

博士論文 平成 30 (2018) 年度

家族と社会保障制度による

「健康で文化的な最低限度の生活」の計量的検証

——パネルデータを用いた所得・時間・健康の相対的概念に基づく測定——

慶應義塾大学大学院商学研究科

石井加代子

目次

序章 家族と社会保障制度による「健康で文化的な最低限度の生活」の計量的検証 ——パネルデータを用いた所得・時間・健康の相対的概念に基づく測定——	5
第1章 2000年代の日本の貧困動態とその要因 ——日本家計パネル調査にかんする貧困動態分析——	14
1. 貧困動態にかんする分析の必要性	14
2. 貧困動態にかんする先行研究	16
3. どのように貧困を測るか	17
(1) なにで貧困を測るか	18
(2) なにを貧困と定義するか	19
4. KHPSと公的統計との等価所得分布にかんする比較	21
(1) 総所得による貧困分析の可能性	21
(2) KHPSの総所得における代表性	23
(3) 貧困の動態分析におけるサンプル脱落の影響	25
5. KHPSに基づく貧困動態分析	27
(1) 所得階層間移動の実態	28
(2) 貧困経験タイプの分類	30
(3) 世帯属性別にみた貧困経験の特徴	31
(4) 貧困世帯の資産と生活様式	34
(5) なにが貧困突入を引き起こすのか	35
(6) なにが貧困脱出を促すか	40
6. 動態的貧困分析に基づく日本の特徴	43
7. むすび	45
第2章 非正規労働者の増加は所得格差を拡大させたか	48
1. なぜ非正規労働と所得格差の関係を分析する必要があるのか	48
2. 所得格差の動向	50

(1) ジニ係数でみた日本の所得格差の動向	50
(2) 格差はどうして拡大したのか	52
3. 誰が非正規労働者として働いているか	53
4. 労働者個人間の給与所得格差の要因分析	60
(1) データ	60
(2) 就業形態の違いによる不平等の変化	61
(3) 給与所得格差の分解：時間当たり賃金率の違いか、労働時間の違いか	62
5. 世帯における所得格差	65
(1) ジニ係数—個人 vs. 世帯	66
(2) データと定義	67
(3) 所得階層—個人 vs. 世帯	69
(4) 非正規労働と世帯の所得格差	72
(5) 非正規労働と貧困	73
6. 若年単身の非正規労働者はどのような不利益を被っているか	74
(1) 非正規労働という働き方は家族形成において不利か	74
(2) 非正規労働という働き方は心の健康を損なうか	77
7. むすび	78
第3章 リーマン・ショックは所得格差にいかなる影響を与えたか？ —景気変動と有配偶世帯の所得格差—	80
1. 景気変動は所得格差にどういった影響を与えるか	80
2. リーマン・ショックは労働市場にどのような影響を与えたか	82
(1) リーマン・ショックが日本の労働市場に与えた影響	82
(2) 社会保障制度はリーマン・ショックにどう反応したか	84
(3) 有配偶世帯に分析対象を限定する影響	85
3. リーマン・ショックで誰の所得が低下したか—有配偶男性における検証	88
4. 夫の所得の低下に対して妻はどう反応するか—所得階層別の対応のちがいを	91
(1) 推計方法	92
(2) 推計結果	94

5. 妻の所得が世帯の所得格差に及ぼす影響	97
6. 結論：リーマン・ショック後の家計の所得変化と格差	98
第4章 時間貧困・経済貧困は生活の質と健康にどう影響しているか	102
1. 人々の生活水準をどう測るか?	102
2. 貧困を所得と時間から捉える——二次元的貧困線のフレームワーク	103
(1) 時間の貧困というフレームワーク	103
(2) 図で見る二次元的貧困線	105
(3) どうやって貧困線を設定するか——所得の貧困線	107
(3) どうやって貧困線を設定するか——時間の貧困線	109
(4) 「お金で時間を買う」場合、最低限必要な所得がいくらになるか	112
3. データについて	113
4. 時間貧困に陥っているのはだれか?——データによる検証	115
(1) 最低限必要な家事時間を確保できないのは誰か	115
(2) 「貧乏暇なし」の真偽を確かめる	117
(3) 時間貧困にかんする多変量回帰分析	119
5. 多忙がもたらす健康被害	123
(1) 時間貧困の弊害	123
(2) 多忙がもたらす家庭へのダメージ	126
6. 時間による貧困分析から浮かび上がった課題	127
第5章 所得格差は医療サービスの消費に影響を与えているか	132
1. 公的医療保障下における「受診抑制」	132
2. 経済的地位と健康格差	134
(1) 低所得や所得格差が健康に悪影響を与える説	134
(2) 所得と健康の経済モデル	135
(3) 所得と健康を結びつける他の要因	136
3. 必要に応じて医療サービスを受けているか——「水平的公平性」の検討	137
(1) 「水平的公平性」における医療サービスの定義	137
(2) 医療サービス利用の「水平的公平性」にかんする実証研究	138

(3) 医療サービス利用の「水平的公平性」にかんするフレームワーク	140
4. 分析に利用したデータと変数の説明	142
5. 所得と健康状態の関係.....	145
6. 医療サービスの消費——多変量回帰分析	147
7. むすび	152
初出一覧	155
参考文献	157

序章

家族と社会保障制度による「健康で文化的な最低限度の生活」の計量的検証

——パネルデータを用いた所得・時間・健康の相対的概念に基づく測定——

「健康で文化的な最低限度の生活」を営むことは、日本のすべての国民に与えられた権利である。日本国憲法第 25 条¹は、国が社会保障制度によりこの権利を擁護することを規定している。憲法が制定されたのは 1946 年、それから 70 年以上が経ち、社会構造が大きく変化した現在において、「健康で文化的な最低限度の生活」がもれなく保障されているのか検討することが、この論文全体を通じた意義である。

「健康で文化的な最低限度の生活」とは

「健康で文化的な最低限度の生活」とはどのような生活なのか。保障されるべき最低限度の生活について、村上（2003）では、「社会的に容認される最低限度の生活」とベヴァリッジ（報告）の定義にもあるように、その社会の一般的な生活水準と相対的に変化するものである。しかもそれは、たんに所得として最低生計費を保障すればよいというものでもない（カッコ内は筆者が追加）」と述べている。ここには 2 つのポイントがあると考えられる。1 つは、保障される生活水準は、生存ギリギリの生活水準ではなく、社会の一般的な生活水準との比較により決まること、もう 1 つは、単に所得という側面だけを配慮すればよいというものではないことである。この 2 つのポイントは、本論文全体を通じて重要な点となる。

（相対的概念に着目すること）

保障される生活水準は生存ギリギリではなく、社会の一般的な生活水準との比較により決まるという点については、貧困を絶対的概念から定義するのか、相対的概念から定義するのかという議論に通ずるところがある。絶対的概念に基づく貧困とは、社会で生きていくうえで最低限必要なものも手に入れることができない状況を指す。例えば、朝

¹ 日本国憲法第 25 条(1)「すべての国民は、健康で文化的な最低限度の生活を営む権利を有する。」(2)「国は、すべての生活部面について、社会福祉、社会保障及び公衆衛生の向上及び増進に努めなければならない。」

昼晩の食事を用意するお金がない、外に出るための衣服を買うお金がないといった状態がこれに当たる。生存ギリギリの生活水準を保障することは、貧困を絶対的概念から定義した際に出てくる答えである。

一方、貧困を相対的概念に基づき定義した場合、社会の平均的な生活水準と比較して、貧しい生活を送っている状況を貧困と捉える。分析上は、社会の平均との乖離によって貧困を定義することになるため、当然ながら経済成長により社会全体の生活レベルが上昇すれば、「最低限度」の基準も上がる。絶対的概念とは異なり、貧困層だからといって必ずしも食べるものや着るものに困っている人ばかりではない。

社会全体が豊かになり、洗濯は洗濯機に任せ、不調を感じたら医療機関に行き、携帯電話で友人と連絡を取り合うことが当たり前²になっているなかで、冷たい水で洗濯物を手洗いし、不調を感じても病院に行くことはできず、電話もなく友人と連絡が取れない状態を是としてよいか。社会一般の水準と大きな格差を感じながら、元気に朝を迎え、まじめに自分の仕事に取り組み、健全な家庭を築くことができるだろうか³。

相対的概念で貧困を定義する際に、気を付けてなくてはならないことがある。それは、常に社会の平均的な生活水準を基準に貧困を定義するため、たとえば OECD が用いる所得分布の中央値に位置する所得の 50%を相対的貧困線とする定義の下では、所得分布が極めて平等な場合を除き、貧困者をゼロにすることが難しいことだ⁴。貧困者の所得が上がり貧困から脱出できても、また別の誰かがその席を埋めなくてはならない。貧困に陥る人を減らすことは重要であるが、相対的概念の下では、貧困というもっとも敬遠される席に誰が座るのか、また、特定の人々の優先席になっていないかということが問題となる。

² ベネッセ教育総合研究所(2008)「子どもの ICT 利用実態調査」より。

(<https://berd.benesse.jp/ict/research/detail1.php?id=3310> 2018年6月14日アクセス)

³ 相対的貧困の提唱者であるピーター・タウンゼント (Townsent[1979],p.50.) は相対的貧困の概念について「お茶」を例として、お茶は、栄養的には無意味であるが、社会に根付いた慣習であり、社会とのつながりを維持するために心理的に必要不可欠なもので、それを欠いた状態は貧困だと言えと説明している。同様に、衣服を例として、単に寒さを凌ぐだけの衣服ではなく、人前に出て恥ずかしくない衣服を享受できているかという点も貧困を判断するうえで重要だと述べている。

⁴ 貧困者がゼロとなる場合を例示すれば、所得が 100,110,120,130,140,150,160 という 7 人の社会では、中央値が 130 で貧困線が 65 になるので、貧困層がゼロになる。

(所得以外の側面にも配慮する理由)

第2のポイントは、「健康で文化的な最低限度の生活」とは所得という側面だけを配慮すればよいわけではないということである。たとえば、健康維持のためや、休息のため、家族や友人とのつながりのための余暇時間は、必ずしもお金で買えるものではなく、こういった時間的余裕なしでは「健康で文化的な」生活を達成することは難しい。また、時間以外にも、病気の人には医療サービス、幼い子どもを持つひとり親世帯や共働き世帯には保育サービスといったように、医療や福祉サービスが必要な場合もある。

お金があれば、必要なもののほとんどを購入することはできるが、必要なサービスの供給が不足していたら、お金があっても入手することはできない。また、サービスの購入に際し、なにが適切なのか判断が難しい場合、十分なお金があっても、本当に必要なサービスを入手できないかもしれない。

事実、保育サービスや医療サービスは、地域によっては供給が不足している状況にある。また、サービスの購入に際しても、医療サービスは専門的知識を要するゆえ、どんなサービスが自分にとって望ましいのか、患者自身が適切に判断することは難しい。保育サービスにおいても、サービスを直接受けるのは購入者である親ではなく、幼い子どもであり、サービスの良し悪しを身をもって体験することができないため、正しい判断をすることが難しい。

このことを考慮すると、「健康で文化的な最低限度の生活」を保障するためには、単に金銭面の保障をするのではなく、医療・福祉分野においては、質が担保されたサービスを用意する必要があるだろう。そのためには、患者や利用者のために前向きにやっつけようという専門家特有の倫理規範を最大限発揮できるよう、報酬体系や労働環境などの整備が必要であり（権丈[2017], p.138-40）、また、サービス提供機関に対する認可や認証といった制度も必要であろう。

「健康で文化的な最低限度の生活」をめぐる家族と社会保障

では、「健康で文化的な最低限度の生活」はもれなく保障されているのだろうか。ここでは、家族と社会保障という視点から、「健康で文化的な最低限度の生活」がどれほど保障されているかを検討する。

（「健康で文化的な最低限度の生活」を保障する家族と社会保障）

人間は誰でも予期せぬ不幸な事態に遭遇するリスクを持っている。疾病や障害、失業による所得の喪失はリスクのよい例である。交通事故の被害者になることもあれば、自然災害により勤め先が倒産することもある。社会保障制度は、リスク・プーリングという手段を使って、社会全体で、疾病や障害、失業などのリスクをプールすることで、予期せぬ事態に対する不安を解消し、「健康で文化的な最低限度の生活」を保障している。

リスク・プーリングにより「健康で文化的な最低限度の生活」を保障するのは、当然ながら社会保障制度だけではない。家族もまた、リスク・プーリングのための最小単位として挙げることができる。世帯主が疾病や失業で所得を失った場合も、他の世帯員が就業することで最悪の事態を免れることができる。また、仕事が忙しく時間的に余裕がない場合であっても、役割分担できる世帯員の存在により、家事や育児が滞りなく行うことができる。生活保護制度の「保護の補足性の原理」においても、民法上の扶養義務者による扶養は生活保護に優先して行われるとされているように、家族はリスク・プーリングにより「健康で文化的な最低限度の生活」を保障する重要な機関として位置付けられている。

個々の世帯において、家族によるリスク・プーリング機能がどれだけ保たれているかは、世帯の規模や世帯員の人的資本（稼得能力や健康状態など）により規定される。単身の高齢者に比べて、三世代世帯で暮らす高齢者は貧困率が極めて低い（白波瀬[2018]）。病気で世帯主が働けなくなっても、働ける妻がいれば貧困に陥ることはない。ひとり親であっても、元気な祖父母がいれば、子どもの面倒をみてもらい、就労し生活を維持することができる。

（家族の規模の縮小と社会保障）

しかし、現実には、家族の規模は縮小してきている。核家族家族のみならず、近年では単身世帯やひとり親世帯、高齢の夫婦二人世帯の増加も顕著になっている。産業化による家族の規模の縮小は、家族のリスク・プーリング機能を低下させ、代わりに社会保障制度を拡充させたことは、深谷（1974a, 1974b）による国際比較研究でも明らかにされている。社会保障制度の規模は、家族といった他のリスク・プーリング機能を有する機関との対比関係により決まるからである。

これについて、権丈（2004）では、福祉サービスの3つの生産機関の関係として説明している。福祉サービスの生産機関として、政府・家族・市場の3つの機関があり、一国の福祉ニーズの大きさは一定であり、社会保障制度といった政府による福祉サービスの生産を減らせば、単に、政府の責任が家族や市場に転嫁される。社会保障制度が人々のリスクを緩和するほど充実していない場合は、必然的に市場か家族がその役割を担わなくてはならない。このうち、市場によるリスクの緩和は、家族に十分な所得があるときのみ有効だといえる。そして、残された家族のリスク・プーリング機能の強さは、家族の規模や人的資本の多寡により異なるため、家族のリスク・プーリング機能が十分でない場合、「健康で文化的な最低限度の生活」を維持できないことを意味する。

日本において、未婚化や少子化、長寿化により家族の規模は着実に低下している。そういった環境のなかで、社会保障制度の一層の拡充が実現されないと、「健康で文化的な最低限度の生活」の維持が難しいばかりか、社会の機能不全を招いてしまう。たとえば、介護や育児における公的保障に着目しても、それなしでは、家族の負担が増し、就業機会を阻害し所得の低下を招くなど、生活の崩壊を招く可能性がある。低賃金の非正規労働者の増加も、親との同居や、家計の補助的労働という位置づけにより、家族という機関を通して低所得のリスクを緩和している。しかし、こうした対応は、若年層においては問題を先送りしているに過ぎず、有配偶女性においては人的資本の有効活用を阻害している。さらに、家族規模の小さい単身世帯やひとり親世帯にとっては、ワーキング・プアという形で、現に生活の崩壊を引き起こしてしまっている。

Esping-Andersen（1999）は「脱家族化」という言葉を遣い、ポスト工業社会における新しいリスク（育児、介護、非正規雇用など）に対する家族の負担を軽減し、新たな社会保障の枠組みの必要性を説いている。専業主婦の存在を前提とする社会保障制度のあり方は、低い出生率、低い世帯所得、高い貧困リスクを招くと述べている。また、女性の労働供給の抑制は、人的資本を無駄にし、「課税基盤を狭め、低い出生率は将来における福祉国家の財政的基盤を脅か(す) (p.108)」と指摘している。

現状、日本の社会保障制度は、「健康で文化的な最低限度の生活」を擁護できるほど十分な規模と機能があるだろうか。家族に過度に依存した形で設計されていないだろうか。こうした問題意識のもと、生活の困窮状態を相対的に測りながら、所得、時間、健

康の多角的な方向から、日本の社会保障制度の状況を検討することを本論文の目的とする。本論文は以下の5章から構成される。

第1章は、所得の側面から貧困を捉え、どういった世帯が「健康で文化的な最低限度の生活」を維持できずにいるかを分析している。個人を長期間にわたって追跡することができるパネルデータを用い、長期間貧困層に留まっている人々の特徴や、どういったライフイベントが貧困層への突入や、貧困層からの脱出を促しているのかについて分析している。

継続的に貧困状態にある世帯の典型的属性は、世帯主が女性、ひとり親世帯、若年層、低学歴である。特に、ひとり親世帯においては、貧困層に陥りやすく、脱出しにくいいため、貧困層に長期間留まる傾向が強い。女性や低学歴、若年層という属性が低所得と結びつきやすいことに加えて、雇用形態による賃金格差や、子育てと仕事を両立できる環境が十分に整っていないことが、リスク・プーリングの弱体化を引き起こし、貧困に陥ってしまうことが伺える。

さらに、多くの国において働いて所得を得ることが、貧困を回避するための重要な手段である一方で、日本においては、就労は貧困を回避する必要条件ではあるが、十分条件ではない。非正規など不安定雇用における低賃金は、就労していても貧困から抜け出せないというワーキング・プアの問題を引き起こしている。

諸外国との比較を通して、日本における貧困の状況はそれほど楽観視できるものではない。特に、ひとり親世帯においては、就労していても貧困率が高く、貧困からなかなか抜け出せないことが顕著である。

第1章では、ひとり親世帯という、就労者がひとりしかいない世帯の貧困が深刻であることを指摘した。そこで第2章と第3章は、不安定雇用の増大や、景気変動による所得の低下といった「健康で文化的な最低限度の生活」を脅かすようなショックが、家族というリスク・プーリング機関のなかで、どのように緩和されているのかを明らかにする。

第2章は非正規という不安定な雇用が世帯の所得に与える影響に着目し、低賃金の非正規労働が家族という機関を通じて、社会全体の所得格差にどういった影響を与えてい

るかを検討する章である。

非正規労働者は正規労働者に比較して賃金が低く、労働者個人でみた場合、非正規労働者の増大は低収入者の増大につながる。しかしながら、人が家庭を築いて生活することを考えると、所得の最終的な単位は世帯であり、非正規労働者の増大は世帯単位でみた所得格差にどのような影響を与えるか検討する必要がある。

労働者個人単位でみた場合、確かに非正規労働者の増大は所得格差を拡大している。一方で、非正規労働者の多くは、有配偶女性か高齢男性、未婚の若年層であり、有配偶の世帯主であるケースは少ない。非正規を理由に不当に賃金が低いことは決して容認されるべきものではないが、世帯単位でみた場合、非正規労働者の増大が必ずしも世帯間の所得格差を増大させているとは言い切れない。むしろ、従来仕事をしていなかった有配偶女性の非正規労働での就業開始は、世帯所得を引き上げ、格差を縮小させる可能性を有している。しかしながら、正規労働者と比較してあまりにも低い非正規労働者の賃金は是認されるべきものではなく、現に、非正規雇用で生計を成している共働き世帯においては、非正規雇用における低賃金により、ひっ迫した生活を余儀なくされている。正規と非正規間の賃金格差が是正されれば、世帯間の所得格差もさらに縮小するだろうし、夫婦共に非正規雇用で生計を成している世帯の生活水準も向上する。これらのことについて、国際比較などを含めたデータで確認している。

第3章は、2008年のリーマン・ショックに着目して、景気後退で世帯主の所得が低下した際に、家族という機関がどのように対応したか、その結果、社会全体の所得格差にどういった影響を与えたかを検証している。

この章では、リーマン・ショックが家計に与える影響について2つの経路を想定している。1つは世帯主の所得へのショックである。リーマン・ショックが高所得層と低所得層のどちらに大きなダメージを与えたのか、それにより所得格差に与える影響は異なる。2つ目の経路は、不況に対して世帯主以外の人の労働供給がどのように反応したかである。この反応が所得階層によって異なり、所得の低い世帯でより敏感に反応し、世帯員が労働供給を増やした場合、所得格差は縮小する可能性がある。

リーマン・ショックにより、いずれの所得階層でもおしなべて世帯主の所得の低下を経

験したこと、一方で、世帯主の所得が下がった世帯では、妻が働き出すケースが多くみられ、特に低所得層でその傾向が強いことがわかった。このように、比較的所得の低い層で家族による低所得への防御が顕著に機能したことは、結果として、世帯の所得格差を縮小させた。

第4章では、長時間労働や育児などによる時間不足（多忙）に着目する。「健康で文化的な最低限度の生活」は所得という一側面だけから測るべきものではなく、この章では生活時間に着目し、どのような家庭で時間不足が顕著なのか、また、時間不足を解消するために必要な制度はなにかを検討する。

Vickery (1977) で提唱された、所得と時間の二次元的貧困のフレームワークを踏襲し、多忙な状態を「時間貧困」と呼ぶ。そのうえで、日本において、どのような世帯で十分な生活時間を確保できていないのか、また、時間に余裕のない生活は健康にどのような影響をもたらすのかについて検討している。

時間貧困の発生要因として、就業と子育ての2つが主要な要因であること、そのため、就労と子育てを一手に担うひとり親世帯と、未就学児を抱える夫婦共働き世帯において、時間貧困率が高い。特に、ひとり親世帯においては、十分な所得も十分な時間もないという状況に陥っている世帯が多くいる。さらに、こういった時間的に余裕のない生活は、睡眠時間を短くし、定期的な運動習慣も阻害し、精神的な健康状態に負の影響を与え、子どもと夕食を共にする機会も減らしてしまう。

専業主婦を前提とした家族の形が一般的ではなくなっている現在、時間貧困の解消には、長時間労働の是正や、子育てに対するより広範囲な社会的支援など、制度のあり方を見直す必要がある。Esping-Andersen (1999) が唱える「脱家族化」の必要性がこの分析から鮮明に浮かび上がる。

第5章でも、「健康で文化的な最低限度の生活」を所得以外の側面から検討する。この章では健康に着目し、所得の多寡にかかわらず、必要性に応じで医療サービスを楽しめる仕組みになっているか、日本の医療保障制度について検討する。

この章では、van Doorslear et al. (2004)の方法を踏襲し、所得階層間における医療サー

ビス利用の公平性について分析している。個票データを用い、健康状態全般を示す主観的健康度や、ストレスなどメンタルヘルスの状況を示す GHQ、喫煙の有無といった健康を害し医療サービスの需要を高めるであろう行動の変数や所得を説明変数に入れて受診関数を推計した。その上で、すべての個人に平均所得を代入して、算出された係数を用い受診確率を推計した。これにより、所得の効果を一定にして、いくつかの健康状態を示す変数の効果で測った受診確率を得ることができる。推計された受診確率と実際の受診率を所得階層間で比較したところ、低所得者ほど実際の受診率が推計値をわずかに下回っている一方で、医療機関の窓口で支払った自己負担額については、全体としては所得の多寡の影響はないことがわかった。これは、受診するかしないかについては所得などを考慮した個人の意思決定が影響している可能性があるが、ひとたび受診すると、その後どの程度の医療サービスを受けるかどうかは、医師の判断によるところが大きいことが理由と考えられる。

疾病は介護や育児と異なり、専門的なサービスを要するため家族のなかで解決することができず、放っておくと失業や貧困を招く可能性が高い。今後、人口の高齢化により医療費は膨らんでいくなかでも、所得の多寡にかかわらず、必要に応じて医療サービスを享受できる仕組みを作っていくことが重要である。

人口の少子高齢化や女性の高学歴化といった様々な社会の変化により、家族の形や役割は変容を遂げている。ひとり親世帯や単身者の増加は、家族のリスク・プーリング機能を弱める方向に寄与するかもしれないが、それ以上に、働く女性の増加や、人的資本の一層の向上、健康寿命の延伸などは、小規模でも強い家族の機能を発揮するかもしれない。そのためには、家族の変容に伴い、もう 1 つのリスク・プーリング機関である社会保障制度も変化しなくてはならないことをこの論文を通じて強調したい。

第1章

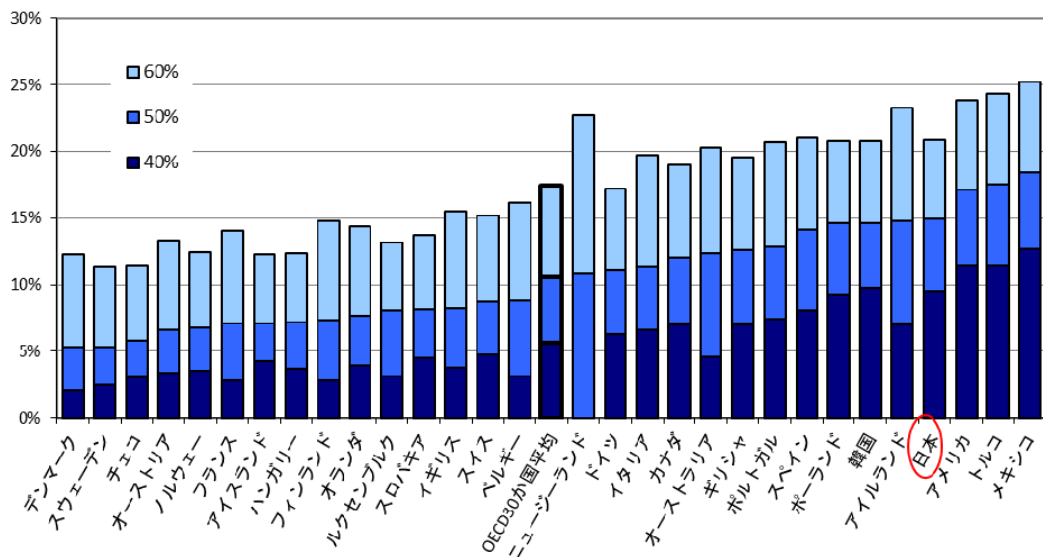
2000年代の日本の貧困動態とその要因

——日本家計パネル調査にかんする貧困動態分析——

1. 貧困動態にかんする分析の必要性

本章では、2004年から2009年までの慶應義塾大学『日本家計パネル調査（KHPS サンプル）』の所得情報を利用し、同一個人の所得の変動を追い、日本の貧困動態を明らかにする。日本における貧困層の固定化の様子、貧困期間別の貧困率、貧困層の属性、さらには、貧困層への突入と貧困層からの脱出の要因について把握する。これにより、従来の静態的な分析では観測できなかった側面を明らかにすることを目的とする。さらに、経済協力開発機構（OECD）による貧困動態の国際比較を引用し、国際的にみた日本の貧困動態の特徴を浮き彫りにすることも本章の目的とする。

図 1-1：OECD 加盟国の相対的貧困率



註) 等価尺度を 0.5 乗とした等価可処分所得に基づく計算。ここでの貧困率は、それぞれ、等価可処分所得の中央値の 40%、50%、60%を貧困線とおいた場合の貧困線以下の人口割合である。

出所) OECD (2008) , p.127, figure 5.1.より抜粋。

すでに多くの研究で明らかにされているとおり、日本における貧困率は1990年代以降、拡大傾向にある。OECD（2008）では、2000年代半ばにおける貧困率の国際比較を行っている（図1-1）。ここでは、3つの貧困線（等価可処分所得¹の中央値の40%、50%、60%）を設けているが、いずれの貧困線の水準であっても、日本の貧困率はOECD諸国平均よりも高いことが確認できる。もっともよく用いられる「等価可処分所得の50%」に貧困線を設定すると、日本ではおおよそ6~7人に1人が相対的貧困となっており、無視できない割合であることがわかる。

しかしながら、このような横断面データによる貧困率の静的分析では、貧困の動態について把握することはできない。すなわち、貧困層が固定化しているのか、また、どのようなきっかけで貧困に陥ったり貧困から抜け出したりしているのか、このようなことは横断面データから把握することはできない。貧困の動態を把握するには、同一個人の所得情報を複数年にわたり追跡調査したパネルデータが必要である。

アメリカでは1960年代ごろから、ドイツでは1980年代ごろから徐々にパネルデータの作成が開始されたが、日本でのパネルデータの作成開始は1990年代に入ってからである。1990年代終わりごろ、ようやく数年分のデータが蓄積されたことで、日本においても貧困の動態分析が可能となった。しかし、入手可能なパネルデータの特性上、これまでの日本の貧困動態にかんする分析は、高齢層や壮年層、子どもなど、特定の年齢層に分析対象を限定したものがほとんどであった。

先行研究におけるこのような限界をふまえ、本章では、日本全国の幅広い年齢層を対象としたKHPSを用い、2000年代における日本の貧困の動態を明らかにする。KHPSを利用して最初に貧困の動態分析を行った石井・山田（2007）、それに続く石井・山田（2008）、石井（2010）では、貧困層の固定化の様子、貧困期間別の貧困率、貧困層への突入と貧困層からの脱出の要因、さらに国際比較による日本の貧困動態の特徴について分析している。本章では、筆者が携わったこれらの研究成果を引用し、2000年代における日本の貧困動態について言及する。

¹ 等価可処分所得とは、世帯単位の所得を個人単位に変換したものであり、ここでは、世帯所得を世帯員数の0.5乗で割ることによって求められる。等価可処分所得にかんする詳しい説明は、本章第3節を参照されたい。

本章は、以下のような構成で進めていく。次節で貧困動態にかんする先行研究を概観したのち、第3節では貧困の定義について議論する。続く第4節では、KHPSの所得情報の代表性について、公的統計と比較し検証した結果を示す。第5節ではKHPSを用いた貧困の動態分析の結果を提示する。遷移確率表により階層間の移動の状況を確認したうえで、長期間貧困に陥っている世帯の特徴の把握、さらに、貧困層への突入と貧困層からの脱出を促す要因について明らかにする。第6節では、OECDによる貧困動態の国際比較をとおして、日本の貧困動態の特徴を明らかにする。

2. 貧困動態にかんする先行研究

1990年代以降、日本の貧困率が増大傾向にあることを指摘した研究（橘木・浦川, 2006; 小塩・田近・府川編, 2006; 小塩・浦川, 2008 など）の多くは、横断面データを用い貧困率の推移を表している。横断面データでは、このような貧困率の推移や、貧困世帯の属性、世帯主の就業形態、社会保障や税による所得再分配の効果などを把握することができる。その一方で、貧困に陥る原因や、貧困を経験する長さ、貧困から抜け出す要因といった貧困動態については捉えることはできない。貧困動態にかんする分析には、家計のパネルデータが不可欠である。早くから家計パネルデータの収集を開始した欧米諸国では、貧困動態にかんする研究蓄積が豊富にあるが、日本ではこれに及ばない状況にある²。

貧困動態の研究における主要な関心事は、貧困層への突入や貧困層からの脱出を促す要因の解明と、貧困層に向けた政策の効果把握することである。貧困動態のパイオニア的研究である Bane & Ellwood (1986) は、アメリカの Panel Study of Income Dynamics (PSID) の15年間の縦断面調査を利用し、世帯主の就労収入の変動ではなく、世帯構成変化などのライフサイクル上のイベントが貧困突入の原因の大半を占めることを指摘

