制度の内容は一般の人々にどの程度認知されているのであろうか。

以下では、同制度の概要や施行後の厚生年金分割請求の実態、ならびに離婚動向への影響について考察する。また、同制度がどのような人々によってより認知されているのかを明らかにするべく、家計経済研究所によって行われた「消費生活に関するパネル調査」（以後、JPSC）を用いて、同制度の認知要因に関する分析を行う。

2. 離婚時の厚生年金の分割制度の概要

はじめに、わが国の年金制度の概要について触れておく。わが国の年金制度は、大きく分けて、1）国民年金、2）厚生年金、共済年金、3）企業年金、共済年金の職域部分の3階立ての構造を成している（図表-2参照）。1階部分にあたる国民年金は、基本的には日本国内に居住する20歳以上60歳未満のすべての国民が加入することが義務づけられており、加入者の収入

図表-1 離婚件数および普通離婚率の推移：1950～2007年



出所：厚生労働省(2008)『平成19年人口動態統計月報年計(概数)の概況』

や雇用形態などによって、その年金資格は3つに分類される。加入者が民間企業に雇用されている70歳未満の雇用者である場合や公務員である場合は第2号被保険者、第2号被保険者の60歳未満の被扶養配偶者は第3号被保険者、そして60歳未満で第2号・第3号被保険者以外の者は第1号被保険者となる。第1号被保険者には、主として自営業者や学生、フリーターなどが含まれる。

国民年金に加えて、民間企業の雇用者は厚生年金に、公務員等は共済年金に加入しており、給与に比例した額の保険料を納めている。将来受給できる厚生(共済)年金の額は、納付した保険料の総額に基づき計算される。このとき、年金額の算出に用いられる保険料の総額を標準報酬という。以上は厚生年金や共済年金の報酬比例部分と呼ばれるものであり、年金制度の2階部分に相当する。

年金制度の3階部分は、主として企業年金や共済年金の職域部分といわれるものである。雇用者の積立金をもとに企業や自治体が独自に運用を行い、国民年金と厚生年金に上乗せして年

金を給付することを目的としている。また、厚生年金の上乗せ年金として厚生年金基金が、第1号被保険者の上乗せ年金として国民年金基金が、それぞれ任意加入で用意されている。

離婚時の厚生年金の分割制度では、離婚をしたときに、厚生年金の保険料納付記録(夫婦の合計)を当事者間で分割することができる制度である¹⁾。この制度によって、離婚当事者は、年金制度の2階部分にあたる厚生年金ならびに共済年金(職域部分を含む)を分け合う

ことが可能となった²⁾。

年金分割制度は、2007年4月1日に実施された合意分割制度と、2008年4月1日に実施された3号分割制度の2つに分けられる。図表-3に各制度の概要を示すとともに、若干の解説を行う。

(1) 離婚時の厚生年金の分割制度(合意分割制度)

合意分割制度は、2007年4月1日より施行された。この制度では、2007年4月1日以降に発生した離婚等について、婚姻期間中の標準報酬(=保険料納付記録)を夫婦間で分割することが可能となる。なお、2007年4月1日より前に届出がなされた離婚については、年金の分割はなされない。合意分割制度においては、婚姻期間中の厚生年金の標準報酬が多い方から少ない方に対して分割が行われる。そのため、夫よりも妻の方が婚姻期間を通じて収入が高かった場合、妻から夫へ年金を分割する場合もありえる。また、分割の割合については、離婚当事者の間で合意した上で、厚生年金分割の請求を行わなければならない。当事者間での合意がまとまらなかった場合は、裁判手続き

図表-2 わが国における年金制度の概要

		確定拠出年金(個人型)				
国民年金基金		厚生年金基金	確定給付企業年金	適格退職年金	確定拠出金(企業型)	職域部分
		(代行部分)	厚生年金保険			共済年金
国民年金(基礎年金)						
専業主婦等(第2号被保険者の被扶養配偶者)	自営業者等(20歳以上60歳未満で、第2号・第3号被保険者以外の人)	民間企業等に雇用される70歳未満の人				公務員等
第3号被保険者	第1号被保険者	第2号被保険者				

出所: 社会保険庁(2008)『離婚時の厚生年金の分割制度について』

図表-3 離婚時における厚生年金分割制度の概要

制度の開始時期	合意分割制度 2007年4月1日	3号分割制度 2008年4月1日
分割の対象となる離婚等	2007年4月1日以降に ①離婚した場合 ②婚姻の取消をした場合 ③事実婚の解消をしたと認められる場合	2008年5月1日以降に ①離婚した場合 ②婚姻の取消をした場合 ③事実婚の解消をしたと認められる場合 ④離婚の届出をしていないが、事実上離婚したと同様の事情にあると認められた場合
分割される対象	婚姻期間中の厚生年金の標準報酬	婚姻期間のうち、2008年4月1日以降の、当事者の一方が第3号被保険者期間中の相手方の厚生年金の標準報酬
分割の方法	婚姻期間中の厚生年金の標準報酬が多い方から少ない方に対して標準報酬を分割	第3号被保険者期間中に厚生年金の被保険者であった方から第3号被保険者であった方に対して標準報酬を分割
分割の割合	当事者の合意または裁判手続きにより定められた年金分割の割合(最大で50%)	50%(固定)
手続きの方法	当事者の一方による請求	被扶養配偶者として第3号被保険者であった方による請求
分割請求の期限	離婚等から2年間	離婚等から2年間

出所: 社会保険庁(2008)『離婚時の厚生年金の分割制度について』

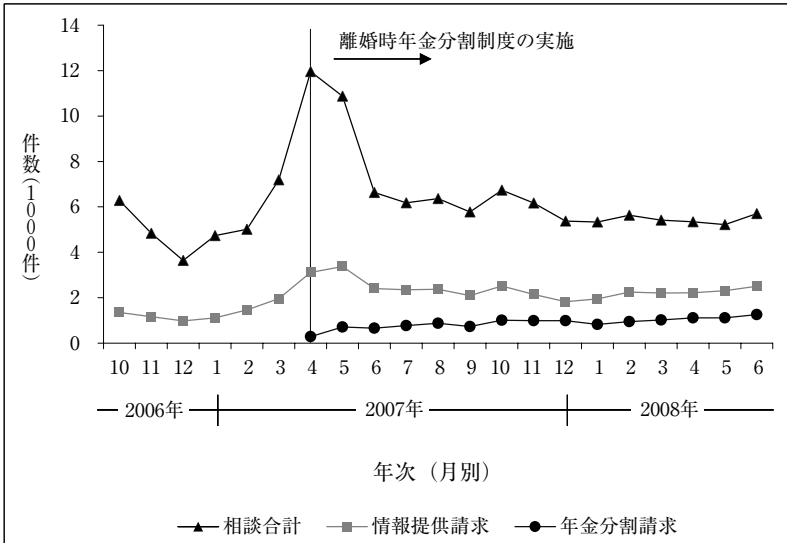
により按分割合を定めることができる。なお、按分割合とは、婚姻期間中の厚生年金の保険料納付記録の夫婦の合計のうち、分割を受ける側の分割後の持ち分にあたる割合をいう。そして、年金分割の請求は、離婚等から2年間のうちに行わな

ればならない。

(2) 離婚時の第3号被保険者期間の厚生年金の分割制度(3号分割制度)

一方、2008年4月1日より施行されたのが、3

図表-4 離婚時年金分割制度に関する相談・情報提供請求件数ならびに年金分割請求件数の推移



出所: 社会保険庁(2008)『離婚時の厚生年金の分割制度にかかる年金相談・年金分割請求の件数について』

号分割制度である。この制度では、離婚当事者の一方が、第3号被保険者であった期間を対象として、その期間中における厚生年金の保険料納付記録を当事者間で分割する。また、この制度では按分割合は50%に固定されており、夫婦間で合意する必要はない。そのため、とくに当事者間の話し合いを経ずとも、被扶養配偶者として第3号被保険者であった当事者は請求を行うことができる。さらには、離婚の届出をしていなくとも、事実上、離婚と同様の事情にある場合には請求が可能である。したがって、合意分割制度よりも簡略で実効性が高い制度といえる。ただし、この制度は婚姻期間のうち、2008年4月1日以降に当事者の一方が第3号被保険者であった期間のみを対象とする。そのため、2008年4月1日より前の婚姻期間に遡って保険料納付記録を分割することはできない。また、合意分割制度では夫婦がともに第2号被保険者であっても分割請求を行うことが可能であるが、3号分割制度では当事者の一方が第3号被保険者であった期間に限って分割が認められるという違いがある。

以上のように、合意分割制度は全婚姻期間を

対象とする一方で、3号分割制度では2008年4月1日以降の第3号被保険者期間のみを対象とするという大きな相違がある。したがって、3号分割制度の施行を待って離婚するメリットはほとんどないといえる。年金分割制度の施行によって、2007年における離婚が増加するとすれば、それは2007年4月1日施行の合意分割制度をにらんだものとなる。したがって、以下では離婚時の厚生年金の分割制度といった場合、専ら合意分割制度に

ついて論じることとする。

3. 離婚時における厚生年金分割制度の実施状況と離婚数の推移

(1) 離婚時における厚生年金分割制度の実施状況

社会保険庁では、年金分割制度に関する相談・情報提供を2006年10月より開始している。具体的には、1) 全国の社会保険事務所、年金相談センターおよび中央年金相談室において、離婚時の厚生年金の分割制度に関する相談、ならびに、2) 相談者からの請求に基づき、分割割合の範囲や分割対象となる期間、分割対象となる期間にかかる離婚当事者それぞれの保険料納付記録、そして50歳以上の相談者に対する分割後の年金見込額などの情報提供を行っている。

図表-4は、社会保険庁における年金分割に関する相談、情報提供請求、そして年金分割請求の件数を月別に表したものである。年金分割に関する相談件数は、制度実施の2007年4月にピークをむかえ、全国で月間1万2,000件もの相談が寄せられている。その後も月間相談数は、5,000～6,000件で推移しており、離婚後の厚生年

図表-5 離婚時の厚生年金分割の按分割合に関する申し立て件数:2007年4月1日～12月31日

	離婚調停	離婚訴訟
受理件数(2007.4～2007.12)	40,529	7,682
按分割合に関する新規申し立て件数	3,921 (9.7%)	635 (8.3%)
按分割合に関する追加申し立て件数	2,165	758
按分割合に関する離婚後の申し立て件数	843	
按分割合に関する申し立て総数	8,322	

出所: 最高裁判所事務総局家庭局(2008)『離婚時年金分割に関する事件の概況』

図表-6 全国の家庭裁判所の審判または調停手続きによって定められた離婚時の厚生年金分割の按分割合:2007年4月1日～12月31日

	50%	40%以上 50%未満	30%以上 40%未満	20%以上 30%未満	10%以上 20%未満	10%未満	合計
件数	2,735	141	75	40	8	4	3,003
割合	91.1	4.7	2.5	1.3	0.3	0.1	100.0

出所: 最高裁判所事務総局家庭局(2008)『離婚時年金分割に関する事件の概況』

金の分割について高い関心が寄せられている。また、相談よりも具体的な情報提供の請求については、制度施行以後、月間2,000～3,000件で推移している。実際の年金分割請求の件数は、2007年4月以降、月間で1,000件程度と少ないが、微増する傾向にある。

合意分割制度においては、年金分割の割合について、夫妻で合意する必要がある。そのため、離婚から年金分割請求までの間に時間差が生じる可能性がある。また、年金分割の按分割合の不一致が、調停や訴訟の対象となった場合には、離婚の成立自体が遅れることとなる。離婚の調停や訴訟において、年金分割の按分割合はどの程度、処分の対象となっているのであろうか。最高裁判所事務総局家庭局(2008)では、2007年4月から同年12月に行われた離婚調停あるいは離婚訴訟において、年金分割の按分割合に関する申し立て件数が何件あったのかをまとめている。

図表-5によると、2007年4月1日から同年12月31日までに受理された離婚調停件数40,529件、離婚訴訟件数7,682件のうち、厚生年金の分割割合(按分割合)が処分の対象となったものは、調停では3,921件(全離婚調停の9.7%)、訴訟では635件(全離婚訴訟の8.3%)であった。さらに、すでに係属中であった離婚調停および離婚訴訟に、年

金分割に関する処分が追加で申し立てられたケースは、調停で2,165件、訴訟で758件であった。このほかに、離婚後の按分割合の申し立て件数は843件となっている³⁾。これらを合計すると、同期間中に処分対象となった按分割合に関する申し立て件数は、8,322件であった。

したがって、制度実施から9カ月の間に、新規に受理された離婚調停および訴訟において、年金分割について話し合われ

た割合は10%弱に留まっている。婚姻期間が長い夫婦ほど、離婚に際して年金分割の按分割合が重要な要件となるが、全離婚に占めるその割合は限られている⁴⁾。さらに、調停や訴訟の申し立ての中には、夫婦の双方が厚生年金に加入したことのない自営業の夫妻等もおそらく含まれる。そのため、年金分割が処分対象となる調停や訴訟の数は限定されるものと思われる。また、離婚後の申し立て件数が少ないことから明らかなように、年金分割の按分割合を巡って離婚前に調停や訴訟が行われるケースが多いことが示唆される。したがって、調停や訴訟の期間に応じた離婚の成立が遅れていることが示唆される。

最高裁判所事務総局家庭局(2008)によると、先の8,322件のうち3,003件については、2007年4月1日から同年12月31日までの間に、家庭裁判所における審判または調停手続きによって按分割合が定められている。夫の厚生年金が減額されるケースが2,933件(97.7%)、妻の厚生年金が減額されるケースは70件(2.3%)となっており、夫が第1号改定者(厚生年金が減額される側)となる割合が圧倒的に高い。第1号改定者の年齢別にみると、40歳代、50歳代である割合が約30%と最も高く、続いて30歳代が18%、60歳代が15%となっている。定められた按分割合については、按分割合

図表-7 同居期間別離婚件数の年次比較

同居期間		①	②	③	対前年増減	
		2005年	2006年	2007年	②-①	③-②
	0-4年	90,885	89,655	86,608	-1,230	-3,047
	5-9年	57,562	58,002	56,331	440	-1,671
	10-14年	35,093	34,740	33,691	-353	-1,049
	15-19年	24,885	23,675	24,166	-1,210	491
	20-24年	18,401	17,059	17,788	-1,342	729
	25-29年	10,747	10,029	10,795	-718	766
	30-34年	6,453	5,947	6,259	-506	312
	35年以上	4,794	4,747	5,507	-47	760
不詳	13,097	13,621	13,677	524	56	
総数	261,917	257,475	254,822	-4,442	-2,653	

出所：厚生労働省（2008）『平成19年人口動態統計月報年計（概数）の概況』

の上限である50%が2,753件（91.1%）と最も高くなっている（図表-6 参照）。2007年4月から同年12月までの間に7,047件の年金の分割請求が行われている。家庭裁判所での決定から年金分割請求の手続きまでが遅滞なく行われていると仮定すると、2007年に行われた分割請求の40%近くが家庭裁判所の審判や調停を経ていることとなる。

（2）離婚への影響

前項においてみたように、合意分割制度においては年金分割の按分割合を巡り、調停や審判が行われるケースが無視できない割合で存在している。そのため、年金の分割割合について夫婦が合意に至るまでの間、離婚の届出が持ち越されているケースが多々存在しているものと思われる。年金分割制度が離婚行動に与える影響を定量的に把握するには、このような届出遅れによる影響を考慮する必要があるだろう。しかし、厚生労働省が公表した2007年の人口動態統計によると、離婚の動向にはすでにいくつかの興味深い変化がみられる。

第1に、2007年4月の年金分割制度実施月には、離婚件数が前年の同月比で1,349件増加している。また、制度開始からの1年間（2007年4月から2008年3月）とそれ以前の1年間（2006年4月から2007年3月）を比較すると、2006年度の離婚件数は253,821件であったのに対し、2007年度の離婚件数は255,939件と、制度開始後の1年間において前年度比で2,118件の増加となっている。したがって、全体からするとわずかながらあるが、制度の

実施によって離婚が促された可能性がある。

次に、2005年から2007年までの夫婦の同居期間別離婚件数を比較する（図表-7 参照）。離婚総数についてみると、2005年から2007年にかけて、離婚件数は減少する傾向にある。しかし、同居期間が15年以上の夫婦において、この3年間で離婚行

動に変化がみられる。2005年から2006年にかけては、同居期間が15年以上の夫婦における離婚数が大きく減少している。しかし、2006年と2007年を比較すると、同居期間が15年を超える夫婦において、離婚が一様に増加している。こうした傾向は、年金分割制度の施行を前にして、婚姻期間の長い熟年夫婦において、離婚タイミングの調整が計られたかのようにみえる。

これらの結果は、年金分割制度が婚姻期間の長い夫婦の離婚を促した可能性を示唆する。ただし、先にも述べたように、離婚には調停や訴訟、その他の理由による届出遅れが少なからず発生する（別府 2007）。そのため、実際に結婚生活（同居）が解消された日付と離婚届が提出された日付との間には時差が生じる。この時差が年を跨いで発生した場合には、事実上の離婚が当該年における離婚統計に反映されないこととなる。また、上記はいずれも実数での比較であるため、有配偶人口の年齢構成や同居期間構成によって影響を受ける。年金分割制度と離婚動向との関連については、これらの届出遅れや有配偶人口の構造変化による影響を考慮した、より詳細な分析が必要である。また、このような新しい制度の施行が、人々の行動に与える影響については、その制度がどの程度対象とする人々に認知されているのかが問題となるだろう。次節においては、JPSCの個票データを用いて、年金分割制度の認知度とその規定要因に関する分析を行う。

図表-8 パネル14時点における配偶関係と離婚時の厚生年金分割制度の認知度

		パネル14時点の配偶関係			合計
		有配偶	離死別	未婚	
よく知っている	n	34	6	7	47
	%	2.9	4.5	1.9	2.8
知っている	n	593	66	171	830
	%	49.8	49.6	47.4	49.3
あまり知らない	n	395	38	102	535
	%	33.2	28.6	28.3	31.8
まったく知らない	n	169	23	81	273
	%	14.2	17.3	22.4	16.2
合計	n	1,191	133	361	1,685
	%	100.0	100.0	100.0	100.0

Pearson chi2 (6) = 17.00 Pr = 0.009

4. 離婚時の厚生年金分割制度の認知度に関する要因分析

2007年4月より新たに実施された制度である離婚時の年金分割制度について、人々はこの程度その存在を認知し、内容を理解しているのであろうか。新たな制度が実施されても、その内容が複雑で理解しがたい場合や、周知が不十分で認知度が低い場合などには、利用者は十分にそのメリットやデメリットを検討することができない。したがって、個人の意思決定に制度が与える影響は限定されたものとなるであろう。本節では、離婚時の厚生年金の分割制度が、どのような人々にどの程度認知されているのかについて、JPSCを用いた実証分析を行う。

(1) 年金分割制度の認知度とその分布

分析にはJPSCのパネル14（2006年10月実施）ならびにパネル15（2007年10月実施）を用いた。JPSCではパネル15にて、離婚時の厚生年金の分割制度の認知度について尋ねている。具体的な設問は以下である。

「2007年4月より施行された離婚時の厚生年金の分割制度（婚姻期間中の厚生年金の保険料納付記録を、離婚した場合に当事者間で分割できる制度）についてご存じですか」

これに対して、回答者は「1. よく知ってい

る、2. 知っている、3. あまり知らない、4. まったく知らない」の4つの選択肢の中から1つを回答している。この設問に対する回答分布をパネル14時点の配偶関係別にみたのが図表-8である。認知度に関する設問があるパネル15ではなく、パネル14時点の配偶関係を用いたのは、2007年4月

以降の配偶関係は、すでに年金分割制度の実施による影響を受けている可能性があるためである⁵⁾。ここでは、制度実施前における配偶関係と認知度との関係について考察する。

カイ2乗検定の結果、配偶関係と年金分割制度の認知度との間には、1%水準で統計的に有意な関連がみられる。有配偶女性では「あまり知らない」、離死別女性では「よく知っている」、そして未婚女性では「まったく知らない」の割合がそれぞれ高くなっている。しかし、各配偶関係における認知度は非常に類似した分布を示している。第1に、「よく知っている」の回答割合が非常に低い。そのため、制度が実施されることは知っていても、その内容まで熟知している女性は少数派であることが窺われる。次に、「よく知っている」と「知っている」を合わせた割合と「あまり知らない」と「まったく知らない」を合わせた割合がおよそ50%ずつ分布している。したがって、社会保険庁やマスコミ等による周知の開始から1年を経た時点で、年金分割制度の認知度はおよそ50%程度といえるだろう。

(2) 要因分析のモデルと記述統計

年金分割制度は、離婚に関わる制度である。そのため、以下では離婚のリスクを有する有配偶女性を対象に年金分割制度の認知要因について明らかにする。

分析には、ロジスティック回帰分析を用いる。従属変数は、年金分割制度について、「よく知っ

図表-9 使用変数の記述統計

	サンプル数	平均	標準偏差
離婚時厚生年金の分割制度について知っている	1,163	0.532	0.499
2006年の居住県の普通離婚率	1,163	2.040	0.201
	サンプル数	割合	制度について「知っている」割合(%)
結婚期間			
0-4年	182	15.6	54.4
5-9年	278	23.9	50.7
10-14年	251	21.6	54.2
15-19年	260	22.4	51.9
20年以上	192	16.5	56.3
合計	1,163	100.0	53.2
離婚経験			
なし	1,117	96.0	52.7
あり	46	4.0	65.2
合計	1,163	100.0	53.2
妻の教育水準			
高校卒未満	65	5.6	41.5
高校卒	473	40.7	53.9
短大・高専卒	466	40.1	50.2
大学・大学院卒	159	13.7	64.8
合計	1,163	100.0	53.2
年金資格			
第1号	176	15.1	48.3
第2号	325	27.9	49.2
第3号	636	54.7	57.2
年金未納	26	2.2	38.5
合計	1,163	100.0	53.2
都市規模			
14大都市	305	26.2	53.8
その他市	755	64.9	53.4
町村	103	8.9	50.5
合計	1,163	100.0	53.2
結婚満足度			
まったく満足していない	57	4.9	63.2
あまり満足していない	129	11.1	55.8
ふつう	425	36.5	51.5
まあまあ満足している	408	35.1	55.1
非常に満足している	144	12.4	46.5
合計	1,163	100.0	53.2

ている」もしくは「知っている」と回答した場合を1、「あまり知らない」もしくは「まったく知らない」と回答した場合を0とするダミー変数とした⁶⁾。

説明変数は、パネル14時点における結婚期間、離婚経験の有無、教育水準、年金資格、都市規模、そして結婚満足度である。さらに、居住地域における離婚頻度を表す変数として、2006年の居

住県における普通離婚率を加えた。

社会保険庁による年金分割制度に関する相談・情報提供が開始されたのは、パネル14が実施された2006年10月からである。そのため、分析では年金分割制度に関する情報提供が本格開始された時点における回答者の属性をベースとして、その1年後における制度認知との関連について考察する。

図表-10 離婚時年金分割制度の認知度に関するロジスティック回帰分析

	exp (b)
結婚期間	
0-4年	1.20
5-9年	1
10-14年	1.18
15-19年	1.10
20年以上	1.40 *
離婚経験あり	2.02 **
教育水準	
高校卒未満	0.59 *
高校卒	1
短大・高専卒	0.91
大学・大学院卒	1.72 ***
年金資格	
第1号	0.69 **
第2号	0.69 ***
第3号	1
年金未納	0.47 *
2006年の居住県の離婚率	1.26
都市規模	
14大都市	0.94
その他市	1
町村	0.89
結婚満足度	
まったく満足していない	2.15 **
あまり満足していない	1.59 *
ふつう	1.28
まあまあ満足している	1.43 *
非常に満足している	1
切片	0.54
サンプル数	1163
log-likelihood	-783.87
chi2	39.68
d.f.	19

* p<.1; ** p<.05; *** p<.01

各変数の記述統計を図表-9に示した。使用変数のいずれかに欠損値をもつサンプルを除外した結果、1,163人の有配偶女性が分析の対象となった。また、図表-9では各変数のカテゴリーにおいて従属変数が1、すなわち年金分割制度について、「よく知っている」あるいは「知っている」と回答したケースの割合も示した。この割合についてみると、結婚期間が20年以上の女性は認知度が高く、結婚期間が長い層ほど制度によるメリットを認識していることが窺われる。また、離婚経験がある女性ほど制度の認知度が高い。妻の教育

水準については、高校卒未満において認知度が低く、大学卒・大学院卒以上において高い傾向がみられる。年金資格に関しては、厚生年金とは関わりのない第1号被保険者と自ら厚生年金に加入している第2号被保険者、そして年金未納⁷⁾の女性において制度の認知度が低い。都市規模については、町村に居住している女性において認知度が若干低い傾向がみられる。最後に、結婚満足度についてみると、「まったく満足していない」において認知度が高く、「非常に満足している」において認知度が低いという傾向が認められる。離婚を現実検討している女性ほど制度の認知度が高いということであろう。

次項においては、2変量でみられた以上の関係が、多変量解析によっても確認されるのか、また認知度の高低が統計的に有意なのか否かを検定する。

(3) 要因分析の結果

図表-10は、離婚時年金分割制度の認知度に関するロジスティック回帰分析の結果である。表中のexp (b)は、ロジスティック回帰分析の係数を指数化して得られるオッズ比である。オッズとは $p/(1-p)$ で表される値であり、ここでは年金分割制度について知っている確率を分子、知らない確率を分母とした値となる。一般に、pすなわち年金分割制度について知っている確率が高いほどオッズの値も大きくなる。オッズ比とは、基準カテゴリーにおける制度認知のオッズを1とした場合に、当該カテゴリーの制度認知のオッズが何倍高いのか（あるいは低いのか）を表す。以下では、このオッズ比によって、年金分割制度の認知度について解釈を行う。

分析の結果は、おおむね図表-9における2変量解析の結果を追認するものとなっている。結婚期間が20年以上の女性は、結婚期間が5～9年の女性と比べて、年金分割制度の認知オッズが約40%高い。また、離婚経験がある女性はこれがない女性と比べて制度認知に関するオッズが約2倍となっている。実際に離婚を経験していることにより、離婚に関連する制度についてより関心が高

いものと思われる。

教育水準についても、高校卒以下で低く、大学・大学院卒で高い傾向が維持されている。制度認知の度合いは、学歴によって隔てられている。離婚は低学歴層においても最も多いことが指摘されている（レイモほか 2005）。そのため、離婚が多い層において、制度認知が低いという逆転がみられる。学歴が低い女性が、制度を知らないことにより不利益を被ることがないように制度の周知を図っていく必要があるだろう。

妻の年金資格も制度認知の重要な要因である。夫の厚生年金の分割によって利得を得る第3号被保険者の女性に比べて、制度の恩恵に授からない、あるいはメリットが少ない第1号、第2号被保険者の女性は、制度の認知度自体が低い。厚生年金に関わりのある第2号被保険者の女性においても認知度が低いのは意外な結果であった。また、サンプル数が少ないために、統計的有意性は10%と低いものの、年金未納の女性の制度認知オッズも一段と低い傾向が認められる。

居住県における離婚率や都市規模は、制度認知に有意な影響を与えていない。日常生活において、離婚が身近であるか否かは、制度の認知と関連がないようである。

最後に、結婚満足度に関しては、これが低いほど認知度が高いという負の関係が認められる。特に、結婚生活にまったく満足していない女性は、非常に満足している女性に比べて、2倍以上制度を認知しているオッズが高い。制度の実施を前にして、結婚生活に不満をもっていた女性ほど、年金分割制度に関する情報収集に積極的であったことが示唆される。

5. まとめ

本稿では、2007年4月1日より実施された離婚時の厚生年金の分割制度について、その概要、実態、そして離婚への影響について考察を行った。また、この制度が一般の人々にどの程度認知されているのかについて、JPSCの個票データを用いて要因分析を行った。

年金分割についての社会保険庁への相談件数は、制度の実施以降、月間5,000～6,000件と高い関心が寄せられている。しかし、分割請求の件数自体は月間1,000件程度で安定的に推移している。2007年度において、年金分割請求件数が離婚件数に占める割合は3.8%と決して高くはない。これは年金分割制度による恩恵を受けるのが、主として婚姻期間の長い第3号被保険者の妻に限定されているためと思われる。

また、2007年中に提出された年金分割請求の4割近くが、家庭裁判所における審判や調停を得ている可能性が示唆された。合意分割制度においては、年金分割の按分割合について夫婦で合意する必要があるため、一部の夫婦にとっては、その按分割合が離婚を巡る新たな争点となりつつある。

審判や調停、その他の理由により、実際に結婚生活（同居）を解消してから離婚届を提出するまでの間には時差が生じている（別府 2007）。年金分割制度の開始が離婚動向に与える影響については、こうした届出遅れによる影響を除去した上で、有配偶人口の構造変化を考慮した詳細な分析が必要である。しかしながら、制度実施以降の離婚動向には若干の変化がみられる。例えば、年金分割制度開始からの1年間ではそれ以前の1年と比較して離婚件数に2,118件の増加がみられる。また、同居期間15年以上の夫婦において減少傾向にあった離婚件数が、2007年では一様に増加に転じている。これらの結果は、制度の実施によって、婚姻期間が長い夫婦における熟年離婚が増加した可能性を示唆する。

最後に、JPSCの個票データを用いて年金分割制度の認知度に関する要因分析を行った。分析の結果、年金分割制度の認知にプラスに作用している要因は、20年以上の結婚期間、離婚経験、高学歴、第3号被保険者資格、そして結婚生活への不満であった。このことから年金分割制度による恩恵を受けやすい女性や離婚を検討している女性は、年金分割制度について認知している確率が高いことが示唆された。

離婚時における年金分割制度の施行は、離婚が増加している今日において注目される制度改正で

あるといえよう。また、年金分割制度は、老後の保障に対する不安を軽減することで、結婚生活の継続に対して、女性の意思決定の余地を拡大することにも繋がるであろう。一方で、年金分割制度の実施により、男性は結婚が夫婦の共同生活であることをこれまで以上に認識せざるを得ないこととなる。この制度の実施が、離婚の動向のみならず夫婦関係のあり方にどのような影響を与えるのか今後の課題としたい。

注

- 1) 正式な婚姻届を出していない事実婚についても同様に適用される。
- 2) したがって、厚生年金に加入したことのない自営業の夫婦などにとっては、直接に関わりのない制度であるといえる。
- 3) 2007年4月1日以降に離婚をしてから、年金分割の按分割合について審判あるいは調停の申し立てをしたケースがこれに当てはまる。
- 4) 2007年における離婚総数（同居期間不詳も含める）に占める同居期間20年以上の離婚件数の割合は15.8%であった（厚生労働省 2008）。
- 5) JPSCではパネル14から15にかけて、12件の離婚が発生している。ただし、これらの離婚が年金分割制度の実施以降に行われたのかは特定できない。なお、JPSCにおいては、パネル13から14にかけては14件、パネル12から13にかけては15件の離婚が発生しており、パネル14から15の1年間において、特に離婚が増加した形跡は認められない。
- 6) 4段階尺度をそのまま用いた順序ロジットモデル等も考慮したが、モデルの前提である比例オッズの仮定（proportional odds assumption）（Long 1997）が満た

されないため、通常のロジスティック回帰分析を用いた。

- 7) 調査票において、「第3号被保険者でも年金保険料納付を免除されているのでもなく、保険料を支払っていない方」の選択肢を選んだ回答者を「年金未納」として定義した。

文献

- 厚生労働省, 2008, 『平成19年人口動態統計月報年計（概数）の概況』。
- 最高裁判所事務総局家庭局, 2008, 『離婚時年金分割に関する事件の概況』。
- 社会保険庁, 2008, 『離婚時の厚生年金の分割制度にかかる年金相談・年金分割請求の件数について』。
- 別府志海, 2007, 「婚姻・離婚の分析における発生年齢について——同居時・別居時年齢と届出時年齢」『人口問題研究』63 (3) : 42-57。
- レイモ, ジェームス・岩澤美帆・ラリー バンパス, 2005, 「日本における離婚の現状——結婚コーホート別の趨勢と教育水準別格差」『人口問題研究』61 (3) : 50-67。
- Long, Scott J., 1997, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Thousand Oaks: Sage Publications.