² 家計のパネルデータが収集される以前に、独自の実地調査により日本における貧困動態を研究したものと代表的なものに、江口 (1979, 1980) や岩田 (1995) をあげることができる。江口 (1979, 1980) は3巻に及ぶ大作で、貧困層に陥落する人々の貧困以前の属性や、貧困層の固定化の様相について、質的な社会調査により丹念に分析している。岩田 (1995) では、厚生施設や簡易宿泊所における記録資料や実地調査をとおし、不定住貧困者の属性や貧困にいたるまでの経緯を調べ上げている。いずれの研究においても、綿密な調査により、数量分析からは得難い貧困者の生活状況が克明に描かれている。

している。これについて、イギリスの British Household Panel Survey (BHPS) を利用して貧困動態を分析した Jenkins (2000) では、貧困突入と貧困脱出を促す要因を、①世帯構成に変化をもたらす事柄（結婚、出産、離婚など）と、②世帯の就労所得を変動させる事柄（世帯主の所得変動、世帯内の就業者数の変化など）の2つに分けて検討することの必要性を示している。

日本でも、パネルデータによる貧困動態の研究は徐々に増えてきている。原田他(2001)では、東京都老人総合研究所『全国高齢者の生活と健康にかんする長期縦断調査(JAHEAD)』を用いて、健康状態の悪化や男性配偶者との死別が貧困突入リスクを高める要因であることを明らかにしている。家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査(JPSC)』を用いた樋口他(2003)では、1990年代後半以降で夫の収入における格差の拡大と所得階層の固定化が強まっていることを指摘し、妻の就業がその格差を穴埋めしているか否かについて分析している。その結果、夫の所得の低い世帯では就業する妻の賃金が低く、夫の所得における格差を縮小するまでは至らないことを指摘している。ほかにも、JPSCを用いた岩田・濱本(2004)および濱本(2005)、『21世紀出生児縦断調査』を用いた阿部(2008)も日本における貧困の動態分析としてあげることができる。

以上の研究で用いられたパネルデータは高齢者あるいは壮年期の女性などを対象としたものであり、各々の研究目的には合致している。しかし、日本全体の状況を分析するには、より幅広い年齢層を捉えた情報に基づく分析が必要だ。KHPSは成人男女を調査対象³としているため、これを利用することで、日本全体の貧困の動態的側面を把握することができるという利点がある。

3. どのように貧困を測るか

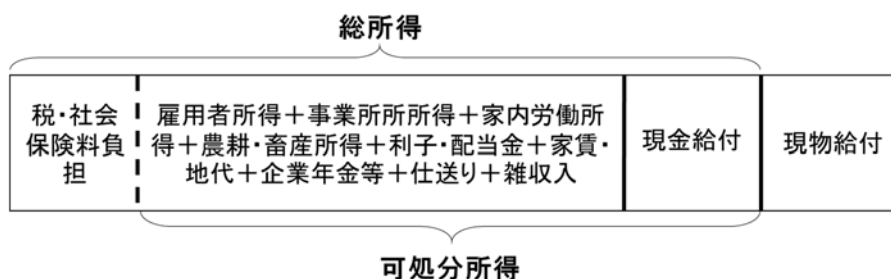
貧困とは生活に必要なものが欠けていて、貧しくて困っている状態を指す。これをどのように測るのか。この節では、なにで貧困を測り、なにを貧困と定義するのかについて検討する。

³ 具体的には、調査開始時(2004年)で20歳から69歳までの男女が調査対象となっている。ただし20歳未満70歳以上の情報も調査対象者と同居している場合には部分的に入手可能である。

(1) なにで貧困を測るか

貧困を計測する際、もっとも頻繁に利用される指標は所得である。生活に必要なものには、衣食住や、余暇時間、社会とのつながりなどさまざまあるが、なかでもお金は指標としてもっとも明瞭で扱いやすく、必要なものの多くはお金で買うことができる。お金には、フローである所得以外に、ストックである資産（預貯金や有価証券などの金融資産や、不動産などの実物資産）も含まれるが、格差や貧困をテーマとした他の多くの先行研究が所得に着目したように、本章もフローである所得で貧困を計測する⁴。

図 1-2：総所得と可処分所得の概念図



註) 雇用者所得や事業所所得、家内労働所得など、市場から得られる所得を「当初所得」と呼ぶ。当初所得に、年金などの社会保障の現金給付を加えたものを「総所得」と呼び、そこから税・社会保険料負担を差し引いたものを「可処分所得」と呼ぶ。さらに、医療サービスや介護サービスなどの社会保障の現物給付を金銭化して可処分所得に足したものを「再分配所得」と呼ぶ。

出所) 筆者が作成。

図 1-2 に示すように、所得にもさまざまな定義があり、一般的に、生活水準を測る際に着目するのは「可処分所得」である。「可処分所得」とは、社会保障給付を含む、税・社会保険料負担後の所得で、所得を得た人が実際に利用することができる所得の額を示している。さらに、「可処分所得」に社会保障制度による医療・介護・保育サービスといった現物給付を金銭換算して加えたものを「再分配所得」と呼ぶ。「再分配所得」こそが生活水準を測るための指標であるが、金銭換算は難しいため、「可処分所得」を用いて生活

⁴ 人々の生活水準は、フローである所得のみで決定するものではなく、ストックである資産も生活水準に大きな影響を与える。そのため、貧困の研究においても、所得の側面のみから分析したものもあれば、耐久財の保有状況や生活様式から分析したものもある。本章の第 5 節 4 項では貧困と資産の保有状況の関係についてみており、慢性的に貧困層にいる世帯では、他の世帯と比べて、顕著に資産の保有割合が低いことを指摘している。

水準を測るのが一般的である。残念ながら、分析対象期間の KHPS では「可処分所得」を把握することができないため、次善の策として本章では「総所得」を用いる。

総所得は、直接税・社会保険料負担前の所得であるため、税制や社会保険料が非常に累進的である場合、総所得による生活水準の把握はミスリーディングになる可能性がある。しかしながら、日本の所得税はそれほど累進的ではなく、日本において総所得で貧困を分析することは大きな問題ではない点について次節で詳しく述べる。

所得の単位は個人ではなく、世帯の所得に着目する。この理由は、一般的に人々の生活の単位は世帯だからである。専業主婦は個人では無収入だが、働く夫と世帯を共にすることで、実際には収入のある暮らしをしている。こういった理由から個人単位の所得ではなく、世帯単位の所得で貧困を定義する。

世帯所得により生活水準を測る際、1人世帯と5人世帯の世帯所得を単純に比較するのは適切でない。さまざまな規模の世帯を比較するには、世帯員1人当たりの所得水準で比較する必要があるが、このときに世帯所得を単純に世帯員数で頭割りすると、複数人で共同生活をする割安感を考慮することができない。

たとえば、単身者が結婚して2人で生活を始める場合、家賃が2倍になったり、光熱費が2倍になったりはしない。世帯員数が増えるにつれて割安感が高まることを、経済学では規模の経済性という。この規模の経済性を考慮して算出された世帯員1人当たりの所得水準を等価所得といい、〔等価所得＝世帯所得÷世帯員数^{等価尺度}〕で算出される。さまざまな等価尺度がこれまで考案されているが、OECDによる国際比較では世帯員数の0.5乗が用いられ、これを特にOECD scaleと称する場合もある。本章でも、等価尺度を0.5として等価所得を算出し、これにより貧困を計測する。

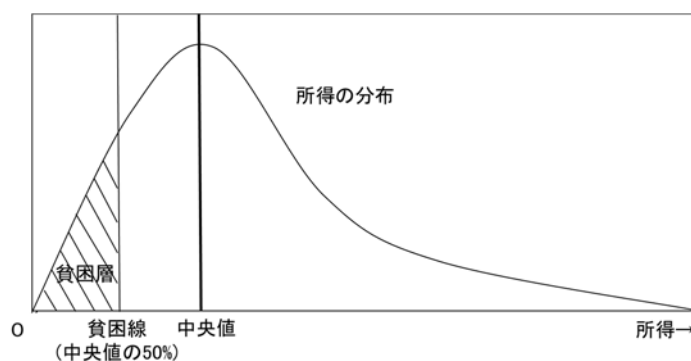
(2) なにを貧困と定義するか

貧困の計測方法に加えて、貧困線をどこに設けるかについても検討が必要である。貧困を定義する際、「絶対的貧困」と「相対的貧困」という2つの捉え方がある。「絶対的貧困」とは、社会で生きていくうえで最低限必要なものも手に入れることができない状況を指す。例えば、朝昼晩の食事を用意するお金がない、外に出るための衣服を買うお金がないといった状態がこれに当たる。

一方、「相対的貧困」では、社会の平均的な生活水準と比較して、貧しい生活を送っている状況を貧困と捉える。社会の平均との乖離によって貧困を定義しているため、当然ながら社会の平均が上がれば貧困線も上がり、貧困層だからといって必ずしも食べるものや着るものに困っている人ばかりではないという状況も起こりうる。計測しやすく、また、「文化的な生活」を送れているかを計測するには有用な指標であるが、この指標のもとでは貧困者をゼロにすることは難しく、所得分布が極めて平等でない限り、貧困者の所得が上がり貧困から脱出すれば、別の誰かが貧困層に陥ることとなる。

生活保護の扶助基準をみると、国として貧困の捉え方を「絶対的貧困」から「相対的貧困」へ変更したことがわかる。生活保護制度の発足当初では、最低生活に必要な飲食や衣類など個々の品目を積み上げて扶助基準を算出しており（マーケット・バスケット方式（昭和 23-35 年））、「絶対的貧困」に基づき貧困を捉えていたと考えることができる。その後、エンゲル方式⁵への変更を経て、昭和 40 年からの「格差縮小方式」では、扶助基準の決め方は「相対的貧困」の概念に基づくものへと変更された。「格差縮小方式」では、一般世帯と生活保護世帯の消費水準の格差を縮小するため、一般国民の消費水準の伸び率以上に扶助基準を引き上げた。その後、昭和 59 年に改訂された「水準均衡方式」でも、扶助基準を一般世帯の生活水準と相対的に決めるべきだとして、一般世帯の消費水準の 6 割強の水準に均衡させることとなった。

図 1-3： 「相対的貧困」に基づく貧困線の設定方法



出所) 筆者が作成。

⁵ 昭和 36 年から 39 年においては、栄養所要量を満たしうる食品を理論的に積み上げ、低所得世帯のエンゲル係数から逆算し扶助基準を算出する方法（エンゲル方式）に変更された。

本章でも「相対的貧困」に基づき貧困を定義する。なお、社会の平均的な所得については、平均値を用いるのではなく、中央値を用いることとする。これは、所得分布は多くの場合、右側の裾野が長い分布をしており、平均値では過大な値になってしまうからだ。一般的には、等価所得の中央値の半分（50%）にも満たない世帯を貧困とみなすことが多い。図 1-3 では、「相対的貧困」の概念に基づく貧困線の設定と貧困層の範囲について示している。本章でも等価所得の中央値の半分以上を貧困線として貧困層を定義する。

4. KHPS と公的統計との等価所得分布にかんする比較

この節では、KHPS の所得情報がどの程度日本の全体像を表すことができるのかについて確認していく。具体的には、厚生労働省『国民生活基礎調査』および総務省『全国消費実態調査』（総世帯）の集計結果と KHPS の集計結果を照らし合わせて、所得分布、世帯員の年齢階級別にみた相対的貧困率について確認する⁶。また、パネルデータと不可分のサンプル脱落によるデータの歪みにも触れ、貧困動態を分析する際の影響についても検討する。

(1) 総所得による貧困分析の可能性

KHPS では調査開始からの数年間（2004 年調査から 2008 年調査）、世帯所得については「年収（税込み）」という聞き方で、世帯の 1 年間の総所得（社会保障給付を含むが、直接税・社会保険料控除前の所得）のみを尋ねていた⁷。税・社会保険料負担額についても尋ねているが、調査年毎に質問形式が異なっていたため、この間、可処分所得を計算することができない。そのため、2000 年代初頭における貧困動態の分析をする際、可処

⁶ ここでは所得分布のみにかんする検討を行っているが、木村（2005）では KHPS のより広範な調査項目について既存統計との比較分析を行い、KHPS がほぼ既存統計と整合的であるとの結果を得ている。

⁷ KHPS の 2009 年調査（第 6 回目）以降は、「手取りの年収」という聞き方で、世帯の 1 年間の可処分所得も尋ねている。

分所得ではなく、総所得⁸に着目して分析せざるをえない。

ここで問題となるのは、もし税・社会保険料の体系が所得分布の形状を大きく変化させるほど累進的である場合、総所得に基づく所得分析はミスリーディングなものになってしまうことだ。この点について、石井・山田（2007）で、可処分所得と総所得の分布にどのようなちがいがあるか、『国民生活基礎調査』と『全国消費実態調査』で確認した。

表 1-1 では、『国民生活基礎調査』の 1995 年調査と 2001 年調査のデータと、『全国消費実態調査』の 1999 年調査と 2004 年調査のデータを用い、等価総所得および等価可処分所得の所得十分位毎のシェアを示している。『国民生活基礎調査』は前年 1 年間の所得を尋ねているため、表中では所得を得た年を表記している。所得が完全に平等に配分されているのであれば、各階層のシェアは 10%となる。いずれのデータでみても完全平等とは程遠く、所得階層が低いとシェアが小さく、階層が上がるとともにシェアが大きくなることわかる。

表 1-1：等価可処分所得と等価総所得の十分位毎のシェア（%）

	国民生活基礎調査				全国消費実態調査			
	1994		2000		1999		2004	
	総所得	可処分所得	総所得	可処分所得	総所得	可処分所得	総所得	可処分所得
最低十分位	2.4	2.5	2.4	2.2	3.3	3.3	3.2	3.2
II	4.6	4.7	4.4	4.4	5.1	5.3	5.1	5.3
III	6.0	6.2	5.9	5.9	6.2	6.5	6.2	6.4
IV	7.2	7.4	7.1	7.1	7.2	7.5	7.1	7.4
V	8.4	8.6	8.2	8.3	8.2	8.5	8.1	8.4
VI	9.6	9.8	9.6	9.7	9.3	9.6	9.3	9.5
VII	11.1	11.2	11.1	11.2	10.7	10.8	10.6	10.8
VIII	12.9	12.9	13.0	13.0	12.3	12.4	12.3	12.3
IX	15.6	15.4	15.7	15.7	14.9	14.7	14.8	14.7
最高十分位	22.1	21.3	22.7	22.3	22.7	21.4	23.3	21.8
合計	100	100	100	100	100	100	100	100

註 1) 金子他（2005）附属表、総務省『全国消費実態調査』に基づく集計。

註 2) 『国民生活基礎調査』は前年の所得を尋ねているため、表中では所得を得た年を表記している。『全国消費実態調査』では前年の 12 月から当年 11 月までの所得を尋ねているため、調査年と所得を得た年はほぼ同じである。

出所) 石井・山田（2007）。調査年で表記されていたものを、所得を得た年に改めた。

⁸ KHPS では総所得にかんし、2004 年調査（第 1 回目）では 100 万円単位のカテゴリー別選択肢で質問しており、2005 年調査以降は実数値を尋ねている。本章では、2004 年調査にかんしては各選択肢の中央値をあてはめて総所得を定義した。

確認すべき点は、等価総所得における所得シェアと可処分所得における所得シェアに大差がないかである。税・社会保険料の累進性が大きい場合、総所得と可処分所得のシェアを比較すると、低所得層ではシェアが高まり、高所得層ではシェアが低くなるが、実際には、いずれの階層でもさほどシェアが変わっていない。最高所得層で最大 1.5%ポイントほどのシェアの低下がみられるが、それ以外ではシェアの変化は 0.3%ポイント以下に収まっている。2つの統計で確認しても、日本の税・社会保険料はそれほど累進的ではなく、所得の分析を行う際に、総所得を使うか可処分所得を使うかはさほど大きな問題ではないといえる。

(2) KHPS の総所得における代表性

データが日本全体の所得分布を忠実に捉えることができているか。実のところ、この問題については国の統計においても判断が難しい。所得格差や貧困率を測る際、よく利用される国の統計は『国民生活基礎調査』と『全国消費実態調査』である⁹。しかし、この2つの調査で計測した所得格差や貧困率には、無視できないほどの差異があることはよく知られている。具体的には、『全国消費実態調査』ではサンプルのなかに収入の低い世帯が少なく、『国民生活基礎調査』ではサンプルのなかに収入の低い世帯が多いため、『国民生活基礎調査』を使って貧困率やジニ係数を算出すると、『全国消費実態調査』で算出するよりも深刻な値が示される。このことについて内閣府・総務省・厚生労働省の3つの省庁は共同で見解を示しており¹⁰、両調査の回収率や調査系統のちがいなど統計技術的な点が影響している可能性があるとしており、複数の統計を総合的にみることが必要だと述べている。

このことを踏まえ、KHPS の総所得の分布をこれら 2つの統計と比較する。表 1-2 では、等価総所得の十分位毎シェアについて、KHPS と公的統計の結果を比較している。

『国民生活基礎調査』同様に、KHPS でも前年 1年間の所得を尋ねているため、表中には所得を得た年を表記している。

⁹ このほかに、総務省『家計調査』も日本の所得分布を把握するためにしばしば用いられる。

¹⁰ 内閣府・総務省・厚生労働省（2015）「相対的貧困率等に関する調査分析結果について」
(<http://www.stat.go.jp/data/zensho/2009/pdf/hinkonritsu.pdf> 2017年10月アクセス)

前述したとおり、『国民生活基礎調査』では低所得層が多いため、所得シェアで見ると、低所得層（具体的には最低十分位から第三十分位）の所得シェアが『全国消費実態調査』よりも小さくなっており、KHPS は両調査のちょうど真ん中に位置している。また、それ以上の所得階層においては、3 つのデータとも所得シェアに大きな差はみられず¹¹、KHPS による所得分布は、母集団とさほど大きなズレがないことが推測される。

表 1-2：等価総所得の十分位毎シェア（％）
—KHPS と既存統計との比較—

調査年	国民生活 基礎調査	KHPS			全国消費 実態調査
	2000	2003	2004	2005	2004
最低十分位	2.2	2.4	2.7	2.8	3.2
II	4.4	4.6	4.8	4.9	5.3
III	5.9	6.0	6.0	5.9	6.4
IV	7.1	7.0	7.0	7.0	7.4
V	8.3	7.7	7.9	8.0	8.4
VI	9.7	9.2	9.2	9.1	9.5
VII	11.2	10.8	10.8	10.7	10.8
VIII	13.0	12.6	12.4	12.6	12.3
IX	15.7	15.5	15.2	15.3	14.7
最高十分位	22.3	24.1	24.0	23.7	21.8

- 註 1) 金子他（2005）附属表、総務省『全国消費実態調査』、KHPS2006 に基づく集計。
 註 2) 『国民生活基礎調査』および『全国消費実態調査』は全年齢を調査対象としているが、KHPS は 2004 年時点で 20 歳未満 70 歳以上については調査対象にしていない。
 註 3) 『国民生活基礎調査』および KHPS では前年の所得を尋ねているため、表中では所得を得た年を表記している。『全国消費実態調査』では前年の 12 月から当年 11 月までの所得を尋ねているため、調査年と所得を得た年はほぼ同じである。
 出所) 石井・山田（2007）。調査年で表記されていたものを、所得を得た年に改めた。

ここまでの結果をみると、KHPS では等価可処分所得が把握できない次善の策として、等価総所得で貧困の分析を行うことは大きな問題ではないと判断できる。さらに、KHPS で把握される等価総所得の分布は、国の統計で把握される所得分布と近似しており、所得のようなセンシティブな質問項目であっても、大きなバイアスがなく代表性のあるデータであることが確認できた。

¹¹ 調査対象に 20 歳未満 70 歳以上が含まれていないにもかかわらず、KHPS がこのように既存統計と近い値を示す理由として、20 歳未満 70 歳以上と同居している世帯については、等価総所得の計算の際にそれら世帯員の所得情報を含めて計算されていることがあげられる。

(3) 貧困の動態分析におけるサンプル脱落の影響

パネルデータにおけるサンプル脱落の問題が、貧困の動態分析にどのような影響を与えるかについても検討しておく。

表 1-3：脱落・非回答の所得五分位毎の発生状況（％）

所得五分位	KHPS		
	2003	2004	2005
I	26	22	28
II	19	20	18
III	18	18	19
IV	21	17	20
V	16	23	15
計	100	100	100

註 1) 2004 年では「Wave1 で回答していたが Wave2 もしくは 3 でサンプル脱落もしくは非回答」、2005 年では「Wave2 で回答していたが、Wave1 で非回答もしくは、Wave3 でサンプル脱落あるいは非回答」、2006 年では「Wave3 では回答していたが、Wave1 もしくは 2 で非回答」をそれぞれ 100%とにおいて、所得五分位毎の割合を算出している。もし、完全に脱落・非回答がランダムに発生しているなら、各所得五分位は 20%ずつになるはずである。KHPS2006 より集計。

註 2) KHPS では前年の所得を尋ねているため、表中では所得を得た年を表記している。
出所) 石井・山田 (2007)。調査年で表記されていたものを、所得を得た年に改めた。

表 1-3 は、各調査年において、他の年に調査に協力しなかった対象者、もしくは、所得にかんする質問に回答しなかった対象者を 100%とした場合、かれらがどの所得階層にいるかを示している。すなわち、脱落・無回答者の所得階層分布を示している。たとえば、2004 年調査に協力したもののうち、2005 年調査もしくは 2006 年調査で少なくとも所得について把握することができなかった対象者の 26%が第 I 五分位（最低所得層）、16%が第 V 五分位（最高所得層）であることがわかる。脱落や無回答が所得階層とは無関係にランダムに発生している場合は、すべての階層で 20%になるが、実際には、おおよそ脱落・無回答者の多くが低所得層に偏っており、所得が上がるほどその割合が下がることがわかる。つまり、低所得者ほど調査から脱落しやすく、所得について回答しない傾向が強い。

絶対的貧困の概念に基づき貧困率を計測するのであれば、低所得者ほど脱落率・無回答率が高いことは必ず貧困率を低下させる。しかし、相対的貧困の概念に基づき貧困率を

計測するのであれば、必ずしも貧困率を低下させるとは言い切れない。なぜならば、低所得層が抜けることで貧困率が下がる効果に加えて、低所得層が抜けることで相対的貧困線が上昇し貧困率が高まる効果も考えられるからだ。

実際に、KHPSのUnbalanced DataとBalanced Dataにおける相対的貧困率を比較してみると(表1-4)、若年層の一部で貧困率にちがいが生じているが、それ以外においては近似した値を示している。また、表1-4では、『国民生活基礎調査』における相対的貧困率を示しているが、可処分所得であっても総所得であっても貧困率に大差はなく、さらに、KHPSのBalanced Dataによる結果と近い値を示していることがわかる。もちろん、Balanced Dataにするため脱落・無回答サンプルを除外することで分析結果に何らかのバイアスがもたらされている可能性については検討する必要がある。

表1-4：世帯員年齢別 相対的貧困率(%)
—KHPSと国民生活基礎調査との比較—

調査年	国民生活基礎調査		KHPS(総所得)					
	可処分所得	総所得	Unbalanced			Balanced		
	2000	2000	2003	2004	2005	2003	2004	2005
18-25 ^{a)}	17	17	22	20	18	16	17	18
26-40	12	12	12	12	13	15	12	12
41-50	12	11	9	8	8	11	8	9
51-65	14	14	13	11	12	14	11	11
66-75歳 ^{b)}	19	21	21	16	13	22	15	14
全体 ^{c)}	15	16	13	12	12	14	11	11

註1) 『国民生活基礎調査』および『全国消費実態調査』は全年齢を調査対象としているが、KHPSは2004年時点で20歳未満70歳以上については調査対象にしていない。したがって、(a)にかんしKHPS2004では20-25歳、KHPS2005では21-25歳、KHPS2006では22-25歳、(b)にかんしKHPS2004では66-69歳、KHPS2005では66-70歳、KHPS2006では66-71歳、(c)にかんしKHPS2004では20-69歳、KHPS2005では21-70歳、KHPS2006では22-71歳が当該調査年次における実際の年齢階級となる。金子他(2005)附属表、KHPS2006に基づく集計。

註2) 『国民生活基礎調査』およびKHPSでは前年の所得を尋ねているため、表中では所得を得た年を表記している。

出所) 石井・山田(2007)。調査年で表記されていたものを、所得を得た年に改めた。

これまでみてきたようにKHPSは、調査対象の相違(20歳未満および70歳以上が調査対象に含まれていないこと)、さらに総所得か可処分所得かの相違にもかかわらず、所得十分位毎の所得シェアおよび相対的貧困率の世帯員年齢カテゴリー別のパターンにか

んして既存統計と多くの類似性を認めることができる。したがって少なくともその定性的な動きに注目するなら、KHPS を貧困分析に用いることはさほど大きな問題を引き起こさないと考えられる。

5. KHPS に基づく貧困動態分析

KHPS における所得データの代表性が確認できたところで、この節では同一個人の所得の変動を追い、貧困層の固定化、貧困期間別の貧困率、貧困層の属性、そして、貧困層への突入と貧困層からの脱出の要因について把握する。ここでは、石井・山田 (2007) および石井 (2010) での分析結果をまとめ、2000 年代の日本の貧困動態を確認する。

一時点の相対的貧困率の高さは、ただちに所得分配上の深刻な問題を意味するとはいえない。所得階層間移動が活発であれば、極端な場合、くじ引きのようにすべての人が貧困に陥る確率を同じだけ有しているような状況も考えられる。その逆に、所得階層が固定的で、貧困がある一部の人にとってのみ起こりやすい状況も考えられる。前者と後者では、たとえ貧困率が同じであっても、所得分配上の深刻さは異なる。

たとえば仕事を辞めて能力開発をすればその間は一時的に所得がなくなるが、それが終了して仕事に戻れば以前よりも所得が増すとといった状況も考えられる。こうした場合、それぞれの時点での所得を断面ごとにみると、状況判断を見誤ることになる。そのため、どのような属性の個人がどのくらいの期間貧困を経験し、どのような属性の個人が貧困からなかなか抜け出せないでいるのか、所得動態を明らかにすることは社会政策上、重要な意味をもつ。

先にも述べたように所得動態を分析する際には、同一個人の所得変動を数年間にわたり追跡したパネルデータの存在が必要である。KHPS の開発により、ようやく日本でも、幅広い年齢層における所得変動を分析することが可能となった。

前節で確認したとおり、KHPS の所得データは既存統計とおおむね整合的な値を示している。しかし、いくつか分析上の留保も存在するため、それを最初に指摘しておく。

まず、所得にかんする計測誤差の問題である。分析で用いる所得は、断りのない限り昨年 1 年間の世帯所得（等価総所得）である。世帯内に就業者が多かったり、所得源が複

数ある場合、調査対象となった世帯員がそれらすべてを把握して正確な所得額を報告することは容易なことではない。もし、t期で所得を過少（過大）に報告してしまい、t+1期では正確に所得を報告した場合、t期からt+1期にかけての上方（下方）への階層移動が過大に観測されてしまう。

別の問題としては、脱落・非回答サンプルによるバイアス問題があげられる。前節で確認したとおり、KHPSでは、低所得層で脱落率・無回答率が若干高い。ただし貧困率にかんしては、既存統計と大きなちがいはないため、これらの問題がデータの信頼性を損ねるほど深刻でないと判断し、分析を行っていく。

また、上述のとおり、KHPSでは前年の所得を質問しているため、以後、分析結果は調査年ではなく、所得を得た年を表記する。たとえば、2004年に実施した第1回調査で把握できるのは2003年の年間所得のため、表中では2003年と表記する。

(1) 所得階層間移動の実態

まずは、人々の所得が毎年どれだけ変動しているのかについて、遷移確率表を用いて概観する。この表は2時点間での所得階層間移動を表すのに便利である。表1-5では、1年間の世帯所得に基づいた等価総所得(I)の中位値(mI)を基準に、所得が中央値の半分以下($I < 0.5mI$)、中央値の半分以上0.75倍以下($0.5mI < I < 0.75mI$)、中央値の0.75倍以上中央値以下($0.75mI < I < mI$)、中央値以上中央値の1.25倍以下($mI < I < 1.25mI$)、中央値の1.25倍以上1.5倍未満($1.25mI < I < 1.5mI$)、中央値の1.5倍以上($1.5mI < I$)の6階層間の遷移をみている。最低所得階層は定義により相対的貧困（等価総所得の中位値の半分以下）と一致している。

表1-5では、縦方向に2003年（2004年調査）の所得階層、横方向に2004年（2005年調査）の所得階層を表している。所得階層が完全に固定的である場合、対角線上の網掛け部分がすべて100%を示すことになる。完全にランダムに移動する場合には各セルは17% (=100/6)となる。表1-5では、2003年で最低所得階層にいたものの約半分(49%)が2004年でも引き続き貧困層にいたことがわかる。さらに残り51%のうち、35%は1つ上方の階層に移動しているが、中位値の0.75倍以上の階層に上がったものは、15%強しかいない。一方、富裕層（等価総所得が中位値の1.5倍以上）では所得階層の固定化

が強く、2003 年で富裕層であったものの 72%が翌年でも同一階層に留まっていることがわかる。また、各階層において 80%強の人が、同一階層もしくはその周辺の階層に移動しており、大きく順位が変更するような所得変動は少ないことがわかる。

表 1-5：2003 年から 2004 年の所得階層間移動

2003年での 所得階層	2004年での所得階層						Total
	I ≤ 0.5ml	0.5ml < I & I ≤ 0.75ml	0.75ml < I & I ≤ ml	ml < I & I ≤ 1.25ml	1.25ml < I & I ≤ 1.5ml	1.5ml < I	
I ≤ 0.5ml	48.9	35.4	10.2	2.3	1.3	2.0	100
0.5ml < I ≤ 0.75ml	10.0	45.6	33.7	6.1	3.6	1.0	100
0.75ml < I ≤ ml	7.1	13.4	47.7	19.2	8.0	4.7	100
ml < I ≤ 1.25ml	2.7	5.4	20.9	32.3	26.8	11.9	100
1.25ml < I ≤ 1.5ml	1.0	3.1	12.4	19.7	37.3	26.4	100
1.5ml < I	1.8	2.2	3.0	4.9	16.1	72.1	100
Total	11.0	17.7	21.4	13.2	14.0	22.7	100

註 1) I：等価総所得、ml：等価総所得の中央値。KHPS2006 に基づく集計。

註 2) KHPS では前年の所得を尋ねているため、表中では所得を得た年を表記している。

出所) 石井・山田 (2007)。調査年で表記されていたものを、所得を得た年に改めた。

さて、表 1-5 で示されているように、毎年 49%の確率で貧困者が 1 年後も貧困層にとどまるというペースが続くことを想定すれば、2 年後には 24% (=49/100*49/100) のみが継続的に貧困層に留まることが予想される。これに、貧困層に逆戻りする確率——すなわち 2004 年で貧困から抜け出したものが 2005 年に再び貧困層に戻る確率——がランダムであると仮定して、9% (= (1-49/100) /6) を足すと、2003 年で貧困層にいたものの 33%が 2005 年でも貧困層にいることが予想される¹²。現実はどうであろうか。

表 1-6 では、2003 年から 2005 年における所得階層間移動を遷移確率で示している。これによると、2003 年で貧困層にいたものの 47%が 2005 年でも貧困層にいることがわかり、予想された 33%という数値より 14%ポイント定着率が高いことが読み取れる。すなわち日本における貧困は万人にランダムに起こりうる現象ではなく、ある一部の人にとって起こりやすいイベントであることがわかる。