ふくだ・せつや マックスプランク人口研究所 研究員・財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員。主な論文に「The Socio-economic Status of Women and Marital Fertility in Post-war Japan: Effects of Education, Employment and Family Structure on Parity Transitions」(『人口学研究』40, 2007)。人口学・家族社会学専攻。(fukuda@demogr.mpg.de)

厚生年金分割制度の成立は妻の立場を優位にしたか[†]

坂本 和靖

(財団法人 家計経済研究所 研究員)

1. はじめに

2007年4月、厚生年金分割制度が開始された。この制度（「合意分割制度」）は、2007年4月以降に離婚した者を対象に、「夫婦間の合意」か「裁判所の決定」があれば、婚姻期間中の当事者の厚生年金（共済年金）の標準報酬¹⁾を分割できる制度である（最大2分の1まで）。さらに、2008年4月には、新たな年金分割制度として、「3号分割制度」が開始された。これは、国民年金の第3号被保険者（サラリーマンの妻など）であった者を対象に、2008年5月以降に離婚した場合、第3号被保険期間中（2008年4月以降）の相手方の厚生年金（共済年金）の標準報酬を自動的に2分の1ずつ分割できる制度となっている。これらの制度は、離婚後の妻の高齢期生活を（夫の厚生年金を分割することで）補助することを目的としている。

離婚後に妻が得られる利得が増えることで、何が起こるのか。考えられる帰結として、第一に、妻（パート就業・専業主婦）にとって、離婚に対する金銭的インセンティブが高くなる。なぜなら、離婚に際し、相当額の財産分与・慰謝料がない場合、老後は老齢基礎年金の受給のみで生活しなければならず、妻は経済的不安から離婚に踏み切りにくかったが、この制度により、夫の厚生年金の一部も受給できることで、多少なりとも、経済的不安が軽減され、離婚に踏み出しやすくなるからである。

第二に、「離婚」という選択肢が（制度施行前に比べて）現実味を帯びることで、夫婦間関係における力関係に影響し、世帯内における資源配分（余暇時間、支出、貯蓄）が妻にとって有利なものとなることが予想される²⁾。本稿の興味は後者の点にある³⁾。

ここでは、2007年10月に実施された『消費生活に関するパネル調査（Japanese Panel Survey of Consumers、以下JPSC）』の第15回調査分および前年の調査分（第14回、2006年）を用いて、年金分割制度（合意分割制度）の実施が世帯内における資源配分行動に与える影響について考察する。

本稿の構成は以下の通りである。具体的な分析に入る前に、第2節では、厚生年金分割制度の実情について簡単に触れたい。その後、第3節では、制度改正が世帯内における資源配分行動に与える影響を考察した先行研究の整理、第4節では、分割制度実施前後で、世帯内の資源配分にどのような影響を与えたか記述統計量からの考察、第5、6節では、Propensity Score Matching推計を用いて制度による影響を考察したい。

2. 厚生年金分割制度の実情⁴⁾

厚生年金分割制度は本当に女性の利得を高くする制度といえるのか。具体的な数字を挙げながら考えていきたいと思う。20歳から60歳までサラリーマンとして働いていた夫（平均標準報酬月額＝36万円）と40年間連れ添った専業主婦をモデルケ

ースとして扱くと、離婚せずに、結婚関係を継続させた場合は、夫は老齢基礎年金 6 万 6,000 円に加えて、老齢厚生年金 10 万円、妻は老齢基礎年金 6 万 6,000 円に加え、振替加算 1 万円、2 人合計して 24 万 2,000 円が給付されることとなる。一方、離婚した場合、年金分割によって妻分として増額するのは、分割された「老齢厚生年金」分のみ（月あたり最大 5 万円）、妻自身の基礎年金 6 万 6,000 円と合わせると、合計 11 万 6,000 円となる⁵⁾。

上記の点を踏まえると、（合計金額が半分に分割されるという想定の下では）婚姻関係を続けた方が利得が大きいといえる（12 万 1,000 円 > 11 万 6,000 円）。さらに加給加算、あるいは妻自身が働いている場合などを考慮すると、結婚継続した場合と離婚した場合の利得は相対的に前者の方が大きくなる。しかしながら、婚姻関係を継続したとしても、必ずしも年金が半分に分割されているとは限らない。また離婚時に、財産分与・慰謝料として、住宅などを譲渡される場合、居住費を大きく抑えることができるため、先に挙げた年金額でも少ない金額とはならない。法律によって、半分の年金分割が保障される意義は大きい。

離婚といってもその形態は人それぞれであるため、ファイナンシャルプランナーなどの専門家の中でも、年金分割制度によって、一概に離婚後の利得が高まるかという判断が難しいとされている。しかしながら、少なくとも、専業主婦やパート就業者の妻にとっては分割制度開始前と比べ、離婚した場合における利得が増加することには変わりはない。本稿では、この利得の上昇が有配偶世帯内における資源配分に与える影響についてみることにする。

3. 先行研究

本節では、年金や離婚制度に関する制度変更に伴う、世帯内の資源配分の変化について扱った先行研究の整理を行いたい。Aura (2005) では、アメリカでの年金関連法の改正（退職公平法 Retirement Equity Act、以下 REACT⁶⁾）によって、既婚の年金制度加入者の配偶者に遺族給付

の権利を付与されることが、世帯内の資源配分にどのような影響を与えているかについて、Nash Bargaining Model を用いて検証している。この改正は、妻が年金受給を放棄するとした同意書を提出しない限り（署名要件）、死亡するまで夫婦間で半分の年金額の受給が保障されるものであった。

Aura (2005) では、REACT の署名要件が、妻の“Outside Option”（離婚した場合の妻の相対的な効用レベル (McElroy and Horney 1981)）を向上させ、Nash Bargaining Model 下では、妻の効用は高くなったことを示し、実証分析において、REACT は寡婦状態への所得移転の額（遺族年金と生命保険の合計）を増加させ、また、妻の個人消費をも増加させる結果を導いた。

年金改正だけでなく、アメリカの州別の離婚法の変更（Mutual-Consent Divorce【合意によってしか離婚が認められない】から Unilateral Divorce【一方の意思のみでも離婚が認められる】への変更）も“Outside Option”を高めるものとして、Grey (1998) や Wolfers (2006) では、離婚法の違いが離婚行動に与える影響について検証している。

また、Chiappori, Fortin and Lacroix (2002) では、Collective Model を用いて、離婚する際の規定のみならず、離婚後の共有財産権の扱い方などを“Distribution Factors”（互いの効用や予算制約は変えないが夫婦の交渉関係を変えるもの。Extrahousehold Environmental Parameters (McElroy 1990) ともいわれる）として用い、女性にとって望ましい離婚制度は、有配偶女性の労働時間を削減するとしている。

さらに、Tjøtta and Vaage (2008) では、ノルウェーのパネル調査を用いて、子どものいる世帯への公的移転（児童扶養手当など）が離婚に与える影響をみており、公的移転額が多いほど、離婚確率が上昇し、またその移転が夫の分より妻の分が多いほど離婚確率が高くなることが証明されている。

同じく年金制度の改正の影響を考察した研究と

図表-1 Treatment GroupとControl Group

	年金分割制度 実施前 (2006年度)	年金分割制度 実施後 (2007年度)
Treatment Group	Y 1, 2006	Y 1, 2007
Control Group	Y 0, 2006	Y 0, 2007

図表-2-1 支出変化(厚生年金の加入別)

妻の支出金額 (千円/月あたり)				
	厚生年金加入	厚生年金加入 第2号被保険者	厚生年金加入 第3号被保険者	厚生年金非加入
Before	14.7	22.2 ***	11.7 *	14.8
After	16.0	24.8 **	12.2 ***	17.6
Difference	1.3	2.6	0.5	2.8
DID	-1.5	-0.2	-2.3	

妻の支出 割合(%)【妻分÷世帯分】				
	厚生年金加入	厚生年金加入 第2号被保険者	厚生年金加入 第3号被保険者	厚生年金非加入
Before	5.9	8.3 ***	4.8	5.2
After	6.3	8.7 ***	5.2	5.7
Difference	0.5	0.4	0.3	0.6
DID	-0.1	-0.2	-0.2	

帰無仮説を「厚生年金非加入」の平均値と同じとする t 検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

図表-2-2 貯蓄・有価証券変化(厚生年金の加入別)

妻の貯蓄・有価証券 金額(万円)				
	厚生年金加入	厚生年金加入 第2号被保険者	厚生年金加入 第3号被保険者	厚生年金非加入
Before	129.9 *	181.0 ***	104.5	84.2
After	141.0 *	190.0 ***	116.5	85.1
Difference	11.1	9.0	12.0	0.9
DID	10.2	8.1	11.1	

妻の貯蓄・有価証券 割合(%)【妻分÷世帯分】				
	厚生年金加入	厚生年金加入 第2号被保険者	厚生年金加入 第3号被保険者	厚生年金非加入
Before	20.9	29.8 *	17.4 **	23.7
After	20.8	29.9 *	17.2 **	23.3
Difference	-0.1	0.1	-0.2	-0.4
DID	0.4	0.5	0.2	

帰無仮説を「厚生年金非加入」の平均値と同じとする t 検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

態に正の影響を与えることが確認された(祖父による男子への影響はみられなかった)。Bertrand, Mullainathan and Miller (2003) では、南アフリカにおける年金プログラムが、年金受給者と同居している生産年齢者の労働時間の抑制に働いており、特にその長子の労働時間の減少分が大きくなるなど、制度改正に伴い、資源配分の変化を示している。

本稿では、2007年4月から実施された、厚生年金分割制度(「合意分割制度」)は、夫婦間の交渉関係に影響し、妻側の“Outside Option”が高まることで、世帯内における資源(特に妻の支出、貯蓄、余暇時間)に影響が生じるかどうか、生じるならば、それは妻にとって有利なものであるかについて検証したい。

4. 年金分割制度前後の支出配分の変化

(1) 厚生年金の加入別

年金分割が実施した

しては、南アフリカの高齢者年金プログラムの改正(受給対象者の拡大、資産調査や受取年金額の公平化)による、世帯内資源の配分への影響をみた一連の研究がある。Duflo (2003) では、年金プログラムの改正による非労働所得の増加が、同居孫の栄養状態に与える影響を検証し、受給者が女性(祖母)である場合、女子(孫)の身体的状

2007年4月以降とそれ以前の世帯内における支出配分を比較するべく、JPSCの第14回調査(2006年10月実施)と第15回調査(2007年10月実施)の情報を用いた。ここで用いた対象者は、2つの調査期間内(2006年～2007年)において、婚姻関係を継続させている有配偶世帯とする。

本節では記述統計量について2つの比較を行い

図表-2-3 余暇時間変化(平日/休日:厚生年金の加入別)

平日

妻の余暇時間:平日(分)				
	厚生年金加入	厚生年金加入 第2号被保険者	厚生年金加入 第3号被保険者	厚生年金非加入
Before	133.6	92.0 ***	154.1 **	128.2
After	136.3	87.9 ***	159.5 **	125.5
Difference	2.7	-4.1	5.4	-2.7
DID	5.4	-1.4	8.2	

余暇時間 割合【妻/(妻+夫)】(%)				
	厚生年金加入	厚生年金加入 第2号被保険者	厚生年金加入 第3号被保険者	厚生年金非加入
Before	53.8	45.4 *	58.6 **	50.8
After	54.2 *	42.6	59.6 ***	46.4
Difference	0.4	-2.8	0.9	-4.4
DID	4.8	1.6	5.3	

休日

妻の余暇時間:休日(分)				
	厚生年金加入	厚生年金加入 第2号被保険者	厚生年金加入 第3号被保険者	厚生年金非加入
Before	260.4	281.1	252.6	254.2
After	264.3	282.6	254.6	266.8
Difference	4.0	1.5	2.0	12.6
DID	-8.6	-11.1	-10.6	

余暇時間 割合【妻/(妻+夫)】(%)				
	厚生年金加入	厚生年金加入 第2号被保険者	厚生年金加入 第3号被保険者	厚生年金非加入
Before	37.2	39.8 *	36.6	36.2
After	37.3	38.6	36.7 *	39.7
Difference	0.2	-1.1	0.1	3.4
DID	-3.3	-4.5	-3.4	

帰無仮説を「厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

一つ目の比較では、厚生年金分割の対象となる夫がサラリーマンである世帯（厚生年金・共済年金加入者）をTreatment Groupとし、夫が非サラリーマンである世帯である場合をControl Groupとした比較を行っている（図表-1）。

ここでは、厚生年金分割制度前後における、有配偶世帯の3つの財（支出〔妻〕、貯蓄・有価証券〔妻〕、余暇時間〔妻〕）の変化についてみている。

厚生年金加入者の制度実施前後の階差（ $y_{1,2007} - y_{1,2006}$ ）と厚生年金非加入者の階差（ $y_{0,2007} - y_{0,2006}$ ）の差分（DID： $\delta = (y_{1,2007} - y_{1,2006}) - (y_{0,2007} - y_{0,2006})$ ）をみると⁹⁾、支出では、-1.5（金額）、-0.1（割合）とむしろ減少傾向がみられたが、貯蓄（金額：+10.2、割合：

+0.4）、余暇時間（平日、金額：+5.4、割合：+4.8）では予想通り増加傾向がみられた。

たい。一つは、厚生年金分割制度の適用世帯、つまり夫がサラリーマンかどうか（Treatment Group：サラリーマン世帯、Control Group：非サラリーマン世帯⁷⁾）、もう一つは、（厚生年金分割制度の適用世帯のうち）制度の存在を認知しているものとそうでないものとする（Treatment Group：サラリーマン世帯かつ制度認知世帯、Control Group：サラリーマン世帯かつ制度非認知世帯+非サラリーマン世帯⁸⁾）。以下では、各Groupの平均値のDifference in Differences (DID) 推計から、制度開始前後における世帯内資源の変化分をみることで、制度の影響についてみていきたい。

参考までに、妻を厚生年金・共済年金に加入者である場合【第2号被保険者】と、妻自身が主婦で第3号被保険者の届出をしている場合【第3号被保険者】に分類した記述統計量を併記した¹⁰⁾。

それをみると、支出¹¹⁾（妻分）では、予想に反し、金額、割合ともに、（厚生・共済年金）非加入世帯の増分よりも加入世帯の増加分が小さく、DIDは負の値を示している（図表-2-1）。

しかし、貯蓄・有価証券（妻分）では、金額、割合¹²⁾ともに、加入世帯の方が大きいことが確認

図表-3 夫婦満足度と分割制度認知度との関係

	単位:%					人数
	よく知っている	知っている	あまり知らない	まったく知らない	無回答	
非常に満足している	4.1	41.8	36.9	14.8	2.5	122
まあまあ満足している	1.3	50.3	34.5	14.0	0.0	386
ふつう	2.0	51.7	31.6	13.7	1.1	358
あまり満足していない	4.8	48.1	29.8	17.3	0.0	104
まったく満足していない	8.9	51.8	32.1	7.1	0.0	56

図表-4-1 支出変化(年金分割制度認知 対 非認知&厚生年金非加入)

妻の支出金額 (千円/月あたり)				
	知っている★	知っている★ (第2号被保険者)	知っている★ (第3号被保険者)	知らない 夫が厚生年金非加入者
Before	14.0	22.6 ***	10.4 ***	15.2
After	16.0	24.7 ***	12.1 ***	16.9
Difference	2.0	2.1	1.7	1.6
DID	0.4	0.5	0.0	

妻の支出 割合(%)【妻分÷世帯分】				
	知っている★	知っている★ (第2号被保険者)	知っている★ (第3号被保険者)	知らない 夫が厚生年金非加入者
Before	5.6	8.4 ***	4.3 ***	6.0
After	6.3	8.2 ***	5.1 ***	6.3
Difference	0.7	-0.2	0.8	0.4
DID	0.3	-0.6	0.4	

★夫は厚生年金、共済年金加入者

婦無仮説を「知らない、夫が厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

図表-4-2 貯蓄・有価証券変化(年金分割制度認知 対 非認知&厚生年金非加入)

妻の貯蓄・有価証券 金額(万円)				
	知っている★	知っている★ (第2号被保険者)	知っている★ (第3号被保険者)	知らない 夫が厚生年金非加入者
Before	153.2 ***	236.1 ***	108.5	98.8
After	169.0 ***	245.5 ***	126.0	103.3
Difference	15.9	9.4	17.5	4.6
DID	11.3	4.8	12.9	

妻の貯蓄・有価証券 割合(%)【妻分÷世帯分】				
	知っている★	知っている★ (第2号被保険者)	知っている★ (第3号被保険者)	知らない 夫が厚生年金非加入者
Before	23.2 *	34.6 ***	18.8	19.5
After	24.0 **	36.2 ***	19.0	18.5
Difference	0.8	1.7	0.2	-1.0
DID	1.8	2.7	1.2	

★夫は厚生年金、共済年金加入者

婦無仮説を「知らない、夫が厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

う結果となっている(図表-2-3)。

年金分割制度開始に伴い、夫が厚生年金に加入している世帯、特に妻自身が第3号被保険者である世帯ほど、妻への財の移転が増加すると考えられた。貯蓄・有価証券、余暇時間(平日)以外では加入世帯の増分が、非加入世帯の増分を上回っていたことが確認されたが、それ以外の財では予想通りの結果が得られなかった。

(2) 年金分割制度の認知別

次に、制度実施を認知している世帯をTreatment Group、認知していない世帯をControl Groupとした比較を行った。なぜなら、第3節で挙げたような制度改正に伴う、妻の“Outside Option”を引き上げるためには、妻自身がその制度について認知している必要がある。制度自体が実施されているとしても、実際に制度の存在について認知していない限り、交渉のカードとなりにくく、その意味をなさないからである(制度の認知別に分析した事例として、坂田・

できる(図表-2-2)。最後に余暇時間(妻分)をみると、平日では、加入世帯の余暇時間が増加しているが、休日では、一転して減少しているとい

McKenzie (2006) がある¹³⁾。JPSCの第15回調査では、厚生年金分割について、以下の設問を設けている。

図表-4-3 余暇時間変化(平日/休日:年金分割制度認知 対 非認知&厚生年金非加入)

妻の余暇時間:平日(分)				
	知っている★	知っている★ (第2号被保険者)	知っている★ (第3号被保険者)	知らない 夫が厚生年金非加入者
Before	140.0 *	95.2 *	162.2 ***	126.1
After	140.0	94.4 **	163.5 ***	130.5
Difference	0.1	-0.8	1.3	4.5
DID	-4.4	-5.3	-3.2	

余暇時間 割合【妻/(妻+夫)】(%)				
	知っている★	知っている★ (第2号被保険者)	知っている★ (第3号被保険者)	知らない 夫が厚生年金非加入者
Before	54.3	47.1 *	58.6 ***	52.4
After	54.3	42.7 ***	59.9 ***	51.9
Difference	0.0	-4.4	1.3	-0.5
DID	0.5	-3.9	1.8	

★夫は厚生年金、共済年金加入者

帰無仮説を「知らない、夫が厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

妻の余暇時間:休日(分)				
	知っている★	知っている★ (第2号被保険者)	知っている★ (第3号被保険者)	知らない 夫が厚生年金非加入者
Before	264.0	279.5	257.5	257.0
After	274.2	294.8 **	260.2	258.9
Difference	10.2	15.3	2.8	1.9
DID	8.3	13.5	0.9	

余暇時間 割合【妻/(妻+夫)】(%)				
	知っている★	知っている★ (第2号被保険者)	知っている★ (第3号被保険者)	知らない 夫が厚生年金非加入者
Before	36.6	40.3	35.6	37.6
After	37.1	38.7	36.1	38.2
Difference	0.5	-1.6	0.5	0.5
DID	0.0	-2.2	0.0	

★夫は厚生年金、共済年金加入者

帰無仮説を「知らない、夫が厚生年金非加入」の平均値と同じとするt検定:*** (1%基準)、** (5%基準)、* (10%基準)で棄却

いのは、夫婦関係満足度と認知度との関係についてである。

年金分割制度は離婚後における年金配分についての制度であるため、夫婦仲が悪く、婚姻関係を解消する予定がある（あるいは解消したい）妻ほど興味がある制度となる。実際に、制度認知と夫婦関係満足度との関係をみると、満足度が低くなるほど、制度を認知する割合（「よく知っている」「知っている」）は上昇している（非常に満足：45.9%、まあまあ満足：51.6%、ふつう：53.7%、あまり満足してない：52.9%、まったく満足してない：60.7%）。夫婦関係満足度が低いため、離婚とその後の生活について考慮しているため、制度への関心が高いことがうかがわれる。

問 2007年4月より施行された離婚時の厚生年金の分割制度（婚姻期間中の厚生年金の保険料納付記録を、離婚した場合に当事者間で分割できる制度）についてご存じですか。

- 1 よく知っている
- 2 知っている
- 3 あまり知らない
- 4 まったく知らない

年金分割制度に対する認知度に関する詳細な分析は、本号掲載の福田（2008）に譲り、以下では簡単な分析にとどめたい。まずここでみておきた

認知しているものほど、“Outside Option”を高め、妻自身にとって有利な行動をとれると推測される。以下では、年金制度を認知の有無別（「知らない」グループには「厚生年金非加入者」が含まれる）で、2006～2007年間で支出変化について比較した。その結果、制度を認知している世帯の支出（妻分）の増加は金額、割合ともに、非認知世帯の増加を上回り、かつその増加分は夫分の増加分を上回り、認知している妻ほど、自身分の支出を増加させている（図表-4-1）。貯蓄・有価証券（妻分）については、予想通りに、認知世帯の増分が非認知&非加入世帯を上回っている（図表-4-2）。

図表-5 基本統計量

	モデル1 制度適用 or 制度非適用			モデル2 認知 or 非認知 +制度非適用			モデル3 認知 or 非認知 (制度適用世帯限定)		
	サンプル数	平均	標準偏差	サンプル数	平均	標準偏差	サンプル数	平均	標準偏差
認知	1,110	0.45	0.50	1,110	0.45	0.50	928	0.50	0.50
夫サラリーマン	1,116	0.86	0.35	1,096	0.86	0.35	921	0.94	0.24
年齢(夫)	1,116	40.42	7.19	1,110	40.44	7.22	928	40.28	7.14
〃(夫、2乗項)	1,116	1685.44	593.93	1,110	1687.10	596.86	928	1673.66	586.68
中学校卒(夫)	1,116	0.08	0.27	1,110	0.08	0.27	928	0.06	0.24
高校卒(夫)	1,116	0.40	0.49	1,110	0.39	0.49	928	0.38	0.49
専門・専修学校卒(夫)	1,116	0.13	0.34	1,110	0.13	0.34	928	0.13	0.33
短大・高専卒(夫)	1,116	0.05	0.21	1,110	0.05	0.22	928	0.05	0.21
大学・大学院卒(夫)	1,116	0.35	0.48	1,110	0.35	0.48	928	0.38	0.49
14大都市	1,116	0.27	0.44	1,110	0.26	0.44	928	0.27	0.44
その他の市	1,116	0.64	0.48	1,110	0.65	0.48	928	0.64	0.48
町村	1,116	0.09	0.29	1,110	0.09	0.29	928	0.09	0.28
夫親サラリーマン	1,116	0.61	0.49	1,110	0.61	0.49	928	0.64	0.48
結婚経過年数	1,116	12.53	7.06	1,110	12.51	7.07	928	12.25	6.91
〃(2乗項)	1,116	206.61	187.53	1,110	206.55	188.23	928	197.73	180.16
夫婦関係満足度(非常に満足)	1,115	0.12	0.32	1,110	0.11	0.32	928	0.12	0.32
夫婦関係満足度(まあまあ幸せ)	1,115	0.37	0.48	1,110	0.37	0.48	928	0.40	0.49
夫婦関係満足度(ふつう)	1,115	0.36	0.48	1,110	0.36	0.48	928	0.34	0.47
夫婦関係満足度(あまり満足していない)	1,115	0.10	0.30	1,110	0.10	0.31	928	0.10	0.30
夫婦関係満足度(まったく満足していない)	1,115	0.06	0.23	1,110	0.05	0.23	928	0.05	0.23
第1号被保険者(妻)	1,099	0.15	0.35	1,110	0.15	0.35	928	0.00	0.00
第2号被保険者(妻)	1,099	0.27	0.45	1,110	0.27	0.45	928	0.33	0.47
第3号被保険者(妻)	1,099	0.57	0.50	1,110	0.56	0.50	928	0.67	0.47
未納者(妻)	1,099	0.01	0.12	1,110	0.02	0.13	928	0.00	0.00

最後に、余暇時間をみると、平日ではレベルでは増分が非認知&非加入世帯の方が長く、休日ではその逆の結果が得られており、一様の効果があらわれていない（図表-4-3）。

前項、本項でみてきた記述統計による分析結果では、制度開始による明確な影響は、貯蓄にしか表れなかった。次節では、世帯の社会経済的変数をコントロールした上で、制度が世帯内の財の配分に与える影響についてみてみたい。

5. 推定方法

前節では、Treatment GroupとControl Group間での単純な平均値の増分の比較を行った。（パネルデータを用いた）本来のDID推定であれば、2 期間 1 階差分モデルを推計することで¹⁴⁾、Treatmentによる効果が得られる。しかしながら、ここで用いているTreatment（①サラリーマン世

帯であるかどうか、②厚生年金分割制度について認知しているかどうか）では、そのRandomnessを保障することは難しい。なぜなら、①について考えれば、Control Groupである、農林漁業、自営業を営む世帯にあっては、世帯の家計と経営とが一体となり、生産経済と消費経済が混在する傾向があるため（世帯の貯蓄に事業用の貯蓄が含まれる、家族従業者としての無償労働など）、世帯内資源の増減はその経営状況に大きく左右されるものと考えられる。このためDID推計において必要な仮定、Same Time Effect Condition¹⁵⁾ が成立するのは難しいように思われる。

さらに、②認知するかどうかについても、福田（2008）や前節でみたように、夫婦関係満足度が低い世帯ほど、制度を認知する傾向があるため、もし夫婦関係が世帯内における資源配分に依存している場合、世帯内の資源配分が少ないことが認知につながるという内生性の問題が起きる¹⁶⁾。

図表-6 Logit Model 推計

	モデル1 制度適用 or 制度非適用		モデル2 認知 or 非認知 +制度非適用		モデル3 認知 or 非認知 (制度適用世帯限定)	
	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.
年齢(夫)	-0.05	0.13	0.27	0.11 ***	0.22	0.11 **
〃 (夫,2乗項)	0.00	0.00	-0.00	0.00 ***	-0.00	0.00 *
中学校卒(夫)	-0.34	0.29	-0.05	0.26	-0.13	0.29
高校卒(夫,レファレンス)						
専門・専修学校卒(夫)	-0.31	0.24	0.04	0.20	-0.03	0.22
短大・高専卒(夫)	0.26	0.41	-0.28	0.31	-0.37	0.33
大学・大学院卒(夫)	1.22	0.26 ***	0.15	0.15	0.04	0.16
14大都市	0.14	0.22	0.13	0.15	0.07	0.15
その他の市(レファレンス)						
町村	0.44	0.33	0.13	0.22	-0.04	0.24
夫親サラリーマン	0.97	0.18 ***	0.21	0.13	0.22	0.14
結婚経過年数			-0.11	0.04 ***	-0.09	0.04 **
〃 (2乗項)			0.00	0.00 ***	0.00	0.00 *
夫婦関係満足度(非常に満足)			-0.24	0.22	-0.23	0.23
夫婦関係満足度(まあまあ幸せ)			-0.07	0.15	-0.11	0.16
夫婦関係満足度(ふつう,レファレンス)						
夫婦関係満足度(あまり満足していない)			-0.09	0.22	-0.17	0.24
夫婦関係満足度(まったく満足していない)			0.28	0.29	-0.02	0.31
第1号被保険者(妻)			-1.34	0.21 ***		
第2号被保険者(妻)			-0.31	0.15 **	-0.30	0.15 **
第3号被保険者(妻,レファレンス)						
未納者(妻)			-1.35	0.59 **		
定数項	2.67	2.62	-5.52	2.08 ***	-4.41	2.20 **
Number of obs	1,116		1,110		928	
LR chi2(9)	88.63		77.75		20.00	
Prob > chi2	0.00		0.00		0.22	
Pseudo R2	0.090		0.051		0.016	
Log likelihood	-414.396		-725.638		-633.238	

***は1%、**は5%、*は10%水準で統計的に有意であることを示す
表は貯蓄、1回階差推計時のもの

そこで本稿では、Propensity Score Matching 推定法を用いて、実際のTreatmentの有無にかかわらず、Treatment Groupとなる確率を推計し、その確率が近似している、Treatment GroupとControl Groupの資源を比較することで、Treatmentによる影響を推定する。

作業手順としては、まず³⁾Treatment Groupとなる確率 $\hat{P}$ (Propensity Score) の推計が必要となる。まずLogit Modelを用いて推計を行い、 $\hat{P}$ を推計し($P(X) = P(D=1 | X)$)¹⁷⁾、複数ある X の情報を $\hat{P}$ に一元化させる(Rosenbaum and Rubin 1983)。ここでは、Conditional Independence Assumption ($Y_0, Y_1 \perp D | X$ 、観察可能な変数(X)をコントロールすることで、Treatment

があるかどうかは Y に対して独立である)、Overlapping Assumption (同じ観察可能な変数 X をもつ世帯は、Treatment GroupとControl Groupの両グループにいる)を仮定し、 X の情報を一元化した $\hat{P}$ をもとに、両Groupのoutcomeを比較することで、厚生年金分割による資源配分への影響をみる。

ここでは、パネルデータを利用できるため、“Difference in Differences Matching” (以下、DID Matching)を用い、Propensity Score Matching にDID推定を組み合わせた推計を行った (Heckman, Ichimura and Todd 1997; Heckman et al. 1998; Smith and Todd 2005)。このMatching法の特徴は、DID推定を合わせて行う

図表-7 年金分割実施による世帯内分配への影響

モデル1	制度適用 or 制度非適用							
	1回階差 (2007年-2006年)		2回階差 (2007年-2005年)		変化率 (2007年-2006年)		変化率 (2007年-2005年)	
	Difference	Std.Err.	Difference	Std.Err.	Difference	Std.Err.	Difference	Std.Err.
貯蓄割合(妻÷世帯、%)	-0.29	3.36	4.54	5.86	-0.17	0.23	0.23	0.20
支出割合(妻÷世帯、%)	-0.22	0.81	-0.35	1.24	0.13	0.16	0.14	0.16
余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、平日、%)	6.03	3.67 *	5.84	5.72	0.10	0.08	0.00	0.09
余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、休日、%)	-4.10	2.14 **	-4.28	3.68	-0.04	0.07	-0.08	0.09

モデル2	認知 or 非認知+制度非適用							
	1回階差 (2007年-2006年)		2回階差 (2007年-2005年)		変化率 (2007年-2006年)		変化率 (2007年-2005年)	
	Difference	Std.Err.	Difference	Std.Err.	Difference	Std.Err.	Difference	Std.Err.
貯蓄割合(妻÷世帯、%)	1.85	1.80	2.67	3.02	0.06	0.14	0.45	0.22 **
支出割合(妻÷世帯、%)	0.36	0.55	1.15	0.80	-0.06	0.11	0.03	0.12
余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、平日、%)	1.26	2.03	1.41	3.38	0.02	0.05	0.11	0.06 **
余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、休日、%)	0.56	1.41	0.40	2.35	0.02	0.05	0.05	0.05

モデル3	認知 or 非認知(制度適用世帯限定)							
	1回階差 (2007年-2006年)		2回階差 (2007年-2005年)		変化率 (2007年-2006年)		変化率 (2007年-2005年)	
	Difference	Std.Err.	Difference	Std.Err.	Difference	Std.Err.	Difference	Std.Err.
貯蓄割合(妻÷世帯、%)	1.79	1.84	2.49	3.14	0.04	0.15	0.33	0.16 **
支出割合(妻÷世帯、%)	0.31	0.57	1.24	0.86	-0.05	0.11	0.01	0.13
余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、平日、%)	1.08	2.11	0.75	3.56	0.01	0.05	0.11	0.06 **
余暇時間割合(妻÷(妻+夫)、休日、%)	0.19	1.45	0.08	2.42	-0.01	0.05	0.04	0.05

***は1%、**は5%、*は10%水準で統計的に有意であることを示す

ことで、観測不可能な効果を除去することができる点にある。ここで推計される政策による効果は以下のように示される。

$$ATT_{DDM} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ (Y_{1ti} - Y_{0ti}) - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} w(i,j) (Y_{0tj} - Y_{0rj}) \right\}$$

$(Y_{1ti} - Y_{0ti})$ はTreatment Groupの制度開始前後の変化分、 $(Y_{0tj} - Y_{0rj})$ はControl Groupの制度開始前後の変化分、 $\sum_{j \in I_0 \cap S_p} w(i,j)$ はWeight、 I_1 はTreatment Groupの集合、 I_0 はControl Groupの集合、 S_p はコモンサポート¹⁸⁾の領域、 n_1 はコモンサポート内のTreatment Groupの対象者数をそれぞれ示している。また、DID Matchingでは以下のSame Time Effect Conditionを仮定している。

$$E(Y_{0t} - Y_{0t'} \mid P, D=1) = E(Y_{0t} - Y_{0t'} \mid P, D=0)$$

t は制度実施前を、 t' を制度実施後をそれぞれ示している。推計では、WeightとしてKernel Weightを採用し（Kernel関数 G はGaussian、バンド幅 0.06）¹⁹⁾、標準誤差の推定では、Bootstrapping法を用い、Replicationの回数は1,000回とした（大日 2001）。

また、制度実施前年（2006年）と制度実施年（2007年）だけではなく、制度実施以前からの制度開始のアナウンスメント効果²⁰⁾による影響があったこと（既に2004年年金改革にて決定していた）も考慮し、制度実施前々年（2005年）との比較もあわせて行った。

6. 推計結果

まず Treatment Groupである確率、Propensity Scoreを得るべく、Logit Modelによる推計を行っ

図表-8 Balancing Test 結果

		モデル1 制度適用 or 制度非適用		モデル2 認知 or 非認知 +制度非適用		モデル3 認知 or 非認知 (制度適用世帯限定)	
		Before	After	Before	After	Before	After
年齢(夫)	t値	-2.13	-0.05	1.91	-0.83	2.17	0.03
	p value	0.033	0.964	0.056	0.405	-0.890	0.373
〃 (夫,2乗項)	t値	-2.06	-0.05	1.78	-0.83	2.11	0.04
	p value	0.039	0.958	0.076	0.409	-0.860	0.389
中学校卒(夫)	t値	-2.64	0.77	-1.32	1.62	-1.05	0.30
	p value	0.008	0.443	0.188	0.105	0.470	0.636
専門・専修学校卒(夫)	t値	-3.12	0.89	-0.95	0.24	-0.39	0.69
	p value	0.002	0.373	0.344	0.814	-0.150	0.879
短大・高専卒(夫)	t値	0.13	0.43	-1.32	0.35	-1.31	0.19
	p value	0.896	0.670	0.188	0.729	0.480	0.628
大学・大学院卒(夫)	t値	5.66	-1.16	3.63	-1.54	1.96	0.05
	p value	0.000	0.245	0.000	0.125	-0.490	0.628
14大都市	t値	1.62	-0.35	1.29	-0.35	0.74	0.46
	p value	0.105	0.726	0.196	0.727	0.070	0.946
町村	t値	0.38	-0.19	0.07	0.91	-0.54	0.59
	p value	0.702	0.847	0.944	0.364	-0.070	0.945
夫親サラリーマン	t値	5.70	-0.86	2.49	-1.67	1.52	0.13
	p value	0.000	0.392	0.013	0.095	-0.420	0.678
結婚経過年数	t値			0.71	-0.43	1.18	0.24
	p value			0.477	0.666	-0.700	0.484
〃 (2乗項)	t値			1.06	-0.42	1.59	0.11
	p value			0.291	0.674	-0.820	0.414
夫婦関係満足度(非常に満足)	t値			-0.18	0.12	-0.18	0.86
	p value			0.857	0.901	0.330	0.744
夫婦関係満足度(まあまあ幸せ)	t値			0.39	-0.82	-0.59	0.56
	p value			0.694	0.415	0.180	0.858
夫婦関係満足度(あまり満足してない)	t値			-0.60	0.51	-0.41	0.68
	p value			0.551	0.613	0.140	0.892
夫婦関係満足度(まったく満足してない)	t値			1.54	-0.38	0.75	0.45
	p value			0.123	0.702	0.060	0.954
第1号被保険者(妻)	t値			-6.98	6.84	-	-
	p value			0.000	0.000	-	-
第2号被保険者(妻)	t値			0.07	-1.38	-1.91	0.06
	p value			0.942	0.167	0.570	0.566
未納者(妻)	t値			-1.83	2.66	-	-
	p value			0.068	0.008	-	-

た(図表-6)。モデル1(制度適用 or 制度非適用→夫がサラリーマンか否か)では、夫の学歴が大学卒である、また夫の父親がサラリーマンであることのみが正に有意な結果となっている²¹⁾。認知を考慮したモデル2、モデル3では、結婚期間

が長い場合、妻が第3号被保険者である場合、認知確率に対して正に有意である結果が得られた。また結婚満足度は有意ではないものの、「まったく満足していない」と回答した場合、認知確率は正となっている。

図表-9 Overlap Assumption 検定結果

Propensity Score	モデル1		
	制度適用 (Treated)	制度非適用 (Controlled)	
最小値	0.57161	0.57217	
最大値	0.98193	0.96960	
	Matching		削減率(%)
	Before	After	
ALL	1,116	1,054	5.56
Treated	956	895	6.38
Non Treated	160	159	0.63

Propensity Score	モデル2		
	認知 (Treated)	非認知+ 制度非適用 (Controlled)	
最小値	0.12922	0.09780	
最大値	0.72324	0.70136	
	Matching		削減率(%)
	Before	After	
ALL	1,110	1,098	1.08
Treated	503	500	0.60
Non Treated	607	589	2.97

Propensity Score	モデル3		
	制度適用世帯限定 認知 (Treated)	非認知 (Controlled)	
最小値	0.32139	0.27079	
最大値	0.69662	0.67966	
	Matching		削減率(%)
	Before	After	
ALL	928	918	1.08
Treated	463	460	0.65
Non Treated	465	458	1.51

表は貯蓄、1回階差推計時のもの

次に、Propensity Score Matchingによって得られた制度による世帯内資源配分への影響をみると、制度実施前後における階差をみた場合、年金分割制度は余暇時間割合（妻分、平日／日）に対して、正の効果を持ち（6％ポイント増加）、余暇時間割合（妻分、休日／日）には負の効果（4％ポイント減少）があることが確認された（図表-7）²²⁾。二つの効果を考えた場合、係数の値、また一週間の過半を占める平日の効果が大きいため、全体としては妻に多く余暇時間が配分されていることが考えられる。

また、認知を考慮した場合、制度実施前後（2006～2007年）では影響が見られなかったが、

実施前々年を含めた変化率をみた場合（2005～2007年）、貯蓄割合、余暇時間割合に対して、正の効果が確認された（モデル2：貯蓄45％増加、余暇時間割合【平日】11％増加、モデル3：貯蓄33％増加、余暇時間割合【平日】11％増加）。公的年金制度に関する認知のタイミングが制度開始前年からあったものと仮定した場合、政府による厚生年金分割制度の実施というアナウンスメントが、制度実施を待たずして、世帯内の資源配分に影響を与えたものと考えられる。

ここまでは、Propensity Score Matching 推計の結果を示したが、次に、用いたPropensity Score Matching 推計において、推計時に置かれていた仮説が成立しているかどうかの検証を行っていく。

ここでは、世帯の観察可能な諸変数（ X ）をコントロールすることで（ X の情報を一元化した）、個人に対してTreatmentがあるかどうかは、Outcomeに対して独立であるということを仮定されていた（ $f(X|D, P(X)) = f(X|P(X))$ ）。

この仮定を検証するべく、Matching後におけるTreatment GroupとControl Group双方の各説明変数の平均値が同じであることを帰無仮説としたt検定を行っている（Balancing Test）。仮定が成立している場合は、すべての変数の帰無仮説は棄却されず、両者の平均値は近似していることとなる。その結果、3つのモデルにおいて、ほとんどの変数で帰無仮説が棄却されていない（図表-8）²³⁾。ただし、モデル2においては、「第1号被保険者（妻）」、「未納者（妻）」が棄却されている。

次に、Overlap Assumptionの検定だが、これについて最も簡単な検証方法は、Treatment Group、Control Group 両グループのPropensity Score の密度分布を図示し比較する方法である。しかし、どの程度の形状であれば、Common Support が十分であるのか明確ではない。図示する以外の検証方法として挙げられるのが、“Minima-Maxima Comparison” 法である（Caliendo, Hujer and Thomsen 2005）。ここで

は、一方の Propensity Score が他方の Propensity Score の最小値よりも小さい観測値、逆に一方の Propensity Score が他方の Propensity Score 最大値よりも大きい観測値は除去することで、Common Support を確定し、どれくらい数の観測値が残るか確認する方法である。事例で示すと、制度適用グループの Propensity Score の区間が [0.57161, 0.98193]、制度非適用グループの Propensity Score の区間が [0.57217, 0.96960] である場合、Minima-Maxima 基準により、Common Support は [0.57217, 0.96960] となり、この Common Support 内に残る観測値の数をみると、1,116 (削減前) と比べて、1,054 (削減後) と削減率は 5.56% と小さいものであった (図表-9)。

7. おわりに

本稿の目的は、厚生年金分割制度開始によって、世帯内における資源配分 (余暇時間、支出、貯蓄) にどのような変化が起きているかを検証することにあった。

Difference in Differences Matchingを用いた Propensity Score Matching推計の結果、公的年金分割制度前後において、年金分割対象世帯の妻分の余暇時間割合が、増加していることが確認された。また、より正確に制度による影響をみるために、年金分割制度認知を含めて考慮した場合 (認知した場合のみ Treatment Group)、制度実施前後では制度による影響が見られなかったが、実施前々年を含めると、妻の貯蓄割合、余暇時間割合に対して、正の効果が確認された。公的年金制度に関する認知のタイミングが制度開始前年からあったものと仮定した場合、政府による厚生年金分割制度の実施というアナウンスメントが、制度実施を待たずして、世帯内の資源配分に影響を与えたものと考えられる。これらの結果から、公的年金分割制度が世帯内における資源配分において、妻にとって有利な影響を与えていることが確認された。

ただ、その増加分 (増加割合) は決して大きな

ものではなかった。制度開始による妻の資源配分への大きな影響がみられなかった理由として、本稿で扱っている対象者年齢が若く (夫平均年齢: 40.62歳)、婚姻期間も短かった点が挙げられる (平均年数: 12.73年)。年金受給がまだ先のことである30~40歳代の妻は、分割制度の内容 (それほど大きな受給額ではない) を知った上で、こっそりと将来に備えてストックを蓄え始めているという解釈も考えられる。

しかしながら、限定されたデータを用いても、世帯内における (一部の) 年金の受け取り手を変更するという政策変更によって、世帯内の資源配分が女性にとって有利な結果となった。本稿では、世帯内における交渉が具体的にどのように進められたかは明らかにできなかったものの、公的年金制度適用者である者、あるいは制度を認知していた者は相対的に有利な配分を得ることができたという知見は意義のあるものと考えられる。

† 家計経済研究所内報告会において、出席者より多くのコメントを頂戴した (特に土肥原洋専務理事、坂口尚文研究員)、記して感謝する。

注

- 1) 標準報酬とは、厚生年金保険料の算定の基礎となった標準報酬月額と標準賞与額のことをさす。
- 2) この点については、小原 (2008) においていち早く指摘されている。
- 3) 前者の点については、本号掲載の福田 (2008) を参照されたい。
- 4) 読売新聞 <http://www.yomiuri.co.jp/atmoney/special/100/money08.htm> 参照。
- 5) さらに、夫が65歳以降で死亡した場合、遺族年金を受給する妻の年金受給額は17万2,000円となり、結婚継続、離婚の場合を越えて (個人当たりに置き換えた場合) 最も多くの受給額となる。その内訳は遺族厚生年金7万5,000円に、自分の老齢基礎年金6万6,000円と経過的寡婦加算2万1,000円も加わり、計16万2,000円となる。夫の死亡時に妻が65歳以上であれば、振替加算の1万円も受給でき、17万2,000円となる。なおここで挙げた数値は2007年時点のものであり、今後必ずしも、この数値が維持されるわけではないことを御了承願いたい。
- 6) 既婚の年金制度加入者は、妻が遺族年金を放棄とした公証同意書を提出しない限り、退職する際に、夫婦共同で加入する年金であり、夫婦どちらかが生きている限り2分の1の受給金額を得られる遺族年金【Joint and 1/2 Survivor Annuity】の支払いを選ば

なければならない。

- 7) 農林漁業、小規模の商業・工業・サービス業、自由業、内職についているもの。
- 8) 次節以降で触れる制度適用者に限定し、認知世帯と非認知世帯とを比較したが、紙幅の都合上割愛した。結果は、2つ目の比較とほぼ同じであった。
- 9) 用いるデータが repeated cross-section data の場合、DIDは

$$\delta = (y_{1,2007} - y_{0,2007}) - (y_{1,2006} - y_{0,2006}) > 0$$
と表現されることがあるが、両式は同値であることはいうまでもない。
- 10) 同様に、妻が得られる厚生年金に影響する結婚経過年数を、20年未満と20年以上に区分して、資源の変化分についてみたが、それほど大きな違いが表れなかった。この理由として、7節でも触れている通り、本サンプルが相対的に若く、結婚経過年数が大きい対象者が少なかったことが考えられる。
- 11) 調査前月の9月の1カ月あたりの支出額。
- 12) 貯蓄については、他の財と異なり、夫分の項目を捕捉できないため、代替的に世帯分を分母としている。
- 13) 坂田・McKenzie (2006) では、「配偶者特別控除の廃止を把握していないならば、税制変更による労働時間の調整を行っていないため、税制変更の影響を受けていないと仮定」している。
- 14) $\Delta Y_{it} = \xi \Delta X_{it} + \beta_d \Delta D + \Delta \varepsilon_{it}$
 D : Treatment Dummy (1=2007, 0=2006)、 X_{it} : その他の説明変数、 ε_{it} : 誤差項 (Wooldridge 2006)。
- 15) $E(Y_{0,2007} - Y_{0,2006} | D=1) = E(Y_{0,2007} - Y_{0,2006} | D=0)$
これは、厚生年金分割制度が実施されなかった場合の Treatment Group の資源の変化分と Control Group の資源の変化分が同じであることを示している。
- 16) 大日 (2001) では、Treatment (失業給付受給の有無) が内生的である場合 (受給ダミーと求職意欲、就職条件への回帰式の確率的誤差項とが相関をもつ場合=セレクションバイアスの発生) における Treatment Effect の推計として、Propensity Score Matching 法を用いている。
- 17) 説明変数 X として、i) 夫の年齢、夫の年齢の2乗項、夫の学歴 (中学校卒、高校卒 [レファレンス グループ]、専門・専修学校卒、短期大学・高等専門学校卒、大学・大学院卒)、居住地の都市規模 (14大都市、その他の市 [レファレンス グループ]、町村)、夫父親サラリーマンダミー (1=夫父親がサラリーマンである [だった]、0=それ以外)、ii) i) の説明変数に加え、結婚経過年数、結婚経過年数の2乗項、夫婦関係満足度、妻の年金資格を用いた。
- 18) Treatment Group、Control Group 間において、Propensity Score が共通する範囲。
- 19)

$$W(i, j) = \frac{G \left(\frac{P_j - P_i}{a_n} \right)}{\sum_{k \in I_0} G \left(\frac{P_k - P_i}{a_n} \right)}$$

- 20) 本来は金融用語として用いられており、「公定歩合の変更にともない、たとえば引き締め政策であれば民間経済主体が総需要の抑制などの政策効果を予想し、貸出金利の実際の変更等を待たず、あらかじめ生産、消費活動の抑制など、期待される政策効果と同じ方向の行動をとること」(館編 1994: 231) をさしている。本稿では、2004年年金改革によって公的年金分割制度実施が確定された以降、制度の実施を待たずに、それを見越した行動が、世帯内資源の配分に与える影響として用いている。
- 21) 貯蓄の1回階差推計時のものだけを図表に挙げている。その他の推計もほとんど同じであった。
- 22) 紙幅の都合上、推計結果は割合 (貯蓄、支出=世帯に占める妻分、余暇時間=夫婦間に占める妻分) だけに限定し、資源の階差 ($Y_i - Y_j$) と時間変化率 ($(Y_i - Y_j) / Y_j$) への影響を表章した。
- 23) これ以外の方法として、Rosenbaum and Rubin (1985) では、Matching 作業により、どの程度、Treatment Group、Control Group 両グループ間の X の平均値のバイアスが削減されているかについて、両グループ間の平均値のバイアス (Standardized

$$\text{Bias}(X) = 100 \times \frac{\bar{X}_T - \bar{X}_C}{\sqrt{[\text{Var}_T(X) + \text{Var}_C(X)]/2}}$$

Difference) を以下の式を用い、バイアスを推計している。

$\bar{X}_T$ 、 $\bar{X}_C$ はそれぞれ Treatment Group、Control Group の X の平均値を、 $\text{Var}_T(X)$ 、 $\text{Var}_C(X)$ はそれぞれ Treatment Group、Control Group の X の分散値を示している。Rosenbaum and Rubin (1985) では、Standardized Difference が 20 を超えるとその差が大きい (Large) とされ、まだグループ間の X の乖離があるとしている。

文献

- 大日康史, 2001, 「失業給付が再就職先の労働条件に与える影響」『日本労働研究雑誌』497: 22-32。
- 小原美紀, 2008, 「家計内交渉と家計の消費行動」チャールズ ユウジ ホリオカ・財団法人家計経済研究所編『世帯内分配・世代間移転の経済分析』ミネルヴァ書房, 刊行予定。
- 坂田圭・Colin McKenzie, 2006, 「配偶者特別控除の廃止は有配偶女性の労働供給を促進したか」樋口美雄・慶應義塾大学経済連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズム II』税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会, 129-151。
- 館龍一郎編, 1994, 『金融辞典』東洋経済新報社。
- 福田節也, 2008, 「離婚時の厚生年金の分割制度の認知度に関する分析」『季刊 家計経済研究』80: 6-16。
- Aura, Saku, 2005, “Does the Balance of Power within a Family Matter? The Case of the Retirement Equity Act,” *Journal of Public Economics*, 89 (9-10) :

- 1699-1717.
- , 2007, “Uncommitted Couples: Some Efficiency and Policy Implications of Marital Bargaining,” Manuscript, University of Missouri-Columbia.
- Bertrand, Marianne, Sendhil Mullainathan and Douglas Miller, 2003, “Public Policy and Extended Families: Evidence from South Africa,” *The World Bank Economic Review*, 17 (1) : 27-50.
- Caliendo, Marco, Reinhard Hujer and Stephan Thomsen, 2005, “The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany: Microeconomic Evaluation,” IZA Discussion Paper Series, No.1512.
- Chiappori, Pierre-André, Bernard Fortin and Guy Lacroix, 2002, “Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply,” *Journal of Political Economy*, 110 (1) : 37-72.
- Duflo, Esther, 2003, “Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa,” *The World Bank Economic Review*, 17 (1) : 1-25.
- Grey, Jeffery, 1998, “Divorce-Law Changes, Household Bargaining, and Married Women’s Labor Supply,” *American Economic Review*, 88 (3) : 628-642.
- Heckman, James, Hidehiko Ichimura and Petra Todd, 1997, “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme,” *Review of Economic Studies*, 64 (4) : 605-654.
- Heckman, James, Hidehiko Ichimura, Jeffery Smith and Petra Todd, 1998, “Characterizing Selection Bias Using Experimental Data,” *Econometrica*, 66 (5) : 1017-1098.
- Lee, Myoung-Jae, 2005, *Micro-Econometrics for Policy, Program, and Treatment Effects*, Oxford University Press.
- Lundberg, Shelly, Robert Pollak and Terence Wales, 1997, “Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from U.K. Child Benefit,” *Journal of Human Resources*, 32 (3) : 463-480.
- McElroy, Marjorie, 1990, “The Empirical Content of Nash Bargained Household Behavior,” *Journal of Human Resources*, 25 (4) : 559-583.
- McElroy, Marjorie and Mary Horney, 1981, “Nash Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand,” *International Economic Review*, 22 (2) : 333-349.
- Rosenbaum, Paul and Donald Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70 (1) : 41-55.
- , 1985, “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score,” *The American Statistician*, 39: 33-38.
- Smith, Jeffery and Petra Todd, 2005, “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?,” *Journal of Econometrics*, 125: 305-353.
- Tjøtta, Sigve and Kjell Vaage, 2008, “Public Transfers and Marital Dissolution,” *Journal of Population Economics*, 21 (2) : 419-437.
- Wolfers, Justin, 2006, “Did Unilateral Divorce Laws Raise Divorce Rates? A Reconciliation and New Results,” *American Economic Review*, 96 (5) : 1802-1820.
- Wooldridge, Jeffrey, 2006, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 3rd ed., Mason: Thomson South-Western.

さかもと・かずやす 財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「世帯内における消費・余暇配分の構造」(チャールズ ユウジ ホリオカ・財団法人家計経済研究所編『世帯内分配・世代間移転の経済分析』ミネルヴァ書房, 2008)。労働経済学専攻。(sakamoto@kakeiken.or.jp)

既婚女性の働き方は変化したか？

村上 あかね

(東京大学社会科学研究所 准教授)

1. 本稿の目的と問題の所在

本稿の目的は、「消費生活に関するパネル調査」データを用いて、ここ数年の既婚女性の働き方の変化を明らかにすることである。

近年、社会環境の変化は妻の就業を促す方向に働いている。第一に、雇用・経済状況が不透明である。景気も減速したと言われている。その一方で物価は上昇しており、ゆとりがある家計ばかりではないだろう。節約にも限界がある。したがって、経済的な不安を抱えている家計にとっては、主な稼得者である夫に加えて妻が働くこと、あるいは妻の収入が増えたりすることがひとつの望ましい対処方法といえよう。

エスピン＝アンデルセン（2001: 76-77）は、21世紀の福祉国家を再構築するにあたって、女性の雇用を最大限増大させることを主張する。その理由はいくつかあるが、男性を一家の稼ぎ手とする通常の家計は、十分な所得保障を確保する力を次第に失ってきており、母親が就労することが子供の貧困を防ぐと述べている。

第二に、税制の改正である。2003年度（平成15年度）の税制改正で配偶者特別控除が一部廃止され、従来よりも所得税が高くなった世帯がある。

第三に、本誌今号の福田論文でも論じられているように、日本でも離婚が増加しており¹⁾、女性も個人の収入を得る必要性が高まってきたといえよう²⁾。

このような流れは、専業主婦であることのリスクが高まりつつあることを示す。専業主婦である

ことが、妻自身や子供にとってどのような影響を与えるかを明らかにすることも重要だが、本稿ではそれに先立って過去数年間の既婚女性の就業実態を明らかにする。

2. 分析期間と分析対象

パネル10（2002年調査）からパネル15（2007年調査）まで一貫して有配偶だった女性824人を対象とする。したがって、分析対象はコーホートAおよびBであり、コーホートCは含まれない。対象者の年齢幅は34～48歳（パネル15時点）である。

分析期間を過去6年分としたのは、パネル10で配偶者控除についての質問を含めているためである。ただし、パネル10の結果は一部のみを用い、ここでは主に過去5年間（パネル11～15）の結果を示す。

3. 過去5年間の妻の働き方の変化と家計

図表-1は、パネル11～15における妻の就業状況である。自営など（自営・家族従業者・自由業者）か、被雇用者かを問わず、仕事に就いている妻の割合はパネル11ですでに半数を超え、6割近い（57.9%）。これは対象者の年齢が29～43歳であり、子育てが一段落した女性がある程度含まれているためといえよう。パネル12、パネル13、パネル14と仕事に就いている妻の割合はわずかながらも年々増加し、パネル15ではついに65.8%となり、10ポイント弱増えている。

図表-1 パネル11～15における妻の就業状況

	パネル11 2003	パネル12 2004	パネル13 2005	パネル14 2006	パネル15 2007
有職者の割合 (%)	57.9	59.7	61.7	64.3	65.8
仕事の有無・従業上の地位別 (%)					
自営など	11.5	10.6	10.9	10.6	10.7
被雇用常勤	15.3	16.0	16.5	17.4	18.2
被雇用パート	31.1	33.1	34.2	36.4	36.9
無職	42.1	40.0	38.3	35.7	34.1
不詳	0.0	0.2	0.0	0.0	0.1

注:分析対象はパネル10～パネル15において有配偶であった824人

図表-2 過去5年間の働き方の変化パターン

一貫して無職	無職→……→無職	無職→……→有職	有職→……→無職	有職→……→有職	一貫して有職	824人
24.6	4.1	13.3	5.3	4.2	48.3	100.0%

さらに従業上の地位別にみると、妻の有職率の増加をもたらした要因は、主に無職だった妻が被雇用パートとして働くようになったためとわかる。この5年間、「自営など」で働く妻の割合は10%前後で横ばいである。「被雇用常勤」は、パネル11の15.3%からパネル15の18.2%へと増加したが、多数派ではない。これに対し、「被雇用パート」は31.1%から36.9%と増加し、多数派となった。「無職」はパネル11では42.1%だったが、パネル15では34.1%まで減少した。

ただし、この図表-1は同一個人の5年間の変化を示しているものではない。そこで、過去5年間の調査結果から働き方のパターンを見ると(図表-2)、「(5年間)一貫して無職」の女性は24.6%、「(5年間)一貫して有職」の女性は48.3%であった。パネル11では無職だったがパネル15では働いているパターン(「無職→有職」のこのパターンの多くは、パネル12からパネル15までのいずれかの時点で働き始めている)は、13.3%であった。残りの3パターンは、主に労働市場から出入り(を繰り返した)ケースである。「(5年間)一貫して有職」の女性が最も多い。約半数の女性は少なくとも5年間は継続して働き、職業経験を積んでいる。

働き方とあわせて、家計の状況も確認しておく(図表-3)。平均世帯人数は過去5年間とも4.5人

前後であった。妻の平均年収も夫の平均年収も、2003年から2007年までわずかではあるが上昇している。しかし、妻の平均年収は夫の平均年収に比べて少ないこともまた4年間に共通する。9月の家族全体に関する支出額も、パネル15を除くと上昇傾向にある。子供の成長につれてさまざまな経費がかかるためと推測できる。貯蓄額やローン返済額は調査年によって変

動するが、全体としてみると増えている。家計をとりまく環境は厳しいと言われるが、「家庭の収入に満足している」(「とても満足」+「ほぼ満足」を合計した数字)妻の割合は、ゆるやかなU字型を描くものの30%台後半で推移している。この5年間、家計には大きな変化はなく穏やかに過ぎたようだ。

しかし、パネル15に限定して、妻の従業上の地位別に家計を見ると状況は異なる(図表-4)。「家庭の収入に満足している」割合が高いのは「無職」で44.5%であった。「被雇用常勤」が40.0%で続き、「満足している」割合がもっとも低いのは「被雇用パート」33.6%であった。「被雇用常勤」は貯蓄額も多いが支出額も多いことが影響したのではないだろうか。また、「被雇用パート」は他の類型と比べると、支出やローン返済額が小さくはなく、貯蓄も多くはない。このように家計が厳しい状況にあることが、妻の満足度の低さにつながったと言えそうだ。

4. 配偶者特別控除の廃止とその影響

(1) 税制・社会保険と女性の働き方

第3節では、妻の就業率が増加していることが示されたが、この5年間に妻の就業を促した要因の一つとして挙げられるのは配偶者特別控除、つ

図表-3 パネル11～15における家計の状況

	パネル11	パネル12	パネル13	パネル14	パネル15
調査年	2003	2004	2005	2006	2007
平均世帯人数(人)	4.5	4.5	4.5	4.5	4.4
妻の年収(万円)	90.5	97.3	100.1	108.1	—
夫の年収(万円)	548.4	558.3	570.0	581.2	—
9月の支出額(千円)	253.2	258.3	271.0	276.9	273.9
9月の貯蓄額(千円)	74.4	74.0	75.9	75.7	76.6
9月のローン返済額(千円)	63.1	66.3	65.7	63.9	67.0
家庭の収入に「満足している」人の割合(%)	38.1	37.9	36.2	36.0	39.0

注:分析対象は、基本的にパネル10～パネル15において有配偶であった824人。

ただし、妻・夫の年収・支出額・貯蓄額・ローン返済額については、はずれ値を除き、それぞれ617人、576人

まり専業主婦を「優遇」する政策の廃止である³⁾。

配偶者が(専業)主婦であることを「優遇」する制度には、①所得税／所得税の配偶者控除⁴⁾・配偶者特別控除、②年金・健康保険・介護保険、③一部企業における配偶者手当の支給がある。このうち、本稿では①の所得税に注目する⁵⁾。

1961年に、サラリーマンの妻の「内助の功」を評価しようとする機運が高まり、配偶者控除が設けられた。しかし、この制度にはある「問題」があった。妻の収入が100万円(かつて)を超えると、妻の収入にも課税され、さらに夫の配偶者控除が認められなくなるため、夫婦の税引き前の収入は増えても、手取りは減ってしまうという逆転現象が生じた。そのため、妻が労働時間を調整することもあったという。この問題を解消するため、1987年に設けられたのが配偶者特別控除制度である。従来は、妻の年収が100万円を超えると配偶者控除がまったく受けられなくなった。これに対し、配偶者特別控除制度の導入後には、年収が70万～100万円までの者については収入が5万円増加するにつれて控除額が5万円ずつ段階的に減少するようになり、逆転現象は見られなくなった(図表-5の(b)の部分)。さらに、この配偶者特別控除は、年収70万円以下の場合には配偶者控除(現在は38万円)に上乗せして適用が認められた(樋口 1995; 坂田・McKenzie 2006)⁶⁾。

このような政策について、1990年の「パートタイム労働者総合調査」などのデータを用いて分析し

た樋口(1995)は、配偶者特別控除にみられる専業主婦優遇制度のうち①一部は「収入の壁」の解消に寄与したが、一部は夫の所得の高い世帯に適用されている可能性が高く「弱者保護」対策の趣旨から乖離していること、②主婦が年収を調整する範囲で働くことが合理的な行動を意味するため、フルタイム就業者を減らし、パートタイム就業者の労働時間を短縮させ、低い賃金率でも受け入れさせる結果になっていると指摘する。これらの指摘のうち、とくに後者については、個々の世帯にとって合理的な行動が、女性全体にとっては必ずしも合理的ではないと見ることもでき、興味深い。

安部・大竹(1995)も1990年の「パートタイム労働者総合調査」を用いてパートタイム労働者の労働供給に及ぼす影響を分析した。本人所得に関わる税制や社会保険・企業の配偶者手当の支給条件を勘案すると年間所得が100万円のところで、配偶者特別控除は年間所得70万円のところで労働供給に影響を与えること(年間所得のスパイクが存在すること)、そして、年間所得が135万円前後を得るパートタイム労働は少ないと予想する。分析の結果、分析対象全体では70万円におけるスパイクは明瞭ではなく、80万～100万円までの年間所得に大きなスパイクが存在すること、100万円以上の所得を得ているパート労働者の比率は少ないことを見出した。また、学歴別の分析では、高学歴者ほど100万円前後における集中が激しいこと、大卒のパートタイマーについては70万円のところ

図表-4 パネル15における妻の働き方別にみた家計の状況

	妻・無職 (n=281)	妻・有職 (n=542)	自営など (n=88)	被雇用常勤 (n=150)	被雇用パート (n=304)
平均世帯人数(人)	4.3	4.5	4.7	4.5	4.4
妻の年齢(歳)	40.5	42.0	42.1	42.0	42.0
夫の年齢(歳)	42.8	44.6	45.0	44.6	44.5
9月の支出(千円)	263.0	279.7	266.8	309.6	268.7
9月の貯蓄(千円)	65.9	82.2	99.7	115.5	61.3
9月のローン返済額(千円)	58.7	71.4	82.3	68.9	69.6
収入に「満足している」人の割合(%)	44.5	36.1	37.5	40.0	33.6

注:分析対象は、基本的にパネル10～パネル15において有配偶であった824人。

ただし、支出額・貯蓄額・ローン返済額については、はずれ値を除去したことから、妻・無職は198人、妻・有職では378人(自営ほかでは59人、被雇用常勤では104人、被雇用パートでは215人)である

でスパイクがあった。また、樋口(1995)でも安部・大竹(1995)でも触れているが、1990年の「パートタイム労働者総合調査」によれば回答者の約35%が100万円を超えないように労働時間を調整していると答えている。

永瀬・村尾(2005)でも、1990年代になっても「男性稼ぎ手、女性ケア者」モデルは微修正されたにとどまり、税制・社会保険制度は低収入での妻の就業を促進し、低収入の常勤共働き世帯にはペナルティを課してきたことを見出した。

(2) 2003年度の税制改正の予想される影響とは

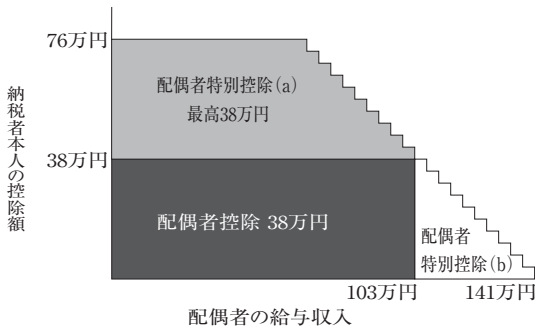
2003年度の税制改正前は、夫の年間給与所得が1,000万円以下(収入では1,230万円程度)の場合、妻の給与収入が70万円未満ならば、配偶者控除38万円と(a)配偶者特別控除38万円をあわせて76万円の控除が受けられた。70万円を超えると、配偶者控除36万円は受けられるが、(a)配偶者特別控除が段階的に減少する。妻の収入が103万円(給与所得控除を差し引いた所得でみると38万円)を超えると配偶者控除38万円がなくなり、かつ(a)の部分の配偶者特別控除が0円になる⁷⁾。妻の収入が103万円を超えると妻本人に所得税は課されるものの、141万円(給与所得控除を差し引いた所得でみると76万円)までは、夫については(b)の部分の配偶者特別控除が段階的に適用される。141万円を超えると配偶者控除も配偶者特別控除も受けられない(坂田・McKenzie 2006)。

しかし、2003年度の税制改正により、(b)の部分、すなわち配偶者特別控除の上乗せ分が、国税については2004年(平成16年)分、地方税については2005年(平成17年)分から廃止された。つまり、配偶者控除と配偶者特別控除をあわせて受けることができなくなった⁸⁾。所得がどれほど減少するかは、給与収入700万円、夫婦と子供2人の世帯の場合、国税・地方税合わせて5.9万円の増税になるとの政府の試算(JANJAN 2005)、あるいは「配偶者特別控除を最大の38万円受けていた場合、夫の限界税率が10%で3.8万円、限界税率が20%で7.6万円の所得の減少となる」(坂田・McKenzie 2006: 134)。したがって、配偶者特別控除が廃止されれば、これまで恩恵を受けてきた給与収入が0～70万円前後の有配偶女性の労働供給が増えると予想できる。

慶應義塾家計パネル調査(KHPS)データに対して、DID(Difference in Differences)法を用いて詳細な分析をした坂田・McKenzie(2006)によれば、女性の就業選択には影響を与えなかったが、週間労働時間をおよそ4時間増加させたとの結果を得ている。

本稿では、坂田・McKenzie(2006)のような厳密な分析はできないが、坂田・McKenzie(2006)で今後の課題とされていたラグに注目する。具体的には、税制改正後、ある一定の期間を経た働き方の変化や収入の変化を見ることとしたい。

図表-5 配偶者の給与収入と
配偶者控除・配偶者特別控除(2003年度税制改正前)



出典:坂田・McKenzie(2006: 133)をもとに作成

(3) 配偶者(特別)控除一部撤廃についての認識

JPSCでは、パネル10で税制について意見を尋ねている。「現在、配偶者控除を縮小または廃止しようという案が、政府税制調査会で議論されています。あなたはこの案について知っていますか」という設問に対し、「よく知っている」「おおよそのことを知っている」「そのことを聞いたことはあるがよく知らない」「そのことを聞いたこともなかった(全然知らない)」の4つから回答を1つ選んでもらった。さらに付問として「将来、配偶者控除が縮小または廃止されたら、あなたは働き方を変えますか」という質問文に対し、「とくに変えるつもりはない」「新たな仕事を探す、または労働時間を増やす」「仕事を辞める、または労働時間を減らす」という回答を用意した。厳密に言えば、2003年度の税制改正で一部廃止されたのは配偶者控除ではなく配偶者特別控除である。質問文に正確さを欠いたため、解釈には注意が必要であるが、回答の分布を見てみよう(図表-6)。有配偶者824人の回答をみると、知識については「よく知っている」3.3%、「おおよそ知っている」23.9%、「よく知らない」42.7%、「知らない」29.9%、「無回答」0.2%。意向については「変えるつもりはない」73.5%、「仕事を探す、労働時間を増やす」21.7%、「仕事を辞める、労働時間を減らす」2.5%、「無回答」2.2%であった。なお、配偶者特別控除の一部撤廃が適用されそうな回答者499人(パネル10時点で夫が被雇用者で

2001年の年収が1,230万円以下、妻は無職か被雇用パート)に限定して分析したところ、知識に関して「よく知らない」という回答が少し減り、25.9%になった。また、意向については「仕事を探す、労働時間を増やす」が大幅に増えた(28.5%)。

なお、適用可能性のある人に限定して、知識の規定要因および意向の規定要因を分析したところ、仕事の有無、学歴、パネル10時点(2002年)の妻の収入とは明確な関連が見られなかった(詳細な結果は省略する)。

(4) 妻の働き方・収入は変わったか？

つぎに、適用可能性が高そうな人に限定して、パネル10のときの働き方と、配偶者(特別)特別控除撤廃後の働き方の意向との関連を見たところ、無職の妻よりもパートの妻のほうが働き方を変えるつもりはないと答える傾向があったが、有意ではなかった(図表-7)。

しかし、意向と現実とは異なるのではないだろうか。そこで、パネル10のときの働き方・意向と2004年(税制改正の影響が出る年)の従業上の地位との関連をみたものが図表-8である。パートで「働き方を変えるつもりはない」と答えた人の5.6%が2004年には被雇用常勤になり、一方10.3%が無職に変わっている。しかし大半(83.3%)はパートである。これに対しパートで「新たに仕事を探す、労働時間を増やす」と答えていた人では、14.1%が被雇用常勤になったが、無職になった人も同数である。無職で「働き方を変えるつもりはない」と答えた人で無職にとどまっている人は82.1%と多いが、パートに転じた人も1割強(13.4%)に上る。より変化が大きいのは無職で「仕事に就くつもり」と答えた女性である。2年後には3割弱(28.2%)が実際に仕事に就いていた。しかし、逆の見方をすれば約7割は仕事に就けていないことを意味する。好むと好まざるとにかかわらず、無職の女性が働くようになり、またパートが被雇用常勤に転じる傾向はパネル15ではさらに明確である。パネル10で「パート・新たに仕事を探す、労働時間を増やす」と答えた女性の

図表-6 配偶者(特別)控除廃止の議論についての知識と意向(%)

	全体	適用可能性が 高い回答者
	知 識	
よく知っている	3.3	3.0
おおよそ知っている	23.9	25.3
よく知らない	42.7	45.7
知らない	29.9	25.9
無回答	0.2	0.2
	意 向	
変えるつもりはない	73.5	65.5
仕事を探す、労働時間を増やす	21.7	28.5
仕事を辞める、労働時間を減らす	2.5	3.6
無回答	2.2	2.4
ケース数(人)	824	499

図表-7 パネル10のときの働き方と配偶者(特別)控除廃止後の働き方の意向(%)

	変えるつもりはない	仕事を探す、 労働時間を増やす	仕事を辞める、 労働時間を減らす	ケース数 (人)
無職	64.3	32.7	3.1	196
パート	69.1	26.8	4.1	291

注:無回答は除いて集計

図表-8 パネル10の従業上の地位とその後の働き方(%)

2004年						
パネル10の従業上の地位	自営 ほか	被雇用 常勤	パート	無職	不詳	ケース数 (人)
パート・働き方を変えるつもりがない	0.8	5.6	83.3	10.3	0.0	126
パート・転職、労働時間を増やすつもり	1.6	14.1	70.3	14.1	0.0	64
無職・働き方を変えるつもりがない	2.5	2.0	13.4	82.1	0.0	201
無職・仕事に就くつもり	1.3	0.0	28.2	70.5	0.0	78
2007年						
パネル10の従業上の地位	自営 ほか	被雇用 常勤	パート	無職	不詳	ケース数 (人)
パート・働き方を変えるつもりがない	3.2	7.9	77.0	11.9	0.0	126
パート・転職、労働時間を増やすつもり	3.1	25.0	60.9	10.9	0.0	64
無職・働き方を変えるつもりがない	3.5	3.5	26.9	66.2	0.0	201
無職・仕事に就くつもり	3.8	1.3	39.7	53.8	1.3	78

図表-9 過去5年間の妻の収入の分布の変化(%)

	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年
～70万円未満	68.5	62.9	62.9	59.5	56.9
70万円以上～103万円未満	18.2	19.6	18.8	19.2	20.4
103万円以上～131万円未満(130万円以下)	4.2	7.2	6.0	8.0	6.6
131万円以上～141万円未満	0.4	1.2	1.0	1.2	0.6
141万円以上～	6.2	7.0	9.4	10.4	13.2
NA	2.4	2.0	1.8	1.6	2.2
ケース数(人)	499				

25%弱が被雇用常勤となり、「無職・仕事を探す」と答えた女性の4割強が「自営ほか」あるいは「パート」として働いている。また、「無職・働き方を変えるつもりがない」人でも3割ほどなんらかの形で仕事をするようになっている。ただ、無職の女性が仕事に就くことは決して容易ではない。大半はパートである。

ただし、図表-7では、パネル10の時にパートで「労働時間を増やす」と答えた人が実際のどのくらい労働時間を増やしたのか不明である。このように答えた人のなかには、自営などになって労働時間を増やした人もいるだろう。しかし、JPSCでは、労働時間は被雇用者についてしか尋ねていない時期があり、サンプルサイズが大きく減少したため、分析は行わなかった。

そこで、かわりに妻の収入(給与収入)の分布の変化を見ることとした。分析対象はパネル10時点で夫が被雇用者で2001年の年収が1,230万円以下、妻は無職か被雇用パートである。実際には配偶者特別控除が適用されない年収141万円以上のサンプルも一定以上存在するが、経年変化を見るため、含めている。妻の収入は実

数で尋ねているが、税制および社会保険料の基準に合わせて6つのカテゴリーにまとめたものが図表-9である。2002年に「70万円未満」であった人は68.5%だったが、その値は徐々に減り2006年には56.9%であった。同様に注目されるのが「141万円以上」の割合である。2002年には6.2%であったが2006年には13.2%とほぼ倍増している。平均値でみても、31.5万円、37.4万円、39.1万円、45.3万円、50.2万円と徐々に増加していることがうかがえる（はずれ値除去後の値）。ただし、分布で見ても平均値で見ても、配偶者特別控除が一部廃止された2004年と2003年では大きな変化はなかった。

この節の結果を見ると、この5年間に妻の就業率は高くなり、一部パートから常勤に変わる女性も出てきたことがわかる。収入も増えてはいるが、2003年と2004年の間に顕著な変化あるとは言えず、女性の働き方の変化は税制改正の影響とは言いがたい。

5. まとめ

本稿では、近年の社会環境の変化は妻の就業を促す方向に働いているとの見方に立ち、有配偶女性の過去数年間の働き方の変化や家計の変化を分析した。

分析の結果、(1) 全体として妻の女性の就業率は着実に増加している。(2) 約半数の女性は少なくとも5年間は継続して働いている。一方、5年間無職のままであった女性も25%ほどいる。(3) ライフステージの進展につれて家計支出も増えているが、大きな変化はなく、家庭の収入に満足している妻は約4割で推移している。(4) 家庭の収入に満足している割合がもっとも高いのは無職で、満足している割合がもっとも低いのは被雇用パートであった。

また、この5年間で、大きな動きは配偶者特別控除の一部廃止であった。しかし、(5) 廃止の動きについて知っている人は半数に満たず、廃止後も2002年時点での働き方を変えるつもりがない人が大半であった。しかし、この5年間に、配偶者

控除廃止の影響を受けそうな女性の就業率が高くなり、一部パートから常勤に変わる女性も出てきた。妻の収入も増加傾向にある。ただし、2003年と2004年の間に顕著な変化が見られなかった。ラグを考慮しても、女性の働き方の変化が税制改正の影響を大きく受けているとは言いがたい。

また、重要な点は、パネル10での就労意向とパネル15の就労実態が異なっている人も一定数いることである。当初働くつもりはなかったが働くようになった人とそうでない人、働こう（働き方を変えよう）と思ってそれが叶った人と叶わない人がいるということだ。とくに、専業主婦についてみれば、働きたいと思っていた専業主婦で希望が実現した人は4割にすぎない。働きたいと願う人が働くことができるような社会の実現に向け、希望と実態の違いをもたらし要因についてさらに分析を進めることが今後の課題である。

注

- 1) これまで裁判においては、離婚原因を作った有責配偶者からの離婚請求は一切認めないという「有責主義」が採用されてきた。しかし、昭和62年の判決以降、夫婦関係が実質的に破綻していると認められる場合には、一定の条件付きではあるものの、有責配偶者からの離婚請求も認められるように（「破綻主義」）なりつつある。ただし、厚生労働省の「人口動態統計」によれば協議離婚、調停離婚、審判離婚、裁判離婚（裁判上の離婚）のうち、もっとも多いのは協議離婚である。
- 2) ただし、日本の母子世帯の母の就業率は、世界的に見てもすでに高い（藤原 2007）。
- 3) このような制度は、夫が被扶養者になっている家族でも同様に適用されるが、実際には妻が被扶養者の場合が多いため、以下では、妻が被扶養者〔（専業）主婦〕であるとして記述をすすめる。
- 4) 配偶者控除、配偶者特別控除の適用要件については、国税庁のタックスアンサーNo.1191を参照のこと。
- 5) ②の年金については、1986年の年金法改正により、妻の年収が一定以下（103万円）であれば、夫が妻の保険料をさらに負担しなくても、妻が老齢基礎年金を受給できる「第三号被保険者」の制度が導入された。健康保険、介護保険も同様に、妻の年収が一定以下（130万円）であれば、妻の保険料負担はない。③については「8割以上の民間企業が配偶者手当を支給しており、このうち6割の企業が配偶者の所得が一定額を超えると支給は停止される」（詳しくは、樋口（1995）など）。
- 6) 当時の中曽根首相は、主に専業主婦世帯を念頭に置き、「事業所得者は配偶者に青色事業専従者給与を支払う

ことで所得分与を行い負担の緩和を図れるのに対して、給与所得者にはそのような道がないことを勘案し、給与所得者と事業所得者の間の税負担の不均衡感に対応する見地から、配偶者特別控除を導入する」と説明したという (JANJAN 2005)。しかし、これに対しては、消費税導入をめぐる反対運動を抑えるための減税という別の狙いもあった (樋口 1995: 186)。

- 7) 103万円以下の給与収入であれば配偶者控除の対象になるのは、給与収入 (103万円) から給与所得控除 (最低65万円) を引くと、所得が38万円以下となり、配偶者控除の対象となるからである。ここからさらに基礎控除 (所得税は38万円) を引くと、配偶者の税金は0円となる。なお、住民税の場合は非課税限度額が35万円以下であるため、年収が100万円を超えると住民税がかかる。住民税の配偶者特別控除も最高33万円。
- 8) この変更の背景は、平成14年9月3日に出された税制調査会の答申からうかがえる (税制調査会 2004)。この答申では、平成15年度の税制改正における個人所得課税における諸控除の見直しについては、(イ) 税制としてはできる限り簡素化・集約化する方向を目指すこと、(ロ) ライフスタイルの多様化、少子・高齢化の進展といった構造変化に対し、税負担に歪みが生じないように、また、経済社会の中で行われる個々人の自由な選択に介入しないような中立的な税制とすること、(ハ) 課税ベースを拡大する方向で諸控除のあり方を見直す基本方針が示された。つまり、男女共同参画社会の形成を促し、かつ税収を増やす狙いがあったといえる。

文献

安部由起子・大竹文雄, 1995, 「税制・社会保障制度とバ

ートタイム労働者の労働供給行動」『季刊社会保障研究』31 (2) : 120-134.