¹² Hills (2004) を参考。

表 1-6： 2003 から 2005 年の所得階層間移動

2003年での 所得階層	2005年での所得階層						Total
	0.5ml < I	0.75ml < I	ml < I	1.25ml < I	1.5ml < I		
	I ≤ 0.5ml	I ≤ 0.75ml	I ≤ ml	I ≤ 1.25ml	I ≤ 1.5ml		
I ≤ 0.5ml	46.6	29.8	16.1	3.9	1.6	2.0	100
0.5ml < I ≤ 0.75ml	13.1	40.8	30.6	7.0	5.1	3.4	100
0.75ml < I ≤ ml	4.7	20.0	41.9	21.4	6.6	5.5	100
ml < I ≤ 1.25ml	3.0	6.8	23.9	30.9	21.1	14.4	100
1.25ml < I ≤ 1.5ml	4.2	3.1	9.8	21.8	31.6	29.5	100
1.5ml < I	1.4	3.5	4.5	7.5	12.2	70.9	100
Total	11.1	17.7	21.3	14.5	11.7	23.7	100

註 1) I：等価総所得、ml：等価総所得の中央値。KHPS2006 に基づく集計。

註 2) KHPS では前年の所得を尋ねているため、表中では所得を得た年を表記している。

出所) 石井・山田 (2007)。調査年で表記されていたものを、所得を得た年に改めた。

(2) 貧困経験タイプの分類

遷移確率表から 2 時点間における階層間の流動性について把握することができたが、貧困に陥った人それぞれが、どの程度の期間、貧困から抜け出せないでいるのか把握するには別の方法が必要である。所得が一時的に低いケースもあれば、常に所得が貧困線を下回るケースも考えられる。前者の場合と後者の場合では、同じ相対的貧困でも深刻さの度合が異なる。そこで、3 期間のパネルデータを用い、貧困経験のあり方について表 1-7 に示すよう 3 つのタイプに分類し¹³、人々がどのくらいの期間、貧困を経験しているのかについて分析していく。

表 1-7 では、2005 年 (2006 年調査) 時点の貧困率と、調査対象者の 3 年間における所得変動がどのように 3 タイプに分類されるのかを表している。1 時点の貧困者の割合を示す静態的貧困率をみると、貧困世帯は全体の 11%であることがわかる。しかし、観測期間を延ばし、3 年間のうち少なくとも 1 度は貧困を経験した割合は 21% (=100-79) と静態的貧困率よりも高い値を示している。一方で、3 年間以上貧困層から抜け出せずにいる人は全体の 5%と静態的貧困率よりも低い。

¹³ パネルの観測期間がより長い場合には、再発的貧困、すなわち貧困層から抜け出した人が再び貧困層に戻るタイプを明確に区別することができるが、ここでは観測期間が 3 年と短いため、それについては一時的貧困と同じに分類しておく。

表 1-7：2005 年の貧困率と 3 年間にわたる貧困経験タイプ別の割合

	割合(%)
静態的貧困： 2005年の貧困率	11.1
動態的貧困： 2003-2005年における貧困経験	
一時的貧困(3年間に1-2度貧困経験あり)	16.4
常時貧困 (3年間継続的に貧困状態)	4.7
貧困経験なし	78.9
(N=2,153)	100.0

註 1) KHPS2006 に基づく集計。

註 2) KHPS では前年の所得を尋ねているため、表中では所得を得た年を表記している。

出所) 石井・山田 (2007)。調査年で表記されていたものを、所得を得た年に改めた。

つまり、貧困層においてはある程度の出入りがあり、貧困層からなかなか抜け出せずにいる人は、ある時点における貧困層のうち半数以下だということがわかる。一方で、貧困とは日本全体の 1 割程度の人のみと関係のあることではなく、2 割程度の人が貧困は他人事ではないと感じながら生活しているということも読み取れる。

(3) 世帯属性別にみた貧困経験の特徴

これまで、貧困に陥る確率はランダムではなく、すぐに貧困から抜け出す人もいる一方で、特定の人々においては高い頻度で起こり、なかなか貧困から抜け出せずにいる層がいることがわかった。では、なかなか貧困から抜け出せないのは、どのような属性の人なのだろうか。すぐに貧困から抜け出すことができた人々との比較を通して、彼らの属性を確認する。

表 1-8 では、2003 年から 2005 年までの 3 年間に一度も貧困を経験していない人をベースに、1、2 度貧困を経験した一時的貧困者と、3 年継続して貧困層にいた常時貧困者の属性について、多項ロジット分析を行っている。説明変数には、観測開始の 2004 年調査時点で得られた世帯属性を用い、他の条件を一定とした場合の貧困経験確率を計算している。表の第 1 列目には、各説明変数における貧困経験なしに対する一時的貧困経験確率の比率（相対リスク比）、第 2 列目には、各説明変数における貧困経験なしに対する常時貧困経験確率の比率（相対リスク比）を示している。

おおよその傾向としては、一時的貧困も常時貧困も、それに陥る世帯の属性は類似して

いることがわかる。世帯類型をみると、核家族世帯や三世帯世帯と比較して、単身世帯やひとり親世帯では統計的に有意に一時的貧困および常時貧困を経験する確率が高い。ただし、ひとり親世帯においては、一時的貧困経験確率も高いものの、常時貧困経験確率が突出して高く、核家族世帯等に比べると 13 倍常時貧困を経験する確率が高いことは特筆に値する。単身世帯においては、年齢に関係なく、核家族・三世帯世帯と比較して一時的貧困確率は有意に高いが、高齢者以外の単身世帯においては常時貧困確率も高いことが読み取れる。

表 1-8：各世帯属性が貧困経験確率に与える影響（多項ロジット）

N=2,151	一時的貧困 (2003-2005年の間に 1年か2年貧困を経験)		常時貧困 (2003-2005年において 常に貧困)		
	相対リスク比	z値	相対リスク比	z値	
世帯類型（レファレンス：核家族および三世帯同居）					
	単身（高齢以外）	2.01	2.71 ***	2.36	2.16 **
	ひとり親世帯	3.71	2.58 ***	12.61	4.76 ***
	単身高齢	2.93	1.68 *	1.12	0.12
世帯主性別（レファレンス：男性）					
	女性	1.60	2.31 **	4.24	5.17 ***
世帯主学歴（レファレンス：高卒および高専・短大）					
	中卒	1.85	3.65 ***	3.98	5.17 ***
	大卒・大学院	0.46	-4.73 ***	0.37	-2.78 ***
	不詳	1.34	1.20	0.98	-0.05
世帯主年齢（レファレンス：30-64歳）					
	29歳未満	2.35	3.50 ***	4.15	3.86 ***
	65歳以上	1.44	2.12 **	1.23	0.65
世帯内就業者数（レファレンス：1人）					
	0人	1.38	1.25	3.27	3.24 ***
	2人以上	0.78	-1.57	0.83	-0.63
	不詳	1.08	0.46	1.07	0.20
Log-Likelihood		-1219.67			

註 1) ***：1%有意水準、**：5%有意水準、*：10%有意水準。

註 2) 世帯情報はすべて 2004 年調査時点におけるもの。

註 3) KHPS2006 に基づく集計。

出所) 石井・山田 (2007)。調査年で表記されていたものを、所得を得た年に改めた。

女性が世帯主である場合、貧困を経験する確率が高く、特に常時貧困確率においては世帯主が男性の場合と比較すると 4 倍高い。これはひとり親世帯や単身世帯・単身高齢者世帯での高い貧困率と重複するところが大きいであろう。

世帯主の学歴別に貧困経験確率をみると、世帯主が低学歴（中卒）である場合、高卒および高専・短大卒に比較して一時的貧困確率および常時貧困確率がともに高いことがわかる。特に、常時貧困確率が高い。一方、世帯主の学歴が高学歴である場合は、貧困確率が有意に低い。学歴は人的資本として稼得能力を代理する指標であるため、学歴が低く稼得能力が低い場合、貧困に陥る確率、貧困から抜け出せずにいる確率が高まることが読み取れる。

また、世帯主が若年層である場合、引退年齢にあるものよりも、両方の貧困タイプにおいて相対リスク比は大きくなっており、若年層における貧困リスクが高いことを表している。特に常時貧困にかんしては、若年層の相対リスク比は有意に高い。

就業者数については、世帯内で就業者がいない場合、就業者1人世帯と比較して常時貧困を経験する確率が3倍高い。しかし、興味深いことに、就業者が2人以上の場合では、就業者1人の場合と比較して、貧困経験確率において有意な差はなく、単に就業者が多いほど貧困確率が低いといった傾向は見出せない。夫の所得が低い世帯の方が妻の働いている割合は高いといった「ダグラス＝有澤の法則」が示すように、貧困から逃れるため、世帯内でより多くの人々が働くといった逆方向の因果関係による可能性がある。また、一時的貧困をみると、世帯に就業者がいない場合と就業者が1人いる場合とで、一時的貧困を経験する確率において統計的に有意な差はない。後述するように、日本では貧困層のなかに就業者が多く、失業や無業が貧困を引き起こしているのではなく、低賃金が貧困を引き起こしているといったワーキング・プアの問題があり、この結果はそれを反映していると考えられる。

就労と貧困に関連して、就業形態別に貧困率がどれだけ異なるのかについても確認しておく。表1-9では、世帯主の就業形態別に慢性的貧困の割合を示している。ここでの慢性的貧困の定義は、3年間の等価総所得の平均値が貧困線を下回っていることをさす。3年間の平均所得で測るため、慢性的貧困は常時貧困よりも高くなる傾向がある。なお、貧困線については、前項同様に、全サンプルで計測された等価総所得の中央値の50%を基準としている。

表1-9から明らかなおとおり、雇用が安定している正規雇用者の貧困率は極めて低い。一方で、世帯主が非正規であったり、在宅・内職・委託・請負などの非典型的な就業形態

の場合は、慢性的貧困の割合が2割と高いことがわかる。世帯主において非正規で仕事をしている割合は低いものの、こういった非典型的な仕事をしている場合、働いていても貧困から抜け出せないワーキング・プアの状態にある人が多いことがわかる。

表 1-9：世帯主の就業形態別にみた慢性的貧困の割合

N=1,625	(%)		
	非慢性的貧困	慢性的貧困	2004年時点の貧困率
自営業・家族従業員・自由業	88	12	12
在宅就労・内職・委託・請負	86	14	14
雇用者	94	6	7
うち 正規	97	3	4
うち 非正規	79	21	24

註 1) 回答者もしくはその配偶者が世帯主であるサンプルに限定。

註 2) 慢性的貧困とは3年間の等価総所得の平均が貧困線以下にあるケースをさす。

註 3) 2004年時点の貧困率は2005年度調査に基づく値。

註 4) KHPS2006に基づく集計。

出所) 石井・山田(2007)。調査年で表記されていたものを、所得を得た年に改めた。

(4) 貧困世帯の資産と生活様式

本章では所得により貧困を計測しているが、生活をするうえで、フローである所得が途切れても、貯蓄などのストックや、不動産・住宅などのストックから生活費を捻出することができる。また、ある程度の貯蓄があれば、不測の事態の際に貯蓄で生活費を捻出することができ、貧困への突入を回避することができる。このため、貧困層における貯蓄保有状況を確認することは意義がある。毎月の生活費以外にも、エアコンや冷蔵庫といった耐久財の保有も生活の質を決定する。高温多湿の日本の夏にエアコンのない暮らしは熱中症の危険を伴う¹⁴。

ここでも慢性的貧困という貧困タイプに着目して分析を行う。慢性的貧困とは3期間の等価総所得の平均額が貧困線を下回っている状態をさす。3年間の平均所得で測るため、慢性的貧困は常時貧困よりも高くなる傾向がある。なお貧困線については前項までの分析と同様、全サンプルで計測された等価総所得の中位値の50%を基準としている。

表 1-10 には、各種資産の保有状況について、慢性的貧困にある人とそうでない人の状

¹⁴ 1994年、埼玉県桶川市で、市福祉課の指導で、生活保護受給者のクーラー所有を認めず取り外したことにより、脱水症で搬送された事件がある。

況を示している。いずれの項目においても、慢性的に貧困を経験していると、貯蓄、エアコン、住宅といった耐久財や資産の保有割合が低い。貯蓄にかんしては、貧困線の2ヶ月分（26万円）以下の貯蓄しか保有していない人の割合は、慢性的貧困者で半数弱も確認できる。

表 1-10 貧困経験タイプ別 資産保有状況

	(%)	非慢性的貧困	慢性的貧困
貯蓄がない		15.2	32.5
貯蓄が貧困線の2ヶ月分以下（貯蓄なし含む）注3)		17.8	44.8
エアコンがない		8.4	21.2
住宅を保有していない		21.1	33.3

註1) 資産の保有状況については2004年（2005年調査）の状況を集計。KHPS2006に基づく集計。

註2) 慢性的貧困とは3年間の等価所得の平均が貧困線以下にある状況をさす。

註3) 2004年の貧困線は月額13万円。

出所) 石井・山田（2007）。

限られた情報ではあるが、いずれの資産においても慢性的貧困にある人々において保有割合が低い。所得という一側面を眺めるだけでも、生活水準全体がおおよそ的確に把握できることが示された。

(5) なにが貧困突入を引き起こすのか

貧困層の流動性や期間別貧困率、貧困からなかなか抜け出せない人々の特徴を把握したうえで、次に、なにが人々を貧困層へ落とすのか、貧困突入の要因についてみていく。ここでは、KHPSの2005年調査から2009年調査を用い、4期間¹⁵⁾の貧困突入を対象にロジット分析¹⁶⁾を行う。2004年（2005年調査）で貧困層にいなかったものに分析対象を限定したうえで、各期で貧困層に突入した場合、被説明変数を1、そうでない場合は0と

¹⁵⁾ 2004年から2005年、2005年から2006年、2006年から2007年、2007年から2008年の以上4期間における貧困突入を分析対象とする。

¹⁶⁾ 貧困突入の要因分析においては、ハザード分析により貧困突入までの期間を分析対象とすることが多い。しかしながら、この場合、貧困層への“再”突入を分析しない限り、リスク期間（非貧困の開始時期から貧困突入までの期間）が把握できないという左センサリングの問題が生じてしまう。KHPSのデータにおいても同様に、左センサリングの問題によりベースラインの特定化が困難となるため、本研究ではロジット分析を行った。

して分析する。

説明変数とする貧困突入の要因については、先行研究を参考に、①世帯構成に変化をもたらす事柄と、②世帯の就労所得を変動させる事柄にかんする変数を加えた。具体的には、①として、世帯員数の変化を示すカテゴリー変数と、ひとり親世帯への移行（離死別）を示すダミー変数、②として、世帯主の健康状態の悪化を示すダミー変数と、世帯の就業者数の変動を示すカテゴリー変数を加えた。そのほかにも、t-1年時点での世帯状況、世帯主の状況を示す変数を被説明変数に加えた。合わせて、貧困突入に対する自己啓発の効果や、社会保障給付の影響をみるため、仕事のための学習を週1回以上していることを示すダミー変数と、高齢世帯においては基礎年金を満額受給していることを示すダミー変数を加えた。

分析対象は、調査対象者かその配偶者が世帯主である世帯、さらに、有配偶者の場合は、配偶者と同居している世帯に限定する。これにより、世帯主の情報を分析に利用できる。

なお、KHPSでは昨年1年間の所得を尋ねているため、分析で用いる変数を作成する際には、各変数で時間のズレがないように注意を要する。具体的には、t年に貧困状態にあるかどうかについてはt+1年調査の情報で判断し、t-1年からt年にかけて貧困状態へ突入したかどうかについては、t年調査とt+1年調査の情報で判断する。一方、t-1年からt年にかけて貧困状態へ突入した要因として、同時期の就業形態や世帯構造の変化を捉える際には、単純にt-1年調査とt年調査の情報を用いる。また、t-1年からt年にかけて貧困状態へ突入した要因として、世帯主の属性など静態的情報について、t年調査（t年1月）の情報を用いる。

表1-11および表1-12には、貧困層への突入にかんするロジット分析の結果を示している。表1-11では、年金給付の貧困防止効果をみるために、世帯主が20-59歳の世帯と60歳以上の世帯とで分けて分析している。表1-12では、分析期間の最初に世帯主が正規雇用者であった世帯に限定し、その後に生じた世帯主の就業形態の変化が、貧困突入にどのような影響をもたらすのかについて分析している。

まず、世帯構成に変化をもたらす事柄をみると、他の条件が一定のもと、出産や移動などで世帯員が増えた場合、貧困突入確率が有意に高くなることが読み取れる。これは、世帯員1人当たりの所得の取り分が減るためだと考えられる。また、1時点の状況とし

ても、世帯員数が多いほど貧困突入確率が高いことが、世帯員数の係数からわかる。

表 1-11：貧困突入にかんするロジット分析

被説明変数： t-1年非貧困→t年 貧困：1 t-1年非貧困→t年非貧困：0	世帯主が20-59歳		世帯主が60歳以上	
	係数	限界効果	係数	限界効果
【 t 年1月の状態】				
世帯の状況				
単身世帯ダミー	0.56	0.8%	1.21 **	5.5%
ひとり親世帯ダミー	1.39 **	3.3%		
世帯人員数	0.30 **	0.3% **	0.41 **	1.1% **
世帯主を除く就業者数	-0.47 **	-0.5% **	-0.31	-0.8%
世帯主の状況				
健康状態が良くない	0.47	0.7%	0.56	1.8%
就業形態カテゴリー (ref: 無業)				
自営業	-2.41 ***	-1.5% ***	0.09	0.2%
正規雇用者	-3.43 ***	-14.6% ***	-0.40	-1.0%
非正規雇用者	-1.57 ***	-1.0% ***	0.33	1.0%
基礎年金満額受給			-0.73 *	-2.0% *
仕事のための学習週1回以上実施	-0.98 **	-0.9% **	0.06	0.2%
【t-1年からt年における変動】				
世帯人員数の変動 (ref: 変動なし)				
増加	0.81 **	1.3%	0.93	3.7%
減少	-0.44	-0.4%	-0.41	-0.9%
ひとり親世帯に移行	2.68 **	13.4%		
世帯主の健康状態悪化	-0.63 *	-0.6% **	0.94 ***	3.3% **
世帯の就業者数の変動 (ref: 変動なし)				
減少	1.34 ***	2.7% **	0.90 **	3.3%
増加	0.05	0.1%	-1.06	-2.0% *
年次別完全失業率	2.16 ***	2.5% ***	0.12	0.3%
定数項	-9.89 ***		-4.02	
貧困突入発生数	74		41	
サンプルサイズ	2,870		989	
対数尤度	-269.54		-150.23	

註1) ***：1%有意水準、**：5%有意水準、*：10%有意水準。

註2) 表示してある説明変数以外に、世帯主の年齢、性別、学歴を制御している。また定数項について表示を省略している。

註3) KHPS2009に基づく集計。

出所) 石井 (2010)。紙面の都合上、表示を一部改編している。

配偶者との離死別や未婚での出産などによりひとり親世帯に移行することも、貧困突入確率を有意に高める。限界効果でみると、13.4%と非常に高い。また、世帯の状況としてひとり親世帯ダミーが示すように、配偶者と離死別した際に貧困に陥ることがなかったひとり親世帯においても、ひとり親世帯であり続ける限り、貧困層へ突入する確率が

常に高い。また、高齢世帯においては、単身世帯であることが、貧困突入確率を有意に高めることが読み取れる。

次に、世帯の就労所得を変動させる事柄をみると、世帯内の就業者数の減少は有意に貧困突入確率を高めることがわかる。これは、高齢世帯においても同じ傾向が確認できる。また、ある時点での世帯内の就業者数（世帯主を除く）の効果をみると、就業者数が多い世帯ほど、貧困突入確率が低いことも確認できる。また、就業者数の変動は、労働供給側の意思決定のみならず、労働需要側の影響もあることを考慮して、経済状況を表す完全失業率の効果をみたところ、有意にプラスの影響を示しており、失業率が高い状況下においては、貧困突入が発生しやすいと読み取ることができる。

世帯の就業所得に間接的に影響を与えるだろう、世帯主の健康状態の変化についてみると、世帯主が59歳未満の世帯では世帯主の健康状態が悪化した場合、貧困突入確率が低下し、逆に、高齢世帯では、世帯主の健康状態が悪化すると貧困突入確率が高まることがわかる。健康状態と就業には双方向の因果が考えられ、この場合、現役世代では、健康を犠牲にして長時間働くことで、十分な所得を稼ぐことができたと考えられる。

貧困突入に対する自己啓発と社会保障給付の効果をみてみると、まず、基礎年金の満額受給は、貧困突入確率を有意に下げていることがわかる。規程どおりに保険料を納め続ければ、老齢年金が高齢期における所得保障として十分機能することが示された。また、仕事のための学習を定期的に行っている場合、世帯主が59歳以下の世帯において、有意に貧困突入確率を下げる。このような自己啓発をする人はそもそも所得が高く貧困とは無縁であるといった可能性は否定できない。しかし、学歴や就業形態を制御したうえで、有意なマイナスの効果がみられているため、自己啓発を行うこと自体に、就労所得を引き上げ、人々を貧困から遠ざける効果があることが予想できる。

そのほかの変数についても確認しておく。世帯主が59歳未満の世帯においては、いずれの形態であれ就業していれば、無業に比較して貧困層に突入する確率が有意に低いことがわかる。限界効果の大きさをみると、非正規雇用者では、自営業や正規雇用者に比べて貧困突入確率が高いことがうかがえる。

世帯主の就労形態の変化は、貧困突入確率にどのような影響を与えるだろうか。表 1-12 では、t 期初めに世帯主が正規雇用者であった世帯に限定し、この効果を分析してい

る。いずれの就業形態であっても正規雇用者を辞めることは貧困突入確率を有意に高める。正規雇用者から自営業へ移行した場合、もっとも貧困突入確率が高いが、これは起業1年目の不安定な状況を示しているのかもしれない。正規雇用者に限定しているため、そもそも貧困に突入した件数が少なく、また、就業形態の変動も少ないため、サンプルサイズの大きなデータでさらに確認する必要があることを留意しておく。

表 1-12：貧困突入にかんするロジット分析
(世帯主が t 期初めに正規雇用であった世帯に限定)

被説明変数： t-1年非貧困→t年 貧困：1 t-1年非貧困→t年非貧困：0	係数	限界効果
【 t 年1月の状態】		
世帯の状況		
単身世帯ダミー	0.78	0.5%
ひとり親世帯ダミー	1.99 *	2.7%
世帯人員数	0.53 ***	0.2% **
世帯主を除く就業者数	0.03	0.0%
世帯主の状況		
健康状態が良くない	1.26 **	1.0%
仕事のための学習週1回以上実施	-1.35 *	-0.4% **
【 t-1年からt年における変動】		
世帯人員数の変動 (ref: 変動なし)		
増加	1.35 **	1.2%
減少	-0.73	-0.2%
ひとり親世帯に移行ダミー	6.07 ***	65.8% *
世帯主の健康状態悪化ダミー	-1.27 *	-0.5% **
世帯主の就業形態の変化 (変化なし)		
正規雇用→無業	2.31 *	3.9%
正規雇用→非正規雇用	1.93 **	2.5%
正規雇用→自営業	3.17 ***	9.3%
年次別完全失業率	1.19	0.5%
貧困突入発生数	33	
サンプルサイズ	2,282	
対数尤度	-127.8	

註 1) ***：1%有意水準、**：5%有意水準、*：10%有意水準。

註 2) 表示してある説明変数以外に、世帯主の年齢、性別、学歴を制御している。
また定数項について表示を省略している。

註 3) KHPS2009 に基づく集計。

出所) 石井 (2010)。紙面の都合上、表示を一部改編している。

この項の最後に、失業給付が貧困突入を防いでいるかについても確認しておく。就業することが、人々を貧困から遠ざける 1 つの手段であることがわかったが、失業してしまった場合、失業時のセーフティネットである失業給付を受給することで、貧困層に陥ら

ずに済むのか。

表 1-13 では、無業で求職活動中のものを対象に、失業給付の受給状況別に貧困割合を示している。調査対象者において失業者がそれほど多くなかったため、2004 年調査から 2009 年調査のデータをプーリングして集計した¹⁷。失業給付の受給状況については、「受給した」「受給しなかった」「雇用保険に加入していなかった」の 3 つに分かれる。まず、いずれの受給状況であっても、全体の貧困率と比較して、失業者の貧困率ははるかに高い。なかでも、「雇用保険に加入していなかった」場合、貧困割合がもっとも高いことがわかる。詳細な分析までに至っていないが、失業給付にはある程度の貧困防止機能があり、一部の非正規雇用者や自営業主のように雇用保険に加入しておらず、失業給付を受給する資格がない場合、貧困突入確率が高まることが予想される。

表 1-13：失業者における失業給付の受給状況別にみた貧困割合（KHPS2004-2009）

	貧困層	それ以外	合計
受給した	29%	71%	184人
受給しなかった	25%	75%	108人
雇用保険に加入していなかった	42%	58%	81人

註) KHPS2004 から KHPS2009 をプーリングして集計。
出所) 石井 (2010)。

(6) なにが貧困脱出を促すか

次に、なにが人々を貧困層から救い上げるのか、貧困脱出の要因についてみていく。分析対象は、先ほどと同じく、調査対象者かその配偶者が世帯主である世帯、さらに、有配偶世帯の場合は、配偶者と同居している世帯に限定する。

KHPS の 2005 年調査から 2009 年調査を用い、2004 年から 2008 年の 5 年間に着目して、t-1 年に貧困層にいたものを対象に、翌年貧困から脱出した場合は 1、貧困層に留まる場合は 0 となる被説明変数をおき、その要因についてロジット分析を行う¹⁸。観測数

¹⁷ 集計対象は調査対象者であるため、世帯主以外のものも含まれる。

¹⁸ 貧困脱出にかんする先行研究の多くは、貧困突入期間から貧困脱出までを分析対象の期間として、ハザード分析を行ったものが多い。貧困経験期間を分析対象とするこのような方法では、貧困経験期間が長くなるほど、貧困からの脱出がどんどん困難になるといった状況を指摘することができる。KHPS でもこのような分析を行うことは不可能ではないか、サンプルサイズが小さくなってしまつた

を確保するために、ここでは、観測期間中に貧困突入と貧困脱出を繰り返した世帯も含めて分析する。

説明変数には、貧困突入の分析と同様に、①世帯構成に変化をもたらす事柄と、②世帯の就労所得を変動させる事柄にかんする変数を用いる。ただし、貧困脱出とは関連性のないと思われる「ひとり親世帯に移行」ダミーや、「世帯主の健康状態悪化」ダミーについては推計式から除いた。また、貧困突入の分析においては、労働需要を示す変数として完全失業率を用いたが、失業率は遅行指標の性質があり¹⁹、貧困脱出を促すような景気回復を的確に表すことができない可能性があるため、ここでは年次ダミーを用いた。

表 1-14 に貧困脱出にかんするロジット分析の結果を示す。世帯構成に変化をもたらす変数をみると、世帯人員数の減少は世帯員 1 人当たりの所得の取り分を増やし、貧困脱出に有意にプラスの影響を持つことがわかる。特に、ひとり親世帯においては、子どもの独立により世帯人員数が減少し「ひとり親世帯」でなくなることが、貧困脱出に大きな影響を与えることが考えられる。これとは逆に、就業する貧困者同士が結婚することで、世帯人員数は増えるが、同居による規模の経済性が等価所得に反映され、貧困層から抜け出すという可能性も考えられるが、分析対象数が限られているため分析結果には示されなかった。

世帯の就労所得を変動させる事柄をみると、世帯の就業者数が減ることは有意に貧困脱出確率を下げる一方で、就業者数が増加しても、貧困脱出確率は上がらないという結果になっている。貧困世帯では就業者が 1 人から 2 人になっても、賃金率が低く十分な所得を得ることができない可能性を示している。実際、OECD (2008) の報告によると、日本は、貧困層における就業率がもっとも高い国の 1 つである。貧困層のうち、無業世帯は OECD30 か国平均で 37.3%、一方、日本では 17.3%であり、就業者が 2 人以上いる世帯は、OECD30 か国平均で 17%、日本では 39%と、ワーキング・ペアが多いことがわかる²⁰。

め、本章では別の方法を用いた。

¹⁹ 一般に、失業率は景気低迷にタイムラグをもって上昇する遅行指標であるため、景気の影響をより直接的にみるために、ここでは完全失業率ではなく、年次ダミーを投入した。なお、完全失業率を入れて推計したが、失業率には有意な結果が示されなかった。

²⁰ OECD (2008) Figure 5.9.

そのほかの変数の効果をみると、世帯主の就業形態については、無業に比べるといずれの就業形態であれ、貧困脱出確率が高い。基礎年金満額受給のダミーは、高齢世帯の貧困脱出に対して有意にプラスの影響を示している。自己啓発については、貧困突入確率を有意に下げる効果はあったが、貧困脱出に対しては有意な効果はみられない。年次ダミーについては、現役の世帯では2007年以降の景気の低迷を反映して、2006年と比較して2007年および2008年で貧困脱出確率が有意に下がっていることがわかる。

表 1-14：貧困脱出にかんするロジット分析

被説明変数：t-1年貧困→t年非貧困：1 t-1年貧困→t年 貧困：0	世帯主が20-59歳		世帯主が60歳以上	
	係数	限界効果	係数	限界効果
【t年1月の状態】				
世帯の状況				
単身世帯ダミー	-1.04 *	-18.8% **	-0.16	-3.9%
ひとり親世帯ダミー	-1.69 ***	-28.1% ***		
世帯人員数	-0.25 **	-5.5% **	0.36	8.6%
世帯主を除く就業者数	0.49 ***	10.6% ***	0.66 **	16.0% *
世帯主の状況				
健康状態が良くない	0.12	2.6%	0.71	17.4%
就業形態カテゴリー (ref: 無業)				
自営業	1.12 *	25.4% *	1.29 **	31.0% ***
正規雇用	2.00 ***	44.8% ***	1.60 *	37.2% **
非正規雇用	1.59 **	37.0% ***	2.14 ***	47.9% ***
基礎年金満額受給			1.13 **	26.4% ***
仕事のための学習週1回以上実施	-0.12	-2.7%	0.40	9.9%
【t-1年からt年における変動】				
世帯人員数の変動 (ref: 変動なし)				
増加	-0.80	-14.8%	0.60	14.9%
減少	0.84 *	20.0% *	0.89	21.9%
世帯の就業者数の変動 (ref: 変動なし)				
増加	0.25	5.6%	0.59	14.5%
減少	-1.01 **	-18.3% **	-1.17 **	-25.1% **
観測年ダミー (ref: 2006年)				
2005年ダミー	-0.33	-7.1%	1.90 ***	43.9% ***
2007年ダミー	-0.66 *	-13.4% **	1.45 **	34.8% ***
2008年ダミー	-0.63 *	-13.0% **	1.62 ***	38.3% ***
貧困脱出発生数	139		84	
サンプルサイズ	388		195	
対数尤度	-217.1		-98.2	

註 1) ***：1%有意水準、**：5%有意水準、*：10%有意水準。

註 2) 表示してある説明変数以外に、世帯主の年齢、性別、学歴を制御している。また定数項について表示を省略している。

註 3) KHPS2009に基づく集計。

出所) 石井 (2010)。紙面の都合上、表示を一部改編している。

高齢世帯では、世帯の就業者数が減少した場合、有意に貧困脱出確率が下がることが確認できるが、就業形態の影響をみると、非正規で就業している場合の方が他の就業形態に比べて貧困脱出確率が高かったり、年次ダミーが逆向きに有意な効果を示していたりと、現役世代とは異なる結果を示している。高齢者の場合、所得を得る手段として、就業という選択肢のほかに年金受給という選択肢もあるため、現役の世帯ほど就業形態や雇用情勢に影響を受けないことが、この結果に表れているのかもしれない。高齢世帯のサンプルサイズが小さいため、推定結果が不安定である可能性は否定できない。

6. 動態的貧困分析に基づく日本の特徴

ここまでの分析で、日本ではひとり親世帯における常時貧困率が非常に高いこと、また、世帯内に就業者数が多いと貧困に突入する可能性も低く、貧困から脱出する可能性も高いことがわかった。この節では、国際比較を通じて、さらに日本の貧困動態の特徴を浮き彫りにする。資料には、OECD が 2008 年に報告した *Growing Unequal?* を用いる。特に、世帯類型、就業という観点から、日本の貧困の特徴を明らかにしていきたい。

まずは、単純に貧困期間別の貧困率を国際比較から眺めている。表 1-15 では、OECD 諸国における 2000 年代初頭のパネル調査に基づく貧困期間別貧困率を示している。OECD (2008) では、観測期間を 3 年間に揃え、そのうち所得が貧困線以下である期間ごとの貧困率を示している。アイルランドなど例外はあるが、ほぼすべての国において、観測期間 3 年間ともに相対的貧困にある人々の割合は、3 年間のうち 1 年間ないし 2 年間相対的貧困にある人々の割合よりも低く、静態的貧困で把握される貧困の多くは短期間の貧困であり、日本もその例外ではない。3 年間貧困にいた割合は、日本では OECD 平均はほぼ同じ値を示しているが、3 年間のうち、1 年間もしくは 2 年間貧困にいた割合は OECD 平均よりも高い値を示している。全体的にみると、日本の動態的貧困率は、アメリカ、カナダ、南欧諸国と比較するとやや低いのが、多くの北欧諸国や大陸ヨーロッパ諸国と比較するとやや高い数字である。

表 1-15：動態的貧困率の国際比較

	観測3年間で貧困であった年数		
	1年間	2年間	3年間
ルクセンブルク	4.4	3.0	2.6
オランダ	5.6	3.1	1.3
ドイツ	5.5	2.9	2.3
デンマーク	7.3	2.1	1.7
フィンランド	5.9	2.5	2.8
ベルギー	7.3	2.4	2.6
オーストリア	6.6	2.8	2.9
フランス	7.6	3.6	2.8
OECD17か国平均	7.8	4.3	4.7
カナダ	7.4	4.6	6.2
イタリア	7.8	5.6	5.7
日本	9.3	5.3	4.6
イギリス	9.2	5.2	5.2
ポーランド	8.2	5.0	7.2
アイルランド	7.8	6.3	8.1
ギリシャ	9.5	6.3	7.2
アメリカ	9.2	5.7	8.4
スペイン	11.2	6.9	5.6
オーストラリア	12.0	5.9	7.0

註) 等価尺度を世帯員数の 0.5 乗とおく、等価可処分所得に基づく計算。日本のみ等価総所得に基づく計算。データは、ヨーロッパ諸国は ECHP (2002-2004 年)、カナダは CNEF (1999-2001 年)、オーストラリアは CNEF (2001-2003 年)、アメリカは SIPP (2001-2003 年)。日本の値は筆者と山田篤裕教授が KHPS (2005-2007 年) で集計したものを OECD に提供した。出所) OECD (2008) Figure 6.1.

次に、世帯類型別に動態的貧困率をみていく。配偶者・子どもの有無や世帯内における就業者の有無別に、貧困の相対リスクを示したものが表 1-16 である。貧困の相対リスクとは、各世帯類型の貧困率を全人口の貧困率で割ったもので、1 より大きければ、その世帯類型が貧困に陥るリスクは全人口の平均的なリスクよりも高いことを意味する。

表 1-16 から読み取れる日本の特徴は、子どもありの単身世帯（すなわち、ひとり親世帯）の相対的貧困リスクが、いずれの貧困動態指標においても高いことである。特に 3 年間継続して貧困にいるリスクは全人口の 8.4 倍となっており、OECD 平均の 2.1 倍よりもはるかに高くなっている。

さらにもう 1 つの日本の動態的貧困の特徴は、世帯内に就業者がいても慢性的な貧困に陥る相対的リスクが高いことである。確かに全人口で 3 年間継続的に貧困にいるリスクと比較すれば、世帯内に就業者がいる世帯に属する人々のリスクは 0.9 倍と若干低くなっているが、OECD 平均では相対的リスクは 0.5 倍である。貧困脱出の要因分析でも

言及したように、日本の貧困の特徴の1つに、ワーキング・プアの問題があり、就業者がいるにも関わらず、貧困リスクが高いという日本の特徴は動的貧困にかんしても観察された。

表 1-16：世帯類型別の動的貧困の相対リスク

	子どもの有無												世帯内における就業者の有無									
	子どもなし						子どもあり						就業者なし			就業者あり						
	単身			夫婦			単身			夫婦			1年間	2年間		3年間		1年間	2年間		3年間	
	1年間	2年間	3年間	1年間	2年間	3年間	1年間	2年間	3年間	1年間	2年間	3年間	1年間	2年間	3年間	1年間	2年間	3年間	1年間	2年間	3年間	
オーストラリア	1.1	1.8	3.8	1.0	1.2	1.1	1.1	1.0	0.6	0.8	0.3	0.2	1.7	3.5	4.0	0.8	0.5	0.1				
オーストリア	1.7	2.5	3.7	0.8	0.9	1.6	2.3	1.1	1.6	0.8	0.7	0.4	1.4	3.3	4.3	0.9	0.7	0.3				
ベルギー	1.2	2.0	3.2	1.3	1.7	1.4	1.8	1.4	1.9	0.7	0.5	0.4	2.0	3.9	4.8	0.8	0.4	0.2				
カナダ	1.2	1.7	2.5	0.8	0.7	0.4	1.1	1.2	1.3	0.8	0.7	0.6	1.1	3.3	7.4	1.0	0.9	0.6				
デンマーク	1.9	6.9	6.4	1.3	0.8	0.8	2.2	0.2	5.2	0.6	0.1	0.0	0.7	3.4	8.0	0.7	0.6	0.3				
フィンランド	1.8	4.0	5.0	0.6	0.5	0.3	1.3	0.8	0.4	0.7	0.2	0.1	1.7	2.3	5.3	1.0	0.9	0.4				
フランス	1.5	1.7	2.9	0.8	1.2	1.0	1.5	2.4	2.4	0.9	0.7	0.6	1.4	2.7	5.4	1.0	0.8	0.4				
ドイツ	1.8	2.1	3.3	0.6	0.7	0.7	2.5	5.6	2.4	0.8	0.5	0.4	2.2	4.0	5.0	0.9	0.7	0.4				
ギリシャ	1.0	1.1	2.9	1.0	1.4	2.3	1.0	1.3	0.8	0.9	0.7	0.5	1.0	2.7	1.8	1.0	0.8	0.5				
アイルランド	1.3	1.7	5.5	1.5	1.5	0.8	1.4	1.0	0.7	0.9	1.0	0.6	1.4	2.0	5.1	0.9	0.9	0.4				
イタリア	1.4	1.2	1.7	0.8	0.5	0.6	0.9	1.1	1.0	1.0	1.1	1.1	1.2	1.8	2.7	1.0	1.0	0.8				
ルクセンブルク	0.8	0.9	0.9	0.4	0.4	0.9	2.3	1.4	2.2	1.0	1.3	0.8	1.1	4.4	2.1	1.1	0.7	0.9				
オランダ	1.7	1.0	2.0	0.7	0.3	0.0	1.5	4.8	7.4	0.9	0.8	0.3	2.1	4.5	6.9	0.9	0.8	0.5				
ポルトガル	1.4	2.1	4.3	1.1	1.5	1.9	1.2	1.4	1.3	1.0	0.9	0.7	2.5	2.9	4.2	0.9	0.8	0.6				
スペイン	2.0	1.9	1.1	0.9	0.9	2.1	0.8	1.0	1.6	1.1	0.9	0.9	1.3	3.2	3.5	1.0	0.8	0.7				
イギリス	1.4	1.7	2.0	0.6	0.7	0.5	1.5	2.5	2.8	0.9	0.6	0.7	1.4	3.0	4.5	0.9	0.7	0.5				
アメリカ	1.2	1.4	2.2	0.7	0.6	0.5	1.2	1.3	1.4	0.9	0.7	0.5	1.2	1.4	1.7	0.8	0.7	0.4				
OECD17か国平均	1.4	2.1	3.1	0.9	0.9	1.0	1.5	1.7	2.1	0.9	0.7	0.5	1.5	3.1	4.5	0.9	0.7	0.5				
日本	1.9	1.5	2.0	0.8	0.6	0.4	1.9	3.8	8.4	0.8	0.5	0.7	1.4	1.6	2.7	0.9	1.0	0.9				

註 1) 等価尺度を世帯員数の 0.5 乗とおく、等価可処分所得に基づく計算。日本についてのみ等価総所得に基づく計算。データは、ヨーロッパ諸国は ECHP (2002-2004 年)、カナダは CNEF (1999-2001 年)、オーストラリアは CNEF (2001-2003 年)、アメリカは SIPP, (2001-2003 年)。日本の値は筆者と山田篤裕教授が KHPS (2005-2007 年) で集計したものを OECD に提供した。

註 2) 各数値は各世帯類型における貧困リスクを示している。貧困リスクは、世帯類型毎の貧困率を全人口の貧困率で割ったものである。1 より大きい値を示していれば、その世帯類型が貧困に陥るリスクは全人口の貧困に陥るリスクよりも高いことを意味する。1 と等しければ、全人口のリスクと等しい。1 よりも小さければ全人口のリスクより低い。

出所) OECD (2008) Table 6.2.

7. むすび

本章では、KHPS を用い 2000 年代初頭における日本の貧困動態について、相対的貧困の概念に基づき分析を行った。特定の年齢層を対象とした従来の貧困動態分析とは異なり、幅広い年齢層を対象とした本章の分析は日本では未だ希少である。

分析を行うにあたり、まず、本章で用いた KHPS が日本全体の所得分布を的確に把握できているかを確認すべく、所得にかんする代表的な 2 つの公的統計、総務省『全国消

費実態調査』と厚生労働省『国民生活基礎調査』との比較を行った。特に、KHPS では可処分所得の把握が難しいため、総所得により貧困を計測することで、ミスリーディングが生じないことを確認した。さらに、パネルデータには不可避のサンプル脱落が、貧困率に大きな影響を与えないことも確認できた。

貧困層の固定化については、遷移確率表と期間別貧困率により確認した。遷移確率表では、貧困層と高所得層において、中間層に比較して他の階層への移動が少なく、階層の固定化が懸念される結果となった。また、遷移確率表に基づく、1年間の遷移確率を所与とした確率計算から、日本において貧困は万人にランダムに起こりうる事象ではなく、ある一部の人にとって起こりやすいイベントであることもわかった。それでも、貧困層においてはある程度の出入りがあり、長期間貧困から抜け出せずにいる人々は、ある一時点における貧困者の半数以下であることもわかった。

こうした継続的に貧困状態にある世帯の典型的属性は、世帯主が女性、ひとり親世帯、若年層、低学歴である。特に、ひとり親世帯においては、貧困に突入しやすく、脱出しにくい傾向が強い。

また、日本においては、就労は貧困を回避する必要条件であるが、十分条件ではなく、就労していても貧困にいる世帯が他国と比較して多いことも明らかとなった。こうしたワーキング・プアにおいては、貧困層からなかなか抜け出せずにいるリスクが高いこともわかった。また、非正規雇用という不安定な職に就労しているほど、ワーキング・プアのリスクが高いことも明らかとなった。ただし、日本では労働年齢人口において無業世帯が少ないため、相対的貧困の概念の下では、必然的に貧困層に占める就業世帯が多くなることには留意が必要である。

貧困に対するセーフティネットとして社会保障の役割についても確認した。雇用保険の失業給付は、失業し収入が途絶えた際、貧困に突入することを防ぐ機能があるが、その反面、一部の非正規雇用者や自営業者など雇用保険に加入していないものにおいては、失業した際に貧困を回避することが難しい。また、高齢者に対する基礎年金も貧困突入を予防する機能があることがわかったが、これについても、現役時代に十分な収入がなく、基礎年金の満額受給要件を満たさない場合、貧困に陥りやすいことがわかった。

総じて、日本における貧困の状況はそれほど楽観視できるものではないことがあらた

めて確認された。なかでも特に、ひとり親世帯における慢性的な貧困リスクの高さは無視できない状況である。OECD（2005）によると、ほとんどの先進国で、就労するひとり親世帯の貧困率は、無業のひとり親世帯の貧困率よりもはるかに低く、就労が貧困を避ける有効な手段であることがわかる。しかし、日本では、ひとり親世帯の貧困率は総じて高く、就労している世帯の方がむしろ貧困率が高いことが示されている。ひとり親世帯には時間的にも制約があり、十分な所得を稼得する機会が少ないことを踏まえると、より一層の経済的支援が必要だと考えられる。

また、バブル崩壊以降の長期の経済停滞により、失業率の上昇や雇用の不安定化のなか、拡大を続ける非正規雇用は、就労していても貧困から抜け出せないというワーキング・プアの問題を引き起こした。第2章で論じるように、現役世代における非正規雇用の世帯主は割合としては少ないものの、ワーキング・プアの存在は無視できない問題である。正規・非正規間における賃金格差が不当な場合はそれを是正する必要があるし、職業訓練などを伴う正規職への転換の促進などを図る必要もあるだろう。また、精神的・身体的状況により、働けない状況にある人々は少なからず存在する。分析では、そのような状況を明らかにすることはできなかったが、彼らに対しては所得再分配による経済的支援が必要であろう。

本章では、相対的貧困の概念により貧困動態を分析した。相対的貧困率は、社会の平均的な生活水準を享受することができない人の割合を示しており、この概念のもとでは、所得分布が極めて平等でない限り、必ず誰かが貧困層にいることになる。相対的貧困の概念のもとでは貧困者をゼロにすることは難しく、よりよい社会を作るために目標にすることは、社会の平均的な生活水準からかけ離れて低いレベルの生活をしている人を減らすことと、そしてなによりも、貧困層に新陳代謝を起こし、いつも同じ人が貧困層に居続けることを回避することである。たとえば、就業開始した若年者はある期間だけ貧困を経験する確率は高いが、経験年数に乗じて所得が上昇し貧困層から離脱し、新たに下の世代が一定期間貧困層に入るというように、貧困層に新陳代謝が生まれれば、特定の誰かが貧困層に居続けることはない。ひとり親世帯や、ワーキング・プアと呼ばれる低賃金の就業世帯が常に社会の底辺に張り付いていなければならない状況をなくすために、公的な支援をしていく必要がある。

第2章

非正規労働者の増加は所得格差を拡大させたか

1. なぜ非正規労働と所得格差の関係を分析する必要があるのか

雇用の非正規化はここ数年、大幅に拡大している。総務省『労働力調査』によると、2013年時点で雇用者に占める非正規労働者（パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託、その他）の割合は36.7%とおおよそ4割にのぼるようになった。非正規労働者の多くは低収入で不安定な雇用条件にある。低収入の非正規労働者の増加は、所得格差にどのような影響を与えているのだろうか。

労働者個々人の収入を比較した場合、非正規労働者の増大は低収入な労働者を増加し、安定的な正規労働者との間で所得の二極化を生じさせると考えられる。事実、非正規労働の増大と給与所得における格差拡大との関係を分析した太田（2005）は、1990年代後半以降、とくに若年層で給与所得の格差拡大が急速に進んだこと、そして、その主要な要因として90年代就職氷河期における若年労働者の非正規労働化と失業があげられると指摘している。

しかしながら、所得格差を世帯所得でみた場合、非正規労働者の増加が、これまで無業であった人が就業するようになったことで生じたのであれば、所得格差を縮小させた可能性もある。たとえば、結婚・出産で一度離職した妻が、子どもの入園や入学を機にパートタイマーとして就業を再開した場合、そしてそれが特に夫の所得の低い世帯で生じ、家計の補助を目的としている場合、世帯間の所得格差は縮小するだろう。また、定年退職後の高齢男性が、非正規労働者として再就職した場合、低所得の高齢世帯を減らし、現役世代との所得格差を縮小させるだろう。

個々人が享受する生活水準はその人1人の所得のみならず、その人が所属する世帯の所得により決定される部分が多い。この点を無視して、非正規労働の増大が所得格差に与える影響を評価することはできない。

このように、非正規労働が所得格差に与える影響は、個人単位と世帯単位によって、さらには、無業者が非正規労働者になったのか、正規労働者が非正規労働者になったのかによって、異なる可能性がある。この点について、経済協力開発機構（OECD）などで

は、国際比較の視点を通じた研究がなされているものの、日本では未だ少ない。関連する研究として、夫婦間における所得の組み合わせの変容と所得格差の関係を分析した小原（2001）¹や橘木・迫田（2013）²があるが、非正規労働者の増大という視点を交えて世帯間の所得格差について分析したものは少ない。

このような問題意識のもと、本章では、慶應義塾大学『日本家計パネル調査（JHPS サンプル）』を用い、現役世代を対象に、非正規労働の増大が日本の所得格差に与える影響について、①労働者個人間の給与所得における格差と、②世帯間の世帯所得における格差という2つの視点から分析を行う。

本章は以下のような構成で進める。分析に入る前段階として、第2節では所得格差の動向について確認し、第3節では公的統計等を用い、世帯における非正規労働者の分布の現状について把握する。非正規労働者は女性に多いのか、有配偶者に多いのか、さらには、非正規労働者の多くは無業の状態から再就職したものが多いため、これらの点について確認していく。

そのうえで、第4節では、非正規労働者の増加が個人の給与所得における格差に与える影響とその要因について、OECDが2011年に出版した所得格差の要因解明をテーマとした報告書 *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising* における分析手法を踏襲しながら検討していく。OECD（2011）では、給与所得の格差の要因を労働の価格である「時間当たりの賃金率」と、労働の量である「労働時間」の2つに分解して国際比較を行っているが、日本は分析対象に含まれていない。本章では日本についての分析を追加し、国際比較を行う。

続く第5節では、非正規労働者の増加が世帯所得における格差に与える影響について分析する。ここでは、OECDが2015年に出版した報告書 *In It Together: Why Less Inequality Benefits All* に掲載された筆者が行った日本の分析結果について、国際比較とともに紹介する。最後の第6節では、非正規労働が若年単身者に与える不利益について

¹ 小原（2001）は、1990年代中盤に夫の所得と妻の所得の負の相関が弱まったことが、若年の有配偶世帯における所得格差を拡大させたことを指摘している。

² 橘木・迫田（2013）は、多数の先行研究とともに、夫の所得が高いと妻は働かないという「ダグラス・有沢の第2法則」が効力を失いつつあることを検証し、この崩壊により世帯所得間の格差が拡大しつつあることを示唆している。

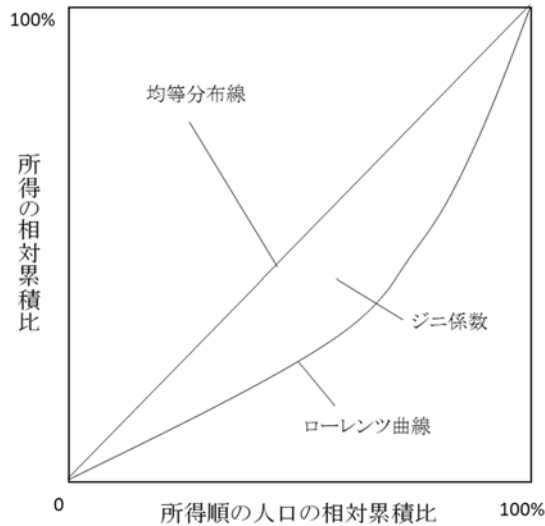
論じる。

2. 所得格差の動向

(1) ジニ係数でみた日本の所得格差の動向

この節では、日本の所得格差の動向について確認する。日本において所得格差への関心が高まって久しい。バブル経済の崩壊や、非正規雇用の拡大、リーマン・ショックによる派遣切りといった出来事を経て、日本でも「格差社会」という意識が高まってきた。

図 2-1：ローレンツ曲線とジニ係数



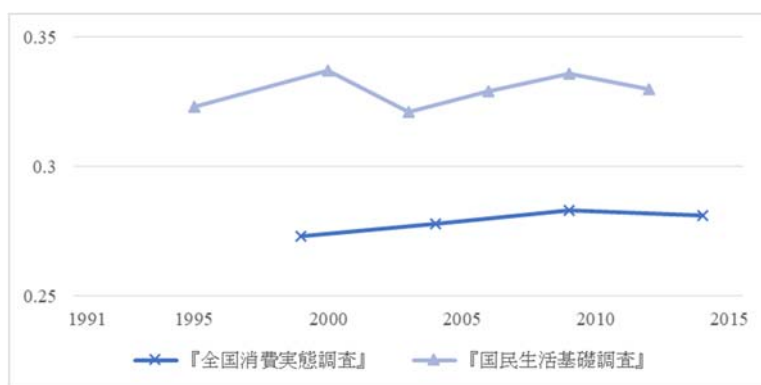
出所) 筆者が作成。

所得の不平等度を計測する指標はいくつかあるが、国際比較などでよく用いられるものにジニ係数がある。図 2-1 はジニ係数の算出方法を図解したものである。横軸には、所得順の人口の相対累積比、縦軸には所得の相対累積比をとっている。ジニ係数は、所得の低い人（世帯）から順に所得の累積シェアをプロットしたローレンツ曲線と、所得が均等に分配されたときに描かれる 45 度線である均等分布線との乖離によって示される。計算式は (1) 式に示すとおりである。

$$\text{ジニ係数} = \frac{\text{均等分布線からローレンツ曲線までの面積}}{\text{均等分布線以下の三角形の面積}} \dots (1)$$

ジニ係数は0から1の値をとり、その国の所得が国民全員に均等に分配されていれば0となり、特定の1人（世帯）が独占していれば1となる。すなわち、ジニ係数が0に近いほど所得格差は小さいことを意味する。

図 2-2：ジニ係数の推移



出所) ジニ係数については、総務省『平成 26 年全国消費実態調査所得分布等に関する結果:結果の概要』、および、『国民生活基礎調査』の値は OECD Income distribution Database より引用。

ジニ係数により日本の所得分配の平等度をみてみると、実際、1980 年代終わりから 1990 年代終わりにかけてジニ係数は上昇し、それと同時に貧困率も増大した。図 2-2 では、1990 年以降のジニ係数を示している。ここでは、総務省『全国消費実態調査』と厚生労働省『国民生活基礎調査』のそれぞれより、等価可処分所得³でみた総世帯のジニ係数を示している。2つのデータで絶対値に差は生じているものの⁴、『全国消費実態調査』では、2009 年まで上昇傾向であったが、その後 2014 年には 0.281 に低下、『国民生活基礎調査』でも、2009 年をピークに直近の 2012 年には低い値を示している。

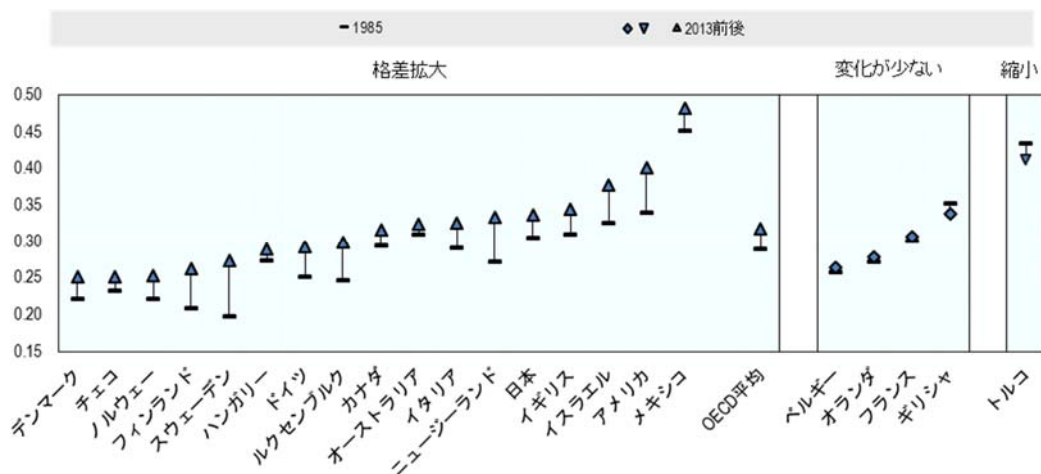
日本では、1980 年代から 2000 年にかけて所得格差が拡大傾向にあったが、他の先進国ではどうだったのだろうか。図 2-3 では、1980 年代半ばから 2013 年前後のジニ係数

³ 第 1 章第 3 節 1 項参照。

⁴ 総務省『全国消費実態調査』および厚生労働省『国民生活基礎調査』における所得分布の違いについては、第 1 章第 4 節を参照。

の変化と大きさについて国際比較を行っている⁵。

図 2-3：1980 年代半ばから 2013 年前後のジニ係数の変化



出所) OECD (2015) p.24, Figure 1.3.

まずは、2010 年代時点における日本のジニ係数の大きさをみると、アメリカや、トルコ、メキシコと比較すると格差は小さいが、ギリシャやイタリアといった南欧諸国とほぼ同水準で、フランスやドイツといった大陸ヨーロッパよりも高いことがわかる。OECD 平均と比べても日本のジニ係数は大きく、日本の所得格差は大きいということが出来る。

また、1980 年代から 2010 年代におけるジニ係数の推移についてみると、一部の国を除いて、ほとんどの国でジニ係数が上昇、すなわち、ここ 20 年間で格差が拡大していることがわかる。その拡大幅をみると、アメリカやスウェーデン、ニュージーランドなどでは大幅な拡大がみられるが、日本においては平均的であることがわかる。

(2) 格差はどうして拡大したのか

1980 年から 2000 年にかけて、日本の所得格差の拡大を招いた重要な要因の 1 つは、人口の高齢化である (大竹 [2005])。人口の高齢化により、所得の低い高齢層のシェアが高まったことが、社会全体でみた所得の格差拡大を引き起こしたといえる。これ以外にも、人口構成の変化として、所得の低い単身世帯やひとり親世帯が増加したこと、さ

⁵ ここでの日本の値は厚生労働省『国民生活基礎調査』によるものである。

らに、学歴や所得が同程度のもの同士が結婚するといった同類婚 (assortative mating) の増加も、格差を拡大させる要因として取り上げられている。

当然ながら、人口構成の変化のみが所得格差の変動をもたらすわけではなく、格差の変動は様々な要因から生じる⁶。本章では、近年の非正規労働者の増大が、格差拡大をけん引するか検証することを目的とするが、それ以外にも、格差拡大を引き起こす要因だと考えられているものはいくつかある。

特に、労働市場の変化が所得格差に与える影響としては、近年ではグローバル化や IT などの技術進歩も格差を拡大する要因として指摘される。IT の導入により、事務作業や製造作業が機械化されることにより、中間所得層の仕事が減り、その一方で、機械化されにくい、知的集約的な高収入の業務と労働集約的な低収入の業務に、業務が“二極化 (Polarization)”し、収入の格差が拡大するという考えである⁷。また、労働集約的な低収入の業務の大半は、介護や保安といったサービス産業であることに着目し、山口 (2015) では、1990 年代から 2000 年代にかけてのサービス経済化が、低収入の労働者を増やし、個人間の所得格差を拡大させたこと、さらに、これら低収入のサービス業においては、非正規雇用の比率が高いことを指摘している。

このように、所得格差の変動にはさまざまな要因がかかわっているが、本章では、非正規労働者の増加に着目して、これが所得格差拡大にどう影響しているか検討する。

3. 誰が非正規労働者として働いているか

2013 年時点で雇用者に占める非正規労働者の割合はおよそ 4 割にのぼる。非正規労働の多くは低収入で不安定な雇用条件にあるが、かれらが世帯の主たる稼ぎ手であるのか、もしくは家計補助的な役割を担っているのかによって、世帯間の所得格差に与える影響は異なってくる。そこで、この節では公的統計等を用いて、非正規労働者がどのような

⁶ Förster and Tóth (2015) は、所得格差を引き起こす要因を 6 つ (マクロ経済、グローバリゼーション、労働市場、政治過程、税・社会保障による再分配政策、人口構成) に分類している。

⁷ David Autor 教授らによりアメリカでの研究を筆頭に、日本では池永 (2009) などが、日本における労働市場での業務の二極化を実証分析している。その結果、2000 年代以降に、日本において業務の二極化がみられることを指摘している。

属性の世帯に多いかを把握する。

まずは、非正規労働者の男女・配偶状況別割合について検討する。表 2-1 は、総務省『平成 24 年就業構造基本調査』をもとに、20 歳から 64 歳の非正規労働者（パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託、その他といった企業における呼称）について、男女・配偶状況別割合を示している。無配偶男性が 15%、有配偶男性が 14%、無配偶女性が 16%、有配偶女性が 55%であり、20-64 歳の非正規労働者の半数以上を有配偶女性が占めている。

表 2-1：非正規労働者の男女別・配偶状況別構成比
(20-64 歳までの非正規労働者)

男性	無配偶	15%
	有配偶	14%
女性	無配偶	16%
	有配偶	55%
計		100%

註) 非正規労働者には、パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託、その他の総計を含む。
出所) 総務省『平成 24 年就業構造基本調査』の集計表より筆者が作成。

表 2-2：非正規労働者の男女別・年齢階級別・配偶状況別構成比

	男性		女性	
	有配偶	無配偶	有配偶	無配偶
15-34歳	3%	29%	7%	16%
35-59歳	10%	15%	46%	12%
60歳以上	36%	7%	13%	6%
	100%		100%	

註) 非正規労働者には、パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託、その他の総計を含む。
出所) 総務省『労働力調査』(2016) より非農林業における非正規の職員・従業員の数。

次に、表 2-2 で、非正規労働者の男女別・年齢別・配偶状況別構成比をみると、有配偶男性では 60 歳以上の高齢層の割合が高く、無配偶男性では 15-34 歳の若年層の割合が高い。高齢の有配偶男性については、退職後に非正規として再就職しているケースが多

い。一方、若年の無配偶男性については、学生アルバイトも含まれるものの、厳しい雇用情勢下で、不本意ながら非正規労働者として就業しているケースも少なからずいることが考えられる。

女性の場合、35歳以降の壮年層の有配偶者で非正規労働者が多い。これは、子どもの就園・就学を機に、家計補助的な形で非正規労働者として再就職するものが多いためと考えられる。

それでは、過去に比べ、有配偶女性が非正規労働で働く割合はどの程度増えたのだろうか。表2-3は慶應義塾大学『日本家計パネル調査（KHPS サンプル）』の2004年調査と2014年調査を用い、夫の年齢が20歳から64歳以下の有配偶世帯に限定して、ここ10年間における夫婦の就業形態の組み合わせの変化を示している。ここでの非正規労働者とはパート・アルバイト、契約社員、派遣社員、嘱託であり、正規労働者とは常勤の職員（役員・経営者を含む）であり、自営業者とは自営業主、自由業者、家族従業者、委託労働・請負と定義される。

表 2-3：有配偶世帯における夫と妻の就業形態の組み合わせ
(夫の年齢が 20-64 歳の世帯)

2004年		妻の就業形態				
(N=2,369)		正規	非正規	自営	無業	合計
夫の就業形態	正規	11%	20%	6%	29%	66%
	非正規	1%	2%	0%	2%	6%
	自営	2%	3%	10%	6%	22%
	無業	1%	1%	1%	4%	7%
	合計	15%	26%	17%	41%	100%