エスピン＝アンデルセン, G., 2001, 『福祉国家の可能性——改革の戦略と理論的基礎』渡辺雅男・渡辺景子訳, 桜井書店.

坂田圭・C. R. McKenzie, 2006, 「配偶者特別控除の廃止は有配偶女性の労働供給を促進したか」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会, 129-151.

JANJAN, 2005, 「各種控除の廃止で、低所得者に大きな影響」2005/03/07 (<http://www.news.janjan.jp/living/0503/0503054299/1.php>).

税制調査会, 2002, 「あるべき税制」の実現に向けた議論の中間整理——総理指示5項目を中心に「対話集会」を踏まえて」(<http://www.cao.go.jp/zeicho/tosin/140903.html>).

永瀬伸子・村尾祐美子, 2005, 「社会保障や税制等は家族・家族形成に影響を与えるか」『季刊社会保障研究』41 (2) : 137-149.

樋口美雄, 1995, 「『専業主婦』保護政策の経済的帰結」八田達夫・八代尚宏編『「弱者」保護政策の経済分析』日本経済新聞社, 185-219.

藤原千沙, 2007, 「母子世帯の階層分化」『季刊家計経済研究』73: 10-20.

むらかみ・あかね 東京大学社会科学研究所 准教授・財団法人 家計経済研究所 客員研究員。主な論文に「住宅取得のタイミングと職業・家族の役割」(『理論と方法』43, 2008)。計量社会学・社会調査法専攻。
(murakami@iss.u-tokyo.ac.jp)

児童手当の拡充と子育て世帯の家計

田中 慶子

(財団法人 家計経済研究所 研究員)

1. はじめに

1990年代以降、「少子化」問題が議論されているが、その主たる原因として、子どもを産み・育てることに対する経済的な負担の重さがあげられる。妊娠から出産、保育、子どもの教育費など、子ども1人を育てることにかかる負担が重く、そのために子どもが欲しくても（希望の子ども数まで）子どもがもてない帰結として少子化となるというものである。子どもをもつことや子育ての経済的な負担感は、とりわけ出産・育児の「現役世代」に強く意識されている。『出生動向基本調査』においても、理想の子ども数をもてない理由（複数回答）として、「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」をあげる者が最も多く、全体の半数を超えている。とくに近年では25～39歳の若年層で増加しており、20代後半から30代前半では、8割近くと、ほかの理由を大きく引き離している（国立社会保障・人口問題研究所 2005）。また、若年雇用の悪化などにより、若い子育て世帯で所得格差が拡大している（大石 2005）。

わが国の子育て世帯に対する支援（「家族手当」）は、国際的にみても低水準であることが知られている。家族関係社会支出は、出生率の高い国では対GDP比で3%近くになるが（スウェーデン3.54%、フランス3.02%、イギリス2.93%、ドイツ2.01%）、わが国では0.75%（2003年、3兆6,849億円）と低く、現物給付、現金給付ともに主要国の中で最も低水準である（内閣府 2008）。子どもをもつことのコストの多くを社会が担う欧米諸国と

違い、わが国では、もっぱら子どもをもつ家族（加えて「企業」による家族手当の給付）によって負担される構造となっている。現状では、主として女性が就労を断念して育児に専念するか、「家事・育児と仕事」を両立するかという選択を迫られており、いずれの場合も家族が多大な「負担」を負っている。少子化問題の対策という点だけでなく、現役の子育て世帯の負担感を改善することが求められているだろう。

このような状況に対して、政策的に就業と結婚・出産・子育てという「二者択一の構造」を解消し、包括的な次世代育成支援の枠組みを構築することを目指した動きがみられる（内閣府 2008）。その主要な柱のひとつとして、「子育て支援」政策の充実が目指され、育児休業法の改正や児童手当の拡充など、子育て世帯や女性を支援する大きな改革が行われている。このような子育て支援策の変更によるマクロな影響（例えば出生率の回復など）だけでなく、ミクロでの影響、すなわち実際の子育て世帯の経済的な負担の解消にどの程度効果があったのかを検証することが必要である。

本稿では、一般的な子育て世帯への経済的支援策である、児童手当の制度変更に注目し、2006年の改正による手当の拡充によって、子育て世帯の家計に「潤い」をもたらしたのか、パネルデータの特性を生かして、制度変更が実際の家計に及ぼす影響を検討することを目的とする。

以下では、まず児童手当の概要と2006年の制度変更について概観する。次に「消費生活に関するパネル調査」（以下、JPSCと略す）を用いて、子

図表-1 児童手当の支給年齢・金額・所得制限の変遷（2000年度以降）

支給対象児童の範囲および 手当月額	小学 6 年生			第1子: 5千円 第2子: 5千円 第3子以降: 1万円	第1子: 5千円 第2子: 5千円 第3子以降: 1万円	第1子: 5千円 第2子: 5千円 第3子以降: 1万円
	小学 5 年生					
	小学 4 年生					
	小学 3 年生					
	小学 2 年生					
	小学 1 年生					
	5 歳	第1子: 5千円 第2子: 5千円 第3子以降: 1万円	第1子: 5千円 第2子: 5千円 第3子以降: 1万円	第1子: 5千円 第2子: 5千円 第3子以降: 1万円	第1子: 5千円 第2子: 5千円 第3子以降: 1万円	第1子: 5千円 第2子: 5千円 第3子以降: 1万円
	4 歳					
	3 歳					
	2 歳					
1 歳						
0 歳						
年次		00～03年度	04～05年度	06年度	07年度	
所得制限	児童手当 特例給付	596.3万円 780.0万円			780.0万円 860.0万円	

*所得制限の限度額は、扶養親族等3人の場合の年収
出典: 児童手当研究会監修（2007）より作成

まで「多子世帯向け施策」であったが、1992（平成4）年までの間に、「第1子」から「すべての子育て家庭向け施策」へと転換がなされた。ただし財政的な制約から、支給年齢が「3歳未満」に重点化されていた（河村2007）。しかし、少子化対策の重要性の高まりの中で、2000（平成12）年、2004（平成16）年、2006（平成18）年、2007（平成19）年と、この数年の

どもがいる核家族世帯の家計について、制度変更の前後の違いを比較する。

2. 児童手当制度の概要と近年の改正

児童手当制度は、児童手当法を根拠とし、児童養育家庭の生活の安定に寄与するとともに、児童の健全な育成及び資質の向上を図ることを目的としている。①「日本国内に住所を有する」という住所要件、②支給要件児童を監護し、一定の生計関係を有するという養育要件、③所得が一定額に満たないという所得要件、という3つの要件を満たす者に支給される。現行（2008年現在）では、支給対象は、第1子以降、0歳から小学校修了前（12歳に到達後初めての年度末まで）まで。手当額は、3歳未満の場合、出生順位にかかわらず月あたり1万円、3歳以上小学校修了前までは、第1子・第2子は月あたり5千円、第3子以降は1万円となっている。ただし、所得制限があり、扶養親族等および養育する児童の数に応じて、一定額以上の所得のあった者については支給されない。

児童手当法は1971（昭和46）年に制定され、創設以来、①支給対象児童の範囲、②対象年齢、③支給額等について数次にわたる改正が行われてきている。制度創設当初は、「第3子」以降とあく

間に度重なる改正が行われた。各年次の変更については、図表-1に整理したので参照されたい。ここでは、本稿の対象とする2006（平成18）年の改正の詳細について確認する。

2006（平成18）年改正では、支給対象年齢の拡大と所得制限限度額の緩和という2つの大きな改革が行われた。まず前者については、2004（平成16）年改正によって小学校3年修了前までとなっていた支給対象が、小学校修了前（小学校6年）まで延長された。また、所得制限限度額も緩和され、扶養親族等3人の世帯を基準として比較すると、児童手当（自営業者などの国民年金加入世帯）の所得制限の限度額が、収入ベースで596.3万円から780.0万円に、特例給付（サラリーマンなどの厚生年金加入世帯）では、780.0万円から860.0万円にそれぞれ拡大された。また国庫負担割合の見直しも行われている。この改正によって、支給児童数は、2005年の9,604千人から13,073千人と約1.4倍になった。

制度改正によって「恩恵」を受けたのは、支給対象拡大により小学校高学年（4年生は支給継続、5、6年生の子どもがいる世帯では支給が「復活」して）の子どもがいる世帯と、サラリーマン世帯の収入ベースで年収780万円～860万円という、家計に比較的ゆとりがあると思われる世帯である。子ども1人当たり年間6万円（5千円×

12カ月)、3人以上子どもがいる場合は、第3子以降で1人当たり12万円(1万円×12カ月)のいわば「ボーナス」が支給されたことになる。

3. 児童手当制度の諸問題

以上のように、児童手当制度は、創設当初の救済的な性格から普遍的な給付へ、経済的に困難な世帯を対象とする給付から、子どもがいる世帯全般へと拡充されてきた。わが国の児童手当制度の特徴として、受給要件・給付が全国単一であること、費用負担に事業主からの拠出金制度があること、ほかの公的給付と併給されること、所得制限があること、支給対象を低年齢に限定していること(諸外国では、16歳～20歳までの給付が多い)などがあげられる(尾澤 2005)。とりわけ、給付水準の設定の問題が議論となっている。先述のように現在は1カ月あたり1人5千円(第3子以降であれば1万円)給付される。しかし、この給付額では、少子化対策としての効果も、子育て世帯の経済的支援策としても不十分であり(河村 2007)、制度自体の位置づけも、家庭の所得保障のためなのか、子どもの健全育成のためなのか、次世代労働力としての児童の資質向上のためなのか、不明確である(島崎 2005)。

これまでの給付額では経済的負担の軽減効果は乏しいことから、さらなる支給額引き上げの提案がなされてきた。竹沢(2006)は、制度発足当時、児童手当は「児童養育費の2分の1」とする基準があったが、近年の児童手当拡充論議においてほとんど注目されていないとし、児童手当によって世帯の経済的負担の半分を支給するという前提にたち支給額算定の基準となる「子どもコスト」を試算している。それによると、児童手当が当初の理念としていた、社会保障給付で負担すべき金額は、0歳児で月額1万円程度、1～5歳児は2万円台半ば、6～11歳児で3万円台前半になるという。これをひとつの基準として考えれば現行制度への拡充でも十分であるとはいえない。今後も金額の拡充が望まれるが、財源が厳しい今日、今回の給付額の拡充が家計にどの程度「潤い」とな

るインパクトがあったのか。今回の制度変更それ自体の影響を確かめることは、今後の給付水準および対象を考える上で重要であろう。制度変更によって給付が増額された世帯ではどのような影響があったのか。1年間で約6万円の給付増額は、家計全体にとって、また子どもの費用の補完という点から、「恩恵」となっていたのか、家計にとってのインパクトを実証的に確認することが必要であろう。

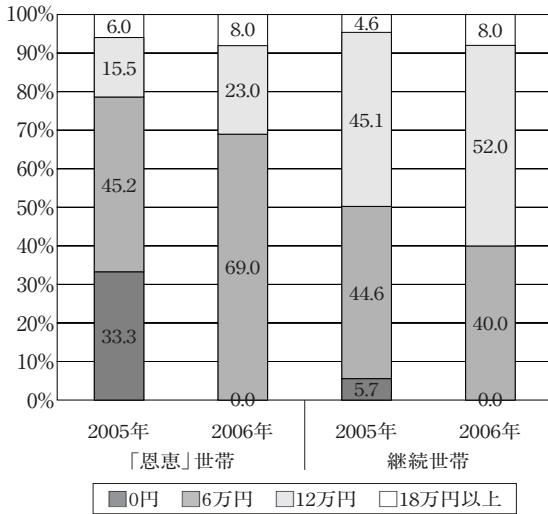
4. データ

JPSCのパネル13～15を用いる。分析対象は、該当期間中、有配偶・有子で、核家族世帯であり¹⁾、2006年(パネル14)時点で小学校6年生までの子どもがいる者とする。JPSCでは、児童手当の受給については、小学6年生までの子どもがいる人を対象に、「児童手当給付は受けていますか」と尋ね、「受けている」「受けていない」「知らない」という選択肢から1つを選ぶ方式になっている。想定上は、当年の10月時点での受給の有無(10月は支給月にあたる)によって回答すると考えられる。いっぽう受給額については、翌年に「昨年1年間の年収」のうち、「社会保障給付」として把握される。ただし、「社会保障給付」は、児童手当以外に何らかの社会保障給付を受けている場合もある(調査票には、「児童手当、失業給付、年金など」と例示している)。そこで、本稿では、回答者から得た給付額だけでなく、子ども人数および給付の該当者の人数から、児童手当の支給額を算出した²⁾。

該当期間中の子ども人数が同じであり、児童手当の受給についての回答がある(すなわち「知らない」および無回答を含む場合は除外とした)世帯に限定して分析を行う。

サンプル数は349世帯である。父親の平均年齢は37.2歳、母親は35.3歳、子ども数は1人が24.4%、2人が57.1%、3人が15.1%、4人以上が3.5%である。また世帯年収の平均は、2005年が634.7万円、2006年は658.2万円となっている。

図表-2 2006年改正前後の児童手当額の変化



5. 結果

(1) JPSCにみる児童手当改正による変化

(2005～2006年)

最初に児童手当の受給率を確認しよう。JPSCの子育て核家族世帯全体では、2005年の77.6%から、84.0%と制度変更によって受給率が6.4ポイント増加した。2時点での受給状況を見ると、継続して受給している世帯が76.6%、前年の非受給から2006年は受給となった世帯が、7.4%となっている。

次に、社会保障給付額の変化についてみてみよう³⁾。児童手当を受給していると回答している場合でも、翌年尋ねる該当年の社会保障給付額を0円と回答する者が全体の4分の1程度（2005年：29.1%、2006年：25.6%）いるため、ここでは0円を除いて集計した。2005年は1世帯あたり平均11.3万円、2006年は12.6万円と、年間平均1.3万円、社会保障給付額が増えている。

今回の改正により「恩恵」があった（小学校高学年の子どもがいる、所得制限限度額緩和によって給付対象となった、その両方が該当する。以下「恩恵」あり世帯とする）世帯は、27.9%、前年同様の給付が継続している世帯（以下、給付継続世帯とする）は56.1%、非受給世帯は16.0%である。

以下では、この3つのグループを比較していく。

「恩恵」あり世帯で、2005～2006年間の受給額（計算値）をくらべると、ひと月当たり平均2.5万円増額となっている。子どもの人数別に平均受給額を求めると、子ども1人の世帯では、6万円、2人では平均22,641円、3人以上では23,076円と、いずれも増額となり、給付額の拡充を確認できる。

2006年時に児童手当を受給している世帯に限定し、2005～2006年の支給額の割合を図表-2に示した。「恩恵」ありの世帯の約3割は、年間6万円の給付を受けるようになり、継続世帯においても、前年より高額な層に分布が移動している。

以上のように、制度変更による支援対象の拡大と支給額の拡充はJPSCからも確認され、社会保障給付額でみると、1世帯あたり、年間平均1.3万円、児童手当の給付額（計算値）からみると、2.5万円受給額が増えている⁴⁾。

(2) 家計への影響

では、制度変更によって、家計、特に子どもに関する費用はどのような影響があったのであろうか。結果は図表-3にまとめて示す。子どもに関する費用について、JPSCでは9月の支出の内訳のひとつとして「子どものため」という項目がある。ここでは、子どもに関する費用を個別に算出するのではなく、回答者が主観的に判断する費用を子どもに関する費用とみなす。0円を除いてグループごとに平均を求めたところ、「恩恵」あり世帯では1,900円、給付継続世帯では2,800円支出が増えているが、非受給世帯ではわずかながら減っている。非受給世帯の支出額は他2つのグループに比べ高くなっている。ただし、世帯全体の支出に占める「子どものため」の支出割合は、いずれも16%前後でほぼ同じである。同様に貯蓄についても、JPSCでは9月の貯蓄の内訳のひとつとして「子どものため」という項目を用意している。「子どものため」の貯蓄は、0円の世帯が2005年は91.0%、2006年でも91.9%と圧倒的に多い。貯蓄があった世帯について、その金額をみると「恩恵あり」世帯、給付継続世帯で、わず

図表-3 2006年制度変更前後の家計と「子どものため」費用

	「子どものため」の支出		「子どものため」の支出/世帯支出		「子どものため」の貯蓄	
	2005年	2006年 (千円)	2005年	2006年 (%)	2005年	2006年 (千円)
恩恵あり世帯	35.6	37.5	16.3	16.1	9.3	10.0
給付継続世帯	29.8	32.6	14.7	15.7	10.9	14.4
非受給世帯	50.6	49.0	18.2	16.4	10.7	9.7
計	35.0	36.6	15.8	15.9	10.3	13.4

	「子どものため」の支出/児童手当(計算値)		児童手当/世帯年収	
	2005年	2006年 (%)	2005年	2006年 (%)
恩恵あり世帯	46.5	46.8	1.76	1.61
給付継続世帯	34.4	34.4	1.91	2.07
非受給世帯	56.8	63.2	0.93	0.91
計	40.7	42.5	1.73	1.76

かではあるが前年に比べ貯蓄額が増加している。「恩恵あり」世帯でプラス700円、給付継続世帯では、プラス3,500円であり、「恩恵」があった世帯で、2006年の児童手当の増額が「ボーナス」として家計に潤いを与えたり貯蓄にまわす余裕を与えたとは言い難い。

いっぽう、児童手当の給付水準についてみると、「子どものため」の支出のうち、全体で約4割をカバーしている。当初、制度が期待した「2分の1」の支給という水準に近いグループもある。しかし、「家族全体」の支出に含まれていると思われる食費や住居費などの基礎生活費も計上すれば、給付水準が十分であるとは言えず、子どもに関する費用の支出の増加に対して給付が追いついていないと思われる。世帯年収に占める児童手当の受給額の比率をみても、全体で1.73%から1.76%とほぼ変化はない。児童手当の増額に伴う変化は家計に大きなインパクトとして実感されにくかったのではないだろうか。

6. まとめ

本稿では、児童手当制度の2006年改正によって、受給対象の子どもがいる核家族世帯の家計にどのようなインパクトがあったのか確認した。JPSCでも、社会保障給付の受給額が増加していた。制度変更による「恩恵」があった世帯では(小学校高学年の子どもがいる、所得制限枠の拡大による新たな受給世帯)、子ども1人の場合

6万円、子ども2人以上の場合でも平均2万円程度の「ボーナス」給付となった。しかし、「子どものため」の支出や貯蓄額では、制度変更前後であまり変化がみられないことから、増額分は世帯全体の生活費などに分散して吸収されていると考えられる。児童手当は、個々の「子どものために」使われているというよりも、世帯全体で使われており、子どもの養育家庭の生活安定(所得保障)機能が中心となっていると予想される。また、JPSCでは子どもにかかるコストを、「子どものため」の支出や貯蓄という、回答者の主観に依拠した金額として捉えた。その場合でも、児童手当による補完は4割程度であり、当初制度が想定した2分の1、そしておそらく「家族共通の支出」に含まれている子どもの食費など、基礎生活費もあわせて考えると、拡充した給付水準でも十分であるとは言いがたい。しかし給付水準を上げることを簡単には期待できない昨今、現金給付だけではなく、サービスの給付や他の政策(例えば税控除など)とあわせて、子育て世帯のニーズを反映し、効率的に負担感の軽減につながるような施策が行われることが望まれる。

注

- 1) 核家族世帯に限定するのは、児童手当の所得制限を考える上で、他の扶養親族がいる場合は条件が複雑になるからである。
- 2) もちろん、この場合もあくまでも標準的な支給を想定した値であり、実際の受給額とは異なる可能性がある(たとえば、養育者が別世帯にいる場合や、障がいな

- どによる加算があるなど) ことにも注意が必要である。
- 3) ほかの社会保障費の給付を考慮して、平均 + (標準偏差 × 3) 以上の場合は、はずれ値として、分析から除外した。
- 4) 社会保障給付額の平均と、給付額 (計算値) の差が大きい理由として、次のようなことが考えられる。(1) 世帯表の申告によって判断しているため、子どものきょうだい内地位を必ずしも正確には特定できないこと。(2) 児童手当が「社会保障給付」として認識されていないケースが一定数存在していることから、回答者が収入とみなさず、他の給付と混同されているなど、過少に回答されている可能性。(3) 児童手当は、1～5月分は前前年の所得、6～12月分は前年所得を基準とするが、JPSCでは年収でしか指定できない。そのため、所得制限のボーダーにある世帯の受給の可否が計算値と異なり、差を大きくしている可能性である。

文献

- 大石亜希子, 2005, 「子どものいる世帯の経済状況」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, 29-52.
- 大塩まゆみ, 1996, 『家族手当の研究——児童手当から家族政策を展望する』法律文化社.
- 尾澤恵, 2005, 「家族形態の変容と子どもを持つ家族への

所得保障——児童手当・扶養控除の対象の考察」『季刊社会保障研究』41 (2) : 122-136.

河村のり子, 2007, 「法令解説 児童手当の引き上げと少子化の現状・今後の方向性——児童手当法の一部を改正する法律」『時の法令』1793: 32-43.

国立社会保障・人口問題研究所, 2005, 「第13回 出生動向基本調査」.

児童手当制度研究会監修, 2007, 『児童手当法の解説 (4訂)』中央法規出版.

島崎謙治, 2005, 「児童手当および児童扶養手当の理念・沿革・課題」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, 85-117.

竹沢純子, 2006, 「児童手当支給額に関する考察」『季刊社会保障研究』42 (3) : 279-287.

内閣府, 2008, 『平成20年版 少子化社会白書』.

たなか・けいこ 財団法人 家計経済研究所 研究員。
主な論文に「家族領域での時間と妻の関係満足度」(『季刊家計経済研究』76, 2007)。家族社会学専攻。
(tanaka@kakeiken.or.jp)

所得流動性の再検証

坂口 尚文

(財団法人 家計経済研究所 研究員)

1. はじめに

所得格差を議論する際にパネルデータを用いることのアドバンテージは、格差の固定化を検証できることにある。同一個人、世帯の所得を異時点間にわたり追跡することで、観測される対象者の所得格差が一時的な現象であるのか、それとも長期にわたる現象なのかを検証することができる。格差の固定化は、その表裏一体の概念でもある所得の流動性についても表している。すなわち、格差が固定化していないならば、所得階層を移動する傾向が強いため、所得の流動性が高い社会ということになる。格差の非固定化や所得の流動性の高さは、所得格差を論じる際には一般的に望ましい状態であると捉えられている。個人がある年に低所得に位置していたとしても、次の年には所得が上昇する期待が高ければ、その低所得状態が一時的なものである可能性が高いと考えられるからである。

パネルデータを用いて所得の固定化を示す方法の一つとして、所得をいくつかの階層に分けて、当期にある階層に属する対象が、次の期にどの階層にどの程度移動するかを計測するものがある。直截的で分かりやすい手法であるため、「消費生活に関するパネル調査」(以下、JPSC)でも、この方法を用いた測定がなされてきた(樋口ほか 2003; 太田・坂口 2004; 浜田 2007; 太田・坂口 2007)¹⁾。

しかし、一方で所得の流動性が高い社会は、所得変動が大きい社会であるという事実も忘れては

ならない。個々人の所得額の水準が頻繁に入れ替わっているということは、それだけ所得が変動する人が多いことを示しているからである。所得の流動性が高い状態では、所得順位の相対的な位置が上がった人がいれば、同等に所得の順位が下がった人もいなければならない。さらに、経済全体の所得総額が大きく変化していない社会での流動性の高さは、順位だけでなく、所得額自体の変動の大きさも意味している。全体のパイが一定であれば、誰かの所得上昇は、ほかの誰かの所得下落を意味しているからである。所得の流動性の高さは、将来の見通しがつかないなど所得格差とはまた違った観点から問題である。

おそらく流動性が高い社会を是とする発想の一部には、失業による所得逸失の議論や貧困状態に長期に滞留する層の問題が念頭にありと考えられる。ただ、失職からの速やかな所得の回復、貧困状態から抜けやすいかどうかは、それぞれ失業問題、貧困問題といった固有の問題であり、社会全体の所得格差や流動性の議論と同等に論じられるものではない。貧困や失業による所得の低下は、所得分布の位置的にも発生頻度的にも局所的な事象であり、それゆえ対象の異質性を考慮すべき問題でもある。労働者全体の所得の動きを表す指標を用いて論じることはミスリーディングな帰結をもたらしかねない。

さて、従来行われてきた流動性の議論を振り返ると、所得の流動性が上昇している、あるいは下降していると、その用語が安易に使われすぎてきたのではないかという疑念がわく。日本が経済の

低成長時代に入った近年、数年の単位で所得流動性が変化しているのだろうか。実際、JPSCを使って計測してきた筆者自身の立場から言えば、流動性を示す指標自体に問題があるのではないかと感じている。そこで本稿ではこれまで行われてきた所得流動性についての分析を再検証し、それに代わる手法を用いて流動性を測定し直すことを目的とする。

本稿の構成は以下のとおりである。続く第2節では、これまで行われてきた流動性の計測の問題点を指摘する。第3節では従来のモデルの代替候補として今回使用する、隠れマルコフモデルと呼ばれるモデルの解説を行う。以降、第4節では使用するデータの解説を、第5節では推計結果のその解釈を、第6節では本稿のまとめと課題について述べる。

2. 分位による計測の問題点

従来の分位を用いた所得流動性の主な問題は、所得階層間の移動と実際の所得額の変化が密接にリンクしているかということである。端的に言えば、階層の分け方が適切なものであるかということになる。所得の分布はほぼ連続的なものである。所得階層に分けるということは、それを一定の値で切断していくわけであるから、境界値の前後の所得の値は、階層が異なるとはいえ、ほとんど違いがないことになる。それゆえ境界値前後に所得が位置している対象にとっては、ほとんど所得が変化しなくても階層間の移動が起きやすいことになる。5分位の階層で考えれば、最高所得と最低所得の境界値はそれぞれ上下80%点である。仮に所得分布が正規分布に従うとすれば、平均から2倍の標準偏差内の値であるから、最高（最低）所得階層の境界値の近辺でも一定の人数が凝集していることになる。階層の移動は、わずかな所得変動によってもカウントされる可能性がある。この動きは所得の流動性がイメージしているものとは異なるといえよう。

また、所得は連続的な分布であるといったもの

の、実際の調査ではある一定の値に固まって観測されることがある。JPSCでは前年の所得がいくらであるか、そのまま値を万円単位で記入することになっている。その際、値を正確に把握している人は少ないから、所得を丸めて（おそらく切り上げて）書く傾向があるだろう。実際、JPSCのデータでは50万円や100万円といった区切りのよい値に所得が集中している。丸めた結果、実際の所得増加よりも大きく所得を計上してしまう可能性がある。ただ、このこと自体は測定上の問題である。従来の分位を用いた計測法が問題となるのは、このような区切りのよい値が階層の境界値の近辺にある場合である。往々にして階層の境界値に位置する所得（例えば上から20番目の値など）はこの値になることがある。もちろん同一の所得のものは全員、同じ階層に入れなければならないから、境界値の順位がこの集中している所得の値になる場合、この所得前後の値の情報も用いて適切な境界値を再度設定し直すことになる²⁾。このとき、ほんの少しの順序の変動が起これただけでも、次の年はこの所得グループが別の所得階層に位置している可能性がある。1年程度の推移をみると、ある一定の所得を持つ集団は、常識的には同じ所得階層と考えるべきである。本来ならば所得分布の密度の情報も用いて所得階層を設定すべきであるのに、順序だけから所得階層を設定するためこのようなことが起きるといえる。

なお、絶対的な所得額、あるいは平均値や中央値の何%といった基準で所得階層を区切る方法もある。これらの区切りを用いた場合でも、分位を同じ割合で分ける相対的な方法と同様の問題に直面する。こちらの場合はほとんど所得変化がない場合でも、その区切りを1円でも超えれば階層移動があったとみなされるためである。さらに、これらの方法にはもう一つの問題がある。それは移動率が前年の階層移動の影響を大きく受けることである。その範囲に残留した割合が小さければ、次の年の値がばらつくことが予想される。所得階層の分母が小さくなるためであり、その分、一人の対象の動きを大きく評価してしまう。逆に、残留した割合が大きかった場合は、移動を過小に評

図表-1 マルコフモデルによる推移確率行列

		前期の所得分位				
		第I分位	第II分位	第III分位	第IV分位	第V分位
当期の所得分位	第I分位	0.790 (0.016)	0.162 (0.015)	0.033 (0.007)	0.011 (0.004)	0.004 (0.002)
	第II分位	0.169 (0.014)	0.600 (0.019)	0.190 (0.016)	0.031 (0.007)	0.011 (0.004)
	第III分位	0.031 (0.007)	0.192 (0.016)	0.569 (0.020)	0.183 (0.015)	0.028 (0.006)
	第IV分位	0.005 (0.003)	0.033 (0.006)	0.186 (0.015)	0.631 (0.018)	0.134 (0.013)
	第V分位	0.006 (0.003)	0.013 (0.004)	0.022 (0.006)	0.143 (0.013)	0.822 (0.014)

数値は事後平均、()内は事後標準偏差

価することになる。階層に属する人数を同一にするという制約をはずしたために、今期の移動率は前期の移動率の条件付きの確率となっている。パネルデータは、総じてクロスセクションデータに比べればサンプルの規模が小さい。分布の端に位置するような、全体の数%しかいない高低の所得層のサブグループを作るとこの傾向はさらに強まる。

以上をまとめると、これまでの推計で問題であった点は次の2点である。観測された所得がいずれかの所得階級に属しているとして確定的に扱わないといけないこと。所得分布の形状に応じた適切な階級分けが行われていないことである。これらの問題を解消する手法として隠れマルコフモデルの適用が考えられる。次節ではその隠れマルコフモデルについて簡単な説明を行う。

3. 隠れマルコフモデル

前節で示した分位による所得の移動は、典型的な状態遷移モデルである。各所得階層の集まりを状態空間として、その状態間での行き来の割合を図表-1で示されるような遷移確率行列で示している(図表-1の値については後述)。それぞれの所得階層に移動する確率は当期に位置している階層に依存しており、このようなモデルはマルコフモ

デルとよばれる。マルコフモデルにおいては、観測された値(=所得)は必ずどれかの状態(=所得階級)に属さなければならない。行き先が決まらなければ遷移確率が計算できないからである。

ただ、所得のように連続的な分布を描くものに対して、すべての所得をいずれかの階層に振り分けなければならないという制約は強すぎるものである。ほとんど差異のない値を全く別の階級として扱わなければならないケースが生じるからである。このような、どちらの所得階層にも属しうような値は半々に属するとして処理すればよいという考えが浮かぶ。つまり各階層に属する確率を2分の1として扱うわけである。個々の観測値がどの状態に属するかを確率的に評価するモデルが状態遷移モデルの一つとして構築されている。それは隠れマルコフモデルとよばれるモデルである。

この隠れマルコフモデルは経済学分野ではマルコフスイッチングモデルとも呼ばれ、景気の良し悪しを評価するなど、状態遷移モデルになじみやすいファイナンス分野では積極的に取り入れられている(例えば、大鋸 2005; 里吉 2005)。また経済成長のモデルの検証についても取り入れられており、初期状態において所得水準が異なる国が、長期的には均衡所得水準に収束するかといった仮説検証にも用いられている(中妻 2005)。

以下に、今回使用する隠れマルコフモデルの説

明とその遷移確率を推計する式の提示を行う。ただし、隠れマルコフモデルは若干、複雑なモデルであるため、ここではモデルの概要のみの簡単な解説にとどめる³⁾。隠れマルコフモデルは(有限)混合分布モデルを用いて構築されることが多い。今回の分析もその混合分布を用いて行っているため、まずはその混合分布について説明しよう。 f をパラメータ θ を持つ連続な密度関数とすれば、その凸結合、すなわち

$$h(x) = \sum_k f(x, \theta_k) w_k, \quad w_k \geq 0, \sum w_k = 1 \quad (1)$$

も新しい密度を定める。 $h(x)$ のことを混合密度と呼ぶ(例えば、Feller 1966を参照)。この性質を用いて、逆に既知の分布、例えば正規分布から観測された分布を近似していくモデルを混合分布モデルとよぶ。実際の世界で観測される多くの事象は、その経験分布が複数の峰を持つ分布や外れ値を多く含んだ分布であることが多い。そのような関数形を特定できない分布であっても、正規分布のような既知の分布を適切な数だけ結合することで、理論上、近似できることを意味している。

所得の例に戻して説明を続けよう。全体の所得密度 $h(x)$ が2つの正規分布の混合で表され、それぞれの正規分布を平均値の高い順番に f_1 、 f_2 とする。おおまかなイメージとしては、全体の所得分布の右側(高所得部)が f_1 によって、左側(低所得部)が f_2 によって表され、それらを重ね合わせていると考えればよいだろう。正規分布のようなオープンエンドの分布を組み合わせた場合、分布同士は必ず重なりを持つことになる。今ある所得 x_i が観測され、その値が f_1 の平均値よりもさらに高い所得であれば、1に近い確率で f_1 から生成されたと考えられる。逆に f_2 の平均値よりもさらに小さい値であれば、1に近い確率で f_2 から生成されたと考えられる。このとき問題となるのは、それぞれの平均値の中間的な所得である。その場合、例えば f_1 から0.6の確率で、 f_2 から0.4の確率で生成されたというように確定的ではないあいまいな評価がされることになる。この2つの正規分布

はまさに2つの所得階層と考えることができる。

さて所得 x_i が f_1 から0.6の確率で生成されるということは、主体を所得 x_i から混合する正規分布 f_1 の方に変えると、 f_1 が所得 x_i を含んでいる確率が0.6と解釈できる。同様に別の所得 x'_i についても f_1 が含んでいる確率が0.3、 f_2 が含んでいる確率が0.7といったようにその所得額に応じて評価することができる。このようにすべての対象者の所得について f_1 に含まれる確率を評価して、その値を足し合わせれば f_1 に含まれる期待人数が得られる。期待人数を全体の対象数で割れば上式の w_k となる。この w_k は総和が1であることから、(1)式より所得分布 $h(x)$ を構成する加重値(ウェイト)と考えることができる。全体の所得分布 $h(x)$ が右(高所得)の方に歪んでいれば、平均値の高い分布である f_1 の加重が大きくなり、左に歪んでいれば平均値の低い f_2 の加重が大きくなる。なお今までの説明では、所得 x_i が各分布に含まれる確率や、それぞれの分布の平均値や加重値 w_k について既知のように扱ったが、実際はこれらの値は最尤法などを用いてデータから最もフィットする値を推計することになる。

このように混合分布モデルを用いることで、ある対象の所得が属する所得階層を確率的に示すことができる。また所得分布の形状に応じて、所得階層を適切にグループ分けすることもできる。ただし、われわれの最終的な関心は、この所得階層間でどのような移動が起こっているかということにあった。このとき、所得階層の状態遷移を示す遷移確率は、各分布の加重の動きについて観察すればよいことになる。遷移確率とはある所得階級に属したものが、次の期にどこの所得階級へどのくらいの割合で移動したかを示したものにほかならない。上で述べたように加重値 w_k はそれぞれ各所得分布における期待人数の構成比であった。加重値の変化は各所得分布の期待人数の大きさの変化を示していることになる。確定値の動きを計測していたマルコフモデルに対し、期待値の遷移確率を計測するモデルが隠れマルコフモデルである。

さて、今回の推計にあたっては所得の経験分布

を正規分布の混合から近似するモデルを設定する。今、関心がある値は遷移確率行列（ π ）、混合分布のパラメータ（ θ ）、混合の加重値 w である。混合する正規分布がそれぞれの所得階層を示すことになり、そのパラメータである平均と分散がそれぞれ各所得階層の位置と大きさを示すことになる。加重値はそれぞれの階層に属する対象の割合を示す。パラメータの推計には、最終的に次の同時分布（尤度）

$$p(D|\theta, Z) = \prod_{i=1}^N \left\{ w_{z_{i1},1} f_{z_{i1}}(x_{i1}|\theta_{z_{i1}}) \prod_{t=2}^T \pi_{z_{it},z_{it-1}} f_{z_{it}}(x_{it}|\theta_{z_{it}}) \right\} \\ = \left\{ \prod_{i=1}^N w_{z_{i1},1} \prod_{t=2}^T \pi_{z_{it},z_{it-1}} \right\} \prod_{t=1}^T \prod_{i=1}^N f_{z_{it}}(x_{it}|\theta_{z_{it}}) \quad (2)$$

を最大化させるものを選び出す。 x は所得を示し、左辺の D は観測された x の集合である。パネルデータであるため個人 i と時間 t に対してそれぞれ添え字づけを行っている。 z_{it} は所得 x_{it} がどの所得分布から発生したかを示す潜在変数である。

なお、今回の推計では最尤法ではなく、ベイズ的なアプローチをとっている。各パラメータについて事前分布を設定し、MCMC法を用いてその事後分布を最大化するパラメータの値を推定した。パラメータ θ の事前分布には、初年度の平均⁴⁾ μ_1 については正規分布 $N(\mu_0, 10^{-5})$ 、2期以降は $\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$ 、 $\varepsilon_t \sim N(0, 10^{-5})$ 、各分散 σ^2 についてはその逆数がガンマ分布 $Ga(0.001, 0.001)$ に従うものと仮定している。パネルデータによる推計の場合は各パラメータの分布の情報をクロスセクションデータの情報から導出することもできるが、ここでは上記のように無情報事前分布に従わせている。また遷移確率行列 π の各列の値についてはディリクレ分布 $DM(1/M, \dots, 1/M)$ に従わせている。2,000回の乱数発生後、2万回の試行結果を保存し、分析に用いた。

4. 使用するデータ

分析の対象とするのは男性の雇用所得、税引き前の年収である。その中で第1回調査から第15回

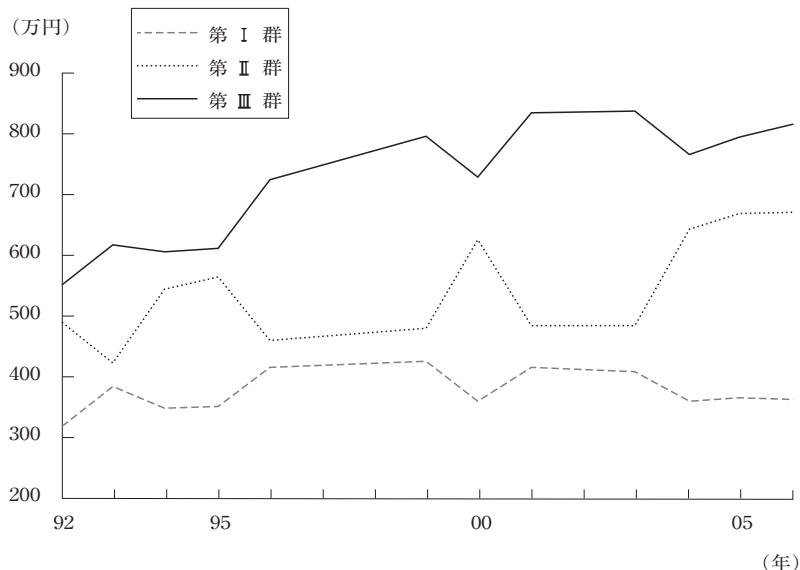
調査までの15回分、夫の雇用所得の情報が得られるデータ、242件を使用した。また0円のデータも除外している。JPSCの調査期間は1993年から2007年のデータであるが、年間所得については前年の値を尋ねているため、1992年から2006年までの値となる。なお、年間所得であるため、雇用所得の変動のうち大部を占めるボーナスの値は捕捉できる。

対象の年齢は、JPSCの初回からの回答者（1959～1969年生まれのコーホートAと呼ばれる対象）の夫のものであるから、ほぼコーホートAに対応する年齢となる。調査開始時点の平均年齢が32.7歳であり、構成比は20代の割合が全体の23%、30～34歳の割合が46%、35～39歳の割合が24%、40歳以上が7%となっている。学歴構成は、中卒（高校中退を含む）が6%、高卒が42%、専門・専修学校卒が8%、短大・高専が2%、大学・大学院卒が42%となっている。

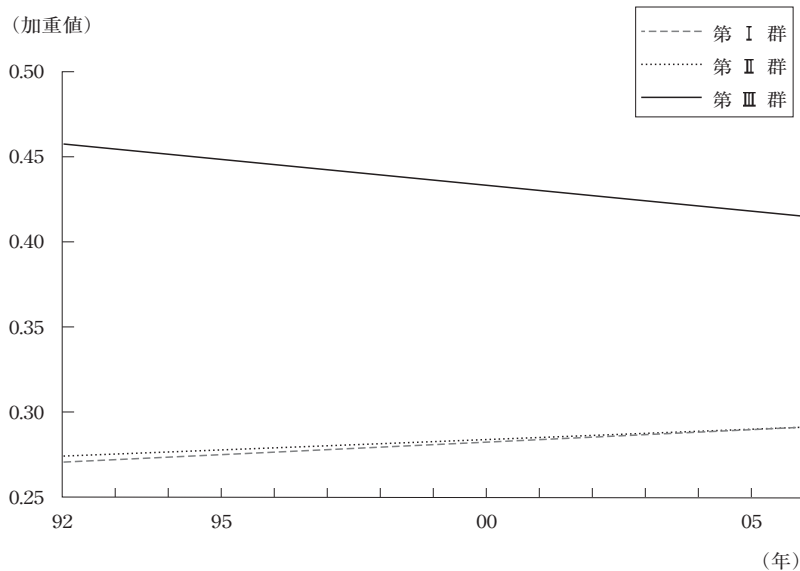
今回のデータに関して、次の3点から男性雇用所得の代表性を有しているかについて、若干の留保がある。1点目は15年間という長期にわたる回答だけを対象にしたため、パネル調査特有のバイアスが少なからずかかっていることである。回答者が調査から脱落すること起因する問題である。坂本（2006）によれば、有配偶世帯については、夫年収が高い世帯で脱落の傾向が高いことが指摘されている。

2点目と3点目はJPSC特有の問題である。JPSCは女性を対象とした調査である。そのため、有配偶男性の値しか得ることができない。通常、有配偶の男性は単身の男性よりも、所得が多くかつ安定した職についている割合が総じて高いと考えられる。またJPSCでは調査に無職と回答した者の割合がかなり低い。今回分析に用いる242件の対象を15年の延べで見た場合、無職と回答しているケースは全体の0.5%程度である。調査開始からの数年間は無職と回答したケースはほとんどなく、近年になり毎年、1、2件の頻度で無職の回答が発生している。ただ、回答に無職と答えた状態は9月末時点のみのものであるため、ほかの月に無職であったケースがほかにも含まれている可能性

図表-2 所得階級の平均所得(名目値)の推移



図表-3 所得階級の加重値の推移



はある。今回の分析では年間所得を用いているため、9月以外のはかの月に無職の状態を経験した場合も、その間の所得の落ち込みは捕捉できていることになる。

なお、先行研究とのデータの上での比較、また後に推計する隠れマルコフモデルの値との比較をする上での参考値として、これらのデータを用い

て従来のマルコフモデルによる遷移確率を推計したのが図表-1である。所得の低いほうから第I分位→第V分位となっている。マルコフモデルは各年でぶれが大きいので、当てはめた年次の推移確率が15カ年の動きに、最もフィットするような値を提示している。各所得階層に属する割合は等分とその事前分布がわかっていることから、ベイズ的アプローチによるMCMC法を用いて推定した。図表-1の値を先行研究と比較すると、所得の低い第I分位に留まる確率に関して、自営業者を含めた樋口ほか(2003)の値は60%から70%台である。雇用者より所得の変動が高いと考えられる自営業を含めていないことから、やはり図表-1の結果は高くなっている。本稿と同じく夫の雇用所得者を対象にした浜田(2007)太田・坂口(2007)では、第I分位に留まる値が70~80%で推移している。これらの値は同等か図表-1の方が若干高い値となっている。

これらの先行研究では、対象者の年齢が上がるにつれて同一階層に留まる率が高くなる加齢効果を指摘している。図表-1の値がやや高く出ているのは、調査の回数がさらに重なったことにより、その加齢効果がより強く出ているものと考えられる。

なお、今回扱う混合分布の推計は外れ値の影響

図表-4 隠れマルコフモデルによる推移確率行列

		前期の階級		
		第 I 群	第 II 群	第 III 群
当期の階級	第 I 群	π_{11}	π_{12}	π_{13}
		0.978 (0.008)	0.022 (0.008)	0.003 (0.002)
		π_{21}	π_{22}	π_{23}
	第 II 群	0.021 (0.008)	0.967 (0.009)	0.012 (0.005)
		π_{31}	π_{32}	π_{33}
	第 III 群	0.001 (0.001)	0.011 (0.006)	0.985 (0.005)

数値は事後平均値、()内は事後標準偏差

図表-5 所得階級間移動の非対称性

	$\pi_{21} < \pi_{12}$	$\pi_{32} < \pi_{23}$	$\pi_{31} < \pi_{13}$
事後確率	0.53	0.51	0.93

を受けやすいため、外れ値に対しては一定の処理を施している⁵⁾。また、実際の推計は対数値を使って行った。

5. 推計結果

全体の所得分布が3つの所得分布から混合されたと仮定して推計を行った。分布数を3つに設定したのは、平均値のぶれなど、推計結果が最も安定していた事後的な要因による。これらの分布を、平均所得の低い順番に第I群、第II群、第III群と名づけて以後使用する。まず、それぞれの所得分布の事後平均値（名目値）を示したものが図表-2である。調査期間中、所得の低い第I群は300万～400万円の間を推移している。第II群の平均値はぶれが大きいものの400万～600万円の間を推移している。第II群の平均値が安定していない理由としては、もともとの所得分布の山が各年でぶれてしまうことと⁶⁾、その動きに対して過剰に反応する混合分布を用いた推計に起因するものと考えられる。所得の高い第III群は500万円台から始まり、その後800万円台にまで上昇している。

それぞれの群の構成比である加重値の割合は、図表-3に示した。加重の割合は第I群と第II群がそれぞれ3割弱、最も所得の高い第III群が4割強となっている。15年間での加重値の推移をみると、第I群と第II群で若干の上昇、第III群ではわずかに下がっているものの、全体としてあまり大きな変化はみられない。所得の密度、すなわち類似所得の発生頻度といった全体の所得分布の情報を取り込んだ混合分布のモデルを仮定すると、このように各階層の加重値に差異

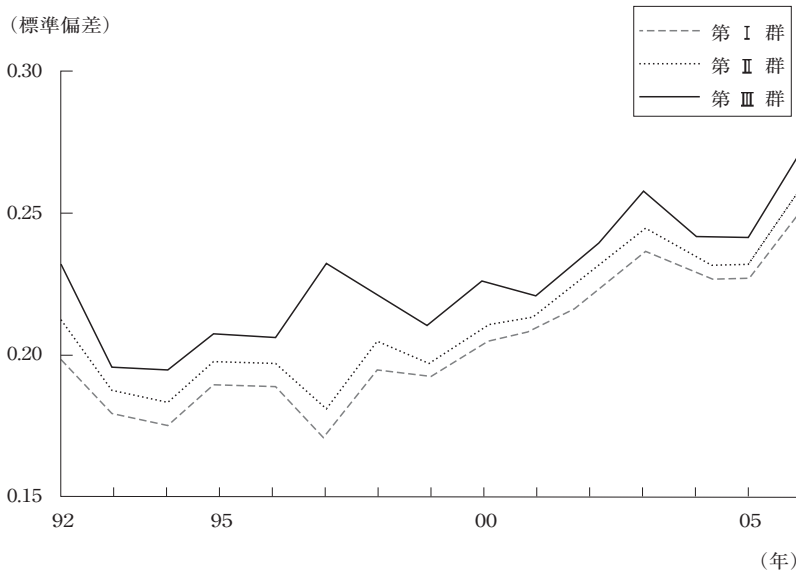
ができる。このことから、全体の所得分布を同一人数の区切りで切断する方法は、一つの分位の中に異なる所得分布の情報を混在させている、あるいは同じ所得分布を分割していた可能性が強いことを示唆している。

この3つの所得階層の移動を示す推移確率は、図表-4に示した。どの所得分布でも例外なく、同一階層にとどまっている割合が高い。その値はいずれも96～98%台と非常に高い値になっている。雇用所得に関しては1年という単位では階層間の移動がほとんど起こらないことを示している。この結果は、同じ対象を用いて推定した図表-1の結果と比べてみると、極めて高い値であることがわかる⁷⁾。つまり、既存のマルコフモデルによる推移確率行列の推計が示しているように、所得順位の変動自体は毎年、少なからず発生している。しかし、その所得額の変化は異なる分布から発生したと断じられるほど大きくはない。調査期間中、1年の単位で所得が大幅に上昇する事象は、各所得分布で2～3%程度しか起こっていないということになる。

次に所得分布の移動を示す非対角要素に目を向

図表-6 所得階級の標準偏差(対数値)の推移

(標準偏差)



けると、移動する場合は隣接所得分布に移る傾向が高い。第Ⅰ群から第Ⅲ群、第Ⅲ群から第Ⅰ群と階層を一跨ぎした移動確率はほぼ0という結果になっている。移動に関して、全体的に所得の高い階層への移動と低い階層への移動のどちらが大きかった事後確率を計算したものが図表-5である。図表の見方であるが、例えば $\pi_{21} < \pi_{12}$ は「第Ⅰ群から第Ⅱ群への移動確率」が「第Ⅱ群から第Ⅰ群への移動確率」より事後的に大きかった確率を示している。 $\pi_{21} > \pi_{12}$ と $\pi_{32} < \pi_{23}$ の値から隣接分布に関しては、上下にほぼ同じ確率で移動していることがわかる。ゆえに所得の低い第Ⅰ群と所得の高い第Ⅲ群の構成割合が増えるような二極分化の傾向はみられない。ただし、第Ⅰ群と第Ⅲ群の行き来に関しては、 $\pi_{31} < \pi_{13}$ の値から第Ⅲ群から第Ⅰ群へはその逆の移動に比べてほとんど起こらない結果が得られている。つまり、最も高い所得分布に位置している場合、1年という単位では最も低い所得分布までは下落しないということであり、それだけ第Ⅲ群に属する対象の所得が安定していることも示している。

さて、再び図表-2に戻り、この図表から得られるもう一つ重要な結果について言及しておこう。それは所得の伸びに階層間で違いがみられること

である。各所得分布の年平均名目成長率は、第Ⅰ群で1.1%、第Ⅱ群で2.1%、第Ⅲ群で2.6%と、所得の高い分布ほど成長率が大い。調査開始時、30代前半時点での所得水準の差がそのまま40代以降も引き継がれ、またその差自体が大きく開いている。30代を境にジニ係数が上昇すること自体は、世帯を対象にした大規模クロスセクションデータである「全国消費実態調査」でもすでに知られている(総務省、2006)。実際、

今回の対象者の所得を使って、ジニ係数を計測すると、1992年に0.18であったものが2006年には0.25まで上昇している。

むしろ、パネルデータを使った今回の結果が示す新たな知見は、所得上昇のトラックに乗れる条件は30代の所得水準ですでに決まっているということである。隠れマルコフの推移確率から得られる所得分布間の移動の少なさがこの結果を確証づけている。

所得が上昇している第Ⅲ群に属する対象は大学・大学院卒の者が多い。15年の調査期間を通じて全て、第Ⅲ群に属していた者(事後の期待値で評価)のうち、大学・大学院卒者の占める割合は76%である。大学・大学院卒者が全体に占める割合42%に比してかなり大きい。今回は所得の情報だけを用いて階層を分けたが、結果的に所得の高い第Ⅲ群に大卒の割合が多いことは、賃金の決定には学歴等の人的資本が寄与していることをそのまま反映したものとも考えられる。これまでのクロスセクションデータから得られている、観測される要因(年齢、勤続年数、学歴等)の賃金への寄与度を示した賃金関数からの帰結が、同一個人の所得成長にもほぼそのまま当てはまる可能性がある。つまり所得分布間の流動性がほとんどない

結果からは、賃金関数が示すベースラインに沿って多くの人の所得は伸びていることを示唆している。坂口（2006）では、世帯所得を等分に5つの階級に分け、最低分位に位置する確率や最低分位に流入する確率に寄与している対象者の属性を調べたが、高学歴であることは最低分位に陥る確率を下げており、属性により所得階層が分断されていることが示唆されている。

最後に、図表-6は各所得分布間の標準偏差を示したものである。近年の調査になるほど、すなわち対象者の年齢が高くなるにつれ、同じ所得分布内でも所得の散らばりが大きくなり始めていることになる。これまで多くの文献で指摘されているように、産業や企業規模、職種によって賃金の伸びのさらなる差異化を反映している可能性がある。いわゆる、同一学歴、同一年齢間のグループ内賃金格差⁸⁾と呼ばれるものである。加えて、30代は企業内でも昇進の差がつき始める時期といわれている（小池 1999）。職位による所得の格差もグループ内の分散に寄与している可能性がある。

6. まとめと今後の課題

本稿では、これまで行われてきた所得の流動性の計測について再検討した。個人の位置する所得階層を確率的に評価する隠れマルコフモデルの枠組みを用いた場合、雇用所得者の所得が1年という単位ではほとんど入れ替わらない結果が得られ、従来のマルコフモデル（所得分位による階層間移動）の推移確率行列を用いた、所得の固定化・流動性の測定は過大な値を示している可能性を指摘した。マルコフモデルで示されてきた隣接した所得階層への移動は、必ずしも所得の大幅な上昇の帰結ではないということである。所得分布の移動がほとんど起こらないという結果からは、一時点、同一年代間の所得格差が以前にも増して重要な意味を持つことにもなる。一時点の格差がそのまま蓄積されていくためである。逆に、格差の解消を所得の流動性に求める議論は適切なものではないと言える。

ただし、今回のモデルにも流動性を計測する上

での課題がまだいくつか残されている。主なものに留まるが最後に2点だけ指摘しておく。一点目は推移確率の年次変化をモデルに組み込む必要があるということである。今回の推計は1年単位での遷移確率を求め、その値が15年を通じて一定という強い制約を置いている。加齢に伴い所得格差が広がっていることから、所得分布を移動する確率はさらに低くなるものと考えられる。実際、従来のマルコフモデルでも年齢が上がるほど移動が起こりにくくなるということが確認されている（太田・坂口 2007）。遷移確率の推定に年齢を説明変数としたロジットモデルの枠組みを組み入れ、どの年代で所得階層の入れ替わりがほとんどなくなるのか、より詳細に検討する余地が残されている。

もう一点は、適切な所得分布数の選択である。これは年齢効果と関連するが、経年ごとにグループ内格差がひろがり、所得階層のさらなる分化も予想される。時点ごとに所得階層を設定しなおすモデリングも、個人の所得成長を記述するには有効な手法であると考えられる。

注

- 1) 所得の固定化、流動性に関する分析は、所得階層移動を用いたものの以外にもある。浜田（2007）では準ジニ係数を用いて、太田・坂口（2007）はRigidity Indexを用いてそれぞれ所得の固定化について分析している。
- 2) 各種統計パッケージによる分位の分け方については、Hyndman and Fan（1996）を参照。
- 3) 詳細な説明は、Cape et al.（2005）、Fruhwirth-Schnatter（2006）等を参照してほしい。また推計式は中妻（2005）に表れている式とほぼ同等のものであるため、そちらを参照してほしい。
- 4) 混合分布モデルでは、特定の分布にのみ値が集中してしまう問題が発生することが知られている。実際に今回の分析でもそのような傾向がみられた。そこで、Mengersen and Robert（1996）によって提唱されたパラメータ変換を行い、各期の平均と分散については一定の制約を課している。
- 5) 中央値絶対偏差推定量（MAD）を用いて、平均 $\pm 2 \times \text{MAD}$ の範囲の外に位置する値は、それぞれ平均 $\pm 2 \times \text{MAD}$ で置き換えている。
- 6) 回答者が所得を区切りのいい数字に丸めてしまうことも要因の一つと考えられる。
- 7) ちなみに、同一階層にとどまる確率が0.98であっても、15年の累積をもってすれば0.74（0.98の15乗）となるので、移動がまったく起こっていない結果ではない。ただ

し、この15乗する計算が成立するには、移動が個々人に等確率で起こるという前提が必要であるため、各階層の3割近くが実際に入れ替わることはない。

- 8) 日本におけるグループ内賃金格差については、例えば大竹（2005）による包括的なサーベイを参照。

文献

- 大鋸崇, 2005, 「動学的分布混合モデルを用いた構造変化の分析」和合肇編『ベイズ計量経済分析』東洋経済新報社, 329-354.
- 太田清・坂口尚文, 2004, 「所得格差とその固定化」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 191-201.
- , 2007, 「所得階層・格差は固定化してきているか」『季刊 家計経済研究』75: 71-82.
- 大竹文雄, 2003, 「所得格差の拡大はあったか」樋口美雄・財務省総合研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本経済評論社, 3-19.
- , 2005, 『日本の所得格差』日本経済新聞社.
- 小池和男, 1999, 『仕事の経済学（第2版）』東洋経済新報社.
- 坂口尚文, 2006, 「低所得世帯とその属性について」『季刊 家計経済研究』72: 49-57.
- 坂本和靖, 2006, 「サンプル脱落に関する分析——『消費生活に関するパネル調査』を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」『日本労働研究雑誌』551: 55-70.
- 里吉清隆, 2005, 「マルコフスイッチングモデルを含む確率的ボラティリティ変動モデル」和合肇編『ベイズ計量経済分析』東洋経済新報社, 355-379.
- 総務省統計局, 2006, 『平成16年全国消費実態調査報告』.
- 中妻照雄, 2005, 「経済成長の収束仮説：隠れマルコフモデルによる検証」和合肇編『ベイズ計量経済分析』東洋経済新報社, 175-212.
- 浜田浩児, 2007, 「所得格差の固定性の計測」『季刊 家計経済研究』73: 86-94.
- 樋口美雄・法専充男・鈴木盛雄・飯島隆介・川出真清・坂本和靖, 2003, 「パネルデータにみる所得階層の固定性と意識変化」樋口美雄・財務省総合研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本経済評論社, 45-83.
- Cape, Olivier, Moulines, Eric and Ryden, Tobias, 2005, *Inference in Hidden Markov Models*, New York: Springer.
- Feller, William, 1966, *An Introduction To Probability Theory And Its Applications*, New York: John Wiley & Sons. (=1970, 国沢清典監訳『確率論とその応用』紀伊国屋書店.)
- Fruhwirth-Schnatter, Sylvia, 2006, *Finite Mixture and Markov Switching Models*, New York: Springer.
- Hyndman, R. J. and Fan, Y., 1996, "Sample Quantiles in Statistical Packages," *American Statistician*, 50: 361-365.
- Mengersen, K. and Robert, C. P., 1996, "Testing for Mixtures: An Bayesian Entropic Approach," J. O. Berger, J. M. Bernardo, A. P. David, D. V. Lindley and A. F. M. Smith eds., *Bayesian Statistics 5*, Oxford: Oxford University Press, 255-276.

さかぐち・なおふみ 財団法人 家計経済研究所 研究員。主な論文に「低所得世帯とその属性について」(『季刊家計経済研究』72, 2006)。労働経済学専攻。

経済的豊かさと暮らし向き満足度との関連[†]

——所得格差は幸福格差につながるのか

佐野 美智子

(高千穂大学商学部 教授)

1. はじめに

豊かさは、所得や貯蓄、所有財など経済的側面からとらえることができる一方、非経済的側面からとらえることもできる。2006年実施の『国民生活に関する世論調査』（内閣府）によると、「心の豊かさ」を求める人（「物質的にある程度豊かになったので、これからは心の豊かさやゆとりのある生活することに重きをおきたい」人）の割合は62.9%、「物の豊かさ」を求める人（「まだまだ物質的な面で生活を豊かにすることに重きをおきたい」人）の割合は30.4%となっている。国民の過半数が、心の豊かさやゆとりのある生活に重きをおきたいという価値観を持つ現代日本社会で、収入・貯蓄の多さや消費の多さはどのような価値を持つのだろうか。経済的な側面の豊かさは現代社会において人々の幸福感につながっているのだろうか。

本論文は、経済的豊かさと幸福感の関連を明らかにすることを目的とする。幸福感を暮らし向き満足度としてとらえ、所得や貯蓄額で測る経済力の絶対レベルが満足度に直接働く効果に加え、他人との比較、過去との比較による相対評価の効果や、欲望レベル、消費レベルの効果を組み込んだ因果モデルを示す。さらに、経済的豊かさと満足度の関連が、豊かさについての価値観によって違いがあるのかどうかについて考察する。経済力と暮らし向き満足度との因果の道筋を明らかにすることにより、所得格差拡

大が人々の幸福感にどのような帰結をもたらすのかを考える一助としたい。

2. 先行研究

GDPや所得の伸びといったマクロ経済統計で測る豊かさと、国民全体の幸福感の関連を分析した研究をみると、経済的な発展を遂げた国ほど、両者の関連が小さいことが指摘されている。例えば、B. Frey and A. Stutzer (2002) は、戦後大幅な経済成長を果たした国の典型例として日本を取り上げ、1958年から1991年までに一人当たり実質GDPが6倍程度に伸びる一方で、国民の生活満足度はほぼ一定だったことを示している。また、武藤 (2002) は、1980年から1999年までの実質経済成長率と生活満足度の推移を比較し、90年代以降経済成長率が落ち込む一方で、生活満足度は高まる傾向にあることを指摘している。

経済的豊かさと幸福感の関連については、このほかにも、経済的幸せと非経済的幸せに分けて経済変数との関連を分析する研究（例えば、Douthitt et al. 1992）、幸福感の指標作成に関連する研究（例えば、Mullis, 1992; Meadow et al. 1992）、幸福感を左右する要因を、所得面だけでなく、仕事、健康、家庭、デモグラフィック変数、心理変数など多面的に取り入れた研究（例えば、Heady 1993; Oswald 1997; Argyle 1999）などがある。

経済変数と幸福感との関連の説明には、経済

的豊かさを絶対レベルでとらえて説明するものと、相対的にとらえて説明するものがある。相対的な豊かさをとらえる場合には、社会的比較、順応、習慣形成など心理要因が説明変数として導入されている（例えば、Michalos 1980; Rabin 1998; Diener et al. 1993; Easterlin 2001; Fuentes and Rojas 2001; Frey and Stutzer 2002; Karlsson et al. 2004; Stutzer 2004; Schwartz 2004）。「相対所得仮説」（Duesenberry 1949=1964）、「プロスペクト理論」（Kahneman and Tversky 1979）、「目標—達成ギャップモデル」（Michalos 1980）、「相対基準モデル」（Diener and Biswas-Diener 2002）などは、相対的影響を扱う仮説である。

プロスペクト理論では、価値関数で示される効用の性質のひとつとして、参照点依存性をあげている。価値は参照点からの変化またはそれとの比較で測られるものであり、絶対的な水準が価値を決定するのではないとされる。参照点としては、現在の状態、社会規範、将来に対する期待、他者の行動に対する期待、欲望レベル、目標がある（Rabin 1998; 友野 2006）。

また、A. Michalos (1980) の「目標—達成ギャップモデル」は、幸福感は欲望とその達成とのギャップに左右されると考える。ギャップを規定するのは「平均的な人（世間一般）」との比較、そして、「自身の過去の生活」との比較である。B. Schwartz (2004) は同モデルを発展させ、①欲しいものとの比較、②自分と同等の人が持っていると思われるものとの比較、③過去に自分が持っていた最高のものとの比較、④持てると期待するものとの比較、以上4つのギャップが満足を規定すると指摘している。

一方、R. Veenhoven (1991) は、生理的欲求の充足に関わる幸福感は、比較基準に応じて変わるようなものではなく、幸福感は相対的であるという説明は十分でないと指摘する。E. Diener et al. (1993) は所得と幸福感の関連について、相対的であるとする説明、絶対的であるとする説明、両者の妥当性について検証し

ている。E. Diener and R. Biswas-Diener (2002) も、前述の「相対基準モデル」のほか、「人間性仮説（または欲求仮説）」として、根本的な欲求充足により得られる幸福については、絶対所得の影響があるとするモデルを示している¹⁾。

消費満足度に対する影響として絶対所得と相対所得の両方を一つのモデルに組み込み、因果関係を検証した分析例として、N. Karlsson et al. (2004) の研究がある。個票データを利用した構造方程式モデリング分析により、消費満足度は、所得や金融資産からのみ得られるのではなく、むしろ、消費レベル、欲望レベル、他人との比較により影響を受けていることを明らかにした。

以上の先行研究が示唆するのは、経済的豊かさと幸福感の関連を明らかにする上で、次の4つの効果を考慮することの重要性である。一つは、所得や金融資産といった経済力の絶対的レベルが、直接、幸福感を左右する効果。もう一つは、他人との比較や過去との比較を通じた家計の相対評価が、幸福感を左右する効果。そして、消費レベルが幸福感を左右する効果と、欲望レベルが幸福感を左右する効果である。次節では、すべての効果を組み入れ、経済的豊かさと幸福感の関連を総合的に説明するためのモデル構築を試みる。

3. 経済的豊かさと幸福感の関連

(1) 仮説

本研究では、経済的豊かさと幸福感の因果構造を定式化し、因果モデルにより以下の仮説を検証する。

①人々の幸福感に対する経済的豊かさ（収入・貯蓄の多さ）の影響には、絶対的な影響に加えて、相対的な影響がある。収入や貯蓄の増減や、暮らし向きの変化に対する評価は、豊かさの相対評価である。さらに、変化に対する評価は、他者との比較（世間との比較）を通して相対化され、幸福感に影響を及ぼす。

図表-1 観測変数

観測変数	内 容
「世帯年収」	お宅の昨年の年間税込み収入。五分位階級に分けた。(400万円未満→1、400万～550万円未満→2、550万～850万円未満→3、850万～1,200万円未満→4、1,200万円以上→5)
「金融資産総額」	お宅では現在いくらかの貯蓄総額(預貯金と有価証券など)を持っているか。五分位階級に分けた。(100万円未満→1、100万～500万円未満→2、500万～800万円未満→3、800万～1,500万円未満→4、1,500万円以上→5)
「モノ欲望」	合成変数:「手に入れた」と望む生活の内容を財の所有からライフスタイルまで17項目のうち、「絶対手に入れた」と「興味がない」の5段階で欲望の強さを尋ねた。「高級な音響・映像機器」「高性能のパソコン」「高級家具」「高級食器」「食器洗い機」「洗濯乾燥機」「特別な時のための服(フォーマルウェア、礼服、和服など)」「季節ごとの新しい服」「広い住まい」「手入れの行き届いた庭」「環境のいいところに住むこと」「乗用車」の12項目からなる尺度を「モノ欲望」とした(α 信頼係数は0.87)。各項目に対する回答は欲望の強さに応じて1～5の値を与え、12項目の合計値をカテゴリー化して変数値とした(正規分布に近づけるようにカテゴリー化した)。(20未満→1、20～29→2、30～39→3、40以上→4)
「ユトリ欲望」	合成変数:「モノ欲望」変数の作成に利用した質問項目「手に入れた」と望む生活17項目のうち、「年に1、2回は海外旅行に行くこと」「週に1度は特別な食事(手間暇、あるいはお金をかけた、ゆったりした食事)をすること」「少なくとも月1回は映画・観劇・コンサートなどに行くこと」「季節ごとに国内旅行に行くこと」の5項目からなる尺度を「ユトリ欲望」とした(α 信頼係数は0.83)。各項目に対する回答は欲望の強さに応じて1～5の値を与え、5項目の合計値をカテゴリー化して変数値とした(正規分布に近づけるようにした)。(10未満→1、10～14→2、15～19→3、20以上→4)
「モノ欲望実現分野数」	合成変数:「モノ欲望」尺度に利用した12項目について、「過去1年間に手に入れたもの(「季節ごとの新しい服」については過去半年間)」を選んでもらい、その項目数を「モノ欲望実現分野数」尺度とした(α 信頼係数は0.70)。項目数をカテゴリー化して変数値とした(正規分布に近づけるようにした)。(0→0、1→1、2→3→2、4以上→3)
「ユトリ欲望実現分野数」	合成変数:「ユトリ欲望」尺度に利用した5項目について、「過去半年間に手に入れたもの(「年に1、2回は海外旅行に行くこと」については過去1年間)」を選んでもらい、その項目数を「ユトリ欲望実現分野数」尺度とした(α 信頼係数は0.54)。項目数をカテゴリー化して変数値とした(正規分布に近づけるようにした)。(0→0、1→1、2→2、3以上→3)
「選択的消費の支出分野数」	合成変数:「乗用車」「洗濯機、電子レンジ、エアコンなど家庭用電気製品」「テレビ、ビデオ機器、ステレオなどの音響・映像機器」「パソコン、ファクス、電話などの情報機器」「カメラ、ピアノなど趣味の耐久財」「家具、インテリア」「家の増・改築、改装」「スーツ、コートなど外衣」「スポーツ用品、スポーツ会員権など」「旅行」の10分野で、過去半年に支出したかどうかを尋ね、支出した分野数の合計を尺度とした(α 信頼係数は0.55)。分野数をカテゴリー化して変数値とした(正規分布に近づけるようにした)。(0→0、1→1、2→2、3→4→3、5以上→4)
「暮らし向き満足度」	現在の暮らし向きについて、どの程度満足しているか。(「満足している」「ある程度満足している」→2、「あまり満足していない」→1、「満足していない」→0。データの欠損を小さくするため、「満足している」「ある程度満足している」をあわせて)
「世帯収入の増え方」	お宅の収入は、去年に比べてどの程度増えたか。(「世間並み以上に増えた」→3、「世間並みの増え方」→2、「世間並み以下にしか増えなかった」→1、「減った」→0)
「世帯資産の増え方」	お宅の資産(土地・家屋、有価証券、預貯金など)の総額は、去年に比べて増えたか、減ったか。(「増えた」→2、「去年と変わらない」→1、「減った」→0、「土地も有価証券も預貯金もない」→1)
「現在の暮らし向き」	1年前に比べてお宅の暮らし向きは良くなっているか。(「良くなった」→2、「変わらない」→1、「悪くなった」→0)