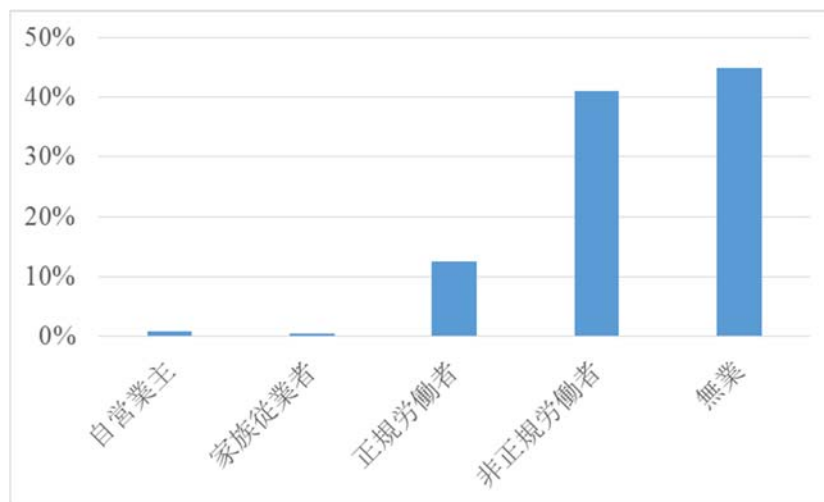
2014年		妻の就業形態				
(N=1,782)		正規	非正規	自営	無業	合計
夫の就業形態	正規	13%	31%	4%	23%	71%
	非正規	1%	3%	1%	2%	8%
	自営	2%	5%	7%	4%	18%
	無業	1%	1%	0%	2%	4%
	合計	17%	40%	12%	31%	100%

註) 非正規労働者の定義：パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託の総計。
 正規労働者の定義：常勤の職員（役員・経営者を含む）。
 自営業者の定義：自営業主、自由業者、家族従業者、委託労働・請負の総計。
 出所) KHPS2014 より算出。

夫が正規労働者で妻が非正規労働者という組み合わせは、2004年には全体の20%であったが、2014年には31%にまで増えており、その一方で、夫が正規労働者で妻が無業者という組み合わせが減っていることがわかる。また、夫婦ともに正規労働者という世帯はわずかにしか増加しておらず、夫婦ともに非正規労働である世帯も、依然として低い水準にとどまっていることがわかる。

有配偶女性で非正規労働者が増えたことがわかったが、では、この女性たちはどのような経路で、非正規労働者として就業するようになったのか。正規の仕事から転職したのか、もしくは、無業状態から非正規の職に就職したのか。また、どのような所得水準の世帯で、妻の非正規での就業が増加したのだろうか。これによって、所得格差に及ぼす影響が異なるため、次に、これらの点について確認していく。

図 2-4：勤続 5 年未満の非正規労働者における前職の状況（女性のみ）



註) 総務省『平成 24 年就業構造基本調査』より、勤続 5 年未満の非正規労働者における前職の就業上の地位を把握した。ただし、これのみでは、勤続 5 年未満の非正規労働者で前職がないもの（無業からの転入者）についての人数が把握できないため、『平成 24 年就業構造基本調査』の別の統計表より、勤続 5 年未満の非正規労働者総数を把握し、そこから前職がある人の数を差し引いて、無業からの転入者の数を算出した。

出所) 総務省『平成 24 年就業構造基本調査』の集計表より作成。

図 2-4 は、総務省『就業構造基本調査』を用いて、女性の非正規労働者における前職の分布を示している。公表データの制約上、配偶関係と年齢を制御せず、勤続 5 年未満の

非正規労働者の就業前の状況について示している。表 2-2 で確認したとおり、非正規労働で就業する女性の 7 割弱 (7%+46%+13%) が有配偶女性であり、そのうち、7 割程度 (46%/(7%+46%+13%)) が壮年層であることを考慮すると、配偶関係・年齢を制御できていないことはさほど大きな問題ではない。

表から明らかなおとおり、現在、非正規労働で就業している女性の 45%が無業からの再就職であり、それ以外においては、非正規労働から非正規労働への転職がほとんどで、12%のみが正規労働からの転職であることがわかる。すなわち、非正規労働者が増加したことで、労働者全体としては低収入の労働者が増えたが、その大部分を占める有配偶女性においては、これまで無業であったものが非正規労働として働き出したケースが多く、このことは世帯の所得を引き上げる方向に寄与していると考えられることができる。

表 2-4：有配偶世帯における夫の所得階層別にみた妻の就業状態
(夫の年齢が 59 歳以下の世帯)

2002年						
(N=18,848,500)		妻有業			妻無業	計
		自営業者	正規雇用者	非正規雇用者		
夫有業	低(400万円未満)	12.8%	21.1%	30.8%	35.3%	100%
	中(400-700万円未満)	6.4%	19.9%	31.4%	42.3%	100%
	高(700万円以上)	6.0%	15.2%	31.6%	47.2%	100%
夫無業		56.6%			43.4%	100%

2012年						
(N=15,576,800)		妻有業			妻無業	計
		自営業者	正規雇用者	非正規雇用者		
夫有業	低(400万円未満)	5.4%	24.1%	40.2%	30.2%	100%
	中(400-700万円未満)	3.1%	23.0%	36.5%	37.4%	100%
	高(700万円以上)	3.2%	17.5%	35.0%	44.4%	100%
夫無業		63.8%			36.2%	100%

註 1) 非正規労働者の定義：パート、アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託、その他の総計。
自営業者には家族従業員を含む。

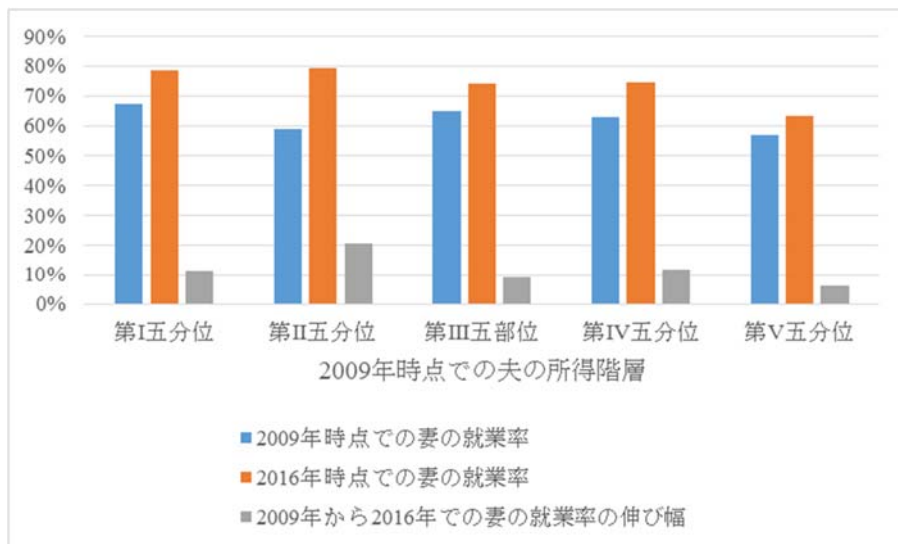
註 2) 所得水準のグルーピングについては、すでに用意された所得カテゴリーをもとに、サンプル出所) 総務省「平成 14 年就業構造基本調査」の集計表 (z188 および z194) および「平成 24 年就業構造基本調査」の集計表 (b222 および b228) より算出。

それでは、どのような所得水準の世帯で、妻の非正規での労働が増加したのだろうか。妻の就業状況の推移について、夫の所得階層別にみてもみる。表 2-4 は、総務省『就業構造基本調査』の平成 14 年調査 (2002 年) と平成 24 年調査 (2012 年) の公表されている表に基づき、夫の年齢が 59 歳以下の有配偶世帯に限定して、夫の所得階層別に妻の就

業状況を示したものである。

夫の所得階層がいずれの水準であっても、2002年から2012年にかけて妻の正規雇用率も非正規雇用率も上昇しているが、とくに夫の所得階層が低水準の世帯において妻の非正規雇用率が大幅に増加している。それだけ夫の所得の不足分を補おうとして働く非正規労働者（主にパート）が増えたことがわかる。このことは、結果として非正規労働者の増加は世帯間所得格差を縮小させる傾向がみられること、もっともこの非正規雇用の賃金が上昇すれば、個人はもとより世帯間の所得格差をさらに縮小させる可能性があることが考えられる。

図 2-5：夫の所得階層別妻の就業率と就業率の変化幅



註) JHPS の有配偶世帯で、2009年と2016年の両年度のデータが揃う世帯（2009年時点で世帯主が20歳から61歳）727世帯を対象に分析。
出所) JHPS2016を用いて推計。

この点について、同一個人を追跡したパネルデータを用いて分析した結果についても紹介しておく。図 2-5 は、JHPS の有配偶世帯に限定して、夫の所得階層別に7年間(2009年から2016年)の妻の就業状況の変化を集計している。2009年時点に夫の所得が第I、第II五分位であった世帯では、その後の妻の就業率の伸びが大きく、2016年時点の就業率が他の階層の世帯よりも高くなっている。図には示されていないが、そのうちのほとんどが、無業から非正規への再就職であることをデータで確認している。

夫婦間における就業状況の変化は、当然のことながら、夫婦間における所得の組み合わせに変化をもたらす。表 2-5 は、表 2-4 と同じく『就業構造基本調査』を用い、2002 年と 2012 年における夫と妻の所得の組み合わせを示している。表 2-4 でも確認したとおり、妻が無業である世帯が大幅に減少していること、そして、夫の所得が高水準の層の割合が全体的に小さくなっており、その代わりに、夫の所得が低・中水準の世帯で妻の所得が中・高水準の割合が増えていることがわかる。夫も妻も高水準の所得を得ている層の割合には変化が見られないことも確認される。

表 2-5：有配偶世帯における夫と妻の所得水準の組み合わせ
(夫の年齢が 59 歳以下の世帯)

2002年 (N=17,894,300)					
	妻	低 (無業者)	中 (200万円未満※2)	高 (200万円以上)	計
夫					
低(400万円未満※1)		13%	13%	6%	32%
中(400-700万円未満)		18%	14%	8%	40%
高(700万円以上)		14%	9%	5%	28%
計		44%	36%	20%	100%
2012年 (N=15,547,400)					
	妻	低 (無業者)	中 (200万円未満※2)	高 (200万円以上)	計
夫					
低(400万円未満※1)		11%	16%	8%	35%
中(400-700万円未満)		15%	16%	10%	41%
高(700万円以上)		10%	8%	5%	24%
計		37%	40%	23%	100%

註 1) 所得水準のグルーピングについては、すでに用意された所得カテゴリーをもとに、サンプルを三等分するのにもっとも近い形で設定した。

註 2) ※1：無業者を含む。※2：無業者を含まない。

出所) 総務省「平成 14 年就業構造基本調査」の集計表 (z188) および「平成 24 年就業構造基本調査」の集計表 (b222) より算出。

以上のことをまとめると、雇用者全体に占める非正規労働の割合は上昇しつつあるものの、有配偶世帯においては非正規労働のみで生計を立てている割合はまだ低く、今まで無業であった専業主婦が非正規で就労し始めたケースが増えていることがわかった。特に、夫の所得が低い世帯において、妻の非正規就業率が高まっており、このことは、非正規労働者の増加が世帯間所得格差を縮小させる可能性があることを示している。もっともこの非正規労働者の賃金が増えれば、個人はもとより世帯間の所得格差をさらに縮小させる可能性がある。また、夫婦の所得水準を関係づけてみると、全体的な傾向

として夫の所得がここ 10 年間で平均的に下がってきており、それを補てんする形で、妻が就業する割合が高まったことが見受けられる。

4. 労働者個人間の給与所得格差の要因分析

この節では、非正規労働者の増大が、労働者個人間の給与所得格差にどのような影響を与えているのかについて、OECD(2011)の分析を参考に検証を行う。

OECD(2011)は、OECD 加盟 23 か国の所得の個票データを用いて、労働者個人の給与所得（年収）の格差の要因について解明を試みている。そこでは、給与所得の格差の要因を労働の価格である「時間当たり賃金率」と、労働の量である「労働時間」に分解し、1980 年代以降の格差拡大の要因を分析している。

時間当たり賃金率は、労働市場における個人の人的資本に対する評価であるのに対し、労働時間そのものは需要側要因とともに、供給側である個人の意思決定をしばしば反映している可能性が強い。同じ所得格差の拡大であっても、時間当たりの賃金率の差が拡大しているのと、労働時間の違いが拡大しているのでは、経済学的意味も違ってくるし、政策的な対応にも違いが生じるはずである。OECD（2011）の分析方法を踏襲し、日本における労働者個人の給与所得における格差の要因を解明する⁸。

（1）データ

本節で用いるデータは JHPS の 2009 年度調査データである。OECD(2011)の集計結果と国際比較可能な形にするため、各変数の定義は OECD(2011)での定義に従う。分析対象は、調査対象者のうち 25 歳から 64 歳までの男女とする。

年収である給与所得については、昨年一年間の仕事からの収入（税引き前）を用いた。JHPS は、毎年 1 月に調査をするため、2009 年度調査では 2008 年の税引き前の年収を把握している。時間当たり賃金率については、昨年一年間の仕事からの収入を、年間週数（365 日/7 日）と週の労働時間で除すことで算出した。また、回答誤差を最小化する

⁸ OECD（2011）の国際比較には、日本のデータが含まれていない。

ため、該当する給与形態（月給、週給、日給、時給、もしくは年俸）と労働日数、週の労働時間から別途年収を算出し、この年収と大差のあるもの⁹は分析対象から除いた。

また、OECD(2011)では雇用労働者の就業形態については週の労働時間で判別しているため、ここでも週の労働時間が 30 時間未満の雇用者をパートタイム労働者、30 時間以上の者をフルタイム労働者とし、企業における呼称に基づく正規労働・非正規労働の区分の代わりとする。

（2）就業形態の違いによる不平等の変化

まずは、就業形態の違いがどれほど所得格差に影響を与えているのかについてみる。具体的には、フルタイム労働者のみで給与所得のジニ係数を算出した場合に比べて、パートタイム労働者を加えた場合、さらに、自営業者を加えた場合、どのように給与所得の不平等度が変わるかをみている。図 2-6 は OECD(2011)の集計値を引用して、国際比較した形で結果を示している¹⁰。

日本についてみると、フルタイム労働者のみを対象に算出したジニ係数の値は 31%程度であり、そこにパートタイム労働者を加えてジニ係数を算出すると 38%程度と 7%ポイント上昇し、自営業者を含むとさらに 2%ポイント上昇することがわかる。フルタイム労働者のみで測ったジニ係数は OECD 平均とほぼ等しいが、パートタイム労働者を加えた際のジニ係数の上昇幅が他国と比較して大きい。

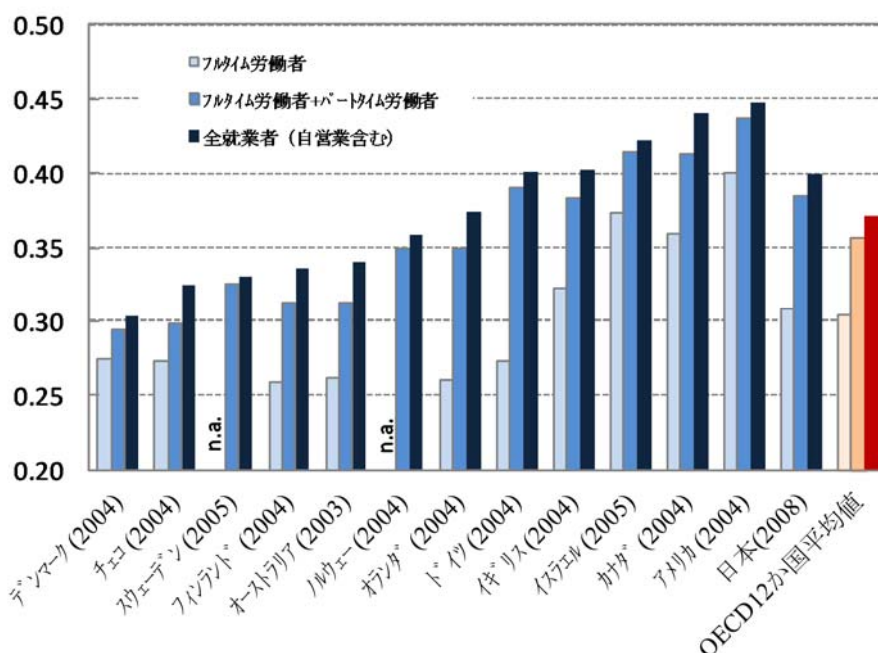
日本同様、パートタイム労働者を加えた際にジニ係数の上昇幅が大きい国として、ドイツやオランダがあげられる。これらの国では、近年パートタイム労働者の増加が著しく、そのことがフルタイム労働者にパートタイム労働者を加えた際のジニ係数の大幅な上昇を説明していると考えられる。一方で、アメリカやカナダではフルタイム労働者にパー

⁹ 具体的には 2 つの年収の差が 200 万円以上の者は分析から除いた。そのうえで、時間当たり賃金率で 5000 円以上（上位約 5%）となる者も分析の対象から除外した。

¹⁰ OECD(2011)は、OECD 加盟 23 か国を分析対象としており、いずれの国についても Luxembourg Income Study の提供する所得の個票データを利用している。そのうち、12 か国については税引き前のグロス値、残りの 11 か国については税引き後のネット値を用いて分析しており、税・社会保障制度の影響を考慮するため、分析結果はグロス値報告国とネット値報告国で別々に示されている。日本については税引き前の年収を用いて集計しているため、日本の集計値同様に給与所得のグロス値を報告している国の集計値のみを掲載している。

トタイム労働者を加えた際のジニ係数の上昇幅は極めて小さい。もともとパートタイム労働者が少なかったり、いてもフルタイム労働者とパートタイム労働者の所得格差が小さいことがこの理由だと考えられる（樋口・佐藤(2015)）。

図 2-6：就業形態のちがいによる給与所得のジニ係数の変化



註) 平均値は OECD(2011)に掲載されている値で、日本の値は除いて算出している。
出所) OECD(2011)p.170, Figure 4.1。日本のデータについては JHPS2009 を用いて筆者が推計。

(3) 給与所得格差の分解：時間当たり賃金率の違いか、労働時間の違いか

従来の正規労働を前提とした働き方においては、給与所得の格差の大部分を労働の価格である「時間当たり賃金率」の差のみに求めることができた。しかし、就業構造が多様化してきた現在、賃金率の差のみならず、労働の量である「労働時間」の差にも着目することが必要である。事実、前項の分析では労働時間の短いパートタイム労働者を加えたことで大幅にジニ係数が上昇しており、就業者における労働時間の差も年間の給与所得の格差を左右する要因と考えられるからである。(2)式は、年間の給与所得は時間当たり賃金率と労働時間によって決定されることを示している。この式に基づき、給与所

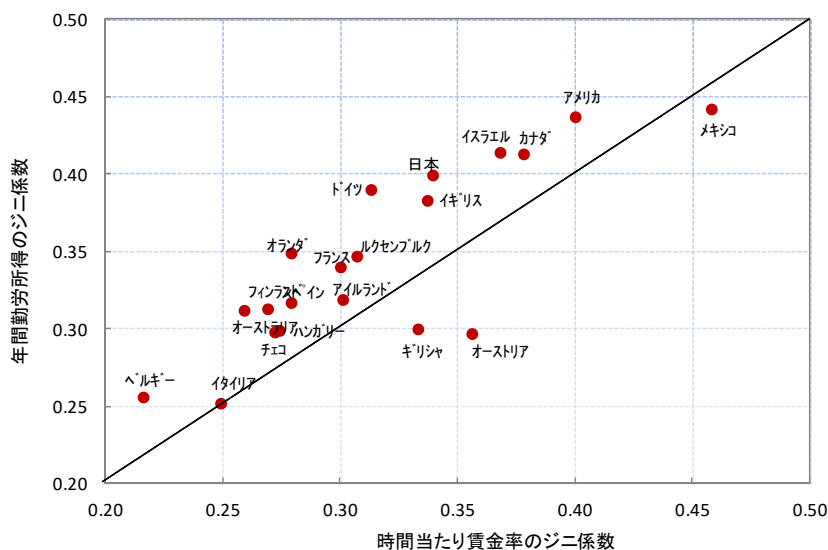
得の格差を時間当たり賃金率の格差と労働時間の格差に要因分解していく。

$$AE = hw \times ah \dots\dots\dots (2)$$

(AE：年間の給与所得, hw：時間当たり賃金率, ah：年間の労働時間)

図 2-7 は、OECD(2011)を参考に、全雇用者を対象に、縦軸に年間の給与所得のジニ係数、横軸に時間当たり賃金率のジニ係数を取り、給与所得の不平等度の要因分解を試みている。仮にすべての労働者が同じ労働時間だけ働いたとすると、給与所得の不平等度は賃金率の不平等度と一対一の対応をするはずであり、各点是对角線上に並ぶことになる。しかしながら、実際には大半の国において給与所得のジニ係数が賃金率のジニ係数を上回っている状況にあり、賃金率の高い人がより長い時間働いていることがわかる。あるいは逆に、長い時間働いている人の時間当たり賃金率は高い傾向にあることを示す。

図 2-7：時間当たり賃金率のジニ係数と年間給与所得のジニ係数の関係



出所) OECD(2011)p.175, Figure 4.4。日本のデータについては JHPS2009 を用いて筆者が推計。

日本においても、年間の給与所得のジニ係数は賃金率のジニ係数を上回っており、他の多くの国と同様に、より長い時間働いている人の時間当たり賃金率は高いことがわかる。さらに、賃金率のジニ係数と給与所得のジニ係数の差をみると、日本ではその差が6%ポ

イントと大きく、パートタイム労働の拡大および、フルタイム労働者とパートタイム労働者との労働時間に大きな違いが生じていることがこのような結果を導いている可能性が示唆される。

次に、要因分解を行うことで、時間当たり賃金率と労働時間のそれぞれがどの程度、年間の給与所得の格差を説明しているかについて分析する。要因分解の方法は(3)式に示されるとおりである。確率変数の和の分散の定理を用いて、(2)式について対数値をとることで、給与所得の対数値の分散を年間労働時間の対数値の分散と時間当たり賃金率の対数値の分散、および、2つの共分散の2倍に分解している。

$$\text{Var}(\ln AE) = \text{var}(\ln hw) + \text{var}(\ln ah) + 2\text{cov}(\ln hw, \ln ah) \dots\dots\dots (3)$$

表 2-6：年間給与所得（対数値）の分散の要因分解（雇用者のみ）

	Var(ln_AE) (1)	Var(ln_hw) (2)	Var(ln_ah) (3)	2xCov(ln_hw, ln_ah) (4)
オーストラリア 2003	0.460 (1.00)	0.210 (0.457)	0.255 (0.554)	-0.005 -(0.011)
カナダ 2004	1.539 (1.00)	0.934 (0.607)	0.222 (0.144)	0.383 (0.249)
チェコ 2004	0.416 (1.00)	0.300 (0.721)	0.055 (0.132)	0.061 (0.147)
フィンランド 2004	1.085 (1.00)	0.553 (0.510)	0.233 (0.215)	0.298 (0.275)
ドイツ 2004	1.089 (1.00)	0.441 (0.405)	0.333 (0.306)	0.315 (0.289)
イスラエル 2005	0.769 (1.00)	0.504 (0.655)	0.198 (0.257)	0.066 (0.086)
オランダ 2004	0.877 (1.00)	0.394 (0.449)	0.286 (0.326)	0.197 (0.225)
イギリス 2004	0.700 (1.00)	0.347 (0.496)	0.229 (0.327)	0.123 (0.176)
アメリカ 2004	0.972 (1.00)	0.600 (0.617)	0.218 (0.224)	0.154 (0.158)
OECD9か国平均	0.879 (1.00)	0.476 (0.546)	0.225 (0.276)	0.177 (0.177)
		Corr(AE, hw)=0.91	Corr(AE, ah)=0.43	
日本 2008	0.782 (1.00)	0.424 (0.542)	0.238 (0.304)	0.120 (0.154)

註) 平均値は OECD(2011)に掲載されている値であり、日本の値は除いて算出されている。
出所) OECD(2011)p.177, Table 4.1。日本のデータについては JHPS2009 を用い筆者が推計。

集計結果は表 2-6 に示されるとおりである。この表の(2)から(4)列の括弧内には、給与所得の対数値の分散を 1 とした場合の各変数の対数値の分散の相対的大きさが記されている。日本についてみると、0.78 の年間給与所得の分散のうち、時間当たり賃金率が 54%、労働時間が 30%、交叉効果 15%を説明していることがわかる。

参考までに、他の 9 か国について平均値をみると、年間給与所得の分散が 0.88 であり、

そのうち時間当たり賃金率によって 55%が説明され、労働時間の違いは 28%にとどまり、交叉効果が 18%を説明している。すなわち、日本を含めほとんどの国で、時間当たり賃金率が給与所得格差の多くを説明しているが、労働時間の違いによる給与所得の格差も無視できないほど寄与していることがわかる。さらに、交叉効果である労働時間と時間当たり賃金率の共分散は正の相関を示しており、賃金率の高い人ほど労働時間が長いことがこの表からも確認できる。

ここまでの分析結果をまとめると、労働者個人の年間給与所得における格差については、次のようなことが明らかになった。まず、フルタイム労働者にパートタイム労働者を加えて年間給与所得のジニ係数を算出すると不平等度が大幅に高まる。そしてこのことは、パートタイム労働が個人間の所得を拡大させることを示唆するとともに、所得格差の要因を検討する際に、労働の価格である「時間当たり賃金率」の差のみならず、労働の量である「労働時間」の差についても注目する必要があることを示唆している。そこで、給与所得の格差の要因について賃金率と労働時間の両側面から分析すると、賃金率における格差が給与所得の格差の約半分を説明しているものの、労働時間における違いも無視しえないほどに寄与している。さらに、賃金率が高いものほど労働時間が長く、このことが年間給与所得の格差拡大を助長していることがわかった。

5. 世帯における所得格差

ここまでは、パートタイム労働者の拡大を焦点に労働者個人の年間給与所得の格差に着目してきた。パートタイム労働は労働者個人における所得格差を助長することがわかったが、世帯所得でみた場合どうであろうか。

個々人が享受する生活水準は、その人 1 人の所得のみならず、その人が所属する世帯の所得により決定される部分が多い。事実、日本においても既婚女性や高齢者を中心に非正規労働者が増えており、低所得労働者が増えたことで、労働者個人としてみたら、所得格差を拡大する方向に寄与しただろう。しかし、世帯としてみたら、夫の所得を補てんする働きを通じて所得格差を縮小する要因にもなりうる。先に確認したとおり、近年、とりわけ夫の所得が低い層で妻の非正規就業率が大きく上昇しており、無業からの

転入による非正規労働者の増加は世帯間所得格差を縮小させる可能性があることが示されている。

この節では、非正規労働が世帯所得に与える影響について JHPS を用いて分析を行う。まずは、個人から世帯に分析の単位を移した際に、どれだけ所得の不平等度が変化するかを確認したうえで、世帯員の就業形態の組み合わせにより、非正規での就業が世帯所得における格差縮小にどれだけ貢献しているか分析していく¹¹。

(1) ジニ係数——個人 vs. 世帯

まずは、OECD(2011)の分析を参考に、個人間で給与所得の格差をみた場合と、世帯間で世帯の給与所得の格差をみた場合で、どの程度格差の大きさが変わるかについて確認する。サンプルは、世帯主が 25-64 歳の世帯および、その世帯の 25-64 歳の個人（調査対象者）である。世帯の給与所得は、世帯員の給与所得を世帯で合算したものになっており、等価尺度（世帯人員数の平方根）で除すことで世帯規模の影響を調整している¹²。

図 2-8 は、グロスの所得が把握できる国について、個人の給与所得におけるジニ係数と世帯で合算した給与所得の等価額¹³におけるジニ係数を示している。個人の給与所得のジニ係数については無業者も含めた値であり、同様に、世帯の給与所得のジニ係数についても無業世帯を含めた値である。いずれの国においても、個人単位でみた場合よりもほかの世帯員の所得を含めることによって、所得格差が大幅に削減されることがわかる。

削減幅は国によって異なり、スウェーデンやデンマークでは削減幅は小さいが、カナダやドイツなどでは削減幅が大きい。日本についてみると、個人間の給与所得におけるジニ係数は 0.53 と OECD 平均値よりも大きいですが、世帯間でみると、大幅にジニ係数が下

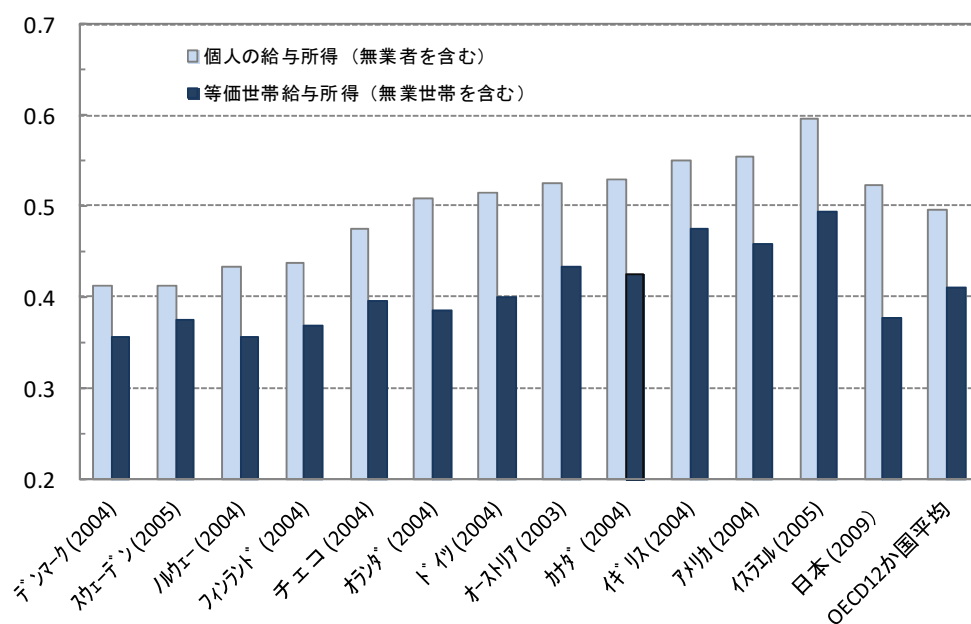
¹¹ この分析結果は、OECD(2015)の“Non-standard work, job polarisation and inequality”の節で日本の結果として掲載されている。

¹² JHPS2009 では、個人の給与所得については、「昨年 1 年間の仕事からの収入（税引き前）」の値を用いる。世帯における給与所得の合算額については、昨年一年間の世帯の収入にかんする詳細票より、「ご主人」「奥様」「その他の全員」の「勤め先年間収入」と「自営・事業収入・内職収入」を合算したものを用いる。分析サンプルについては、JHPS2009 の回答者のうち、世帯主が労働年齢（25-64 歳）にある世帯とし、個人所得の分析においてはその世帯における 25-64 歳までの調査回答者を分析対象とする。

¹³ 世帯で合算した給与所得額を世帯員数の平方根で除した値。

がり、他国に比べてもその削減幅は大きいことがわかる。すなわち、ほかの国々に比べて日本では夫婦間分業が際立っており、所得においても夫婦間の差は平均して大きく、夫婦合算した所得格差は個人にくらべ、大きく縮小することがわかる。