注: カッコ内は各変数の値の取り方。消費にプラスの方向に作用すると考えられる回答ほど高い値になるようにした

②経済的豊かさ(収入・貯蓄の多さ)は、消費の増大を通じて幸福感を左右する。

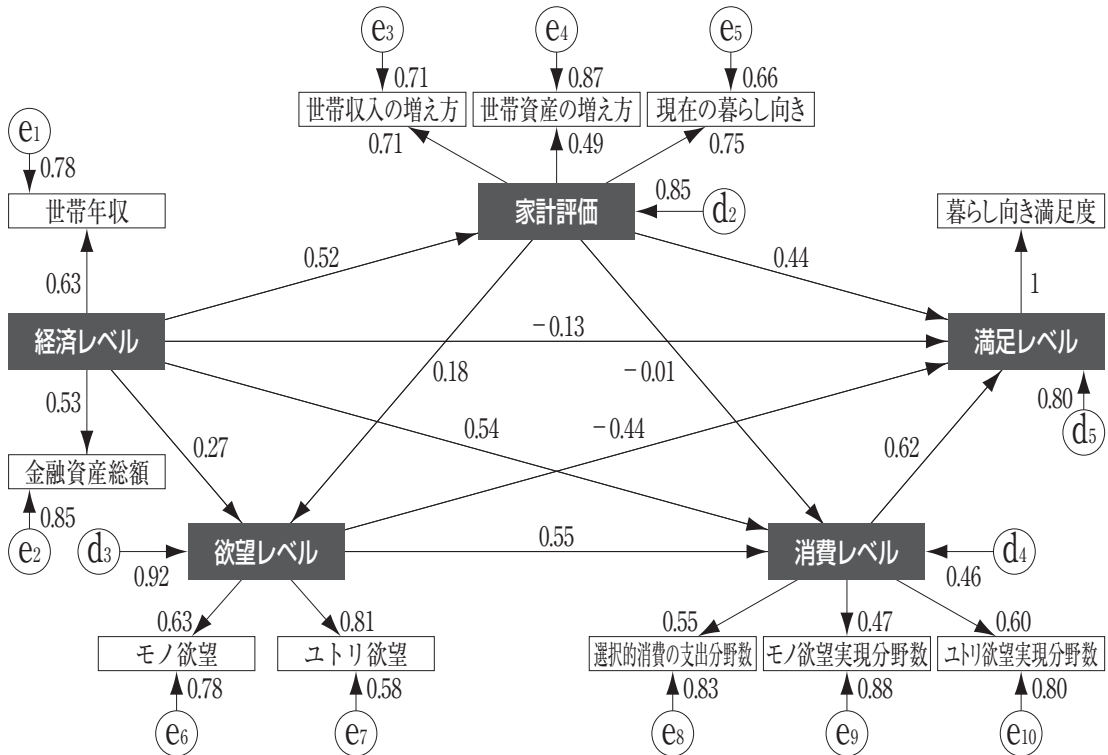
③消費レベルが同じであれば、欲望レベルは幸福感にマイナスの影響を与える。人々の幸福感は、欲望レベルと、その充足状況を示す消費レベルとのギャップによって影響される。した

がって、消費が同じレベルであれば、欲望が大きいほどギャップが広がり、幸福感は低下する。

④欲望レベルは、収入・貯蓄の絶対レベルとともに、過去と比べた増減や他者との比較を通じた相対評価の影響を受ける。

上記4つの仮説を合成すると、収入や貯蓄額

図表-2 経済レベルと満足レベルの因果モデル



注: 数字は標準化係数。d_iは構成概念に関する残差変数、e_iは観測変数に関する残差変数

の影響は、絶対レベルの影響と相対化の影響があり、ともに欲望レベルや消費レベルへの影響を通じて幸福感を左右するという、複合的な経路を想定することになる。

(2) 構造方程式モデリング

収入や貯蓄額と幸福感の因果関係を、媒介要因を含めてモデル化するにあたって、構造方程式モデリングの手法を用いた (Bentler 1995; 豊田 1998; 狩野・三浦 2005; Byrne 2006)。利用したデータは、日経産業消費研究所²⁾が2006年6月に首都圏と近畿圏各30km圏に住む成人男女1300人(2段無作為抽出)を対象に訪問留置法で実施した質問紙調査「消費者の意識と行動調査」(回収率40.7%)である。世帯主(単身世帯を含む)または世帯主の妻の回答(376サンプル)を利用した。

モデルでは、「経済レベル」「満足レベル」「消費レベル」「欲望レベル」「家計評価」の5つの構成概念を用いた。「経済レベル」が「満足レベル」に影響するという因果パスが、ほかの3つの要因によって媒介されるというモデルを構築した。各構成概念は以下のように定義した。観測変数は図表-1に掲載した。

①「経済レベル」は消費者の経済的豊かさをフローとストック両面の絶対水準で示す概念である。測定項目は「世帯年収」「金融資産総額」の2つの観測変数とした。モデルの唯一の外生変数である。

②「満足レベル」は幸福感をとらえるための概念である。先行研究をみると、幸福感の測定方法は一様ではないが³⁾、Michalos (1980)は、幸福感を生活全般での幸せの程度で測定するより、満足の程度で測定するほうが分析上有効で

図表-3 構成概念間の関連

	相関係数									
	経済レベル				家計評価			欲望レベル	消費レベル	
	↕				↕			↕	↕	
	家計評価	欲望レベル	消費レベル	満足レベル	欲望レベル	消費レベル	満足レベル	消費レベル	満足レベル	満足レベル
全体	0.52	0.37	0.73	0.38	0.32	0.45	0.50	0.74	0.11	0.39
心派	0.50	0.18	0.52	0.26	0.34	0.40	0.48	0.70	0.16	0.35
物派	0.65	0.45	0.54	0.31	0.11	0.48	0.40	0.74	0.002	0.41

	直接効果										総合効果			
	経済レベル				家計評価			欲望レベル	消費レベル		経済レベル	家計評価	欲望レベル	消費レベル
	↓				↓			↓	↓		↓			
	家計評価	欲望レベル	消費レベル	満足レベル	欲望レベル	消費レベル	満足レベル	消費レベル	満足レベル	満足レベル	満足レベル			
全体	0.52***	0.27*	0.54***	-0.13	0.18	-0.01	0.44***	0.55***	-0.44	0.62	0.38	0.41***	-0.11	0.62
心派	0.50***	0.02	0.41	-0.16	0.34**	-0.03	0.48**	0.63**	-0.30	0.45	0.26	0.46***	-0.01	0.45
物派	0.65**	0.64	-0.07	0.20	-0.30	0.45	-0.05	0.72	-0.70	0.84	0.31	0.36	-0.10	0.84

注: 数字の右肩に付された*は有意水準を示す。*5%水準、**1%水準、***0.1%水準

あることを示している。生活満足度は、目標となる基準（欲望水準など）との対比で現実がどれだけ達成されているかという評価である（三重野 2000: 89, 2004: 102; Meadow et al. 1992）。なお、「満足レベル」を測定する観測変数は「暮らし向き満足度」だけである。

③「家計評価」は、収入・資産や暮らし向きに関する、過去と比較した変化や世間一般と比較した変化に対する評価を表す概念である。「世帯収入の増え方」「世帯資産の増え方」「現在の暮らし向き」の3つの観測変数が、その測定項目である。「経済レベル」が経済力の絶対レベルを表す一方、「家計評価」は相対的な経済力を表す。

④「欲望レベル」は、物の豊かさを求める物質面の欲望と、ゆとりのある生活・心の豊かさを求めるライフスタイル面の欲望と、両面を含む概念とした。測定項目は「モノ欲望」と「ユトリ欲望」の2つの観測変数（ともに合成変数）である。

⑤「消費レベル」は、消費の活発度を示す概念であると同時に、欲望の達成度合いを示す。測定項目は「選択的消費の支出分野数」「モノ欲

望実現分野数」「ユトリ欲望実現分野数」の3つの観測変数（すべて合成変数）である。

4. 因果モデル分析の結果

(1) モデルの評価

仮説モデルにしたがって共分散構造分析を行った結果⁴⁾を図表-2に示す。モデルの全体評価を表す適合度指標をみると、CFIが0.917、RMSEAが0.077となり、まあまあよいフィットを示す結果を得た⁵⁾。

(2) 仮説検証

構成概念間の因果関連を図表-2から見ていく。モデル図のパスに付された数値は因果係数（標準化解）であり、直接効果の大きさを示す。また、図表-3に変数間の相関係数と、「満足レベル」に対する各変数の総合効果を掲載した。

仮説①～④に対する検証を試みよう。

(a) 満足レベルに対する経済的豊かさの影響力——絶対レベルの影響だけではなく、比較による相対評価の影響が大きい（仮説①の検証）

「満足レベル」に対する影響力は、直接的にみても総合的にみても、「経済レベル」より「家計評価」の方が大きい。まず、「満足レベル」との相関係数をみると、「経済レベル」が0.38であるのに対して、「家計評価」は0.50と大きい。なお、「経済レベル」が外生変数であるため、総合効果は相関係数と同じになる。

また、直接効果をみると、「経済レベル」は-0.13、「家計評価」は0.44である。「経済レベル」の直接効果が負となっているのは、「家計評価」「欲望レベル」「消費レベル」が一定であると仮定した場合に、「経済レベル」が上昇したら「満足レベル」は低下することを意味している。

(b) 満足レベルに対する消費レベルの影響力 ——経済的豊かさは消費の増大を通じて満足レベルを左右する（仮説②の検証）

「満足レベル」との相関係数は、「消費レベル」(0.39)も「経済レベル」(0.38)と同程度に大きい。また、変数間の直接効果をみると、「経済レベル」から「消費レベル」の直接効果が0.54、「消費レベル」から「満足レベル」の直接効果が0.62と、ともに正で大きい。なお、「消費レベル」から「満足レベル」への効果は、直接効果のみであり、総合効果は直接効果と同一となる。

(c) 満足レベルに対する欲望レベルの影響力 ——消費レベルが一定であれば欲望レベルの上昇は、満足レベルに負の影響を及ぼす（仮説③の検証）

「欲望レベル」は「消費レベル」と高い相関関係にあり(0.74)、「欲望レベル」から「消費レベル」への直接効果も0.55と大きい。しかし、「満足レベル」と「欲望レベル」との関連をみると、相関係数は0.11と小さい。また、「欲望レベル」から「満足レベル」への直接効果は-0.44である。「経済レベル」「家計評価」の値を一定にしたという条件の下で、「欲望レベル」を上昇させると「満足レベル」は低下することを意味す

る。この結果はKarlsson et al. (2004) が導いた研究結果と整合的である。

(d) 欲望レベルと経済力との関連

——収入や貯蓄の絶対レベルの影響とともに、他者との比較や過去との比較を通じた相対評価の影響が大きい（仮説④の検証）

上記(b)で述べたように、「満足レベル」は「消費レベル」によって大きな影響を受ける。その「消費レベル」を大きく左右するのが「欲望レベル」である。「欲望レベル」に影響を与える要因として、「経済レベル」と「家計評価」を仮定したが、「経済レベル」の直接効果は0.27、「家計評価」の直接効果は0.18である。「欲望レベル」自体を左右しているのは、過去や世間一般と比較した所得や貯蓄の変化に対する家計評価も、所得や貯蓄の絶対レベルの方だと見られる。

5. 考察

(1) 暮らし向き満足度を左右する経済要因

本研究では、経済的豊かさと暮らし向き満足度との関連を明らかにするために、「経済レベル」のほかに、「家計評価」「欲望レベル」「消費レベル」という3つの構成概念を導入し、「満足レベル」を説明する因果モデルを構築した。分析の結果、「経済レベル」が直接、「満足レベル」を左右するのではないことが明らかになった。「満足レベル」に対して最大の直接効果を持つのは「消費レベル」であり、2番目に大きな直接効果を持つのは「家計評価」であった。「経済レベル」や「欲望レベル」から「満足レベル」への直接効果は負となっており、直接関連する要因以外の値を一定にした場合、「経済レベル」が上昇すると「満足レベル」は低下する、また、「欲望レベル」が上昇すると「満足レベル」が低下するという関係が示された。

ただし、「経済レベル」から「満足レベル」への効果を総合的に見ると、「家計評価」からの総合効果と同程度になることも示された。「経済レ

ベル」は「家計評価」を介した間接効果や、「消費レベル」を介した間接効果が大きいのである。つまり、経済力の格差は直接的に満足度を左右するのではなく、過去と比べて他人と比べて相対化された経済力の評価が満足度を左右しているのだと見られる。またそれ以上に、経済レベルは消費レベルに直接的に大きな影響を与えることを通して満足レベルを左右している。経済力の格差は直接的に満足度を左右しないが、消費格差をもたらすことで満足度を左右するといえよう。

(2) 豊かさ観による違い

本研究ではさらに、経済的豊かさと暮らし向き満足度の関連が、求める「豊かさ」の内容によって違うかという点について検討を加えた。『消費者の意識と行動調査』データを利用し、「心の豊かさ」を求める「心派」（サンプル数は181）、「物の豊かさ」を求める「物派」（同74）、それぞれ⁶⁾について、図表-2の因果モデルにしたがって分析した⁷⁾。

その結果、物派と心派で最も違う点は、「満足レベル」に対する「消費レベル」の効果であることがわかった（図表-3）。「消費レベル」→「満足レベル」の効果は、物派0.84に対して心派は0.45である。物派は心派の倍近い効果を示した。

物派では、所得や貯蓄額の絶対レベルの影響は、「家計評価」に対して大きな直接効果（0.65）を及ぼすだけでなく、「欲望レベル」に対しても大きな直接効果を及ぼしている（0.64）。さらに「欲望レベル」が「消費レベル」を大きく左右する（0.72）ことで「満足レベル」に影響している。一方の心派では、所得や貯蓄額の絶対レベルの影響は「家計評価」を通して（0.50）、「欲望レベル」に及ぶ（0.34）。さらに、「欲望レベル」から「消費レベル」へ（0.63）、そして「満足レベル」へと影響する。ほかに、「家計評価」から「満足レベル」への直接効果も大きい（0.48）。このため、心派では「家計評価」から「満足レベル」への総合効果（0.46）

は「経済レベル」の総合効果（0.26）を上回っている。ちなみに、物派では「家計評価」の総合効果が0.36、「経済レベル」が0.31と大差がない。

つまり、物派では、所得格差が欲望格差を生み出し、それが消費格差につながる。この消費格差が満足格差の最大要因になっている。それに対して心派の満足レベルを左右する最大要因は、消費レベルだけではない。家計評価もまた、消費レベルと同程度の影響力がある。心派の満足度は、物派に比べると、所得や消費実績という経済的豊かさの影響力は小さくなり、獲得した経済的豊かさをどう評価しているかという点により大きく影響されるといえよう。

M. Rojas（2005, 2007）は、経済変数と幸福度の関係を明らかにするのに、幸福観の違いに注目することの重要性を示した。E. Diener and R. Biswas-Diener（2002）やM. Argyle（1999）は、マテリアリズムの強弱と満足度の関係について言及している。本研究でも、物派と心派とでは、所得や貯蓄額の絶対レベルにおける格差と幸せ格差の関連の違いが示された。

『消費者の意識と行動調査』データによると、心派、物派の分布は、家計の経済レベルや年齢に偏りがみられる。心派には高所得層、高貯蓄層が多く、年齢では団塊世代を中心に50歳代後半以降が多い。経済的豊かさを手に入れている人ほど心の豊かさやゆとりを求め、また、すでに経済力がある人の満足の源泉は、所得や貯蓄額の絶対レベルの高低ではなく、収入・資産の増減や暮らし向きの変化に対する相対評価になっている。一方の物派には、相対的に若年で収入や貯蓄額の低い層が多い。経済的な豊かさに恵まれない人ほど物の豊かさを求め、また、物の豊かさを求める人ほど経済力によって欲望レベル自体に差が生じ、それが消費格差につながる。それが満足格差の大きな原因になっている。

現在わが国で拡大しつつある所得格差は高齢化に起因する部分が多いものの、年齢階層別にみると、若年層における所得格差の拡大が指

摘されている⁸⁾。若年層や低所得層に物派が相対的に多いことを考えると、若年層における所得格差の拡大が、欲望格差や幸せ格差を引き起こす可能性が懸念される。

† 本稿作成の過程で、レフェリーの方から有益なコメントをいただきました。記して感謝申し上げます。

注

- 1) E. Diener and R. Biswas-Diener (2002) は、多くの文献レビューを通して所得と幸福感との関連を総覧した上で、両者の関連を説明するモデルを3つにまとめている。「相対基準モデル」「人間性仮説（もしくは欲求仮説）」、そして「文化アプローチ」である。「文化アプローチ」は、社会的価値に合った行動をとることの幸福に注目するもので、「高収入を得ることは社会的な成功を意味する」という文化的な意味から、所得と幸福感の関連を説明する。
- 2) 現・日本経済新聞社産業地域研究所。データ利用の許可を与えていただいたことに謝意を表する。
- 3) Diener and Biswas-Diener (2002) は、所得と幸福感の関連を研究する上での概念定義や測定方法の多様性を問題点として指摘している。
- 4) モデル化と推定にはEQS (Multivariate Software, Inc.) を利用し、最尤法のロバスト推定を行った。
- 5) CFIは、同モデルと独立モデル（変数間の無相関を仮定するモデル）を比較する比較適合度指標で、0.95以上が望ましいとされる。RMSEAはモデルと観測データの適合度を示す絶対適合度指標であり、0.06未満であれば高い適合度、0.08～0.10だと良くも悪くもない、0.10超であれば悪いとされる (Byrne 2006)。
- 6) 調査では、「物質的にある程度豊かになったので、これからは心の豊かさやゆとりのある生活をするに重きをおきたい」という心派が48.1%、「まだまだ物質的な面で生活を豊かにすることに重きをおきたい」という物派が19.7%、「どちらともいえない」が32.2%を占めた。『国民生活に関する世論調査』（内閣府）ではこれと同じ質問を継続しているが、2006年調査の結果は「心の豊かさ」を求める人が62.9%、「物の豊かさ」を求める人が30.4%、「どちらともいえない」が5.9%となった。『消費者の意識と行動調査』は自記式であり、「どちらともいえない」の選択肢があらかじめ示されていることが、比率の差が生じた原因だと考えられる。
- 7) 心派のモデル分析の結果は、CFI 0.928、RMSEA 0.057、物派のモデル分析の結果は、CFI 0.993、RMSEA 0.019である。
- 8) 所得格差の議論は、大竹（2005）に詳しい。

文献

大竹文雄, 2005, 『日本の不平等——格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社。

- 狩野裕・三浦麻子, 2002, 『グラフィカル多変量解析 増補版』現代数学社。
- 友野典男, 2006, 『行動経済学——経済は「感情」で動いている』光文社。
- 豊田秀樹, 1998, 『共分散構造分析 [入門編] ——構造方程式モデリング』朝倉書店。
- 内閣府, 2006, 『国民生活に関する世論調査』。
- 三重野卓, 2000, 『「こころの豊かさ」への志向構造』今田高俊編『日本の階層システム〈5〉社会階層のポストモダン』東京大学出版会, 83-109。
- , 2004, 『「生活の質」と共生 増補改訂版』白桃書房。
- 武藤博道, 2002, 「経済成長は生活満足度を高めるか」『日本経済研究センター会報』2002.2.1: 34-35。
- Argyle, M., 1999, “Causes and Correlates of Happiness,” D. Kahneman, E. Diener, and N. Schwarz eds., *Well-Being: The Foundations of Hedonic Psychology*, New York: Russell Sage Foundation, 353-373.
- Bentler, P., 1995, *EQS Structural Equations Program Manual*, Multivariate Software Inc.
- Byrne, B., 2006, *Structural Equation Modeling with EQS: Basic Concepts, Applications, and Programming*, 2nd ed., Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
- Diener, E., E. Sandvik, L. Seidlitz and M. Diener, 1993, “The Relationship between Income and Subjective Well-Being: Relative or Absolute?,” *Social Indicators Research*, 28: 195-223.
- Diener, E. and R. Biswas-Diener, 2002, “Will Money Increase Subjective Well-Being?: A Literature Review and Guide to Needed Research,” *Social Indicators Research*, 57: 119-169.
- Douthitt, R., M. MacDonald and R. Mullis, 1992, “The Relationship between Measures of Subjective and Economic Well-Being: A New Look,” *Social Indicators Research*, 26: 407-422.
- Dusenberry, J., 1949, *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*, Cambridge: Harvard University Press. (=1964, 大熊一郎訳『所得・貯蓄・消費者行為の理論 改訂版』巖松堂出版。)
- Easterlin, R., 2001, “Income and Happiness: Towards a Unified Theory,” *The Economic Journal*, 111 (473): 465-484.
- Frey, B. and A. Stutzer, 2002, “What Can Economists Learn from Happiness Research?,” *Journal of Economic Literature*, 40 (2): 402-435.
- Fuentes, N. and M. Rojas, 2001, “Economic Theory and Subjective Well-Being: Mexico,” *Social Indicators Research*, 53: 289-314.
- Heady, B., 1993, “An Economic Model of Subjective Well-Being: Integrating Economic and Psychological Theories,” *Social Indicators Research*, 28: 97-116.
- Kahneman, D. and A. Tversky, 1979, “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk,” *Econometrica*,

- 47 (2) : 263-91.
- Karlsson, N., P. Dellgran, B. Klingander and T. Gärling, 2004, "Household Consumption: Influences of Aspiration Level, Social Comparison, and Money Management," *Journal of Economic Psychology*, 25: 753-769.
- Meadow, H., J. Mentzer, D. Rahtz and M. Sirgy, 1992, "A Life Satisfaction Measure Based on Judgment Theory," *Social Indicators Research*, 26: 23-59.
- Michalos, A., 1980, "Satisfaction and Happiness," *Social Indicators Research*, 8: 385-422.
- Mullis, R., 1992, "Measures of Economic Well-Being as Predictors of Psychological Well-Being," *Social Indicators Research*, 26: 119-35.
- Oswald, A., 1997, "Happiness and Economic Performance," *The Economic Journal*, 107 (445) : 1815-1831.
- Rabin, M., 1998, "Psychology and Economics," *Journal of Economic Literature*, 36 (1) : 11-46.
- Rojas, M., 2005, "A Conceptual-Referent Theory of Happiness: Heterogeneity and Its Consequences," *Social Indicators Research*, 74: 261-294.
- , 2007, "Heterogeneity in the Relationship between Income and Happiness: A Conceptual-Referent-Theory Explanation," *Journal of Economic Psychology*, 28: 1-14.
- Schwartz, B., 2004, *The Paradox of Choice: Why More is Less*, New York: HarperCollins. (=2004, 瑞穂のりこ訳『なぜ選ぶたびに後悔するのか——「選択」の自由の落とし穴』ランダムハウス講談社.)
- Stutzer, A., 2004, "The Role of Income Aspirations in Individual Happiness," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 54: 89-109.
- Veenhoven, R., 1991, "Is Happiness Relative?," *Social Indicators Research*, 24: 1-34.
(2008年3月11日掲載決定)

さの・みちこ 高千穂大学商学部 教授。主な著書に『心が消費を変える』（多賀出版, 2004）。消費研究専攻。
(sano@takachiho.ac.jp)

女性就業の地域差に関する考察[†] ——集計データを用いた正規雇用就業率の分析

安部 由起子 (北海道大学大学院経済学研究科 准教授)

近藤 しおり (東日本旅客鉄道株式会社)

森 邦恵 (下関市立大学経済学部 准教授)

1. はじめに

日本の女性就業選択に関する実証分析において、地理的な意味での地域差について明確な考察をしたものは、筆者らの知る限り比較的少ない。日本のマイクロデータを用いた女性の就業選択の実証分析では、都市部に居住しているかそれ以外か、といった形でのコントロールがなされている場合が多いが（例えば、Ogawa and Ermisch 1996; 阿部 2001; 小原 2001; Sasaki 2002; Nawata and Ii 2004）、地理的な地域差の影響を考慮しているものはきわめて少ない¹⁾。

しかしながら本稿で示されるように、実際には女性の就業行動にはきわめて大きな地域差が存在している。本稿では学歴分布・男性所得・男女間賃金比・三世代同居率が女性就業の地域差とどのようにかわるのか、また地域固有の要因はそれらの要因をコントロールした上でも存在しているのかを、公表集計データを用いて検証する。

日本の女性就業や家計の時間選択について都道府県別の集計データを用いた先行研究として、Yamada and Yamada (1986, 1987)、Yamada et al. (1987)、水落 (2006) がある。これらは地域の属性について特に注目するというよりは、女性就業や家計の時間選択に影響を与えと考えられる諸要因の地域差を利用して、それらの要因の影響を計測する試みである。これらの分析では、本稿が強調する地域差は回帰分析の残差として扱われ、特定の地域が女性の就業などについて特殊な傾向をもっていることに注目し

てはいない。本稿では、正規雇用就業率の年齢階級別（5歳刻み）のデータを用い、年齢階級にかかわらず強く存在する女性の正規雇用就業に影響を与えうる地域固有の要因に焦点を当て

てはいる。本稿が正規雇用に対象を絞る理由は2点ある。第1に、本稿の分析は都道府県かつ年齢階級別のデータを用いる。都道府県×年齢階級別の賃金データは、公表されている範囲では賃金センサスの一般労働者（フルタイム労働者）についてのみ得られるので、正規雇用賃金を就業と関連づけることは自然である。第2に、日本の女性就業については、無業・パート雇用就業・正規雇用就業の選択肢が考えられることが多いが、無業からパート雇用就業への参入は多く行われる半面、無業から正規雇用就業への（再）就業は困難とされている（Ueda 2007; Abe 2008）。つまり、女性の就業形態において、無業とパート雇用就業を行き来するグループと、正規雇用グループとの差異は小さくないと理解できる。したがって、人口を分母とする正規雇用就業率に注目した分析を行うことは、女性が後者の正規雇用を選択する決定要因を明らかにするという意味において、意義のあるものと考えられる。

本稿は以下のように構成されている。2節では、女性就業と男女間賃金比（女性の賃金／男性の賃金）のパターンを単純集計の形で示す。3節では、回帰分析の結果を紹介する。4節は内容のまとめと考察を行う。

2. 都道府県別の女性の正規雇用就業²⁾

本節では、女性の正規雇用就業と男女間賃金比にかかわる単純集計結果を紹介し、正規雇用就業には地域差が大きいこと、その一方で正規雇用就業率が高い地域で女性の賃金が高くないことを示す。

(1) 年齢別正規雇用就業率の地域差

本稿では女性就業の指標として、就業構造基本調査（2002年、以下就調と略す）の「男女、従業上の地位、雇用形態、所得、年齢別有業者数」から、正規雇用就業率（女性正規雇用就業者数³⁾を女性の人口で割ったもの）を用いる。年齢計の正規雇用就業率には顕著な地域差が見られ、山形・新潟・富山・石川・福井・島根・鳥取・高知で20%を超え、特に北陸の3県では25%近くに達するが、近畿地域および東京を除く首都圏では17%程度にとどまっている。北陸地方で女性の就業率（あるいは労働力率）が高いことはこれまでも指摘されている（例えば、労働省女性局 1998）。しかし、北陸地方に限らず山形県から島根県に至る日本海側地域は、女性の正規雇用就業率がその他の地域と比較して高い⁴⁾。本稿ではこの「日本海側地域」を女性就業の高い地域と位置づける。

女性の就業に関しては、ライフサイクルの中でどのように就業形態が変化していくのか、が重要な視点である。年齢別の女性の労働力率は、「M字型」のパターンを示すことはよく知られているが、以下で示されるように、「M字型」に類する年齢階級別の就業パターンも、都道府県別に異なっている。

図表-1は2002年における都道府県別の年齢階級別の就業パターンを、特に注目すべき都道府県について抽出し、女性正規雇用就業率を示したものである⁵⁾。正規雇用就業率の地域差に関して注目すべき点は、以下の2点である。

第1に、正規雇用就業率には大きな地域差がある。例えば、35～49歳までの年齢において、正規雇用就業率は埼玉・神奈川・大阪などでは20%程度であるものの、山形・富山・福井では40%程度

もあり約2倍となっている。

第2は、多くの都道府県において、女性の正規雇用就業率は、「M字型」ではなく、いったん20歳代後半で上昇した後に急激に低下し、それよりも高い年齢ではほとんど上昇が見られない「きりん型」であることである⁶⁾。女性の正規雇用就業率が高い県においては、30歳代前半からの正規雇用就業率の低下度合いが小さく、一部の県（新潟・福井）では、就業パターンがわずかにではあるがM字型に近い形の場合もある。女性が中年期に正規雇用で労働市場に再参入することは難しく、それが多くの地域で正規雇用就業率を「きりん型」にしていると考えられるが、特に女性就業の高い地域においては、ほかの地域と比較して30歳代における正規雇用就業率の低下度合いが小さく、女性のライフサイクルのなかでの正規雇用の就業継続が他地域よりも一般的である可能性がある⁷⁾。

(2) 地域別の男女間賃金比

以下では、都道府県別の正規雇用者の男女間賃金比（1時間あたりの賃金の男女比）がどのような地域差をもっているのかを、賃金センサスの公表集計データを用いて検証する⁸⁾。具体的には、2002年の男女正規雇用者の年収（賞与込み）と時間あたり賃金を以下のように定義し、それを用いて都道府県×年齢階級別の男女間賃金比を導出した。

平均年収＝12×所定内給与＋年間賞与

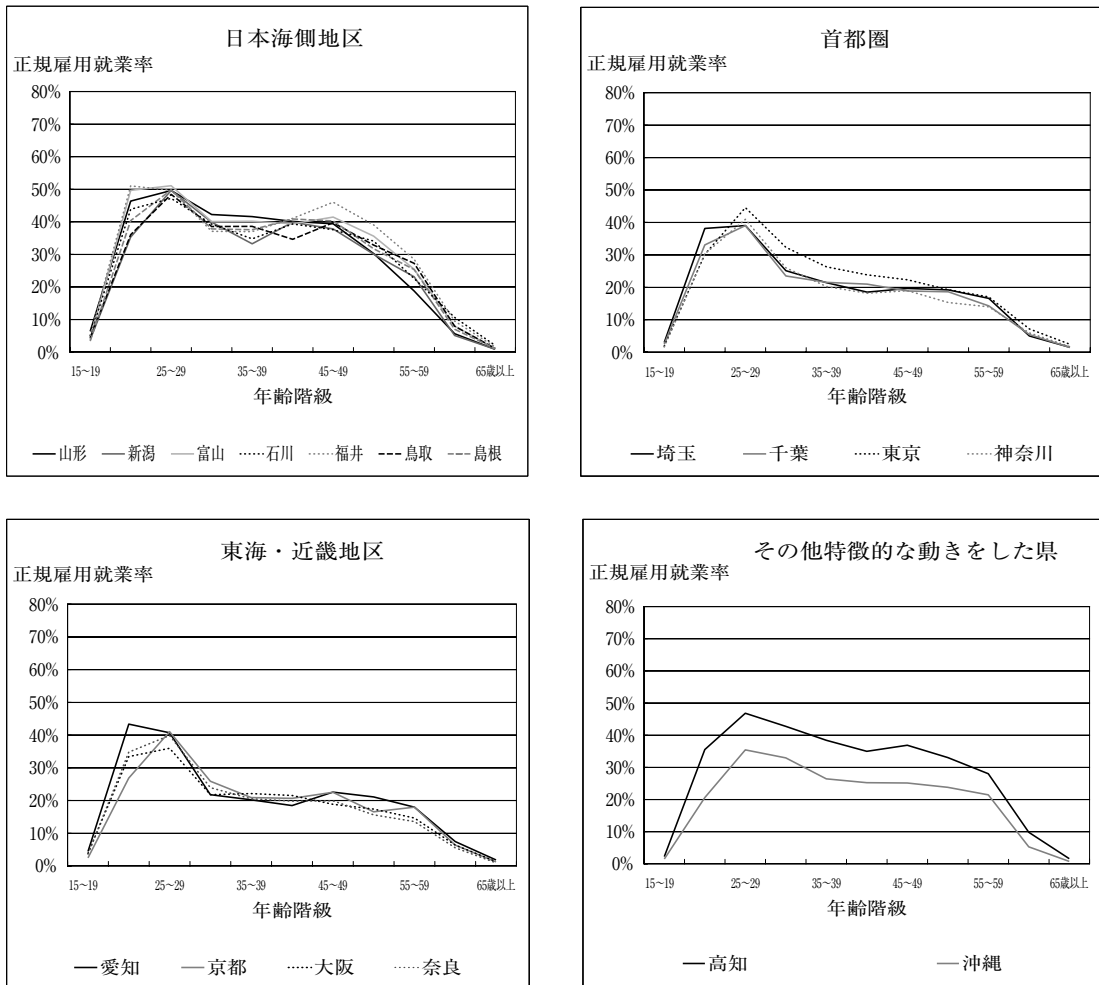
時間あたり賃金＝平均年収／(12×月間平均労働時間)

男女間賃金比＝ $\frac{\text{女性正規雇用者の時間あたり賃金}}{\text{男性正規雇用者の時間あたり賃金}}$

このうち、年間賞与は2003年のデータから「前年の年間賞与」となっているものを用いた⁹⁾。

都道府県×年齢階級別の男女間賃金比は図表-2に示されている。賃金の男女間格差は、20歳代では小さく年齢が上昇するにつれて拡大するが、女性就業の高い日本海側の県では、男女間賃金比

図表-1 年齢階級別女性正規雇用就業率（女性全体）—2002年



出所：2002年就業構造基本調査（総務省統計局）から筆者作成

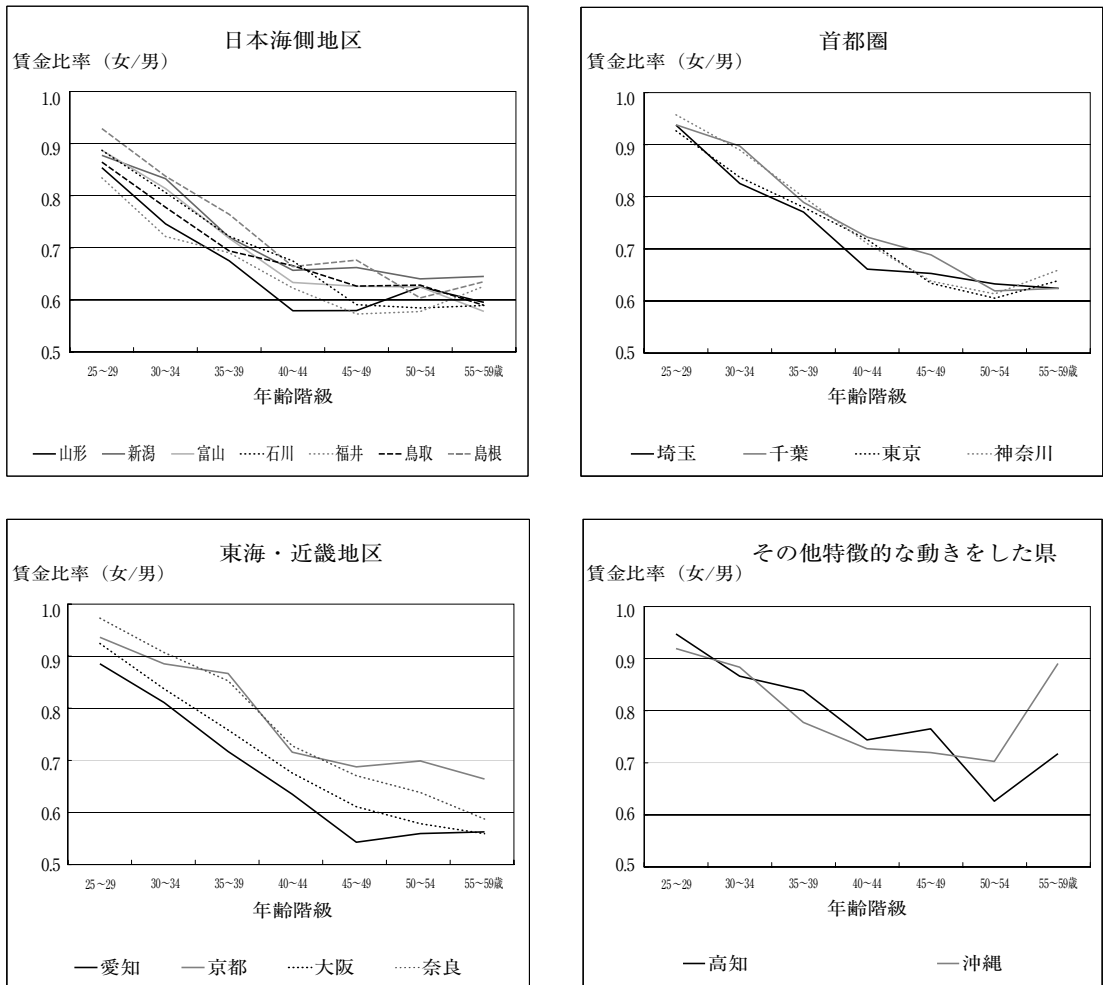
が低いことがわかる。一方、賃金の男女間格差が年齢とともに広がらないのは沖縄・北海道・東京・京都・高知などであり、このうち女性就業率が高いのは高知のみである。東京は、大都市圏の中でやや異なる特徴を示している。例えば、40～44歳の男女間賃金比は東京で0.72であるが、愛知では0.64、大阪では0.68である。東京と比較すると、女性就業の高い県では男女間賃金格差が年齢とともに大幅に拡大している。もっとも、女性就業の高い県で特に拡大しているというわけではなく、女性正規雇用就業率の低い愛知や大阪と同程度である。このことから、人口の中で女性の正規雇用就業率が高いことは、男女間の賃金格差

の縮小には寄与していないことになる¹⁰⁾。

3. 回帰分析

前節で示されたように、日本における女性の正規雇用就業率には大きな地域差が存在している。このことから、女性の就業を予測する分析においては、地域変数をどのように扱うかが重要なポイントになりうる。以下ではまず、女性の就業に関する実証分析の先行研究において、地域変数がどのように取り入れられてきたかをまとめる。次に、本稿で用いる地域変数について説明する。最後に、都道府県×年齢階級別の女性正規雇用就業率

図表-2 年齢階級別時間あたり男女間賃金比（25歳以上）—2002年



出所：2002、2003年賃金構造基本統計調査（厚生労働省）から筆者作成

を被説明変数とする回帰分析の結果を紹介し、地域変数の導入方法が男女間賃金比・男性所得・三世同居率といった変数の係数にどのような影響を与えるかを示す。

(1) 先行研究における地域変数と本稿での地域変数

図表-3は、女性の労働供給にかかわる代表的な先行研究において、地域変数がどのように用いられてきたか、またその他の説明変数としてどのような変数が用いられているかをまとめている。これらの先行研究では、地域変数は（1）大都市・市部・それ以外（もしくは都市とそれ以外）、（2）地域ブロックに対応するダミー変数¹¹⁾、（3）

まったく含めない、のいずれかのかたちで導入されている場合が多く、図表-1で示されたような地域の特徴、特に日本海側で就業率が高いという傾向を明示的に取り入れているものは存在しない¹²⁾。また、地域変数の入れ方について唯一の標準的な方法がとられてきているともいい難い。さらに、地域変数以外の説明変数についても、どのような変数を用いるかは研究によってまちまちである。とりわけ、労働需要要因と考えられる産業構造や失業率といった変数を含めるかどうかについては、先行研究の間でも違いが存在している。

本稿では、図表-1で見られた傾向を参考に、これらの先行研究とは異なる地域変数を作成し、

図表-3 先行研究における地域変数と説明変数

	分析手法	被説明変数	地域変数の入れ方				他の説明変数	
			地域 ブロック ダミー	大都市・ 市部・ それ以外	なし	使用データと参考事項	労働供給要因	労働需要要因
Yamada et al. (1987)	集計データの 多項ロジット	就業形態 (1)*			○	国勢調査、集計データ (市部のみ)		産業構造(1980年市部男 女の製造業・卸売業・小売 業に勤める雇用者の割合)
Ogawa & Ermisch (1996)	多項ロジット	就業形態 (2)**		○ (大都市・ それ以外)		Mainichi Survey (個票データ)	親との同居、子供 の数・属性、夫の所得・学歴・就業形態	
阿部 (2001)	プロビット	雇用就業		○		就業構造基本調査	学歴・結婚・ 出産・育児	失業率
小原 (2001)	プロビット	就業	○	○		消費生活に関する パネル調査 (個票データ)	夫年収・世帯財 産所有・学歴・ 家族構成	
Sasaki (2002)	ロジット	労働力参加 (失業含まず、 自営業含む)		○		消費生活に関する パネル調査 (個票データ)	親との同居、 経験年数	
Nawata & Ii (2004)	プロビット	労働力参加 (失業・自営業・ 家族従業員含まず)		○		消費生活に関する パネル調査 (個票データ)	学歴・資格・ 賃金	
水落 (2006)	加重最小 二乗法	育児・労働時間			○	社会生活基本調査、賃金構造基 本統計調査、国勢調査、社会福 祉施設等調査報告、保育白書	育児資源	雇用者率(有配偶男 女20~34歳の就業者 に占める雇用者の割合)
黒田・山本 (2007)	フレッシュ 弾性値の 推計	労働時間、就業	○			社会生活基本調査、賃金構造基 本統計調査、就業構造基本調査、 消費者物価指数、家計調査、国勢 調査、県民経済計算、労働力調査	賃金	失業率

注：被説明変数の記号内容

* 就業形態(1)：正規雇用、パート雇用、失業、労働力非参加

** 就業形態(2)：正規雇用、パート雇用、自営業者または家族従業者、無業

それを回帰分析で用いる。女性就業に関する実証分析では男性所得や女性の賃金といった経済変数の係数の大きさが主な関心の対象であるが、それらが地域変数の入れ方とどのようにかわるのかを、回帰分析によって検証する。

具体的には本稿では女性就業の地域性を意識した地域変数として、

- ・女性就業の高い日本海側の県(山形、新潟、富山、石川、福井、鳥取、島根で1をとるダミー変数)
- ・北海道、埼玉、千葉、東京、神奈川、静岡、愛知、京都、大阪、兵庫、奈良、高知、福岡、沖縄の合計14の都道府県に対応するそれぞれの14個の県ダミー

から構成される16個のダミー変数(ベースグループはそれ以外の地域、16個にはベースグループも

含む)を用いた場合の推計結果を報告する。この地域変数は、女性就業が高い日本海側の県を一つのまとまりとしてとらえるほか、人口の多い都道府県、日本海側以外の地域で女性の就業率が特に高い県(高知)または特殊なパターンがみられる県(奈良、沖縄)に固有の県ダミー変数を割り当てて作成されている。この16個のダミー変数(以下の[1])を用いる場合を含め、地域変数に関して以下の5つの異なる定式化を用いて推計を行った(以下の表記ではベースグループも含めた地域の数を表記している)。

[1] 女性就業の地域差を意識した16の地域に対応するダミー変数

[2] 全国を12の地域ブロックに分けて、それぞれに対応するダミー変数

[3] 地域ダミーを全く含めない

図表-4 分析に用いたサンプルの記述統計量

変数	都道府県別データ		都道府県×都市規模区分別データ	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
正規雇用就業率	0.262	0.086	0.262	0.089
男女間賃金比	0.716	0.124	0.716	0.124
男性正規雇用者年収	15.526	0.218	15.526	0.217
三世代同居率	0.095	0.049	0.094	0.058
日本海側7県ダミー	0.060	0.239	0.060	0.238
北海道ダミー	0.046	0.210	0.046	0.210
埼玉県ダミー	0.057	0.233	0.057	0.233
千葉県ダミー	0.049	0.216	0.049	0.216
東京都ダミー	0.099	0.300	0.099	0.299
神奈川県ダミー	0.070	0.256	0.070	0.255
静岡県ダミー	0.029	0.169	0.029	0.169
愛知県ダミー	0.057	0.231	0.057	0.231
京都府ダミー	0.021	0.143	0.021	0.143
大阪府ダミー	0.072	0.259	0.072	0.259
兵庫県ダミー	0.045	0.207	0.045	0.207
奈良県ダミー	0.012	0.108	0.012	0.108
高知県ダミー	0.006	0.077	0.006	0.077
福岡県ダミー	0.040	0.196	0.040	0.196
沖縄県ダミー	0.010	0.100	0.010	0.100
日本海側7県ダミー*(30～54歳ダミー)	0.043	0.204	0.043	0.204
13大都市ダミー	—	—	0.567	0.496
市部ダミー(13大都市以外)	—	—	0.229	0.421
サンプル数	329		728	

注：1) 都道府県×都市規模区分別データでは、都道府県×大都市または市部またはそれ以外×年齢階層別推計女性人口が5000人を下回るケースはサンプルから除かれている

2) 都道府県別データは図表-5の回帰分析の[1],[2],[3],[5]で用いられたサンプル、都道府県×都市規模区分別データは、図表-5の回帰分析の[4]で用いられたサンプルである

出所：就業構造基本調査(2002年)、賃金センサス(2002年および2003年)から筆者集計

[4] 大都市、大都市以外の市部、それ以外の地域
に対応するダミー変数(地理的な情報は用いない)

[5] 47の都道府県ダミー

このうち、[4]については都道府県別に集計されたデータでは分析できないので、都道府県データと就調(2002年)の地域編に収録されている13大都市のデータ、各都道府県の市部のデータから、13大都市・大都市以外の市部(都道府県別)・それ以外の地域(都道府県別)に対応するデータを作成したものを用いる¹³⁾。また、日本海側の地域で正規雇用就業率が高いのは、主に30歳代以降であることを考慮し、日本海側7県のダミーと年齢が30歳から54歳までで1をとるダミー変数との交差項を説明変数に含めている¹⁴⁾。

(2) 女性正規雇用就業率の回帰分析

以下では、都道府県×年齢階級別の女性の正規

雇用就業率を被説明変数とする回帰分析の結果を報告する。集計データから得られる都道府県別の女性の就業率を被説明変数とする回帰分析を行った先行研究としてYamada and Yamada(1986, 1987)、Yamada et al.(1987)があるが、本稿で用いるデータは以下の点でそれらの先行研究で用いられたものよりも詳細なものとなっている。第1に、7つの年齢階級別のデータを使っているために地域特性を検証可能になっていること、第2に、都道府県別の女性の学歴分布が4つの学歴のシェアという形で使用されていることである。

回帰分析の被説明変数は正規雇用就業率、説明変数は男女間賃金比、男

性正規雇用者年収(女性と同一の年齢階級のものを用いる)、三世代同居率¹⁵⁾、地域ダミー、女性就業の高い地域と年齢30～54歳の交差項¹⁶⁾、年齢と4つの学歴シェアの交差項である。これらの説明変数を選択した理由は以下のとおりである。ここでは、女性就業を労働供給要因によって説明することを試みている。そのため、説明変数は労働供給にかかわる要因である、男女間賃金比・男性所得・年齢階級別の学歴分布・三世代同居率に限定し、労働需要にかかわる変数(例えば、失業率や地域の産業構造等)を含めることはしない。言い換えると、労働需要要因は賃金を通じて労働供給に影響を与える可能性はあるが、それ以外のかたちで女性の就業に影響することは想定していないことになる。これは、ここでの推計式を労働供給関数としてとらえる意味では標準的な想定である^{17) 18)}。

図表-5 女性正規雇用就業率の回帰分析

説明変数	[1] 16地域ダミー	[2] 地域ブロックダミー	[3] 地域ダミーなし	[4] 都市ダミー	[5] 47都道府県ダミー
男女間賃金比	0.044 (0.055)	0.097 (0.052)	-0.129 * (0.063)	-0.073 (0.048)	0.106 (0.061)
男性正規雇用者年収	-0.160 ** (0.031)	-0.092 * (0.041)	-0.238 ** (0.032)	-0.191 ** (0.021)	0.034 (0.069)
三世代同居率	0.160 ** (0.058)	0.440 ** (0.065)	0.416 ** (0.052)	0.464 ** (0.042)	-
女性就業の地域ダミー					
日本海側7県	0.034 ** (0.009)	-	-	-	-
(14地域ダミー、ベースグループは北海道)	-0.040 ** (0.008)	-	-	-	-
ダミーが作成されていない地域)					
埼玉	-0.032 ** (0.008)	-	-	-	-
千葉	-0.038 ** (0.008)	-	-	-	-
東京	0.034 ** (0.013)	-	-	-	-
神奈川	-0.027 * (0.011)	-	-	-	-
静岡	0.011 (0.010)	-	-	-	-
愛知	-0.014 (0.012)	-	-	-	-
京都	-0.025 * (0.010)	-	-	-	-
大阪	-0.020 (0.012)	-	-	-	-
兵庫	-0.029 ** (0.008)	-	-	-	-
奈良	-0.060 ** (0.010)	-	-	-	-
高知	0.087 ** (0.011)	-	-	-	-
福岡	-3.2E-04 (0.008)	-	-	-	-
沖縄	-0.022 (0.020)	-	-	-	-
地域ブロックダミー					
(ベースグループは北海道)					
東北	-	0.020 (0.010)	-	-	-
東京以外首都圏3県	-	0.003 (0.009)	-	-	-
東京	-	0.074 ** (0.012)	-	-	-
関東甲信越	-	0.004 (0.011)	-	-	-
北陸	-	0.049 ** (0.013)	-	-	-
中部	-	0.009 (0.012)	-	-	-
近畿	-	-0.005 (0.009)	-	-	-
大阪	-	0.016 (0.011)	-	-	-
中国	-	0.056 ** (0.011)	-	-	-
四国	-	0.059 ** (0.012)	-	-	-
九州	-	0.038 ** (0.008)	-	-	-
47都道府県ダミー	-	-	-	-	含める
大都市ダミー	-	-	-	0.004 (0.009)	-
市部ダミー	-	-	-	-0.008 (0.005)	-
日本海側7県*年齢30-54歳	0.053 ** (0.012)	-	-	-	0.054 ** (0.011)
北陸ダミー*年齢30-54歳	-	0.046 ** (0.012)	-	-	-
R ²	0.940	0.936	0.860	0.814	0.957
男女間賃金比の弾力性	0.120	0.264	-0.353	-0.200	0.290
男性正規雇用者年収の弾力性	-0.612	-0.353	-0.910	-0.731	0.130

注: 1) サンプル数は[1],[2],[3],[5]については329、[4]については728。()内は標準誤差を表す

2) *は5%有意水準、**は1%有意水準を表す

3) [1],[2],[3],[5]のサンプルには年齢階層ダミーと各年齢階層の都道府県別女性の学歴シェアの交差項が含まれている。[4]のサンプルには、各都道府県の大都市・市部・それ以外の地域別×年齢階層別の女性の学歴シェアと年齢階層ダミーの交差項が含まれている。都道府県×大都市または市部またはそれ以外×年齢階層別推計女性人口が5000人を下回るケースはサンプルから除いた

4) 弾力性の計算は、男女間賃金比については男女間賃金比の平均値と女性正規雇用就業率の平均値で、男性正規雇用者年収(対数)については女性正規雇用就業率の平均値で評価している

出所: 就業構造基本調査(2002年)、賃金センサス(2002年および2003年)から筆者集計

推計にはlinear probability modelを用い、被説明変数に不均一分散があることを考慮して、係数の標準誤差は分散不均一にロバストな推計値を用いている。さらに、回帰式は女性人口でウェイトづけを行っている。回帰分析に用いられたサン

ルの記述統計量は図表-4に示されている。

ここで注目するのは、男性雇用者年収と男女間賃金比の係数、および、地域変数の影響である。とりわけ、地域変数の入れ方を先行研究と異なるものにすることによって、男性雇用者年収や男女

間賃金比の係数がどう影響されるかに注目する。結果は図表-5に示されている。

地理的なかたちで地域変数を入れない場合（[3]、[4]のケース）には、男女間賃金比の係数は-0.1程度の値をとっており、これは女性正規雇用者の賃金が高い地域や年齢階級で女性の正規就業割合が低いことを意味する。一方、地理的な考慮から地域ダミーを入れた場合（[1]、[2]のケース）および、47都道府県ダミーを入れた場合（[5]のケース）にはこの係数の推計値は正の値をとるものの、統計的に有意にゼロと異なる。したがって、男女間賃金比の地域間要因をコントロールすれば、賃金が高い地域で正規雇用就業が高いという相関はなくなる¹⁹⁾。とはいえ、ここで推計された係数は、賃金が高いと正規雇用就業率が低下するという関係を積極的に支持する符号をもっているわけではない²⁰⁾。

男性正規雇用者年収の係数は、47都道府県ダミーを入れた場合を除き、-0.09から-0.24の範囲の値をとっており、高い男性の所得が女性の正規雇用就業を抑制するという、所得効果と整合的な傾向がみられる。ここでも、地理的な形で地域変数を入れない[3]、[4]のケースには、係数の絶対値が大きくなる傾向がある。47都道府県ダミーを入れた場合には、係数の標準誤差がそれ以外のケースの2倍以上になっており、精度の高い推計値が得られておらず、符号も正の値をとっているが、係数の絶対値は小さい。年齢階級ダミーと学歴分布の交差項に加えて、人口の少ない地域も含めて47個の都道府県ダミーを入れるために、効率的な推計ができていないものと考えられる。

地域変数を地理的なかたちで入れない場合、男女間賃金比の係数は負の方向へのバイアスをもつ可能性が高い。例えば、女性の正規雇用就業が年齢を問わず高い日本海側の地域では一般に女性の賃金が男性の賃金と比較して低いため、その地域要因をコントロールしない場合に、女性の低い賃金が女性の高い正規雇用就業へとつながっているという推論がなされてしまう場合もあるかもしれない。このことから、日本における女性の就業について考察する際には、地域要因への配慮は重

要であることが示唆される。

男性所得の影響は、地域要因をコントロールしたもともでも、おおむね所得効果と整合的なものと理解できる。ただしここでも、地理的な意味での地域変数を含めない場合には、係数の絶対値が大きく推計される傾向がある。

図表-5の列[1]の推計値を用いると、女性正規雇用就業率の男女間賃金比の弾力性は0.12、男性所得弾力性は-0.61となる（被説明変数の平均値で、また男女間賃金比については説明変数の平均値で評価した場合）。Yamada et al. (1987)では、本稿とは異なる定式化による推計から、女性の正規雇用就業率の女性正規雇用者賃金弾力性を0.16、男性賃金率の弾力性を-0.67と計測しており、弾力性の推計値は本稿とかなり近いものとなっている。

三世代同居率の係数は、三世代同居の多い地域で女性の正規雇用就業率が高いことを示している。この係数は地域変数の入れ方にかかわらず統計的には正で有意であるが、係数の大きさは地域変数の入れ方によって異なっている。例えば先行研究で用いられた地域変数の導入方法であると、三世代同居率の係数が、女性就業を意識した16地域ダミーを導入した場合（図表-5、列[1]）と比較して、2倍以上の大きさとなっている。

男性所得や学歴分布、三世代同居率をコントロールした場合でも、日本海側地域の女性正規雇用就業率は、30歳から54歳の年齢で他地域と比較し5%程度高くなっている。これは、正規雇用就業率の平均値が24.6%（30～54歳の女性）であることを考えると、小さくない影響である。本稿の回帰分析は集計データを用いたものであるが、広範囲の地域からのサンプルを含むマイクロデータを用いて女性の就業関数の推計をする際にも、地域変数の取り扱いが賃金や男性所得の係数に影響を与える可能性はある。図表-5の結果によると、地域変数の入れ方によって男女間賃金比の係数は符号が変化している。具体的には、地域変数を入れない（図表-5、列[3]）・都市ダミーを入れる（図表-5、列[4]）といった推計では男女間賃金比の係数は負で統計的に有意であり、また弾力性

の値としても（絶対値で）大きな値となっている。このように地域変数の扱いは、労働供給関数の主要な変数の係数の推計値に大きな影響を与える可能性がある²¹⁾。日本における女性の労働供給関数の推計においては、地域の変数の扱いは推計値に大きな影響を与えうるため、詳細な吟味が必要と考えられる。

4. 結論

本稿では、都道府県別に女性の正規雇用就業率がどのように異なるかを、就調の集計データから推計した。女性の正規雇用就業率には都道府県間で大きな違いが存在し、とりわけ一部の日本海側の県で35～49歳の女性正規雇用就業率は、東京を除く首都圏3県の2倍程度にも達する。また、単純な集計からは、女性就業の高い県で男女間の賃金格差が小さいという傾向は観察されない。

回帰分析の結果は以下の傾向を示している。男女間賃金比が高いことが女性の正規雇用就業率を上昇させるという傾向はみられない。一方、男性雇用者年収が高いことは、女性の正規雇用就業率を下げる傾向があり、男性雇用者年収が10%上昇すると女性の正規雇用就業率が1.6%程度低下する。また、地域的要因の説明力は高く、男性所得や女性の学歴分布、地域における三世帯同居率をコントロールしたもとでも、日本海側の7県では30～54歳時における女性の正規雇用就業率が、他地域の同年齢の女性と比較して5%高い。さらに、地域変数の用い方を変更することによって、男性所得や男女間賃金比の係数の値が大きく変化するケースもある。地域変数の用い方は経済的変数（賃金や所得）の係数にも影響を与えることから、女性就業において地理的要因の影響は重要でありうる。

† 本稿の作成にあたり、奥井めぐみ、玄田有史、酒井正、塩路悦朗、菅桂太、高木真吾、水落正明の各氏、北海道大学のセミナー参加者、および本誌レフェリーからは、貴重なコメントや示唆をいただいた。安部の研究は、日本学術振興会科学研究費（基盤研究 C-17530188）および法政大学大学院エイジング総合研究所の「高齢化に関する国際共同研究（日本、中国、韓

国）プロジェクト」（文部科学省私立大学研究高度化推進事業）から、森の研究は、下関市立大学特定奨励研究費から助成を受けている。感謝申し上げたい。残る誤りは筆者らのものである。

注

- 1) 地理的な地域を分けた集計は、特に全体のサンプル数があまり多くないデータセットでは、信頼性が保てないため行えないといった事情もあると思われる。近年、日本でもさまざまな労働に関する個票データセットが学術研究のために利用可能になってきている。しかしながら、47の都道府県単位で地域の比較をすることが可能なデータセットは、例外的な場合に限られている。そのため、本稿のような地域別分析にあたっては、公表データを用いることが有効な代替手段の一つである。また、女性就業の地域的側面に着目した数少ない研究として武石（2007）がある。本稿の分析は賃金や所得の影響を重視している点が武石（2007）と異なる。
- 2) 2節・3節で報告されている集計内容のより詳しい結果は、以下のホームページで参照可能である。
<http://www.econ.hokudai.ac.jp/~abe/>
- 3) 雇用者のうち、正規の職員・従業員の数を採用した。
- 4) この点の追加的結果は、注2に記載のホームページで参照可能である。
- 5) 結果は示されていないが、国勢調査による検証も行った。国勢調査では、正規就業者数・非正規就業者数はわからないものの、就業者数と人口は都道府県×年齢階級別に公表されている。就調から得られる年齢階級別の女性就業率と、国勢調査から得られる同様の数字を比較したところ、類似のパターンがあることが確認された。特に、女性就業率が日本海側の地域で高いという傾向は、2000年国勢調査でも確認された。
- 6) 大卒女性の年齢階級別労働力率が「きりん型」であることは、これまでも指摘されてきた（例えば、労働省女性局 2000）。また、女性の年齢階級別正規雇用就業率（正規雇用就業者の人口に対する比率）は、大卒以外の学歴の場合にも「きりん型」に近いことも、指摘されてきた（Abe 2008）。
- 7) 賃金センサスでは、都道府県別に一般労働者の平均勤続年数が報告されている。2002年のデータを用いて女性一般労働者の平均勤続年数を被説明変数とし、年齢要因をコントロールするとともに、本稿の図表-5 [1]で用いられている地域変数を含めて推計を行ったところ、日本海側の地域での女性の勤続年数はベースグループと比較して1.1年程度長いことがわかった。しかしこの1年程度の差が、日本海側で就業継続の傾向が強いいためなのか、それとも就業中断後の再参入が容易なためなのかは、勤続年数の平均値から推論することは難しい。
- 8) ここで、就調は世帯を調査しており、一方、賃金センサスは労働者の勤務地に対応する事業所を調査しているため、勤務地と居住地では所属する都道府県が異なる可能性があることに注意が必要である。

- 9) 上記で算出された時間あたり賃金は、労働時間でウェイト付けされた時間あたり賃金に対応している。
- 10) 男女間賃金比にも実は大きな地域差が存在しており、それは男女の平均勤続年数の比をコントロールしたもとでも存在している。しかしながらその地域差のパターンは、正規雇用就業率とは異なっており、日本海側地域において男女間賃金比が高くなってはいない。一方で、男女間賃金比が高くなる傾向が強いのは、北海道・京都・高知・沖縄であった。
- 11) 地域ブロックとは、北海道、東北、東京以外の首都圏（埼玉・千葉・神奈川）、東京、関東甲信越、北陸、東海、大阪を除く近畿、大阪、中国、四国、九州といったかたちでの地域の分類のことを指す。
- 12) このうち、小原（2001）は地域ブロックダミーと大都市・市部のダミーの両方を含めている。
- 13) ただしこの場合に、賃金センサスからのデータは大都市・市部別にとることはできないので、該当する都道府県レベルの賃金のデータを当てはめて用いる。
- 14) [2] の地域ブロックの推計の際には、日本海側 7 県との交差項ではなく、北陸地域で30～54歳であるダミー変数を用いた。
- 15) 三世同居率は、就調（2002年）のデータから、都道府県別に2人以上構成員のいる一般世帯数を分母とし、夫婦、子供と親から成る世帯を分子として算出した。大都市・市部についても同様の方法で算出した。ただし、この比率は年齢階級別には集計されていない。
- 16) 年齢階級ダミーと学歴シェアの交差項（7つの年齢階級について4つの学歴のシェアを交差させた28の変数に対する27個の変数）を含めて推計した場合のこの変数の係数が、同一の年齢階級についてはすべて等しいというワルド検定を行ったところ、それらの係数が等しいという仮説は棄却された。したがって正規雇用就業率の回帰分析では、この交差項を説明変数に含めている。
- 17) 労働需要要因は賃金に影響するかたちでのみ労働供給に影響を与える、という定式化については、例えば Ham and Reilly (2002) に具体的な説明がある。また、先行研究でどのような説明変数が用いられてきたかについては、図表-3を参照。
- 18) 本稿の最大の特徴は、年齢階級別のデータを用いて女性の正規雇用就業の地域差を分析したことである。本来は、賃金変数として正規雇用者賃金のみでなく、パート賃金も含めることが望ましいかもしれない。しかしながら、賃金センサスで得られる都道府県別のパート賃金は年齢階級計のもののみである。地域と年齢階級別の賃金の変動を用いて弾力性を推計することが本稿の主眼であるので、パート賃金は推計に含めていない。ただ、賃金センサスの女性パート賃金（年齢階級計）のデータと本稿で用いた女性の賃金（年齢階級別）の相関を年齢階級別に調べたところ、7つの年齢階級すべてにおいて、相関係数は0.897以上であった。
- 19) 例えば、高い賃金が労働供給を増やすという代替効果や、妻の賃金が夫の賃金に比較して高いときに妻の就業が促されるといった家庭内分業仮説を前提とすると、

女性の賃金が高いことは女性の労働供給を増やすはずである。女性の賃金が相対的に低い（ここで用いている男女間賃金比の指標の値が小さい）地域で女性の正規雇用就業率が高いことは、代替効果や家庭内分業仮説とは逆の方向の相関を示していることになる。

- 20) 本稿では既婚女性のサンプルを用いていないことから、男女間賃金格差が家庭内分業仮説を支持する変数として実際には反映していない可能性も否定できない。しかし、1997年については、有配偶者のサンプルでの推計も可能である（ただし、有配偶者に限った学歴シェアについての変数が集計データでは得られないため、定式化が若干異なる）。その推計結果の主要なパターンは、女性全体のデータを用いた推計と大きくは変わらなかった。
- 21) 1997年の就調の集計データを用いた推計も行った。この年のデータについても、地域変数の加え方によって男女間賃金比や男性所得の係数の値が影響を受けていた。その一方でバイアスの方向に関しては、1997年と2002年とでは結果が異なっている部分もあった。

文献

- 阿部正浩, 2001, 「女性の労働供給と世代効果——擬似コーホート・データを利用した実証分析」 脇坂明・富田安信編『大卒女性の働き方——女性が仕事をつづけると、やめるとき』日本労働研究機構, 21-43.
- 黒田祥子・山本勲, 2007, 「人々は賃金変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか?——労働供給弾性値の概念整理とわが国のデータを用いた推計」『金融研究』26 (2) : 1-40.
- 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』493: 15-29.
- 武石恵美子, 2007, 「マクロデータでみる女性のキャリアの変遷と地域間比較」『生涯学習とキャリアデザイン』法政大学キャリアデザイン学会, 4: 19-34.
- 水落正明, 2006, 「家計の時間配分行動と父親の育児参加」『季刊 社会保障研究』42 (2) : 149-64.
- 労働省女性局, 1998, 『平成9年版 働く女性の実情』財団法人21世紀職業財団.
- 労働省女性局, 2000, 『平成11年版 女性労働白書——働く女性の実情』財団法人21世紀職業財団.
- Abe, Yukiko, 2008, "The Equal Employment Opportunity Law and Labor Force Behavior of Men and Women in Japan," mimeo, Hokkaido University.
- Ham, John C., and Kevin T. Reilly, 2002, "Testing Intertemporal Substitution, Implicit Contracts, and Hours Restriction Models of the Labor Market Using Micro Data," *American Economic Review*, 92 (4) : 905-27.
- Nawata, Kazumitsu and Ii Masako, 2004, "Estimation of the Labor Participation and Wage Equation Model of Japanese Married Women by the Simultaneous Maximum Likelihood Method," *Journal of the*

- Japanese and International Economies*, 18: 301-15.
- Ogawa, Naohiro and John F. Ermisch, 1996, "Family Structure, Home Time Demands, and the Employment Patterns of Japanese Married Women," *Journal of Labor Economics*, 14: 677-702.
- Sasaki, Masaru, 2002, "The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women," *Journal of Human Resources*, 37 (2) : 429-40.
- Ueda, Atsuko, 2007, "A Dynamic Decision Model of Marriage, Childbearing, and Labour Force Participation of Women in Japan," *Japanese Economic Review*, 58 (4) : 443-65.
- Yamada, Tadashi, Yamada Tetsuji and Frank Chaloupka, 1987, "Using Aggregate Data to Estimate the Part-time and Full-Time Work Behavior of Japanese Women," *Journal of Human Resources*, 22 (4) : 574-83.
- Yamada, Tadashi and Yamada Tetsuji, 1986, "Fertility and Labor Force Participation of Married Women: Empirical Evidence from the 1980 Population Census of Japan," *Quarterly Review of Economics*

and Business, 26 (2) : 35-46.

- Yamada, Tadashi and Yamada Tetsuji, 1987, "Part-Time Work of Married Women in Urban Japan," *Quarterly Review of Economics and Business*, 27 (1) : 41-50.