図 2-8：個人の給与所得および世帯の合算給与所得におけるジニ係数



註) 平均値は OECD(2011)に掲載されている値であり、日本の値は除いて算出されている。
出所) OECD(2011)p.196, Figure 5.1。日本のデータについては JHPS2009 を用いて筆者が推計。

(2) データと定義

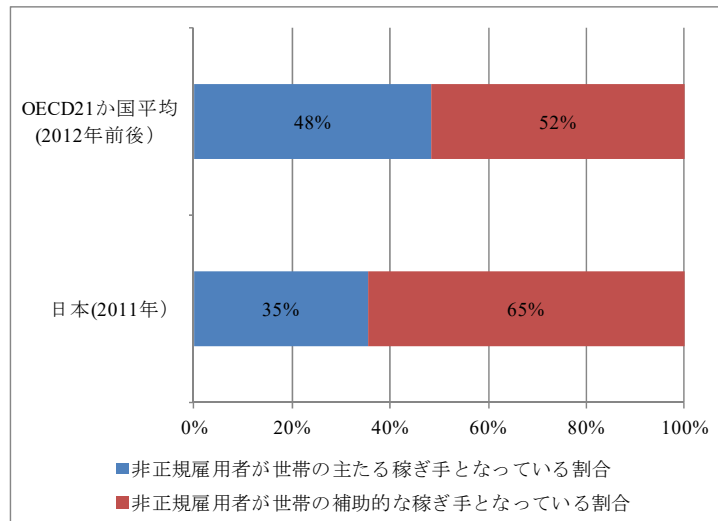
以降では、OECD(2015)の国際比較分析に合わせて、データの年次や定義について前節までとは異なる設定を行う。データは JHPS2012 年度調査の結果を用い、分析対象は 20 歳から 64 歳までの対象者とその世帯としている。就業形態の定義については、常用雇用契約のもと週 30 時間以上働いている者を正規労働者、それ以外の雇用者と自営業者を非正規労働者、そして無業者の 3 カテゴリーに区分している¹⁴。これに基づき、世帯を以下の 4 タイプに分ける。

¹⁴ OECD(2015)においてはそれぞれ Standard worker, Non-standard worker, Jobless と名称づけられている。

- ① 正規労働世帯：少なくとも 1 人以上の正規労働者がいる世帯で、その他の世帯員も正規労働者、もしくは無業者である世帯。
- ② 非正規労働世帯：少なくとも 1 人以上の非正規労働者がいる世帯で、その他の世帯員も非正規労働者、もしくは無業者である世帯。
- ③ 混合世帯：少なくとも 1 人の正規労働者と 1 人の非正規労働者からなる世帯。
- ④ 無業世帯：就業者がいない世帯。

個人所得については昨年 1 年間の給与所得（事業収入を含む）を用いている。世帯所得については昨年 1 年間のすべての収入源からの所得を用い、世帯人員数の平方根で除すことで等価世帯所得を算出している。いずれも昨年 1 年間の所得額のため、JHPS2012 データでは 2011 年の値となる。また、個人所得と等価世帯所得いずれも税引き前の値である。

図 2-9：非正規労働者が世帯の主たる稼ぎ手および補助的な稼ぎ手となっている割合



註) 非正規労働者の定義：OECD(2015)における Non-standard worker に準ずる。

出所) OECD 平均値については、OECD(2015)p.171, Figure4.13 より引用。日本のデータについては JHPS2012 を用いて筆者が推計。

このような条件のもと、JHPS2012 における非正規労働者のうち、35%が単独世帯を含む家計の主たる稼ぎ手として就業しており、残りの 65%の非正規労働者は家計における

補助的な労働者として就業している(図 2-9 参照)。OECD(2015)で示されている OECD 平均値では非正規労働者のうち約半数が家計の主たる稼ぎ手として就業しているとなっており、それに比べると日本では家計の主たる稼ぎ手となっている非正規労働者は近年増加してきているものの、相対的に少ないといえる。

(3) 所得階層——個人 vs. 世帯

非正規労働者個人でみた場合の所得階層と、その人が所属する世帯の所得階層には違いがあるか。表 2-7 では、縦方向に分析対象である 20-64 歳の全就業者を対象にして作成した個人所得の五分位が示されており、(2)列目には、個人所得の各階層における非正規労働者の分布割合を示している。横方向には 20-64 歳の人々が属する全世帯を対象にして作成した等価世帯所得の五分位をとっており、(3)列目から(7)列目には個人所得の各階層にいる非正規労働者の各等価世帯所得階層における分布割合を示している。

表 2-7：個人所得階層における非正規労働者の分布 および
個人所得階層別の世帯所得階層における非正規労働者の分布 (2011 年, N=688)

個人の給与所得の五分位 (1)	非正規労働者の分布 (2)	等価世帯所得の五分位					合計 (8)
		最下層 (3)	II (4)	III (5)	IV (6)	V (7)	
最下層	40.6	22.6	20.1	24.0	17.2	16.1	100
II	29.8	28.8	25.9	14.1	15.1	16.1	100
III	13.5	21.5	35.5	23.7	9.7	9.7	100
IV	7.8	3.7	29.6	27.8	22.2	16.7	100
V	8.3	10.5	0.0	12.3	21.1	56.1	100
合計	100	21.8	23.0	20.3	16.3	18.6	100

註) 個人の給与所得の五分位は、分析対象である 20-64 歳の全就業者を対象にして作成しており、等価世帯所得の五分位は、20-64 歳の人々が属する全世帯を対象にして作成している。

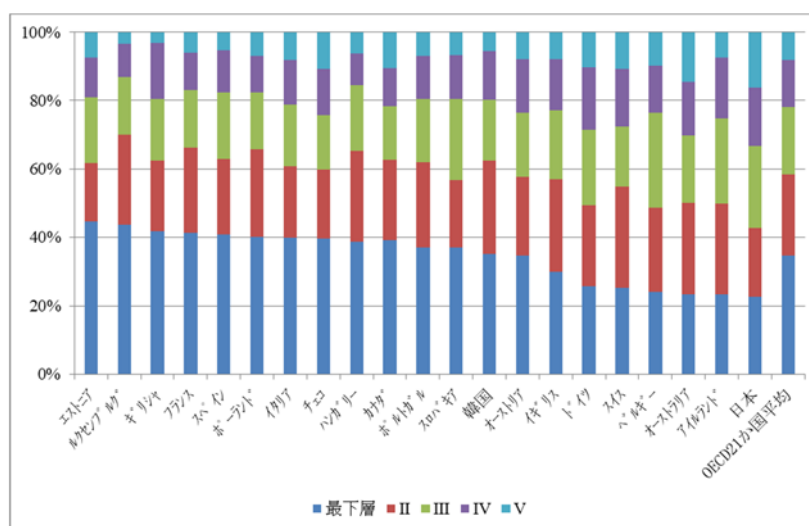
出所) OECD(2015)p.172 Table4.5 を参考に、JHPS2012 を用いて推計。

日本において、非正規労働者の 40.6%が個人所得では最下層に属していることがわかるが、等価世帯所得でみると、そのうちの 22.6%の人が最下層にとどまっているのみで、それ以外の人はいずれもより高い所得階層に属していることがわかる。個人所得階層の第 II 五分位においても、等価世帯所得でみた場合、より上層の所得階層に移動している。その一方、個人所得で最上層にいる非正規労働者においては、その 8 割弱 (21.1%+56.1%) が

世帯所得においても所得上位に位置しており、移動が少ないことがわかる。

日本におけるこの状況は他国と比較してどうであろうか。図 2-10 は、個人所得で最下層にいる非正規労働者のみに着目して（日本の値は表 2-7 の 1 行目に対応）、かれらの等価世帯所得における所得階層の分布を国別に示している。日本は、ベルギー、オーストラリア、アイルランドと並んで、個人所得で最下層にいる非正規労働者のうち等価世帯所得でも最下層にいる割合がもっとも低いグループに属する。個人単位で見ると、たとえば所得の低い非正規労働者であっても、世帯単位で見ると、必ずしも所得が低いわけではない。

図 2-10：個人所得で最下層にいる非正規労働者の世帯所得階層の分布（2012 年前後）

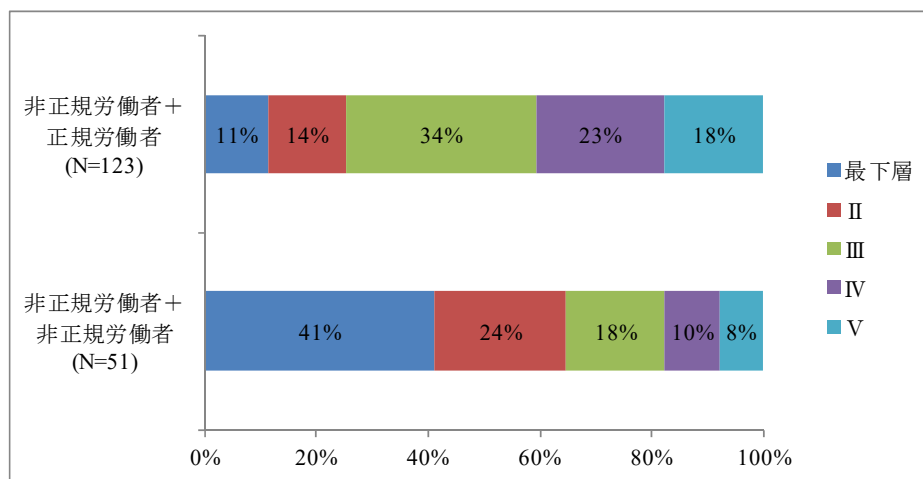


出所) OECD(2015)p.173, Figure4.14 Panel B より引用。日本のデータについては JHPS2012 を用いて筆者らが推計。(N=279)

それでは、どのような世帯に属する非正規労働者が、個人所得では低所得であっても、等価世帯所得でみた場合、より高い所得階層に移動することができるのであろうか。図 2-11 は、個人所得で最低所得階層にいる非正規労働者について、その人が他の非正規労働者と生計をなしている場合（非正規労働世帯）もしくは、その人が他の正規労働者と生計をなしている場合（混合世帯）に限定して、等価世帯所得における所得階層を示している。

図 2-11：個人所得で最下層にいる非正規労働者の世帯所得階層（日本 2011 年）

——非正規労働者が他の非正規労働者と生計をなしている世帯と
非正規労働者が他の正規労働者と生計をなしている世帯に限定——



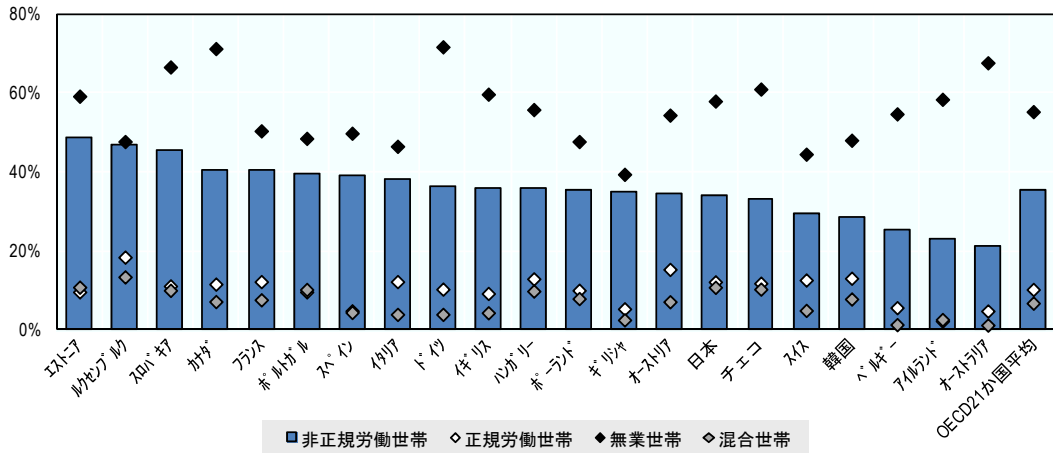
出所： OECD(2015)p.173 Figure4.14 Panel A を参考に、JHPS2012 を用いて集計。

非正規労働者が他の非正規労働者と生計をなしている場合は、個人所得で最下層にいる者のうち 4 割が等価世帯所得においても最下層にとどまっている。一方で、非正規労働者が他の正規労働者と生計をなしている場合は、個人所得で最下層にいる者のうち等価世帯所得でも最下層にとどまっている者は 1 割強に過ぎず、7 割以上が第 III 五分位以上の階層に移動している。つまり、低所得の非正規労働者においても、正規労働者と生計をなしている場合は高い確率で低所得から脱出することができるが、一方で、非正規労働のみで生計をなしている場合には低所得から逃れにくいことがうかがえる。

このことを別の視点からみるために、図 2-12 では等価世帯所得で最下層にいる割合が世帯類型ごとに示されている。当然のことながら、いずれの国においても無業世帯においては最下層にいる割合がもっとも高く、日本においてもその割合は 6 割程度となっている。非正規労働者のみからなる非正規労働世帯の最下層率がこれに続いて高く、日本では 34%となっている。さらに、正規労働者のみからなる正規労働世帯では、正規労働者と非正規労働者からなる混合世帯よりも最下層にいる割合が高いことも各国共通の現象である。日本は OECD の平均的な値を示している。非正規労働者が正規労働者と生計をなし家計補助的な役割を果たす場合には、低所得から回避できる確率が高まるが、それ以外の場合には低所得、すなわちワーキング・プアという状況から脱出することは難

しい状況にあることが読みとれる。

図 2-12：世帯類型別の最低所得階層にいる割合（2012 年前後）



註) 非正規労働世帯とは1人以上の非正規労働者がおりその他の世帯員も非正規労働者か無業者である世帯、正規労働世帯とは1人以上の正規労働者がおりその他の世帯員も正規労働者か無業者である世帯、混合世帯とは少なくとも1人以上の非正規労働者と1人以上の正規労働者がいる世帯である。

出所) OECD(2015)p.174, Figure4.15 より引用。日本のデータについてはJHPS2012を用いて筆者らが推計。(N=321)。

(4) 非正規労働と世帯の所得格差

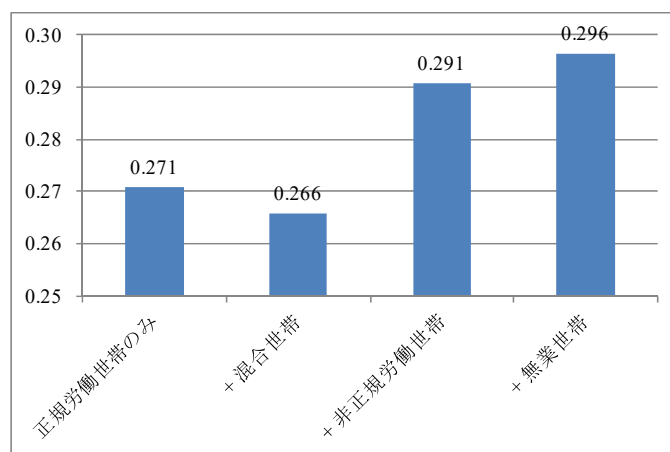
非正規労働の増加は、個人間の給与所得格差を拡大させることは前節で明らかになったが、世帯所得の格差を拡大させる要因にもなっているのであろうか。個人所得でみた場合、非正規労働者の4割が最低所得階層に位置していることを考慮すると、非正規労働は所得格差拡大に寄与すると予想される一方で、非正規労働者の大半が世帯主ではなく、家計補助的な役割を担っていることを考慮すると、所得格差縮小の方向に寄与しているかもしれない。

図 2-13 は、正規労働世帯のみで算出した等価世帯所得のジニ係数、そこに混合世帯を加えて算出したジニ係数、さらに非正規労働世帯を加えて算出したジニ係数、最後に無業世帯を加えて算出したジニ係数を示している。分析を 20-64 歳に限定しているため、全年齢を対象としたジニ係数よりも低い値が算出されている。正規労働世帯のみでの等価世帯所得のジニ係数は 0.271 なのに対し、混合世帯では 0.266 とわずかながら格差が

縮小している。一方で、非正規労働世帯を加えると 0.291 と格差が拡大し、無業世帯を加えるとさらに格差は拡大する。

これらの結果をまとめると、非正規労働者は、正規労働者と比べて給与所得が低いため、非正規労働者のみで形成される世帯の存在は世帯間の所得格差を拡大させる。その一方で、たとえ非正規労働者の給与所得が低くとも、非正規労働者が正規労働者と生計をなし、家計補助的な役割を担っている場合においては、所得格差を縮小させることを示している。

図 2-13：各世帯類型における等価世帯所得におけるジニ係数（日本 2011 年）



註) 非正規労働世帯とは 1 人以上の非正規労働者がおりその他の世帯員も非正規労働者か無業者である世帯、正規労働世帯とは 1 人以上の正規労働者がおりその他の世帯員も正規労働者か無業者である世帯、混合世帯とは少なくとも 1 人以上の非正規労働者と 1 人以上の正規労働者がいる世帯である。

出所) OECD(2015)p.175 Figure 4.16 を参考に、JHPS2012 を用いて集計。
(N=1,600)

(5) 非正規労働と貧困

これまでの分析では、非正規労働と格差の関係に焦点を当ててきたが、では、非正規労働と貧困はどのような関係にあるだろうか。世帯における非正規労働は、世帯間の所得格差を縮小する方向に寄与しているように、貧困の縮小にも寄与しているのだろうか。

表 2-8 は世帯類型ごとの貧困率を示している。非正規労働者が家計補助的な役割を担っている混合世帯においては貧困率がもっとも低く 3.8%、次に正規労働世帯で 5.2%となっている。非正規労働世帯においては貧困率が 21.2%と高く、働いていても貧困から

抜け出すことができないというワーキング・プアの問題が浮かび上がっている。

表 2-8 では貧困層の内訳についても示されている。貧困層の 8 割強が就業世帯であり、なかでも非正規労働世帯が大半を示していることがわかる。OECD 平均と比較してみても、日本におけるワーキング・プアが顕著である。日本では労働年齢人口における無業世帯・失業世帯が少ないため、貧困層においても無業世帯の割合が圧倒的に低く、逆に、ここでもワーキング・プアという問題が浮き彫りになっている。

表 2-8：世帯類型ごとのと貧困率 および 貧困層の内訳

	日本の値(2011年)			OECD平均(2012年前後)	
	貧困率	貧困層の内訳	サンプル全体 における世帯分布	貧困率	貧困層の内訳
非正規労働世帯	21.2%	54.3%	26.2%	21.9%	27.0%
正規労働世帯	5.2%	16.5%	32.8%	4.3%	14.8%
混合世帯	3.8%	14.0%	37.7%	2.6%	2.8%
無業世帯	46.3%	15.2%	3.4%	40.1%	55.4%
全体	10.3%	100%	100%	-	100%

註 1) 貧困率は OECD 加盟 21 개국 (日本含む) の平均値。貧困層の内訳については OECD 加盟 20 개국 (日本含まない) の平均値。

註 2) 非正規労働世帯とは 1 人以上の非正規労働者がおりその他の世帯員も非正規労働者か無業者である世帯、正規労働世帯とは 1 人以上の正規労働者がおりその他の世帯員も正規労働者か無業者である世帯、混合世帯とは少なくとも 1 人以上の非正規労働者と 1 人以上の正規労働者がいる世帯である。

出所) OECD 平均値については、OECD(2015)p.178, Figure4.18 および Figure4.19 より引用。日本の値は JHPS2012 を用いて集計。相対的貧困線は 158 万円。(N=1,600)

6. 若年単身の非正規労働者はどのような不利益を被っているか

(1) 非正規労働という働き方は家族形成において不利か

第 3 節で確認したとおり、現状、日本の非正規労働者の大半は、それまで無業であった有配偶女性か、引退後に再就職した高齢男性であった。非正規労働者の賃金が正規労働者に比べて低いものの、有配偶女性においては家計補助的な役割という形で、また、高齢男性においても年金収入に対する追加的な収入という形で世帯の所得を増やし、世帯間の所得格差を縮小する可能性があることは、ここまでの分析で確認してきたことである。

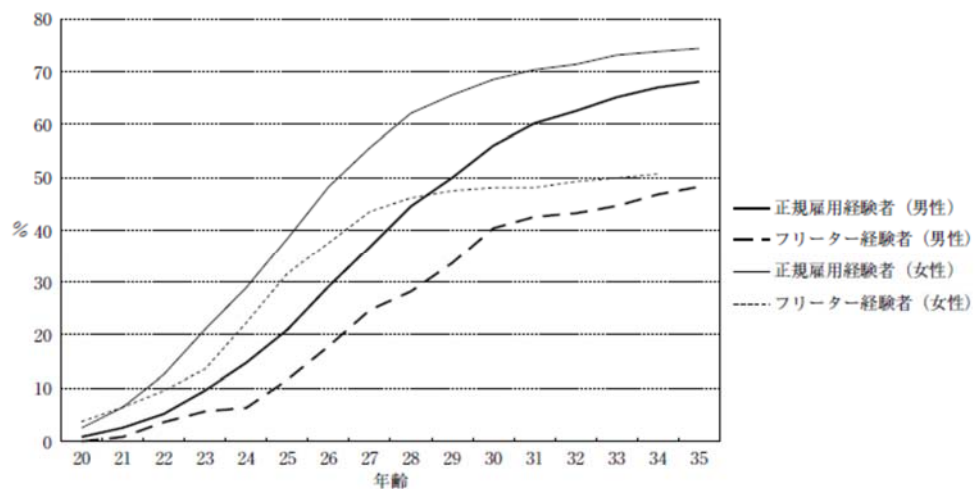
しかしながら、非正規労働者のマジョリティにはなっていないものの、近年、未婚の若

年層で非正規労働者が増加しているのも事実である。学生アルバイトも増えているが、それ以外のケースにおいて、不景気による就職難で学卒時に正規職に就けず、非正規労働者として働き出した場合、日本では、その後、正規職に移行することは難しいことが指摘されている（四方（2011）など）。すなわち、非正規労働者として働き出すことは、将来、正規職に就くためのステップング・ストーン（踏み石）にはならず、むしろデッド・エンド（行き止まり）である可能性が高いというわけだ。

さらに、学卒後に非正規労働者として働き出した場合、学卒後、正規労働者として働き出したものに比べて、結婚が遅いという傾向がある（酒井・樋口（2005））。図 2-14 は酒井・樋口（2005）より、フリーター経験者・正規労働経験者別にみた年齢ごとの婚姻率を示している。この図から、「男性・女性いずれにおいても、フリーターであった者のその後の有配偶率は一貫して正規雇用についていた者に比べて低い（酒井・樋口（2005）p.34）」ことが読み取れる。

非正規労働者と正規労働者の婚姻状況の違いを示す別の図として、図 2-15 は、総務省『労働力調査（詳細集計）』より、男女別に就業形態別の有配偶率を示している。図 2-14 では、過去の就業形態（フリーター経験の有無）に着目しているが、図 2-15 では、現在の就業形態に着目している点が異なる。

図 2-14 学卒 1 年後の就業状態別その後の有配偶率

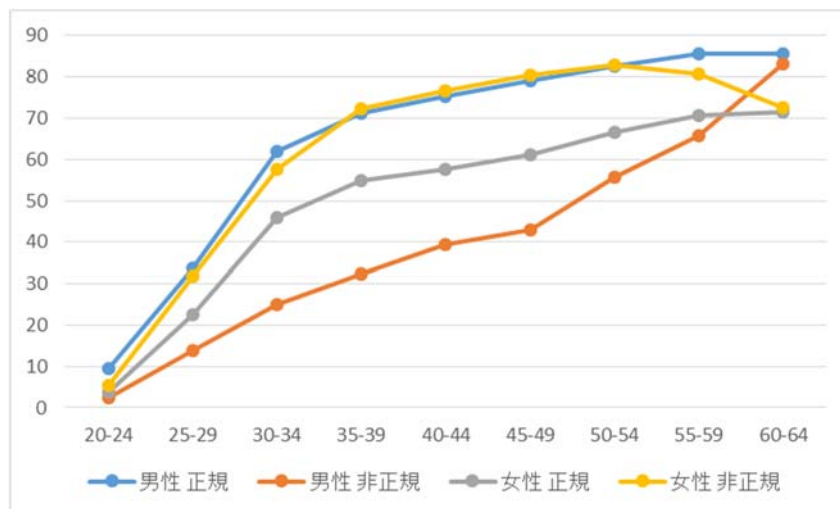


出所) 酒井・樋口（2005）図 1。

男性についてみると、いずれの年齢階層においても、非正規労働者で有配偶率が顕著に低いことがみてとれる。学卒後、非正規労働者として働き出したものの多くが、その後も非正規労働者にとどまっている現状を踏まえると、現状の就業形態が非正規労働者の場合、有配偶率が低いことは整合的である。

女性についてみると、男性とは異なり、いずれの年齢階層においても、非正規労働者の方が有配偶率が高いことがわかる。学卒時に正規労働者として働いていた人の方が結婚する確率が高いことについては、男女共通の結果であった（図 2-14）。しかし、結婚や妊娠により多くの女性が離職し、その後、非正規労働者として働き出すケースが多いため、結果、非正規で働いている場合の方が有配偶率は高くなっている。

図 2-15 男女別就業形態別有配偶率（平成 25 年平均）



出所) 総務省「労働力調査（詳細集計）」第 I -4。

若年層の非正規労働者の増加は、結婚の機会を減らし、少子化を加速させるばかりでなく、家族形成の機会を逃すことにより、夫婦で共働きをし、家計における規模の経済性を働かせ、単身でいる場合よりも生活費の負担を軽減することを不可能にする。多くの非正規労働者が単身であり続ける場合、低所得層を増やし、当然ながら世帯間の所得格差を拡大させる存在となるだろう。また、親との同居を続ける場合は、隠れた貧困層として問題を先送りにするかもしれない。

学歴や所得水準が近いもの同士が結婚するという「同類婚 (assortative mating)」の増加も、世帯間の所得格差を拡大させる要因の 1 つとして考えられ、所得の低い非正規労働者にとっては、低所得から脱却することを難しくする要因である。

OECD(2011)では、夫と妻でそれぞれの給与所得階層(五分位)が同じである割合について、1980年代と2000年代で比較している。いずれの国においても、夫婦で給与所得階層が同じである割合は1980年代から2000年代で増加しており、OECD平均では1980年代で全世帯の34%で夫婦の給与所得階層が同じであったのが、2000年代半ばになると40%程度まで上昇している。

非正規労働者の場合、結婚する確率が低いのは、非正規労働といった所得の低い不安定な雇用形態が、潜在的な結婚相手としての魅力を低下させているためだと考えられる。このような家族形成における非正規労働者の不利な立場を解決するためには、非正規労働者と正規労働者との賃金格差を解消すること、さらには、特に若年層の非正規労働者に対しては、非正規という就業形態が正規へのステッピング・ストーンとなるべく、職業訓練や能力開発による支援が必要であるだろう。

(2) 非正規労働という働き方は心の健康を損なうか

非正規労働という働き方は、家族形成において不利益を生じさせるのみならず、個人の心の健康にもよからぬ影響を与えるかもしれない。正規労働者と非正規労働者の賃金格差を考えると、同じ仕事をしていても非正規という雇用形態により自分の給与が低いことに対する不満や、不安定な雇用であるがゆえ、将来に対する漠然とした不安がストレスとなって健康を害するかもしれない。逆に、子どもを持つ有配偶女性にとっては、労働時間や就業場所の決定における裁量が大きいため、仕事からの重圧から解放され、ストレスが少ないかもしれない。

山本(2011)では、非正規労働者の心身症状(ストレス)について、非正規労働者が自ら希望して非正規として就労している場合(本意型非正規労働者)と、正規の職がなく仕方がなく非正規労働者として就労している場合(不本意型非正規労働者)とに分けて分析している。分析の結果、正規労働者と比較して、不本意型の非正規労働者の場合、統計的に有意にストレスが大きいこと、一方で、本意型の非正規労働者の場合は、スト

レスの程度において正規労働者と有意な差異がないことが明らかにされている。この結果について、山本（2011）では「(労働) 需要側の制約のために効用が低下し、健康被害という形でその影響が顕現化していると解釈できる」と述べている。

また、山本（2011）では、不本意型非正規労働者は、年齢としては20歳代、40～50歳代の独身者、雇用形態としては契約社員や派遣社員に多いことを指摘している。不景気等の影響で、学卒時に正規職に就けなかったもののなかには、仕方なく非正規として就業しているものが少なからずおり、低収入で不安定な非正規労働により、家族形成のチャンスをつまえることができないというのは、先に確認した内容と整合する。

7. むすび

景気の低迷により就業構造や世帯構成が変化してきたことに伴い、雇用の非正規化はここ数年大幅に拡大している。本章では、非正規労働者の増加が所得格差にもたらす影響について分析を行った。

分析の結果、非正規労働者の多くは低収入であるため、非正規労働者の増加により、労働者個々人間の給与所得格差は拡大したものの、世帯所得でみた世帯間の所得格差は、非正規労働者が増加することによって、むしろ縮小する方向に寄与することがわかった。なぜならば、就業世代の非正規労働者の増加の大半は、それまで無業であった妻たちの非正規就業率の増加によるところであり¹⁵、特に、これは夫の所得の低い世帯で顕著であるため、妻の非正規就業が低所得層における世帯所得を増加させ、世帯間の所得格差を縮小させるからである。

もっとも、このような世帯間の所得格差縮小の効果を有するのは、非正規労働者が正規労働者と生計をなす場合に限られる。非正規労働者のみで世帯を構成している場合、たとえ世帯内に複数就業者がいても、低所得層からの離脱は実現しにくい。それどころか、非正規労働は低所得ゆえに、婚姻の機会を減らしたり、心の健康を害したりすることも指摘されている。

¹⁵ 人口全体では、定年退職後の高齢男性の非正規での再就職の増加も、非正規労働者の増加に大きく寄与している。

このような非正規労働による弊害を解消するためには、正規職と非正規職の賃金格差の是正は早急に取り組む必要がある。本研究からも、正規労働者と非正規労働者¹⁶における年間給与所得の格差の一番の要因は、労働時間の差ではなく時間当たり賃金率の差であり、さらに、時間当たり賃金率の高いものほど労働時間が長いことが給与所得の格差を助長していることも明らかとなった。正規・非正規間の賃金格差が説明のつかないものである場合、それを是正し非正規労働者の賃金が上昇すれば、先に述べた非正規労働者の不利益が軽減されるとともに、個人はもとより世帯間の所得格差をさらに縮小させるだろう。また、非正規労働者に対する職業訓練や能力開発の機会を充実させることにより、非正規という働き方が正規職へのステップング・ストーンとなるよう労働市場の改革も必要であろう。

人口の少子高齢化が急速に進む日本において、有配偶女性と高齢男性の就業率の向上は、労働力人口の減少を防ぎ、国内総生産を下支えするための重要な課題である。現状、有配偶女性と高齢男性の多くが非正規労働者として就業していることを考えると、非正規労働者の賃金や処遇を改善することは、世帯所得の増加、世帯間の所得格差の縮小のみならず、国内総生産を増加させ、社会保障財源を支える重要な基盤の構築に寄与するであろう。

¹⁶ 分析ではフルタイム労働者とパートタイム労働者という定義を用いていた。

第3章

リーマン・ショックは所得格差にいかなる影響を与えたか？

——景気変動と有配偶世帯の所得格差——

1. 景気変動は所得格差にどういった影響を与えるか

2008年9月にアメリカの投資銀行のリーマン・ブラザーズが経営破綻したことに端を発して、世界的な金融危機が発生した。第二次大戦以来の最大の危機と呼ばれ、危機の規模では、1929年に生じた世界大恐慌と匹敵するレベルであった。