(2008年7月3日掲載決定)

あべ・ゆきこ 北海道大学大学院経済学研究科 准教授。主な論文に "The Effects of the 1.03 Million Yen Ceiling in a Dynamic Labor Supply Model" (*Contemporary Economic Policy*, forthcoming, 2008)。労働経済学専攻。(abey@econ.hokudai.ac.jp)

こんどう・しおり 東日本旅客鉄道株式会社勤務。

もり・くにえ 下関市立大学経済学部 准教授。主な論文に「観光産業におけるサービスの質に関する実証分析」(『都市学研究』43, 2006)。応用ミクロ経済分析専攻。(mori-k@shimonoseki-cu.ac.jp)

世帯収入の変動とその心理的影響についての日韓比較[†]

村上 あかね

(東京大学社会科学研究所 准教授)

1. 問題の所在と本稿の目的

1990年代後半、アジアの国々は経済的危機に見舞われていた。日本は、長引く平成不況のただ中にあったし、韓国は1997年に金融不安が拡大した。1997年10月には、タイ、インドネシアの通貨が暴落し、韓国もダメージを受け、企業が相次いで倒産した。また、翌年には実質経済成長率も大幅に減少し、失業率も高くなるなど、深刻な状況を呈した。

本稿では、このような状況に対して、家族がどのような対処をとったのかを、日本と韓国のデータをもとに検証する。韓国は自営業者が多いなど、日本と韓国の産業構造は必ずしも同一ではないが、1990年代後半から失業率が比較的高い水準で推移している点は共通する。たとえば、韓国では1997年から2001年にかけて、2.6%、6.8%、6.3%、4.1%、3.7%であるのに対し（財団法人世界経済情報サービス 2002）、日本では3.4%、4.1%、4.7%、4.7%、5.0%である。

この2カ国を比較するのは、1990年代以降、両国とも経済格差が広がっているという共通点があるからだ。韓国は急激に経済的危機に陥ったものの（通貨危機）、経済指標は急速に回復した。しかし、ジニ係数はなかなか低下していない（権 2006）。日本のジニ係数も低下の兆しは見られない。

このような社会の変化を受けて、Kwon et al. (2003) など、経済的危機と家族に関する研究の蓄積が韓国では多い。本稿では十分に触れられないが、Kwon et al. (2003) らの論文は、経済的

困難とその心理的影響についての分析だが、クロスセクションデータでなく、パネルデータで比較することの重要性が指摘されているからである。また、この論文はランダムサンプルに基づいた分析ではない。そのため、韓国のパネル調査データ (Korean Labor and Income Panel Study; KLIPS) を用いる意義がある。ただし、第4節で後述するように、厳密な意味での比較が難しいデータであるが、本稿は今後の研究をより発展させるための土台と位置づけ、経済的困難の心理的影響について分析する。

2. 経済的困難と家族——家族ストレス論、ライフコース論アプローチとの関連から

経済的困難（収入の低さ、あるいは収入の減少）が、生活に及ぼす影響については、数多くの蓄積がある。それらは、1930年代のアメリカの大恐慌、1980年代のアメリカの農業危機（Meyer and Lobao 1997）、1990年代の韓国IMF危機（Kwon et al. 2003）を背景に研究が進められた（1990年代のアメリカの状況についてはWhite and Rogers (2000) など）。日本においては、炭鉱の閉山にともなう労働者の離職についての研究（早稲田大学グループ）もある。

このような研究の論点は、大きく分ければ①経済的困難にたいして家族がどのような対処を採用するか、②経済的困難は、家族にどのような影響を及ぼすか、どのように適応するか、に整理できる。①についていえば、筆者も、スト

レスをもたらすライフイベント（失業、病気など）を経験したときに、日本人は政府や市場よりも自分自身に頼ることを見いだした（ホリオカ・小原・村上 2002, 2004; Horioka, Murakami and Kohara 2002）。

経済的困難に焦点をあてた研究は家族ストレス論の流れに位置づけられる。Conger et al. (1990) のFamily Stress Modelでは、経済的危機（必要経費に対する収入比、不安定な職業など）が、経済的な事柄に関する緊張をもたらし、夫婦の心理や結婚の質に影響し、最終的に結婚の不安定性をもたらすと想定している。分析の結果明らかになったことは、経済的困難は、夫の行動を媒介として妻の結婚の質にたいする評価に間接効果を及ぼすこと、そして夫の行動という媒介変数を除くと、経済的困難は妻の感情にほとんどあるいはまったく影響を及ぼさなくなることである。

また、このモデルを援用したKwon et al. (2003) では、経済的プレッシャーがディストレスをもたらし、それが結婚生活におけるコンフリクトを経由して、結婚満足度に影響を与えると想定した。韓国人夫婦286組を対象とした分析から、経済的プレッシャーは、妻や夫のディストレスを通じて結婚満足度と間接的な関係があること、ディストレスは高レベルのコンフリクトと関連があることがわかった。この結果は、アメリカやほかの文化のデータに対してFamily Stress Modelを適用したほかの研究とおおむね一致する。しかし、韓国独自の文化的・経済的文脈のため、いくつかの違いがみられた。第一に、夫のディストレスは夫婦関係満足度と関連がなかった。第二に、経済的プレッシャーとコンフリクトとの間には、直接的な関連があった。

一方、『大恐慌の子供たち』をはじめとする、ライフコースアプローチに基づくエルダーらの研究も、経済的困難が家族に及ぼす影響を分析している。多くの研究があるが、パネルデータの強みを生かした分析が多い。ここで参考にするLiker and Elder (1983) では、2時点における収入の減少・経済的困難と3時点における夫婦の不安

定性・お金に関する争い、結婚生活における緊張、といった要素が相互に影響しあう関係があるか検証を試みている。さらに、収入の減少が夫婦の不安定性に及ぼす影響が、資源の多寡によっていかに媒介されるのかも検証している。分析の結果、(1) 1930年代初頭の大きな収入の減少がお金に関する争いをもたらし、それが結婚生活における緊張をもたらしたこと、(2) 大きな収入の減少が、夫の不安定性を高め、夫婦関係にマイナスの影響を及ぼしたこと、(3) これらの影響は、対処資源を持たない家族においてもっとも顕著であったことを見いだした。なお、ここでの対処資源とは、具体的には結びつきの弱い結婚、不安定な夫などを指す。

3. 分析

(1) 分析で検証する仮説

2節で検討した先行研究やデータの性質を考慮し、本稿では、「収入の減少は、家族生活に対する評価を低める。ただし、対処資源があれば、評価の低下は和らぐ」との仮説を検証する。

(2) 分析に用いるデータ

本稿の分析では、1998年から2001年に調査された日本と韓国の4年分のパネルデータを用いる。なお、この期間は、韓国においてジニ係数が高止まりであった時期に相当する（権 2006）。日本のデータは家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」(Japanese Panel Survey of Consumers; JPSC) である。この調査は1993年に日本全国に居住する24～34歳の女性を層化二段抽出法によって抽出し、現在まで留置法により毎年調査を実施している。詳細は、財団法人家計経済研究所編(2006)などを参照されたい。韓国のパネル調査(KLIPS)は、韓国の労働省が主体となって実施している。1998年に都市部に在住する5000世帯を層化二段無作為抽出法により抽出し、15歳以上の世帯員を対象に、現在まで毎年調査を実施している。原則として調査票を用いた面接法によってデータが収集されている。調査の詳細や調査票は、

図表-1 回帰分析に用いた変数の記述統計量

	日 本	平均値	標準偏差
被説明変数			
説明変数	夫婦関係満足度（2001年）	3.506	0.998
	収入の変動幅	4.628	29.528
	等価年収（1997年）	315.617	116.396
	夫婦関係満足度（1999年）	3.622	0.997
	収入満足度（1998年）	2.380	0.711
	妻の教育年数	12.633	1.594
	収入の変動幅×夫婦関係満足度（1999年）*	2.420	28.101
	収入の変動幅×妻の教育年数*	-1.675	37.416

ケース数は468

年収の変動幅は、 $[(1997\text{年の収入} - (1998 \sim 2000\text{年の収入の最小値})) / 1997\text{年の収入}] \times 100$ で求めた。

*の交互作用項は各変数をセンタリングしてから作成した（韓国も同様）。

	韓 国	平均値	標準偏差
被説明変数			
説明変数	家族関係満足度（2001年）	3.710	0.617
	収入の変動幅	19.997	45.247
	等価年収（1997年）	998.755	525.335
	家族関係満足度（1999年）	3.825	0.649
	収入満足度（1998年）	2.642	0.836
	妻の教育年数	11.651	2.335
	収入の変動幅×家族関係満足度（1998年）	-1.046	31.425
	収入の変動幅×妻の教育年数	-6.537	86.774

ケース数は782

韓国労働統計局のウェブサイトを参照されたい。また、分析にあたっては、対象を、1998年時点で29歳から39歳の有配偶女性で、1998年から2001年まで、一貫して同じ相手と婚姻を継続していると判断される女性とした。

(3) 分析に用いる概念（変数）の定義

説明変数／媒介変数 ①収入の減少。Liker and Elder (1983)にならい、 $[(1997\text{年の家族収入} - 1998 \sim 2000\text{年の収入のうち最も低い年の家族収入}) / 1997\text{年の家族収入}] \times 100$ とした。Liker and Elder (1983)では世帯収入を用いているが、本稿では前年の世帯員一人あたりの収入（世帯人数の平方根で除した等価収入）を用いた。さらに、この時期は韓国において消費者物価総合指数が大きく上昇した（2005年を100.0とすると、1997年は76.6、1998年は82.3、1999年は83.0、2000年は84.9）。日

本はあまり上昇していないが（2005年を100.0とすると、1997年から順に102.7、103.0、103.3、102.2）、日韓とも収入を実質化した。なお、JPSCでは税引き前、KLIPSでは税引き後という違いがある。②お金に関する争い。いずれのデータとも争いを直接測定する項目がなかったため、収入満足度を用いた。JPSCでは4件法、KLIPSでは5件法である。③社会経済的資源（生活資源）。(ア)教育年数（中退は卒業には含めない）。基本的には両国の学制は同じであり、中学校卒9年、高等学校卒12年のように連続変数とした（文部科学省 2005）。(イ)不安感。Liker and Elder (1983)では夫や妻が不安定かどうかを心理的な資源としている。KLIPSには代替可能な変数がなかった。したがって、本稿では日韓いずれの分析にも用いなかった。

被説明変数 家族生活に対する評価。JPSCでは4件法の夫婦関係満足度を、KLIPSでは5件法

図表-2 夫婦関係満足度の規定要因に関する分析結果（日本）

	モデル 1	モデル 2
収入の変動幅	0.027	-0.010
等価年収（1997年）	0.028	-0.038
夫婦関係満足度（1999年）	-	0.589***
収入満足度（1998年）	-	0.114**
妻の教育年数	-	1.298
収入の変動幅×夫婦関係満足度（1999年）	-	-0.138
収入の変動幅×妻の教育年数	-	-0.164
修正済み決定係数	-0.002	0.389
F値	0.439	43.561***
ケース数		468

有意水準は、*** 0.1%、** 1%、*5%、+10%

係数は標準化偏回帰係数。定数項はいずれも有意であった。

図表-3 家族関係満足度の規定要因に関する分析結果（韓国）

	モデル 1	モデル 2
収入の変動幅	-0.094**	-0.041
等価収入（1997年）	0.109**	0.030
家族関係満足度（1999年）	-	0.201***
収入満足度（1998年）	-	0.106**
妻の教育年数	-	0.050
収入の変動幅×家族関係満足度（1999年）	-	0.041
収入の変動幅×妻の教育年数	-	0.054+
修正済み決定係数	0.012	0.073
F値	5.858**	9.839***
ケース数		782

有意水準は、*** 0.1%、** 1%、*5%、+10%

係数は標準化偏回帰係数。定数項はいずれも有意であった。

の家族関係満足度である。厳密には両者は異なり、また変数がある期間も異なるが、やむをえず内容的に同じものと見なした。

分析に用いた変数の記述統計量は、図表-1の通りである（予備的な分析の段階で、平均値±2標準偏差を原則として、外れ値は除去している）。また、変数は調査年の前後（つまり因果の順序）を考慮して投入している。

（4）収入変動の心理的影響

世帯年収が変動したことによる心理的影響について重回帰分析を行った結果を、図表-2（日本）と図表-3（韓国）に示した¹⁾。

まず、図表-2に示した日本の結果からみることにする。被説明変数は2001年の結婚満足度である。値が大きくなるほど満足度が高いことを意味する。年収の変動幅および1997年の年収の2変数を投

入したモデル1は、モデル自体が有意ではなかった。モデル2にはモデル1の2変数に加えて過去の夫婦関係満足度、収入満足度を含めたところ、モデル自体も有意であり、これら2つの心理的な変数はすべてが有意であった。過去の夫婦関係満足度や収入満足度が高いほど、後の夫婦関係満足度も高い。妻の教育年数と交互作用項は有意ではなかった。妻の教育年数に象徴される社会階層などの資源の多寡は、収入の変動による影響を緩和しないようだ。

一方、韓国（図表-3）については、被説明変数は2001年の家族関係満足度である。こちらも、値が大きくなるほど満足度が高いことを意味する。モデル1からは、年収の変動幅が大きければ家族関係満足度が低くなり（係数の符号はマイナス）、収入が高ければ家族関係満足度が高い（係数の符号はプラス）ことがわかる。日本の結果に

比べると理解しやすい結果である。モデル2は、モデル1に心理的な変数、妻の教育年数、交互作用項を投入した。すると、収入の変動幅および収入の効果は有意ではなくなった（ただし、収入を実質化しなければ収入の効果は10%水準で有意であった）。日本と同様、過去の家族関係満足度や収入満足度が、後の家族関係満足度に効果を持っている。妻の教育年数は有意ではなかった。なお、収入の減少幅と妻の学歴との交互作用効果は10%の有意水準にとどまっていた。

以上、日本と韓国の結果を比較し、共通点と相違点をまとめてみよう。

両国に共通する結果は、過去の家族関係満足度や収入満足度が高いとその後の夫婦（家族）関係満足度も高いことである（モデル2）。過去の満足度が影響しているのは、家族関係は過去からの積み重ねによって形成されるためであろう。過去の家族関係が良好であれば比較的家族は安定するといえる。ただし、収入の変動幅と過去の家族関係満足度の交互作用項は両国とも有意ではなかった。収入満足度の効果の大きさは予想外であった。両国とも妻は夫などに対して稼得能力を期待しているとみなせるが、主観的に見て満足いく収入が得られていることが重要であり、収入の変動幅や収入の絶対額はほとんど意味を持たなかったことは興味深い。収入額や収入の変動幅の絶対額よりも、望ましい暮らしむきがある程度達成できていればよいと考えているのかもしれない。なお、ここでは結果は示さないが、両国とも過去の結婚満足度や収入満足度の値をモデルから除くと、妻の教育年数が有意な正の効果を持っていた。つまり、学歴が高いほど結婚満足度が高いということの意味する。

相違点は、まず年収の変動幅や収入の効果（モデル1）である。日本ではいずれの変数も有意ではなかった。一方、韓国では年収の変動幅が大きいと（家族）関係満足度が低下し、韓国では逆に年収が高いほうが（家族）関係満足度が高い。韓国の女性の家族関係満足度が年収の影響を受けることは、意外に感じられた。なぜなら、2003年のアジア・バロメーター調査では

家計支持者が死亡・病気で働けなかった場合の対処方法を尋ねているが（猪口ほか編 2005）、両国にはある違いが見られるからだ。両国とも、家族が働くとの回答が最も多いが、社会福祉に頼るとの回答が多い日本に比べると、韓国では親戚が面倒を見てくれる、近所の人などが見てくれるといった回答が多い。したがって、家族の収入が変動しても、対処方法があるため、それほど大きなダメージにはならないと考えたからだ。ただし、モデル2では収入および収入の変動の効果は有意ではない。

さて、再びモデル1に戻り、両国の違いを生んだ原因を考えてみよう。2つの理由が考えられる。第一に、経済的危機の性質の相違である。韓国の経済的状況の悪化は急激に訪れ、その影響力も甚大であったのではないか。一方、日本の経済的状況の悪化は、長期に及びまた緩慢であり、本稿の分析対象者にとっては、影響は比較的小さかったのかもしれない。第二に、分析期間の問題である。日本のデータは調査が始まってからある程度の期間が過ぎており、影響が小さかったと考えられる。

4. 結論および今後の課題

本稿は、1990年代の日本と韓国において、①収入の変動が妻の夫婦（家族）関係満足度にどのような影響を与えたか、②家族の資源の多さは夫婦（家族）関係満足度の低下を和らげたか、の2点を検討した。その結果、①-(a) 年収の変動幅や過去の収入は、韓国女性の家族満足度に影響を及ぼすが、日本ではその影響が見られないこと。また、韓国でもほかの変数を投入すると影響がないこと、①-(b) 過去の夫婦（家族）関係満足度や収入満足度の高さは後の夫婦（家族）関係満足度に影響することが明らかになった。年収の変動幅や過去の年収が収入満足度を媒介として、夫婦（家族）関係満足度に影響するメカニズムがあることも予想できる。

本稿では、次の2点で大規模パネルデータの特徴を生かすことを目指した。第一に、これまでの家

族ストレス論／ライフコース研究の多くは、ごく少数の(特定の出来事に遭遇した)ケースを分析対象にしていたため、計量分析が困難であった。もちろん、少ないケースを対象に、詳細な研究を行うことは重要である。しかし、本稿では、収入の変動の幅というより包括的な変数を用いてより多くのケースを分析に含めることが可能になった。

第二に、パネルデータのメリットを生かして、説明変数に過去の値を投入した。そうすることで、夫婦関係が積み重ねのうえに成り立つことがうかがえた。しかし、過去の値が複数存在するうち、いつの時点の状態がもっともよく予後を予測できるのかは残された課題である。先行研究(Liker and Elder 1983)では、複数年度のデータを縮約するため、説明変数や被説明変数について複数年度の変数の平均を取っていた。しかし、この手法には問題があると考えたため、採用しなかった。なぜなら、1年目の夫婦関係満足度も2年目の夫婦関係満足度も2点と答える人(2時点の平均は $(2+2) \div 2 = 2$ 点)と、1年目の夫婦関係満足度は3点であったにもかかわらず、2年目は1点と答える人(2時点の平均は $(3+1) \div 2 = 2$ 点)では、同じ平均点であっても大きく意味が異なるからである。今後の改善点としては、理論と実証手続きの対応をより妥当なものにすることが挙げられる。たとえば、妻の意識を問題にするのであれば、家族員一人当たりの収入の変動よりも、夫の収入の変動を説明変数としたほうがさらに望ましかったかもしれない。妻が就業することによって、家族員一人当たりの収入が増加することもありうるからだ。また、交互作用項は有意ではなかったことについて、妻の教育年数、あるいは心理的な変数よりも、世帯の預貯金や家の所有状況などもっと世帯の経済的状况に関わる直接的な変数を入れたほうが資源としての意味がより明確といえそうだ。手法的には、潜在成長曲線モデル(Menard 2002)などを用いることで、より丁寧に、より長期的な変化パターンを記述し、分析を行うことも重要であろう。そうすることで、経済的困難からのレジリエンス(resilience)についての仮説を検証することも可

能になり、家族ストレス論／ライフコース論の枠組みを実証的に検証する射程がさらに広がるであろう。これらの点を考慮しつつ、日本や韓国それぞれの社会の特性をより考慮して研究を深めていきたい。

† 本論文は財団法人家計経済研究所の調査研究プロジェクト「パネルデータを用いた国際比較」の成果の一部である。

注

- 1) 予備的な分析では、日本と韓国のいずれのデータについても、収入満足度の規定要因も確認した。詳細な結果は示さないが、収入が低いことならびに収入の変動幅が大きいことが収入満足度を低下する有意な効果があった。

文献

- 猪口孝・田中明彦・ミゲルバサネズ ティムール ダダバエフ編, 2005, 『アジア・バロメーター 都市部の価値観と生活スタイル——アジア世論調査(2003)の分析と資料』明石書店。
- 権五景, 2006, 「通貨危機がもたらした韓国の格差社会」『ニューズレター』新潟県内地域総合研究所, 192: 13。
- 財団法人家計経済研究所編, 2006, 『パネルデータにみる世代間関係——消費生活に関するパネル調査(第13年度)』財団法人家計経済研究所。
- 財団法人世界経済情報サービス, 2002, 『ARCレポート 韓国』財団法人世界経済情報サービス。
- ホリオカ, チャールズ ユウジ・小原美紀・村上あかね, 2002, 「日本人はリスクにどう対処するのか?」家計経済研究所編『停滞する経済、変動する生活——消費生活に関するパネル調査(第9年度)』財務省印刷局, 45-60。
- ホリオカ, チャールズ ユウジ・小原美紀・村上あかね, 2004, 「デフレ時代におけるリスク対処法」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 235-260。
- 村上あかね, 2005, 「生活に大きな変化をもたらす出来事を体験するのは誰か?」家計経済研究所編『リスクと家計——消費生活に関するパネル調査(第12年度)』国立印刷局, 65-82。
- 文部科学省, 2005, 『教育指標の国際比較(平成17年度版)』。
- Conger, Rand D., Glen H. Elder, Jr., Frederick O. Lorenz, Katherine J. Conger, Ronald L. Simons, Les B. Whitbeck, Shirley Huck, and Janet N. Melby, 1990, "Linking Economic Hardship to Marital Quality and Instability," *Journal of Marriage and the Family*, 52 (3): 643-656。
- Finkel, Steven E., 1995, *Causal Analysis with Panel Data*, Thousand Oaks: Sage。
- Horioka, Charles Yuji, Akane Murakami, and Miki

- Kohara, 2002, "How Do the Japanese Cope with Risk?," *Seoul Journal of Economics*, 15 (1) : 1-30.
- Korean Labor Institute, KLIPS User' s Guide (https://www.klire.kr/kli/html_kor/labp_eng/01.asp)
- Kwon, Hee-Kyung, Martha A. Rueter, Mi-Sook Lee, Seonju Koh, and Sun Wha Ok, 2003, "Marital Relationships Following the Korean Economic Crisis: Applying the Family Stress Model," *Journal of Marriage and the Family*, 65 (2) : 316-325.
- Liker, Jeffrey K. and Glen H. Elder, Jr., 1983, "Economic Hardship and Marital Relations in the 1930s," *American Sociological Review*, 48 (3) : 343-359.
- Liker, Jeffrey K., Sue Augustyniak, and Glen H. Elder, Jr., 1985, "Panel Data and Models of Change: A Comparison of First Difference and Conventional Two-Wave Models," *Social Science Research*, 14: 80-101.
- Menard, Scott, 2002, *Longitudinal Research*, 2nd ed., Thousand Oaks: Sage.
- Meyer, Katherine and Linda Lobao, 1997, "Farm Couples and Crisis Politics: The Importance of Household, Spouse, and Gender in Responding to Economic Decline," *Journal of Marriage and the Family*, 59 (1) : 204-218.
- White, Lynn, and Stacy J. Rogers, 2000, "The Economic Context of Relationship Outcomes: A Decade in Review," *Journal of Marriage and the Family*, 62: 1035-1051.

むらかみ・あかね 東京大学社会科学研究所 准教授・
財団法人 家計経済研究所 客員研究員。主な論文に「住
宅取得のタイミングと職業・家族の役割」(『理論と方法』
43, 2008)。計量社会学・社会調査法専攻。
(murakami@iss.u-tokyo.ac.jp)

働くあなたを応援します

——女性と仕事の未来館

佐藤 千里

(財団法人 女性労働協会 女性と仕事の未来館 事業部企画課長)

1. 「女性と仕事の未来館」とは

女性の人生の中で「働く時代」の比重が高まった今、女性は働くことを通じて自己実現を達成し、生涯を充実したものにする道を模索しています。

豊かで活力ある社会を築いていく上で、女性が社会のあらゆる分野に参画していくこと、とりわけ働く場において、女性が結婚や出産にかかわりなく仕事ができ、生き生きと自分らしい働き方を実現することが可能となるような環境整備をしていくことが重要な課題となっています。

こうした状況の下で、「女性と仕事の未来館」は、厚生労働省の施設として、2000年1月に開館しました。現在、9年目を迎え、開館以降約110万人以上の方に来館いただきました。今回は、働く女性・働きたい女性が、健康でかつ、その能力を十分に発揮できるよう支援するための全国唯一の事業拠点である「女性と仕事の未来館」の事業（女性と仕事総合支援事業）について紹介します。

2. 女性と仕事総合支援事業の概要

(1) 能力発揮事業

女性がその能力を十分発揮しつつ働き続けられるよう、また働き方の一つの選択肢として注目されている起業を希望する女性を支援するための各種事業を実施しています。

●能力発揮セミナーの開催

●起業セミナーの開催

●能力発揮・起業などの働くこと全般に関する相談の実施 など

(2) 健康促進事業

女性が働く上で、職場でのストレスや過労などによる精神的・身体的な問題に対処し、健康を保持増進できるよう支援するための各種事業を実施しています。

●健康に関するセミナーの開催

●健康に関する相談体制強化のための研修会の開催

●健康問題全般に関する相談の実施 など

(3) 情報・広報事業

働く女性の健康保持や女性が働く上で役立つさまざまな情報を発信するとともに、事業を幅広く周知させるための広報などを実施しています。

●広報・PR活動

●働く女性のあゆみ展示、現在・未来展示、企画展示

●女性と仕事の情報ライブラリー

●未来館ホームページによる情報提供 など

(4) その他

働く女性・働きたい女性を支援する内容の事業を実施する団体などに対し、ホール・セミナー室などの施設の貸し出しを実施しています。

3. 働く女性のための相談室の取り組み

働く女性を取り巻く状況は急激に変化しています。次は、開館以来「女性が働くこと」に関する



相談風景

さまざまな相談を受けて未来館相談室の取り組みについて詳しく紹介します。

(1) 相談のしくみ

女性と仕事の未来館相談室では、女性が仕事をする上で直面するさまざまな迷いや疑問、不安を抱える女性を支援するため、総合相談と特別相談を実施しています（写真）。総合相談は、相談室の窓口としてすべての相談を受け付け、制度や法律の紹介、適切な機関へのリファーを行います。専門家によるアドバイスが必要な場合は特別相談に付託します。

特別相談は、キャリアカウンセリング、こころの相談、法律相談、健康相談があり、それぞれ産業カウンセラーや臨床心理士、弁護士、医師などが担当し、相談者一人ひとりの問題解決に向けた糸口を提供しています。

(2) 相談内容の傾向

平成19年度の総合相談の相談内容の傾向は、表にもあるように、最も多いのが「求職活動」で、仕事選びや求職活動のノウハウ、希望する業界・仕事の情報などについての相談が多くを占めています。次いで「こころと身体」「キャリア形成」「人間関係」となっています。最近の相談傾向を特別相談員に伺ったところ、「長い目で見たキャ

図表-1 相談内容の傾向（総合相談・平成19年度）

内 容	割 合 (%)
求職活動	24.4
こころと身体	17.9
キャリア形成	16.3
人間関係	16.0
適職・適性	7.9
労働条件	5.3
会社とのトラブル	3.9
仕事の進め方	3.6
労働環境	1.8
起業	0.9
均等待遇	0.6
その他	1.4
合 計	100.0

リアについての相談が増えている一方、メンタル、パーソナリティ障害などにかかる相談が増えている」「職場の対人関係に悩む人が多い。どういうふうになんに対処したらいいかわからない、コミュニケーションの仕方、人との距離のとり方に悩む人が多い」とのことでした（図表-1）。相談員の多くが、ストレスや心身の問題に悩む相談者の増加を実感しているのが現状です。

以上のように、女性と仕事の未来館では働く女性・働きたい女性が自分らしい未来を切り拓くためのさまざまなチャレンジを総合的にバックアップしています。一人ひとりの目的・ニーズに合わせた利用が可能です。女性はもちろん女性とともに働く男性もご利用いただけます。ぜひ一度ご来館ください。

なお、女性と仕事の未来館の所在地、開館時間など詳細については、ホームページをご覧ください。どうか、電話にて（TEL 03-5444-4151）お問い合わせ下さい。

さとう・ちさと 財団法人 女性労働協会 女性と仕事の未来館 事業部企画課長。（<http://www.miraikan.go.jp>）

左右田喜一郎の文化価値哲学

塩野谷 祐一

(財団法人 家計経済研究所 会長)

経済の体制的枠組みが安定している時代とは違って、流動化の兆しが明らかとなったとき、体制の古いあり方についても、新しいあり方についても、根本的な思索が求められる。それが経済哲学である。GDPの成長率が何パーセントであるとか、雇用の形態がどうであるかといった考察は、経済学のテーマであるが、それは経済の外面的な姿をとらえるにすぎない。経済哲学は経済学に関するメタ理論であって、経済の「意味・意義・価値」を問うものである。

世界的に見て、経済哲学という学問領域の確立に貢献したのは、左右田喜一郎（1881～1927）である。彼は明治末期から昭和初期にかけて、主として大正期を中心に活躍した学者である。左右田銀行という家業を継いだために、銀行の頭取であったが、本業としては、一橋大学の前身である東京高等商業学校および東京商科大学において教鞭をとった。若くして死去したために、わずか20年足らずの学究生活であったが、わが国において経済哲学の隆盛をもたらした。彼は道德哲学、法哲学、政治哲学、宗教哲学などがあるのに、なぜ経済哲学がないのかと問い、経済生活の意義を解明することを求めた。経済活動は人間の物質的基礎を与えるものとして不可欠でありながら、金銭や利得にかかわるものとして軽蔑され、一般に哲学の対象にならなかったのである。

左右田は一橋で経済学を学んだ後、主としてドイツに9年間留学し、新カント派の哲学者リッケルトに学び、ドイツ語で二冊の本を書いた。『貨幣と価値』（1909）と『経済法則の論理的性質』（1911）である。日本に帰ってからは『経済哲学

の諸問題』（1917）と『文化価値と極限概念』（1922）を出版した。彼は当時、西田幾多郎（1870～1945）と並んで、国際的に通用する独創的な思想を展開した。西田哲学という名称は、左右田がつけたものである。

左右田の業績が注目に値するのは、二つの理由からである。一つは、その歴史的文脈である。日本に大学ができ、西欧の学問が導入されるようになったとき、日本の哲学界がはじめて直面したのが新カント派哲学であった。リッケルトは自然科学に対抗して、人文・社会科学の基礎を確立するため、「文化価値」の哲学を展開した。人間の活動は価値創造の生活であり、その活動の成果は文化である。人文・社会科学の対象は自然科学の対象と違って、認識目的としての文化価値に関係づけることによって、はじめて取り上げるに値するものとなる。事実認識に先行して価値評価があり、価値が事実の根拠となる。左右田はこの文化価値哲学を経済に適用し、経済を独自の文化領域として確立した。

左右田についてのもう一つの注目点は、彼の理論の内容である。左右田の哲学は、経済学をカントおよび新カント派と結びつけるという独特の試みであった。彼は一方で、経済を貨幣によって測られた経済価値に基づく評価社会とみなし、他方で、人間性を開発し向上させることによって、経済を文化価値実現のための一つの領域とみなした。第二次大戦後、道德哲学において、ジョン・ロールズ（1921～2002）がカントの「道徳的人格」の概念を基礎として、正義の理論を展開したが、左右田はそれよりも広い新カント派的な「文

化的人格」の観念を基礎として、卓越・創造の価値理論を構築した。

哲学は認識論・存在論・価値論を含む。左右田の経済哲学がこの三部門についてどのような特徴を持っていたかを述べよう。まず認識論については、左右田は、経済学の認識目的は歴史的存在としての経済の個別的特性を明らかにすることにあると考え、経済の歴史的文化価値を認識論的基礎とみなした。文化価値は規範であって、規範と関連づけることによってはじめて、経済生活の認識が可能となり、経済学が成立する。そしてこのような経済領域の特定のためには、カント的意味での論理的アプリアリが必要であり、左右田はそのような主導観念として貨幣をあげた。経済的文化価値は、経験的・実質的なメルクマールとしての貨幣の概念に関連づけられる限りで対象化される。したがって、貨幣は、一方で、経済活動の貨幣的評価を通ずる社会統合という機能と、他方で、経済的価値とその他の文化価値との対比を通ずる社会評価という機能を果たす。前者は存在の問題であり、後者は規範の問題である。後者は社会の中での経済の位置づけにかかわる。

次に、存在論についていえば、リッケルトが文化価値を経済学の認識的基礎としたのに対して、左右田はさらに文化価値の具体的内容として、「文化創造」という概念を導入した。人間の活動が意味や価値を持つのは、それが創造的なことを行うからである。文化価値を根拠づけるものは、文化を創造する「創造者価値」である。この概念はシュンペーター（1883～1950）の革新概念を想起させる。シュンペーターは革新の過程について楽観的であったが、左右田はそこに悲劇とディレンマを見出した。革新は慣行的な経済の軌道を破壊し、新しい経済の秩序を形成する。それと同じように、文化創造は既存の文化秩序を破壊し、新しい文化価値を形成する。しかし、経済においても、その他の文化領域においても、既存の秩序は創造への障害となりがちである。新旧のバランスが社会の停滞と発展を左右する。したがって、文化価値と創造者価値との関係は、対立と統合をは

らんだ弁証法的発展を意味するのである。

最後に、価値論ないし倫理学については、左右田は、一方で、社会の文化価値と個人の自律的創造との調和を可能にし、他方で、社会の経済的文化価値とその他の文化価値との調和を可能にするような社会的制度のあり方を論題とした。そのような制度は、根底において、「文化的人格」としての個人の啓蒙・教養に依存している。左右田の文化価値哲学の観念は、人間の能力を開発し、人格を陶冶し、道徳を身につけ、文化理念を実現するという、大正期の教養主義・人格主義・文化主義の流行をもたらした。明治期を通じて、西洋文物の輸入は表面的な西洋化を招いたが、左右田はそれを厳しく批判し、文化創造の中に人格の尊厳を求めたのである。

左右田は経済哲学の建設に当って、さまざまな価値の間に高低のヒエラルキーを認めなかった。リッケルトの文化価値は、人間活動を統御する包括的規範であって、真・善・美・聖といった抽象概念を最高位に置いた。左右田は、それを否定し、経済的文化価値を他の価値と同等の位置に置いた。経済哲学を主張する段階では、それは有効な戦略であるかもしれない。しかし、経済を含む社会制度の設計を考え、経済活動の倫理的性質を反省するときには、価値のヒエラルキーを構想しなければならないはずである。彼の早世はなお多くの仕事を残したと言わざるをえない。

彼の倫理学は、人間存在の卓越・創造を中心とする「徳」の倫理学であった。それは効率を中心とする「善」の倫理学に優先し、「善」の種類や性質を批判的に評価する立場である。しかし、人間存在および活動の多元性を保証する「正」の倫理学は、「徳」および「善」の倫理学よりも優先すべきものである。そしてこのような価値論を認識目的として、経済学の存在論と認識論が再構築されなければならない。今日求められているのはこのような経済学であろう。

しおのや・ゆういち 財団法人家計経済研究所 会長・一橋大学 名誉教授。経済哲学・経済思想史専攻。

佐藤博樹・(財)連合総合生活開発研究所編

『バランスのとれた働き方——不均衡からの脱却』

裏 智恵

(慶應義塾大学大学院社会学研究科 後期博士課程)

本書は、2007年に設立20年を迎えた(財)連合総合生活開発研究所が、その記念事業の一つとして発足させた研究プロジェクトの成果を編集したものである。同研究所が2001年から実施している「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート調査」を用い、今日の都市勤労者におけるさまざまな不均衡の問題が検討されている。

本格的な分析に入る前段階の「はじめに」では、使用するデータと日本版総合的社会調査(JGSS)データを丁寧に比較しながら、調査対象者であるビジネス・パーソン(大都市の民間企業勤労者)の特性を記述している。そして、つづく各章で、就業形態、雇用不安、ジェンダー、労働時間、所得格差、政治的態度、労働者の権利などの側面から、ビジネス・パーソンが経験している不均衡へのアプローチがなされることになる。まずは、それら各章の内容を概観したい。

第1章「必要な人にセーフティネットを——消えない雇用不安」(千葉登志雄)は、雇用情勢が好転しても解消されない雇用不安の問題を検討する。セーフティネットの支援が、それを必要とする人、すなわち、雇用不安が高い人に対し十分に行われていない実態が指摘され、そのミスマッチを埋める努力の必要性が提起されている。第2章『「過労死予備軍」と「賃金不払い残業」——解消に向けて』(川島千裕)が取り上げているのは、長時間労働、賃金不払い残業など、労働時間と関連する問題である。ビジネス・パーソンにおける労働時間の実態を調べた後、それが生活や仕事の満足度、健康に及ぼす影響を分析し、改善策について論ずる。

第3章「働く女性の二極化——ビジネス・ウーマンの実像」(佐藤香)は、働く女性に注目し、彼女たちの働き方、収入、職場環境、ライフスタイルなどについての多角的な分析を行い、働く女性の実像に接近している。就業形態による相違は見られるものの、彼女たちが仕事と家庭生活の二重負担のなかで奮闘していることには変わりがない。このような状況で、著者が主張するのは、働く女性が仕事と家庭生活、余暇・趣味の間でバランスがとれた生活をするためには、(パートナーである)男性の家事参加などの協力が不可欠であるということである。すなわち、女性のワーク・ライフ・バランスの問題は、男性のワーク・ライフ・バランスと密接に関連していると強調する。第4章「男性の家事参加を進めるために——家事が意味するもの」(永井暁子)は、第3章の問題意識の延長線上にあると言える。まずは、これまでの調査で報告されてきた、日本男性における低調な家族役割参加が再確認されている。けれども、すべての男性が家族役割を回避しているわけではない。なかには積極的に家族役割を担おうとする男性もいる。筆者はこの点に注目し、男性の家事参加が可能になる条件を探ることで、男性におけるワーク・ライフ・バランスの問題について論じている。

第5章「ビジネス・パーソンは景気に敏感——格差拡大」(岡田恵子)では、ビジネス・パーソンは自らの生活実感から景気動向を判断していること、その実感は就業形態や企業規模などによって異なることを明らかにする。また、収入格差に関する質問についての回答を分析し、この数年間の景気回復の中に潜在している格差問題を取り出

している。第6章「権利理解と労働組合——組合効果のアピールを」(佐藤博樹)では、労働者の権利に目を向ける。労働に関わる法知識を取り上げ、その認知度を分析する。失業不安が高いなど権利理解の必要と思われる層において、権利の認知度が高いわけでもないこと、労働組合が権利の認知を高める可能性があることをふまえ、組合組織率の低下に歯止めをかける方法が論じられている。第7章「劇場政治と勤労者——問われるこれからの選択」(前田幸男)では、ビジネス・パーソンの政治的態度を検討する。今日の若年層に見られる無党派の存在を、1990年代以降の日本における政党政治の実情と自民党一民主党の2大政党体制の今後のゆくえとの関わりから説明する。また、自民党と民主党に対する支持を中心に、ビジネス・パーソンの投票行動も分析されている。

最後の「おわりに」(佐藤博樹)では、働き方、雇用機会、生活時間の配分におけるの不均衡に焦点が当てられている。これらの3つの不均衡の背景に、性別役割分業を前提とする「仕事中心の男性モデルの働き方」が存在していることを指摘しながら、それを改革し、多様なライフスタイルを受容できる「ワーク・ライフ・バランス」を構築する必要性と意義が論じられている。

本書は、不均衡というキーワードから今日の日本における都市勤労者の仕事と暮らしを多様な視点から検討したモノグラフ研究である。扱っているテーマは幅広いが、多変量分析のような難解な手法は用いられず、クロス集計など平易で基本的な分析方法が採用されており、非常に読みやすい。研究者だけではなく、それこそ日常生活でさまざまな不均衡を経験しながら悩んでいるビジネス・パーソンが読者として想定されているからだろう。こうした執筆者たちの意図は、各章の末尾に添えられている読者への「メッセージ」でも読み取れる。ただし一方で、先行研究のレビューや、そこから導かれた仮説を検証するよりは、現状把握にとどまった印象を受けた章があるのも、率直な感想である。だが、本書の狙いは、仮説検証や

因果関係の究明よりも、都市勤労者の実像にさまざまな角度から光を当てるところにあると思われる。また、本書の分析結果と解釈が、今後の研究における新たな仮説に繋がるのであれば、そこにも本書の学問的な意義を見出すことができるだろう。その点と関連し、最後に、後続研究への希望を述べておきたい。

第一に、ワーク・ライフ・バランスという用語の概念的定義に関わる問題である。最近この用語に対する関心が高くなり、耳にすることが多いが、その定義は一律のものではない。個人が置かれている状況によって、ワーク・ライフ・バランスの様子は異なるのであろうが、実態としてのワーク・ライフ・バランスが多様であることと、その概念について学問的な合意がなされているかどうかは、別の問題である。今後は、その実態を解明する努力とともに、ワーク・ライフ・バランスについての理論的・概念的検討も必要であると思われる。

第二は、ワーク・ライフ・バランス研究の対象の問題である。本書では、データの特性上、大都市の民間企業勤労者のみが分析の対象になっている。今後は、本書では扱われなかった自営業者や公企業の勤労者、または地方の勤労者にまで視野を広げ、ワーク・ライフ・バランスの問題を検討する研究が待たれる。ワーク・ライフ・バランスの分析対象をより広く設定することは、このような研究がワーク・ライフ・バランスの実現に向けて貢献するに当たって重要な課題である。なぜなら、ワーク・ライフ・バランスとは、ジェンダー、配偶者や子どもの有無、就業形態、居住地域などに関係なく、それを望む人であれば、誰もが選択できなければならないものだからである。

エイデル研究所、2008年、239ページ、2,300円(税込)

べ・じへ 慶應義塾大学大学院社会学研究科 後期博士課程。家族社会学専攻。(chiebae@gmail.com)