当然ながら、リーマン・ショックは家計所得に大きな影響を与えた。職を失ったことにより仕事からの収入が途絶えた世帯もあれば、景気悪化により給与が減少した世帯もあった。また、株式や不動産価格の下落により、資本所得が減少した世帯もあつただろう。リーマン・ショックに限らず、いずれの不況も総じて、世帯所得に負の影響を与えることは確かである。

しかしながら、不況、なかでもリーマン・ショックが所得分布にどのような影響を与えたのかについては、いまだ明らかにされていない部分が多い。経済活動は連動しているものの、リーマン・ショックによりもっとも被害を被ったのは誰なのか、これにより、不況が所得格差にもたらす影響は異なるだろう。不況が高所得者の所得を著しく低下させた場合は、所得格差は縮小するだろうが、逆に、低所得者の所得のみを低下させた場合は、所得格差は拡大するだろう。また、不況が主に資本所得に打撃を与えたのか、もしくは勤労所得を減少させたのかによっても、格差に対する影響は異なるだろう。

さらに、不況による収入の低下に対して、世帯や国がどのような防御策を講じたのかによっても、結果として所得格差に与える影響は異なるだろう。世帯は就業者や労働時間を増やすことにより、世帯所得の低下を防ぐことができるだろうし、国も社会保障給付や再就職支援により、労働者の所得の低下を防ぐことができるだろう¹。

¹ Jenkins, *et al.*(2012)では、過去の不況が所得格差にどのような影響を与えたのか、関連する研究を参考にまとめている。その結果、不況が所得格差を拡大させる(縮小させる)とは一概には言えず、それぞれの不況がどういった種類の所得(勤労所得なのか資本所得なのか)にダメージを与

そこで本章では、2008年に発生したリーマン・ショックに着目して、リーマン・ショックが日本の所得格差にどのような影響を与えたのかについて、パネルデータを用い確認していく。用いるデータは、慶應義塾大学『日本家計パネル調査（KHPS サンプル）』である²。分析にあたり、リーマン・ショックが以下の2つの経路から所得格差に影響を与えたことを想定する。

1つ目の経路は、家計の主たる稼得者である世帯主の所得である。景気が後退した際、多くの家計で世帯主所得が減少したと考えられるが、所得階層のどの部分でもっとも大きく所得が変動したかを確認する。今回の不況において、解雇などの雇用調整よりも賞与などの所得による調整が大きかった場合、低所得層よりもむしろ高所得層において大きな収入の低下があった可能性がある。高所得層へのダメージが大きい場合、所得格差を縮小する方向に寄与したと考えられる。

2つ目の経路は、不況という外的ショックに対して、世帯主以外の人々が就業行動をどのように変化させたかである。不況により世帯主の所得が低下した際に、それを補てんするために、他の世帯員は労働供給を増やすだろうか、また、こういった行動は所得階層によって異なるだろうか。世帯主の所得の低下を受けて、所得の低い層でより敏感に反応し、世帯員が労働供給を増やした場合、所得格差は縮小する可能性がある。

2つ目の経路を確認するためには、世帯内に就業可能な世帯員がいる必要があり、その観点から単身世帯やひとり親世帯は必然的に分析対象から除かざるを得ない。さらに、年金収入がある高齢世帯に対しては、不況は異なる影響を与える可能性があることから、分析対象から除く必要がある。こういった条件のもと、本章では、現役世代の有配偶世帯に焦点をあて、リーマン・ショックが世帯間の所得格差に与えた影響についてみていく。

え、所得分布のどの層で所得の低下がもっとも大きかったのか、また、国の社会保障制度が不況に対してどのように機能したのかにより、影響は異なると述べている。

² KHPSは、毎年2月に調査が実施されており、所得については前年の所得について、就業状況については先月（1月）の就業業況について質問している。本章では、KHPSの2004年から2015年のデータを利用するが、こういった理由から所得にかんしては2003年から2014年までの情報を扱うこととなる。本章の文中および図表においては、調査年ではなく所得を得た年を記載している。

所得格差を分析するうえで、単身世帯やひとり親世帯、高齢世帯を除いた場合、当然ながら、結果にバイアスが生じるだろう。これらの世帯では所得の低い世帯が比較的多くいるため、現役世帯の有配偶世帯に限定した際には、所得格差を過小に評価する可能性がある。それでも、内閣府『男女共同参画白書 2014年版』で指摘されるように、昨今、妻の稼得所得が家計において重要な役割を担うようになってきていることを考えると、不況により夫の所得が低下した際、妻が働き出し所得を得ることが、世帯間の所得格差に対して無視できないほどの影響を与えられ³。こういった理由から、現役世代の有配偶世帯に限定して、リーマン・ショックと世帯間所得格差の関係をみる意義はある。

まずは、本章で着目するリーマン・ショックについて、その特徴を確認しておく必要がある。不況と一口にいても、当然ながらそれぞれの不況の原因も異なれば、与える影響も異なる。さらに、失業手当などの社会保障制度が機能することにより、不況が世帯に与えるショックは緩和されているかもしれない。そこで、分析に移る前に、次節では、分析対象であるリーマン・ショックの労働市場への影響についてみていく。

2. リーマン・ショックは労働市場にどのような影響を与えたか

不況と一口にいても、当然ながらそれぞれの不況の原因も異なれば、与える影響も異なる。この節では、景気変動と世帯間格差の関係をみるうえで、本章で着目するリーマン・ショックがどのような特徴を有する不況であったのか、また、どういった人々に対して大きな打撃を与えたのか確認していく。そのうえで、本章で分析対象を現役世代の有配偶世帯に限定することが、どのようなバイアスを持つのか、また、結果を解釈するうえで注意すべき点は何なのか確認する。

(1) リーマン・ショックが日本の労働市場に与えた影響

リーマン・ショックは前述のとおり、2008年9月にアメリカの投資銀行リーマン・

³ 妻の就業が所得格差に及ぼす影響を検証した研究に森(2002)や浜田(2007)、浦川(2007)があるが、景気変動との関連については明確に検討されていない。

ブラザーズが経営破綻したことを原因として発生した世界的な金融危機であり、わが国の労働市場に深刻な影響を及ぼした。総務省『労働力調査』をみると、2008年から2009年にかけて男性の失業者は44万人増加し、女性では26万人も増加した。失業率で見ると、男性では4.1%から5.3%へと1.2%ポイント上昇、女性では3.8%から4.8%へと1%ポイント上昇した。わが国では2000年代初頭から、景気回復の影響もあって失業者が継続的に減少していたため、この短期間のうちに失業者が急増したことは、リーマン・ショックによる打撃がそれだけ大きかったことを物語っている。

リーマン・ショックは、男女ともに多くの失業者を生んだことには間違えない。しかし、男女別や就業形態別にその影響を細かくみてみると、昨今の女性就業率の上昇と相まって、非常に特徴的な点が浮かび上がってくる。

このショックによって、雇用にもっとも大きな打撃を受けた産業は、金融業というよりも、輸出が大きく減少した製造業であった。同じく『労働力調査』によると、男性においては、2008年から2009年にかけて、製造業に従事する就業者数は、正規・非正規雇用者合わせて57万人減少した。女性に限っても、製造業での就業者の減少は顕著であり、この間、製造業で25万人の女性就業者が減少した。

では、産業全体としてはどうだろうか。『労働力調査』で男女別・就業形態別に2008年から2009年にかけての就業者の変化をみてみると、サービス業で雇用が維持されたこともあって、意外なことに、女性においてはこの間、就業者数が増加していることがわかる。まず、男性についてみると、正規雇用は22万人減少、非正規雇用は33万人減少している。また、非正規雇用者では、「派遣切り」という言葉が示すように、特に派遣社員の減少が目立った。

一方、女性においては、非正規雇用では5万人就業者が減少した一方で、正規雇用に至っては、この間7万人就業者が増加した。また、女性の非正規雇用においても、派遣社員は大幅な減少を示した一方で、契約社員やアルバイトにおいては、この間も就業者が増加しており、派遣社員の減少を相殺した。リーマン・ショックによる打撃の中でも、就業者が増えた理由としては、不況とは関係なく、医療や介護のニーズの増大により、医療・福祉分野での新規の就業者の伸びが顕著であったことが大きい。すなわち、リーマン・ショック時においても、雇用が増加する雇用形態や産業が存在

していたため、特に女性において新規就業しやすかったと考えられる。

このように、リーマン・ショックは総じて、男性就業者の雇用に対しては、大きな打撃を与えた一方で、女性就業者に対してはその影響は限定的であったといえる。このことは、リーマン・ショックが世帯の所得格差へ与える影響を分析する際、男性のみならず、女性配偶者の就労が世帯の所得格差へ与える影響についても考慮する必要があることを示唆している。

(2) 社会保障制度はリーマン・ショックにどう反応したか

リーマン・ショックは派遣社員を中心に多くの失業者を生んだわけだが、失業者の増加に対して国の社会保障制度がどう反応したかについても確認しておく。失業による大幅な所得の低下を雇用保険からの給付である程度補うことができた場合、所得格差の拡大を防ぐ可能性があるため、これについても確認する必要がある。

周知のとおり、日本の社会保障給付は高齢世帯を対象としたものが大半であり、現役世代を対象としたものはわずかである。それでも、リーマン・ショックで失業が増えた際、雇用保険からの給付が確実に増加したことがデータで確認できる。国立社会保障・人口問題研究所が発表する機能別社会保障給付費の時系列データによると、失業率の低下に伴い、失業関連の給付は2000年初頭から徐々に減少し、リーマン・ショック以前では1兆円強程度であった。しかし、リーマン・ショックにより失業者が増えたことで、2009年度には失業給付額は2兆5000億円と2倍強に跳ね上がった。

表 3-1：リーマン・ショック前後のジニ係数の変化と社会保障の再分配効果

	課税前所得 のジニ係数	可処分所得 のジニ係数	再分配効果
2003年	0.375	0.314	16%
2006年	0.392	0.323	18%
2009年	0.409	0.332	19%
2012年	0.376	0.320	15%

註) 再分配効果は $1 - (\text{可処分所得のジニ係数} / \text{課税前所得のジニ係数})$ で算出している。

出所) OECD Income Distribution Database.

失業率の上昇に加えて、不況に対する暫定的な措置として給付日数を拡大したことや、被保険者の範囲を拡大したことが給付額急増の理由である。従来、労働時間が短い労働者や短期の有期労働者は雇用保険に入れず、不安定雇用の人は失業しても失業給付を受けられないという批判があったが、近年、加入要件が緩和された結果、多くの人が雇用保険でカバーされるようになった。このほか、失業給付の増加に加え、失業未然防止のための雇用調整助成金等による雇用急減緩和策が功を奏したこともよく知られている。こうした影響もあり、リーマン・ショック時には失業関連の給付が大幅に増大した。

では、不況期に社会保障制度がバッファーとして機能したことで、結果として世帯間の所得格差にどのような影響を与えただろうか。OECD の Income Distribution Database (IDD) に掲載されている日本のジニ係数⁴を参考に検討してみる。

ここでは、就労世帯（世帯主が18歳から65歳の世帯）に限定して、課税前所得と可処分所得それぞれにおけるジニ係数に着目し、税・社会保障制度の再分配効果を計測する⁵（表3-1）。すると、リーマン・ショック後の2009年における課税前所得のジニ係数は高まったが、失業給付を中心とした再分配により、課税前所得のジニ係数と比べると、可処分所得で測ったジニ係数は小さく、その分、再分配効果が大きくなっている⁶。すなわち、社会保障制度が、リーマン・ショックで失業した労働者に対して所得の保障を行うことで、ジニ係数の拡大を抑制したと解釈できる。

(3) 有配偶世帯に分析対象を限定する影響

念のため、分析対象から除かれる単身世帯、ひとり親世帯、高齢世帯とリーマン・ショックの関係についても確認しておく。総務省『労働力調査』によると、2016年時点で、60歳未満の男性の非正規雇用者の7割以上は無配偶者であった。リーマン・ショックで失業者が急増した男性派遣社員においても、そのうちの多くが無配偶者であり、その人たちが分析対象から除かれていることには留意が必要である。失業給付に

⁴ IDD では、厚生労働省『国民生活基礎調査』から計算されたジニ係数が提供されている。

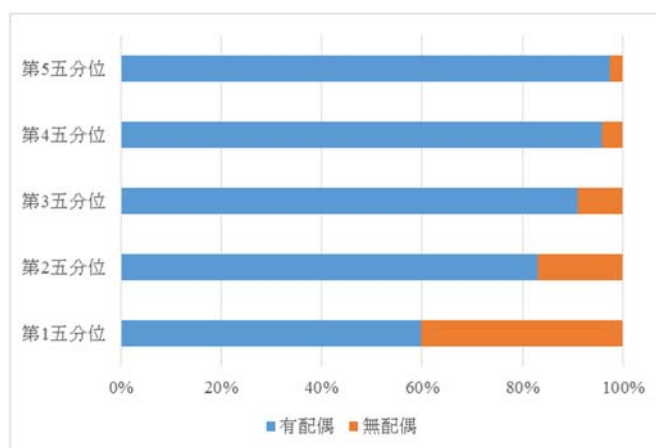
⁵ ただし、社会保障の現物給付は含まれていない。

⁶ この見解については、OECD の Michael Förster 氏との議論から判明した。

より所得の減少をある程度抑えることができたとしても、分析から彼らを除くことで、リーマン・ショックの影響を過小に評価してしまう可能性は残る。

また、そもそも現役世代の有配偶世帯のみに焦点を当てることで、低所得層の多くを分析対象から除外していることにも留意が必要だ。図 3-1 では、世帯主が 20-59 歳の世帯に限定して、本章の分析対象から外された無配偶世帯（単身世帯、ひとり親世帯など）が所得分布のどのあたりに位置しているのか、KHPS で確認している。世帯主の勤労所得で所得の五分位階層を作成して、各五分位における無配偶世帯の割合を示しているが、無配偶世帯が所得の低い層で多いことは明らかである。その一方で、世帯主が 20-59 歳である世帯においては、無配偶世帯の割合が全体として少ないことも強調しておく必要があるだろう。

図 3-1：各所得五分位階層における有配偶世帯と無配偶世帯の比率



註 1) KHPS2004-2015 のデータをプールして推計している。

註 2) 無配偶世帯とは、学生を除く 20-59 歳の無配偶者が世帯主になっている世帯。

註 3) 20-59 歳の世帯主（有配偶世帯の場合は夫）の勤労所得により、各年で五分位階層を作成した。

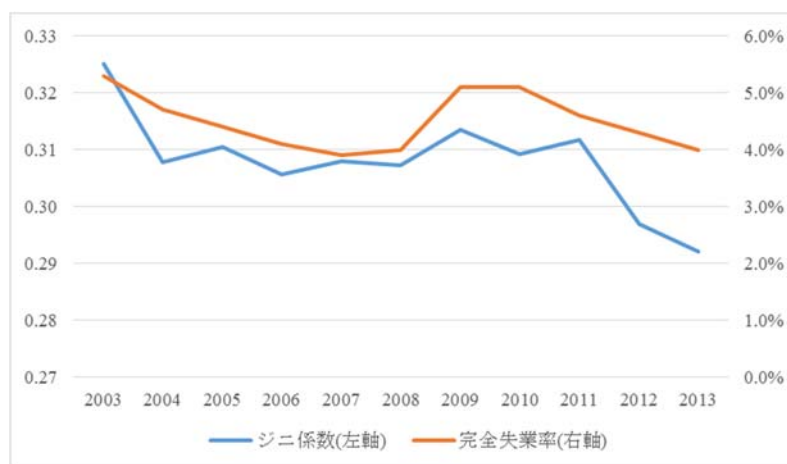
出所) KHPS2004-2015 を用いて推計。

念のため、無配偶世帯も含めて、世帯主が 20-59 歳であるすべての世帯を対象に、景気変動と所得格差の関係についてみておく。図 3-2 では、景気変動として完全失業率に着目し、2003 年から 2013 年における完全失業率と、世帯主所得のジニ係数の推移を示している。ジニ係数については、公的統計では各年の値が取れないため、KHPS

で世帯主が20歳から59歳までの世帯に限定して算出した。世帯主の勤労所得でジニ係数を測っているため、世帯所得でジニ係数を測っている前出表3-1とは当然ながら異なる値をとる。

これをみると、完全失業率と世帯主所得のジニ係数はおおよそ連動して変化していることがわかる。2003年完全失業率が過去最高に近い5.3%のときは、ジニ係数は0.325と高かったが、その後失業率が低下するに従いジニ係数も低下し、2008年には0.307まで下がり、リーマン・ショック後の失業率が5.1%に急騰した2009年にはジニ係数も0.314に上昇した。その後、失業率が低下するに従い、ジニ係数も下がり、2013年の失業率が4.0%の段階で、ジニ係数は0.292の水準になった。すなわち、現役世代全体では、景気が悪く失業率が高いときには、世帯主所得における格差も大きい。

図3-2：失業率と現役世帯の世帯主所得におけるジニ係数の推移



註1) 世帯主（有配偶世帯の場合は夫）が20-59歳の世帯に限定して世帯主（有配偶の場合は夫）の勤労所得を使ってジニ係数を計測した。なお、世帯主が学生の場合は除いている。

註2) 翌年も勤労所得の情報が得られるサンプルに限定しているため、2013年（KHPS2014）までの情報となっている。

出所) 厚生労働省『労働力調査』、および、KHPS2004-2015を用いて推計。

こういった点を踏まえても、本章で有配偶世帯に限定することには意味がある。それは、先に確認したとおり、リーマン・ショック下においても、女性の雇用が増加しており、特に有配偶世帯における妻の労働供給が世帯間所得格差に与える影響は無視

できないと考えられるからである。

3. リーマン・ショックで誰の所得が低下したか——有配偶男性における検証

本節では、有配偶男性に限定して、所得階層別にリーマン・ショックで所得の減少を経験した割合を比較し、リーマン・ショックが所得階層のどの部分の労働者にもっとも打撃を与えたのかについて確認する。さらに、所得の減少の理由についても検討していく。

分析に入る前に、表 3-2 でこの節の分析で用いるサンプルの属性について確認しておく。KHPS2004 から 2015 のデータをプーリングして、各年で 20 歳から 59 歳の有業の有配偶男性を対象に集計している。1 年間における所得の変動をみたいため、翌年も調査への回答を継続している対象者に限定している。各年における夫の所得(税・社会保障控除前の年収)をもとに所得五分位階層を作成し、各階層における平均年齢、平均年収、雇用形態の分布を確認している。自営業者も含まれているため、事業収入を含む可能性がある。

表 3-2 : 分析対象の属性

	人数 (人)	夫の平均年齢 (歳)	夫の平均年収 (百万円)	夫の雇用形態 (%)			
				正規	非正規	自営業	家族従業者
最低五分位	2,485	44.9	250	46	19	30	4
II	2,704	42.7	414	76	5	17	2
III	2,911	43.9	543	82	3	14	1
IV	2,720	46.6	709	91	1	8	0
最高五分位	2,624	49.3	1,049	90	1	9	0

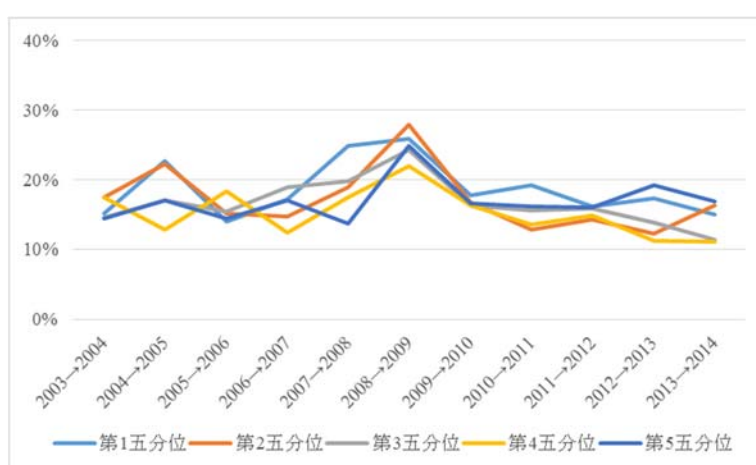
註 1) KHPS2004-2015 のデータをプールして推計している。

註 2) 分析対象は翌年も調査に回答している有業の 20-59 歳の有配偶男性であり、所得階層は分析対象である 20-59 歳の有配偶男性の所得(税・社会保障控除前の年収)により各年毎に集計。出所) KHPS2004-2015 を用いて推計。

所得階層ごとに夫の年齢をみると、最高五分位で夫の年齢は高く、最低五分位においては平均としては中程度の年齢を示している。夫の雇用形態については低所得層とそれ以外でかなりの差がみられる。低所得層、特に、最低五分位では正規雇用の割合が著しく低い一方で、非正規雇用の割合が高い。また、自営業主および家族従業者の割合も中間所得層、高所得層に比較して多いことがうかがえる。

これらの対象者について、図 3-3 では、1 年間で 10%以上所得が減少した割合を各年毎に夫の所得の五分位階層別に示している。10%以上の所得の低下とは最低所得層で年間平均 25 万円以上の減少、最高所得層で年間平均 100 万円以上の減少を意味しており、決してわずかな額の減少ではない。図をみると、いずれの階層においても、毎年1割から2割程度のものが10%以上の所得の低下を経験していることがわかる。

図 3-3：1 年後に所得が 10%以上減少した割合（夫の所得階層別）



註 1) 図中の値は、t 期の夫の所得階層別に、t 期から t+1 期に夫の所得が 10%以上減少した世帯の割合を時系列に示している。

註 2) 分析対象は t 期に有業であった 20-59 歳の有配偶男性であり、所得階層は分析対象である 20-59 歳の有配偶男性の所得（税・社会保障控除前の年収）により各年毎に集計。

出所) KHPS2004-2015 を用いて推計。

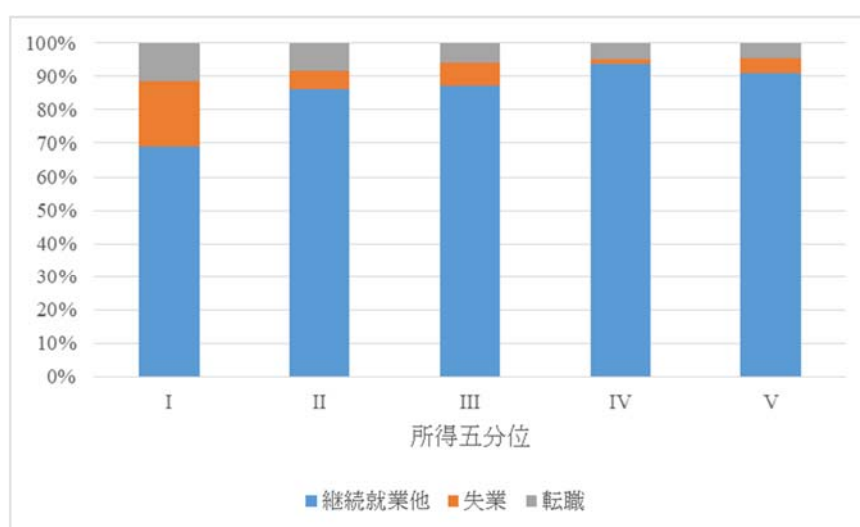
また、リーマン・ショックの影響が表れる 2008 年から 2009 年の変動に着目すると、いずれの所得階層においても、10%以上の所得減を経験した割合が高まっていることがわかる⁷。この時期、製造業における「派遣切り」という言葉をよく耳にしたが、リーマン・ショックは、こうした不安定な職につく低所得層を中心にショックを与えたという印象とは異なり、中高所得層も含めて全体にショックを与えたことがみて取れる。

それでは、どのような理由で、現役世代の有配偶男性の所得は減少したのだろうか。

⁷ 10%以上の所得の減少を経験した割合についてみると所得階層間で大きな差がみられないが、5%以上減少した割合でみると、低所得層ほどショックが小さい。

これについてもデータで確認する。図 3-4 ではリーマン・ショック期に 10% 所得が低下した人のうち、失業・転職を経験した人の割合を所得階層ごとに示している。第 I 五分位にいる有配偶男性ほど失業を経験した割合が高く 20% である。また、転職についても所得階層間で差があり、同様に、低所得層ほど転職の割合が高い。低所得層において失業や転職が所得の減少の一因であることがわかる。

図 3-4 : 2008 年から 2009 年にかけて 10% 以上所得が減少したもののうち、失業・転職を経験した割合 (夫の所得階層別)



註) 分析対象は t 期に有業であった 20-59 歳の有配偶男性のうち t+1 期にかけて 10% 以上の所得減を経験したものであり、所得階層は分析対象である 20-59 歳の有配偶男性の所得 (税・社会保障控除前の年収) により各年毎に集計。
出所) KHPS2004-2015 を用いて推計。

では、高所得層では、なにが所得低下を引き起こす要因になっているのだろうか。

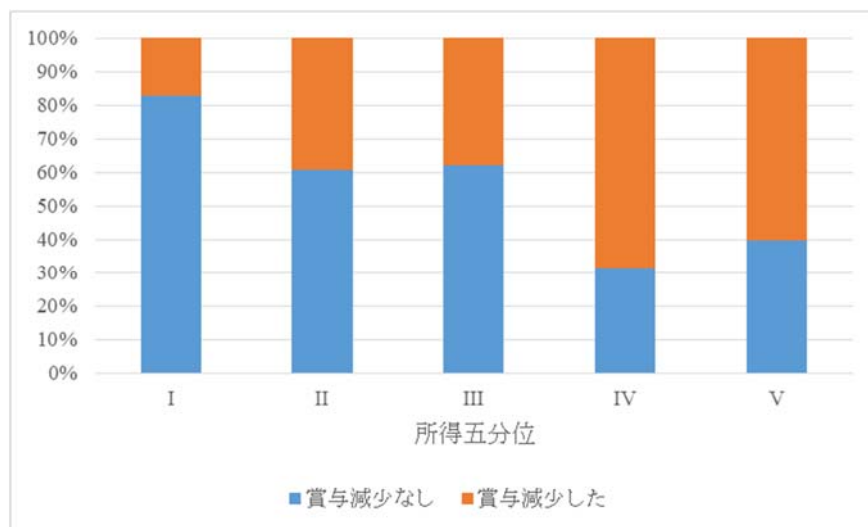
図 3-5 では、同一企業で継続就業していながら 10% 以上所得が低下した人について、賞与が減少したかどうかを集計した。所得階層が上がるほど賞与の減少を経験した人の割合が高いことがわかる⁸。

以上の結果から、次の 2 点が明らかになった。1 点目は、2008 年から 2009 年にかけて景気が大きく後退した時期において、低所得層のみでなく中高所得層も含めて広く、

⁸ ただし、低所得層では非正規雇用などともと賞与のない雇用形態のものが他の所得階層よりも多いことには留意が必要である。

所得低下の影響を受けていた点である。このことは、今回の景気後退は、少なくとも有配偶世帯においては、必ずしも所得格差を拡大させる方向に寄与したわけではないことを示唆している。

図 3-5：2008 年から 2009 年にかけて 10%以上所得が減少したもののうち、賞与の減少を経験した割合（夫の所得階層別）



註) 分析対象は t 期に有業であった 20-59 歳の有配偶男性のうち t+1 期にかけて 10%以上の所得減を経験したもの、かつ、同一企業継続就業者であり、所得階層は分析対象である 20-59 歳の有配偶男性の所得（税・社会保障控除前の年収）により各年毎に集計。
出所) KHPS2004-2015 を用いて筆者らが推計。

2 点目は、不況期において、低所得層ほど解雇や失業のリスクが高いものの、そのような雇用調整よりもむしろ、賞与など賃金による調整が大きく影響しており、特に高所得層でそのようなケースが多くあることがわかった。

4. 夫の所得の低下に対して妻はどう反応するか——所得階層別の対応のちがいを

それでは、不況期、夫の所得の低下に対して、妻の労働供給はどのように反応しただろうか。また、その対応は所得階層ごとに異なるであろうか。本節では、所得階層ごとに、夫の所得低下が妻の就業状態に及ぼす影響を分析する。

夫の所得が景気後退や失業の影響によって低下した際、一定の生活水準を維持する

ために、今まで働いていなかった妻が働き始めたり、働いている妻が労働時間を延ばしたりして労働供給を増加させる可能性がある。この効果は付加的労働者効果と呼ばれる⁹ (樋口 2001)。

この付加的労働者効果であるが、世帯所得の水準によって効果の大きさが異なるかもしれない。すなわち、もともと世帯所得水準が高い世帯では、夫の所得がわずかに低下しても、家計へのショックはさほど小さくなく、妻の付加的労働者効果も小さい可能性があるが、逆に、世帯所得水準が低い世帯では、夫の所得の低下は家計の危機であり、妻の付加的労働者効果が大きい可能性がある。

そして、所得水準による妻の付加的労働者効果の大きさのちがいは、世帯格差に影響を与えるかもしれない。リーマン・ショックといった不況期に、所得階層にかかわらず世帯主の所得が下がったとしても、低所得層ほど妻がより敏感に労働供給を増やすことで、低所得層で世帯所得の低下が抑制され、所得格差の拡大を抑える効果を持つかもしれない。この点について、KHPS を用いて現役世代の有配偶世帯を対象に分析する。

(1) 推計方法

妻の付加的労働者効果を分析するにあたって、2つのモデルを推計する。1つ目は、専業主婦をしていた妻が夫の所得低下によって働き始めたかどうかを分析する。2つ目は、働いている妻が夫の所得低下によって労働時間を増加させたかどうかを分析する。

まず1つ目の推計モデルから説明する。妻の就業開始に関する分析は、以下のモデルをロジット分析で推計する。

$$Y_{it}^* = x_{it}'\beta + \delta D_{it} + \gamma I_{it-1} + \theta D_{it} \cdot I_{it-1} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

⁹ この付加的労働者効果について国内外で数多くの研究が存在する。海外と同様に、日本国内でも付加的労働者効果の存在を指摘する研究が多い (樋口・阿部 1999; 黒田・山本 2007; 小原 2007; Kohara 2010; 佐藤 2012)。代表的な研究の1つである小原 (2007) は、夫の失業が妻の労働供給に及ぼす影響を分析し、夫の失業が妻の労働時間を増加させることやその影響は金融資産保有額が少ない家計ほど大きいことを明らかにしている。

Y_{it} は、妻が非労働力から雇用就業または求職へと変化した場合に 1、妻が継続して非労働力であった場合に 0 となるダミー変数である。 x_{it} は個人属性を表し、夫・妻の学歴ダミー、妻の年齢、3 歳以下の子供どもありダミー、子ども数、貯蓄額（万円）／100、負債額（万円）／100、都道府県別有効求人倍率、年次ダミーを含んでいる。 D_{it} は夫の所得が 10%以上低下したことを示すダミー変数であり、t-1 期から t 期にかけて夫の所得が 10%以上低下した場合に 1、それ以外で 0 となるダミー変数である。 I_{it-1} は世帯所得五分位ダミーであり、t-1 期における等価世帯所得の水準を示している。

今回の分析では 5 つの分位ダミー（第 I 五分位、第 II 五分位、第 III 五分位、第 IV 五分位、第 V 五分位）を作成し、もっとも世帯所得水準の低い第 I 五分位ダミーともっとも世帯所得水準の高い第 V 五分位ダミーを説明変数として使用する。 $D_{it} \cdot I_{it-1}$ は夫の所得が 10%以上低下したことを示すダミー変数と世帯所得五分位ダミーの交差項を示している。 μ_i は観察できない固定効果であり、 ϵ_{it} は誤差項を示す。

これらの変数のうち、分析で注目するのは、夫の所得が 10%以上低下したことを示すダミー変数と世帯所得五分位ダミーの交差項（ $D_{it} \cdot I_{it-1}$ ）の推計結果である。この交差項は、どの所得階層で夫の所得低下が妻の付加的労働者効果に対してもっとも大きな影響を及ぼすのかを示しており、正の符号であれば妻の付加的労働者効果が促進されることを意味し、負、または有意でなければ妻の付加的労働者効果が存在しないことを意味する。この点を Pooled Logit と Random Effect Logit を使用して検証する¹⁰。なお、推計では都道府県別有効求人倍率と 1 期前の世帯所得ダミーの交差項を説明変数に加えた分析も行い、労働市場の需給状況の変化により、妻が働きだすかどうかにかぎがあるかを検証する。

2 つ目の妻の労働時間増加に関する分析は、以下のモデルを OLS で推計する。

$$\Delta W_{it} = x_{it}' \beta + \delta D_{it} + \gamma H_{it-1} + \theta D_{it} \cdot H_{it-1} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

¹⁰ Fixed Effect Logit モデルも検討したが、被説明変数の変動が十分ではなく、推計値を得ることができなかったため使用を断念した。

ΔW_{it} は t-1 期から t 期での妻の週平均労働時間の差分を示している。分析対象は雇用就業者のみであり、説明変数は(2)式に正規雇用ダミーを加えた変数を使用する。なお、推計では Pooled OLS、Fixed Effect OLS、Random Effect OLS を使用する。

以上の推計手法を用い、夫の所得低下が妻の就業行動に及ぼす影響を検証する。なお、これまでの黒田・山本(2007)や Kohara(2010)といった先行研究をみると、妻の付加的労働者効果は、主に無業の妻の労働市場への新規参入(Extensive margin)といった形で観察されることがわかっている。今回の分析でも同様の傾向がみられるかどうかといった点にも注目する¹¹。

(2) 推計結果

表 3-3 は夫の所得低下が無業の妻の労働市場への新規参入に及ぼす影響について検証した結果を示している。表中の(A1)と(A3)は Pooled Logit による推計結果であり、(A2)と(A4)は Random Effect Logit による推計結果である。なお、表中の値は限界効果である。

(A1)と(A2)の夫の所得低下ダミーと 1 期前の世帯所得ダミーの交差項をみると、いずれの場合も 10%以上所得が低下していることを示すダミー変数と世帯所得の第 I 五分位ダミーの交差項が有意に正の値を示していた。この結果は、夫の所得が低下した際に、世帯所得の低い階層で妻の労働市場への新規参入確率が高いことを意味する。

これに対して、夫の所得が 10%以上低下したことを示すダミー変数と世帯所得の第 V 五分位ダミーの交差項は有意な値を示していなかった。この結果は、夫の所得が 10%以上低下しても、もともと世帯所得が高い階層では妻の就業行動に変化が生じず、一方で、世帯所得水準が低い世帯では、夫の所得の低下に敏感に反応し、労働供給を増加させることを示唆する。このような妻の付加的労働者効果が存在するために、世帯間所得格差の拡大が妻の就業によって抑制されている可能性が考えられる¹²。

¹¹ 推計に使用した変数の基本統計量は付表 1 に掲載している。

¹² 本分析では不況期に無業の妻がいる世帯に分析の焦点を当てているが、もともと就労していた妻が不況により所得を失った世帯も存在する可能性がある。ここでもし、特に世帯所得階層が低い

表 3-3 夫の所得低下が妻の労働市場への新規参入に及ぼす影響（限界効果）

説明変数	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)
夫の所得が10%以上低下ダミー	-0.018 (0.022)	-0.027 (0.023)	-0.018 (0.022)	-0.027 (0.023)
1期前の世帯所得五分位ダミー ref: 第II~IV五分位	第V五分位 -0.034 (0.025)	-0.026 (0.029)	-0.076 (0.058)	-0.034 (0.062)
	第I五分位 0.019 (0.016)	0.025 (0.019)	-0.004 (0.038)	0.013 (0.043)
1期前の世帯所得五分位ダミー× 夫の所得が10%以上低下ダミー	第V五分位 0.043 (0.057)	0.044 (0.054)	0.042 (0.057)	0.044 (0.054)
	第I五分位 0.059* (0.034)	0.064* (0.038)	0.061* (0.035)	0.065* (0.038)
都道府県別有効求人倍率	0.094*** (0.025)	0.093*** (0.032)	0.083*** (0.028)	0.088** (0.035)
1期前の世帯所得5分位ダミー× 都道府県別有効求人倍率	第V五分位 0.046 (0.058)		0.046 (0.058)	0.009 (0.057)
	第I五分位 0.025 (0.039)		0.025 (0.039)	0.013 (0.043)
推計手法	Pooled Probit	RE Probit	Pooled Probit	RE Probit
対数尤度	-1166.851	-1144.097	-1166.424	-1144.053
サンプルサイズ	3,185	3,185	3,185	3,185

註1) ***, **, *はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

註2) ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

註3) 表中の値は限界効果を示す。

註4) 推計では夫・妻の学歴ダミー、妻の年齢、子供数、貯蓄額（万円）／100、負債額（万円）／100、年次ダミーも説明変数として使用している。

出所) KHPS2004-2015 を用いて推計。

これら以外の変数で景気変動による労働市場の需給状況の変化を示す都道府県別有効求人倍率の係数をみると、(A1)と(A2)で正に有意な値を示していた。この結果は、景気回復等の影響によって求人倍率が上昇すると妻の新規就業が増加することを意味する。また、この結果は景気後退期になれば新規就業が抑制され、非労働力に留まる妻が増加するといった求職意欲喪失効果が存在することを示すと考えられる。

もし求職意欲喪失効果が世帯所得階層でちがった効果を持つ場合、付加的労働者効果が世帯間所得格差に及ぼす影響も変化すると考えられる。この点を確認するために

妻ほど失業し、所得低下に直面していた場合、必ずしも景気後退期に世帯所得格差の縮小につながる可能性がある。この点を確認するためにも就業する妻が失業した場合に1、継続就業した場合に0となる失業ダミーを被説明変数に使用したLogit分析を行った。この分析では都道府県別有効求人倍率と1期前の世帯所得ダミーの交差項に注目した。分析の結果、都道府県別有効求人倍率と1期前の世帯所得ダミーの交差項はいずれも有意となっていなかった。この結果は、世帯所得階層が低い妻ほど失業し、所得低下に直面するわけではないことを意味している。

も(A3)と(A4)で都道府県別有効求人倍率と1期前の世帯所得ダミーの交差項を追加した推計も行った。

分析結果をみると、有効求人倍率そのものは有意にプラスの影響を与えているので、いずれの所得階層でも同じように、リーマン・ショックによる有効求人倍率の低下は妻の新規参入率を下げたことがわかる。しかし、(A3)と(A4)の都道府県別有効求人倍率と1期前の世帯所得ダミーの交差項は有意になっていなかった。この結果は、求職意欲喪失効果の影響は世帯所得階層間でちがった効果をもたらさないことを意味する。

表 3-4：夫の所得低下が働く妻の労働時間に及ぼす影響

説明変数	(C1)	(C2)	(C3)
夫の所得が10%以上低下ダミー	0.385 (0.676)	0.513 (0.860)	0.385 (0.676)
1期前の夫の所得五分位ダミー			
ref：第II～IV五分位			
第V五分位	0.514 (0.606)	0.160 (1.332)	0.514 (0.606)
第I五分位	-0.706 (0.595)	-0.554 (1.161)	-0.706 (0.595)
1期前の夫の所得五分位ダミー× 夫の所得が10%以上低下ダミー			
第V五分位	-0.724 (1.418)	-0.959 (1.850)	-0.724 (1.418)
第I五分位	0.607 (1.328)	0.905 (1.632)	0.607 (1.328)
都道府県別有効求人倍率	0.411 (0.823)	1.457 (2.106)	0.411 (0.823)
推計手法	Pooled OLS	FE OLS	RE OLS
ハウスマン検定			0.999
R2	0.004	0.004	0.004
サンプルサイズ	5,742	5,742	5,742

註1) ***, **, *はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。

註2) ()内の値は標準誤差を示す。

註3) 推計では夫・妻の学歴ダミー、妻の年齢、妻の正規雇用ダミー、子供数、貯蓄額(万円)／100、負債額(万円)／100、年次ダミーも説明変数として使用している。

出所) KHPS2004-2015 を用いて推計。

表 3-4 は夫の所得低下が働く妻の労働時間に及ぼす影響について検証した結果を示している。推計結果のうち、ハウスマン検定によって採択された(C3)の夫の所得が10%以上低下したことを示すダミー変数と1期前の夫の所得五分位ダミーの交差項をみると、交差項はいずれも有意ではなかった。この結果は、いずれの所得水準においても、夫の所得が低下したことによって、すでに就労している妻が労働時間を増や

したりはしないことを意味する。この結果は、黒田・山本(2007)や Kohara(2010)といった先行研究と同様の傾向を示している。

以上の結果をまとめると、次の2点が明らかになった。1点目は、夫の所得が低下した場合、これまで働いていなかった妻の労働供給が増加するといったかたちで付加的労働者効果が観察された。この効果はもともとの世帯所得が低い家計において主に観察された。世帯所得階層が低い場合ほど付加的労働者効果が観察されるため、妻の就業が夫の所得低下時における世帯間所得格差の拡大を抑制している可能性がある。2点目は、夫の所得が低下した場合、すでに働いている妻の労働供給には変化はみられなかった。

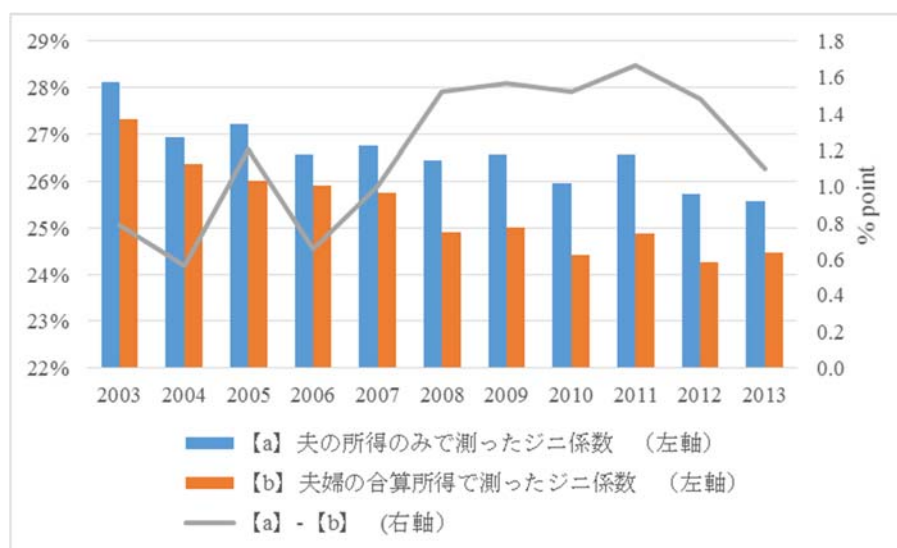
5. 妻の所得が世帯の所得格差に及ぼす影響

社会全体の所得格差について、厚生労働省『所得再分配調査』や総務省『全国消費実態調査』を参照すると、いずれにおいても2000年代後半から2010年代にかけて、所得格差の代表的な指標であるジニ係数は低下している¹³。公的統計の公表結果からは、毎年のジニ係数の変動や、所得源泉ごとにジニ係数への影響度を把握することはできない。そこでこの節では、妻が就労して所得を得ることが、どの程度世帯間所得格差に影響を与えるのか、夫の所得のみで計測したジニ係数と妻の所得も加えて計測したジニ係数を時系列で観測することにより確認する¹⁴。

¹³ 厚生労働省『所得再分配調査』の結果によると、等価可処分所得で計測したジニ係数は2004年（昨年の所得を聞いているため調査年は2005年。以下同様。）に0.322、2007年に0.327、2010年に0.322、2013年に0.316となっている。総務省『全国消費実態調査』の結果によると、等価可処分所得で計測したジニ係数は、2004年に0.278、2009年に0.283、2014年に0.281となっている。

¹⁴ 妻の就業率の上昇を背景に、妻の所得が世帯の所得格差にどのような影響を与えているのか、欧米諸国では多くの研究が報告されている。結論は研究により意見が分かれており、ジニ係数の分解によりアメリカにおける状況を分析した Lerman and Yitzhaki (1985) では、1979年以降、女性の収入が世帯所得の格差を拡大させたと報告しており、同様の方法で1990年代半ばから2000年代初頭に日本の状況について分析した浦川 (2007) でも、妻の所得は現役世代の世帯間所得格差を拡大させる方向に寄与していると述べている。一方で、Harkness, Machin and Waldfogel (1997) や Cancinan and Reed (1999) の研究においては、妻の収入が世帯間所得格差を縮小させる方向、もしくは拡大させたとしても微々たる影響しかないことを分析から結論付けている。

図 3-6：夫のみの所得と夫婦の合算所得で計測したジニ係数とその差



註) 分析対象は第3節の分析で用いたものと同じで、翌年も調査に回答している有業の20-59歳の有配偶男性である。翌年の情報が取れるものとしているため、集計結果が2013年までとなっている。所得については、夫と妻それぞれ1年間の仕事からの収入(税・社会保障控除前)を用いている。

出所) KHPS2004-2015 を用いて推計。

図 3-6 では、夫の仕事からの所得で計測したジニ係数と、妻の仕事からの所得も足し合わせて測ったジニ係数を時系列に示している。図から明らかなおり、妻が所得を得ることで世帯間の所得格差が平準化されることがわかる。経年的にジニ係数は低下する傾向も確認できる¹⁵。

もっとも注目したいのは、2008年のリーマン・ショック期を境に、以降2011年まで、妻の所得によるジニ係数の削減効果が大きくなっていることである。前節で確認したとおり、特に低所得層で、リーマン・ショックによる夫の所得低下を機に妻が就労を始めたことにより、世帯間の格差が縮小されたことが考えられる。

6. 結論：リーマン・ショック後の家計の所得変化と格差

本稿では KHPS を用い、現役世代の有配偶世帯に分析対象を限定し、景気変動によ

¹⁵ ジニ係数の時系列的な変化については、パネルデータによるサンプル脱落の問題とサンプルの高年齢化の問題が影響を及ぼしている可能性もある。

る夫と妻の所得および就業状態の変化が所得格差に及ぼす影響を検討した。具体的には、まず、リーマン・ショックが非正規労働者の多い単身世帯に大きな影響を及ぼしたことを確認したうえで、有配偶世帯においては、どの所得階層にいる男性労働者に大きな打撃を与えたのかについて確認した。そのうえで、景気変動による夫の所得の低下に対して、妻の労働供給がどのように反応するか、所得階層により異なる反応を示すかについて検証した。

分析の結果、次の3点が明らかになった。1点目は、景気後退期における夫の所得変化については、低所得層のみに限らず、いずれの所得階層においてもおしなべて所得の減少を経験している男性労働者が一定割合いたことがわかった。中高所得層では、賞与減などを通じて所得の低下を経験したものが多く、低所得層では失業や転職により所得の低下を経験したものが多かった。両者の影響を合わせた結果をみると、今回の景気後退は、少なくとも有配偶男性の勤労所得においては、必ずしも所得格差を拡大させる方向に寄与したわけではないことを示唆している。

2点目は、夫の所得変化が妻の就業に及ぼす影響を分析した結果、夫の所得が低下した場合、これまで働いていなかった妻の労働供給が増加するといったかたちで付加的労働者効果が観察された。この効果はもともとの世帯所得が低い家計において主に観察された。

3点目は、夫のみの所得で計測したジニ係数と夫婦の合算所得で計測したジニ係数を時系列に比較した結果、妻の就労は世帯間の所得格差を縮小させること、なかでも2008年の景気後退期から数年間、妻の就労による格差縮小効果が大きかったことがわかった。

以上の分析結果をまとめると、今回の不況は、低所得層に限らず、全体として勤労所得の低下を引き起こしたが、夫の所得の低下に対して低所得層の妻ほど敏感に労働供給を増やしたことで、所得格差の拡大を自己防衛的に引き止めた可能性がある。

なお、無配偶世帯（単身やひとり親世帯）を含めた全世帯の世帯主所得のジニ係数は景気と連動し、景気が回復すると格差は縮小し、悪化すると拡大する傾向を示していた。それでも、失業給付等の社会保障制度の再分配効果により、格差拡大をある程度抑制したことも明らかとなった。

とはいうものの、単身者やひとり親が景気悪化による失業者増加の影響を強く受けているのに対し、有配偶世帯の世帯主はこの影響が小さく、むしろ賞与や残業手当などの影響を強く受けていることがわかる。そして、それに加え、近年の女性の雇用機会の増加が、特に低所得世帯における妻の新規就業を促し、所得を増やし、景気後退期に所得格差を縮小させる傾向が確認された。

はたしてこうした動きがリーマン・ショックにより生じた日本特異な動きであったのか、それともほかの景気循環過程の中でもみられる一般的な動きであるのか。それについては、それぞれの景気変動が所得分布のどのあたりにもっとも大きな影響を与えたのか、また、不況に対し、社会保障制度や世帯がどういった防御策を示したのか、これらの点について確認していく必要がある。

付表 1：基本統計量

変数	妻の新規就業に関する分析		妻の労働時間変化		
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
妻の新規就業ダミー	0.13	0.34			
妻の継続就業ダミー					
妻の週平均労働時間の差分			0.51	15.02	
夫の所得が10%以上低下ダミー	0.15	0.36	0.17	0.38	
1期前の世帯所得5分位ダミー	第5五分位	0.15	0.36		
	第2～4五分位	0.61	0.49		
	第1五分位	0.24	0.43		
1期前の夫の所得5分位ダミー	第5五分位		0.19	0.39	
	第2～4五分位		0.62	0.48	
	第1五分位		0.19	0.39	
都道府県別有効求人倍率	0.87	0.33	0.89	0.35	
夫の学歴ダミー	中高卒	0.44	0.50	0.53	0.50
	専門・短大卒	0.06	0.24	0.08	0.27
	大卒以上	0.45	0.50	0.34	0.47
妻の学歴ダミー	中高卒	0.45	0.50	0.50	0.50
	専門・短大卒	0.32	0.47	0.29	0.45
	大卒以上	0.16	0.37	0.13	0.34
妻の年齢	42.47	8.36	44.75	7.28	
妻の雇用形態ダミー	正規雇用		0.28	0.45	
	非正規雇用		0.72	0.45	
3歳以下の子供ありダミー	0.23	0.42	0.06	0.24	
子供数	1.83	0.98	1.88	0.92	
貯蓄額（万円）／100	6.42	10.93	5.07	8.23	
負債額（万円）／100	8.63	11.73	8.17	11.78	
サンプルサイズ	3185		5742		

出所) KHPS2004-2015 を用いて推計。

第4章

時間貧困・経済貧困は生活の質と健康にどう影響しているか

1. 人々の生活水準をどう測るか？

人々の生活水準を考えるうえで、所得や資産額といった金銭的な尺度は、もっとも明瞭な指標の1つであろう。「衣食住」といった人間が社会生活を営むうえで必要不可欠なもの大半は、お金があれば手に入れることができる。そのため、貧困や格差を論じた研究のほとんどは、所得といった金銭的尺度について分析をしている。

しかし、個々人の生活の質については、お金だけでは測れない側面もある。家族関係や友人関係もそうだが、生活の時間的余裕というのも、1つ重要な要素ではないだろうか。わが国の生活保護制度の根拠である日本国憲法第25条の「健康で文化的な最低限度の生活」を実現するためには、健康を保つために十分な休息は必要であるし、自分のため、あるいは家族や社会とのつながりのために一定の余暇も必要であるとされている。生活を営むためには家事をする必要もあり、子どもがいれば世話や育児、教育をする必要もある。これらはすべて一定の時間を必要とする活動である。

時間はお金と同じく有限な資源であるため、労働に時間の多くを配分すると、その他の重要な活動ができないという事態が生じうる。さらには、時間はお金と時にはトレード・オフの関係にあり、労働と余暇にどのように時間を配分するかによって、所得も、生活の時間的余裕も変わってくる。こういったことから、一概に、所得だけをみて生活の質を測ることはできず、時間という側面にも着目することで、所得では捉えることのできない生活の質を測ることができるだろう。

さらに、十分な所得がない、時間的余裕がないという状態は、経済活動の原動力となる個々人の健康状態に悪影響を及ぼすかもしれない。健康を害し、十分に仕事ができなくなると、そのことがさらなる所得の低下を引き起こす可能性もある。低所得が健康状態の悪化を引き起こすことについては、多くの先行研究があるが（第5章を参照）、生活時間に余裕のない状態が健康にどのような影響を与えるのかについては、議論に足るほどの先行研究の蓄積がない。

長時間労働の解決や、ワーク・ライフ・バランスの達成が課題になっている現代に

において、仕事や家事、育児、介護による忙しさがその人の健康にどのような影響を与えるのか、その点について確認することは重要だろう。特に、長時間労働については、十分な睡眠や定期的な運動、栄養のあるバランスの取れた食事など健康維持にかかわる活動を阻害し、身体面や精神面で健康状態を害する可能性もある。忙し過ぎることがいかに健康に悪影響を与えているか、この点についても本章で言及する。

2. 貧困を所得と時間から捉える——二次元的貧困線のフレームワーク

(1) 時間の貧困というフレームワーク

生活水準を金銭面のみではなく、時間的な余裕という視点からも検討するため、ここでは「時間の貧困」というフレームワークを提示する。「時間の貧困」が示そうとしているのは、長時間労働や遠方からの通勤によって、家庭生活に最低限必要な家事・育児時間を確保できない状態である。労働時間が同じであっても、子どもや介護を必要としている家族がいるか、共働きであるかどうかで、当然ながら忙しさの程度に差が生じる。

「時間貧困 (Time Poverty)」という言葉は、新しい側面から貧困を調査するために、Vickery (1977) が提唱した概念である。Vickery (1977) は、ノーベル経済学賞を受賞したゲイリー・ベッカーによる家計内配分モデルを前提に、世帯における資源の1つである「時間」に着目して、貧困を測っている。

ベッカーの家計内配分モデルでは、各世帯は世帯員の能力に基づいて市場での労働と家事労働に時間を適切に配分することで、家事の最適な水準や所得・消費の最適な水準を決定していることを示している。つまり、時間配分は余暇時間の多寡を決めるのみならず、所得を決める重要な意思決定であるとしている。

「時間貧困」の分析にあたり、Vickery (1977) は所得と時間による二次元的貧困線を提示した。具体的には、世帯類型ごとに最低限必要な所得 (M_0)、最低限必要な家事時間 (T_1) を定義して、それぞれを所得の貧困線、時間の貧困線とした。そのうえで、どういった世帯がどの程度、所得の貧困、時間の貧困、さらには、所得も時間も貧困という状態に陥っているかを調べた。

さらに、Vickery (1977) では、家事にかんして自前で行わずに、代替となる財・サービスを購入した場合の必要所得 (M_j) も推定した。家事サービスの購入とは、具体的には、料理する代わりに外食やお総菜を買う、掃除する代わりにハウスクリーニングを頼む、育児する代わりに保育所などの託児サービスを利用することを指している。すなわち、必要な家事労働を補うために、「お金で時間を買う」場合、最低限必要となる所得がどの程度変化するかについても検討できるフレームワークを提示している。

Vickery (1977) による「時間貧困」というフレームワークは 1970 年代に発表されたものの、2000 年代に入ってからようやく、いくつかの研究で踏襲されるようになった。これは、共働き世帯やひとり親世帯における仕事と家庭の両立、すなわち、市場での労働と家事労働との間での時間配分が、先進国において社会的な課題になったことが契機であったと考えられる。

例えば、Douthitt (2000) はアメリカの *1985 Time Use Survey* を用い Vickery (1977) の研究のアップデートを試みている。また、Harvey and Mukhopadhyay (2007) では、1990 年代後半のカナダにおける 2 次元的貧困率を計測し、ひとり親世帯 (子ども 2 人以上) の時間貧困率が高いことを示している。そのうえで、時間不足の世帯における家事・育児などの外部化コストを考慮すると、所得貧困率が約 2% ポイント上昇することを推計している。同様に、Kalenkoski *et al.* (2011) では、時間貧困と関連のある諸変数を *American Time Use Survey Data* から検証し、所得の貧困は時間の貧困と統計的に無相関であることを示している。さらに、ひとり親世帯、ふたり親世帯ともに、子どもの多い家庭で時間貧困率が高く、子ども 1 人の増加は、大人の日常の裁量時間 (discretionary time: 睡眠や身支度、家事・育児全般、労働以外に充てることが可能な時間) を 1 日約 35 分減らすことを明らかにしている。

日本では、ワーク・ライフ・バランスの達成が社会的な課題になっているものの、筆者が加わった石井・浦川 (2014) 以外でこのフレームワークが利用されたケースはほとんどない。それでも、生活時間にかんする分析はいくつかある。それらは、子育て世帯のワーク・ライフ・バランスに主に焦点をあてており、特にひとり親世帯において仕事と育児による時間的負担を示唆するものが多い (田宮・四方 (2007)、労働政策研究・研修機構 (2012)、内閣府編 (2013) など)。

田宮・四方（2007）では、母子世帯に焦点を絞り、仕事と育児の両立について国際比較の観点から分析を進め、日本のシングルマザーは欧米各国と比較して顕著に仕事時間が長く、育児時間が短いことを指摘している¹。

労働政策研究・研修機構（2012）では、『子どものいる世帯の生活状況及び保護者の就業に関する調査』を実施し、それに基づきさまざまな集計を行っている。その結果、仕事を持つ保護者のうち、「仕事と家庭生活の間でコンフリクト（衝突）が起きる頻度」が「ほぼ毎日」と回答した割合は母子世帯 16.8%、父子世帯 13.8%、ふたり親世帯（母親が回答）で 7.6%であり、ここでもひとり親世帯における時間的負担の大きさがみられる。

また、内閣府編（2013）『子ども・若者白書』では、1週間のうち母親と会話する時間が4時間以下しか取れない子どもが1割、父親と会話する時間が4時間以下の子どもは3割存在（平成21年）することを明らかにしている。

このような状況を踏まえると、「時間貧困」のフレームワークを活用して、所得のみならず時間も加えて貧困を計測することで、特に子育て世帯における生活の困窮状況をよりの確に把握することができると考えられる。

（2）図で見る二次元的貧困線

図 4-1 は、所得と時間による二次元的貧困線を表したものである。縦軸に所得、横軸に時間を取り、 M_0 は最低限必要な所得を示す所得貧困線、 T_1 は最低限必要な家事時間を示す時間貧困線を表している。横軸の最大値である T_m は可処分時間であり、具体的には1日の総時間から基礎的活動時間 T_0 （睡眠・食事・身の回りの用事（排泄・入浴・身支度など）、および最低限必要な余暇時間²も含む）を差し引いた値をと

¹ 具体的には、6歳未満の子どもを抱えるふたり親世帯の母親とひとり親世帯の母親の労働時間の差を日米比較し、アメリカでは仕事時間の差は1時間未満であるのに対し、日本では4時間以上あり、有業者だけを比較しても2時間以上あることを明らかにしている。また、その差は80年代から2000年代にかけて拡大しているとも指摘している。

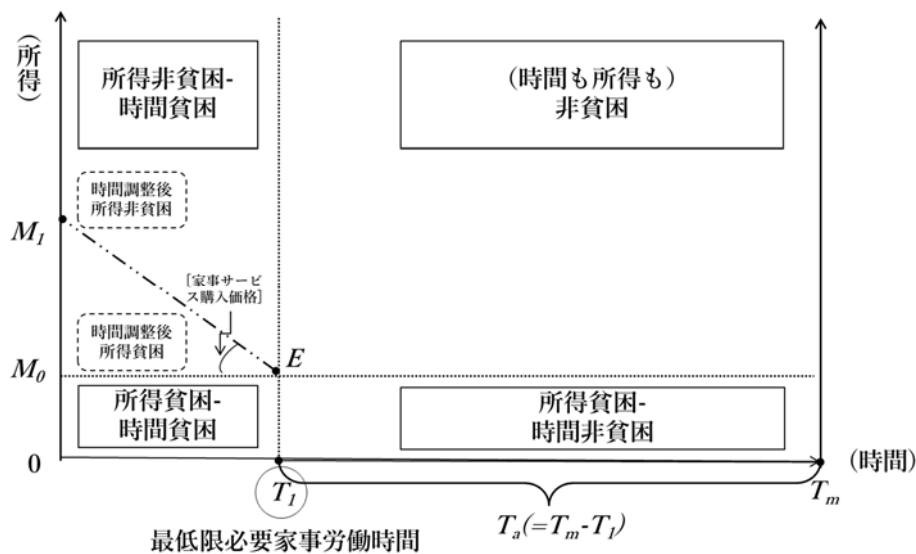
² Vickery（1977）では、世帯の家庭生活を機能させるために睡眠・食事・排泄・入浴・身支度といった基礎的な活動時間以外に1世帯当たり最低限2時間/日は家庭での時間（最低限必要余暇時間）を持たなくてはならず、所得の多寡にかかわらず、最低限必要余暇時間を確保できないと、その世帯は貧困と定義するとしている。すなわちこの2時間/日は所得で代替することができない必

る。 T_m から T_l を差し引いた値は配分可能時間(T_a)である。 T_m から原点(0)に向かって実際の労働時間 T_w (通勤時間も含む)をカウントした際、 T_w が T_a を上回り、時間貧困線である T_l を侵食し、最低限必要な家事時間が確保できない場合、その世帯は時間の貧困だと判断する。

なお、家事労働と市場労働は成人の世帯員によって担われると仮定し、 M_0 、 T_m 、 T_l 、 T_a の変数の各値は世帯内の成人の時間の合計値となる。また、最低限必要な家事時間(T_l)は、子どもの有無や子どもの年齢、介護を必要としている人が世帯内にいるかどうかによって異なってくるため、当然、世帯類型によって諸変数は異なる値をとる。

M_0 と T_l の2軸により、右上の領域を「(所得も時間も)非貧困」、右下の領域を「所得貧困・時間非貧困」、左上の領域を「所得非貧困・時間貧困」、左下の領域を「所得貧困・時間貧困」の4つに分けることができる。

図 4-1：所得と時間による 2 次元的貧困線



出所) Vickery (1977) および Harvey and Mukhopadhyay (2007) を参考に作成。

さらに、所得と時間の二次元的貧困線(図 4-1)では、忙しくて最低限必要な家事時

要時間である。Vickery (1977) では具体的な説明はないが、推測するに、母乳育児をしている母親が授乳に費やす時間、親子や夫婦の関係を維持するために最低限必要な会話やスキンシップをはかる時間がこれにあてはまるであろう。

間を確保できず、足りない時間の分を、外食や総菜の購入、家事代行サービスなどを利用して、「お金で時間を買う」場合、最低限必要な所得はどの程度になるかについても示している。

図 4-1 の線分 EM_I は、最低限必要な家事時間を確保できなかった場合に、市場から家事を代替する財・サービスをその不足時間に応じて購入する場合の予算線を示しており、線分 EM_I と線分 EM_0 との角度は、家事を代替する財・サービスの価格を示す。見方を変えれば、線分 EM_I は時間不足を補うために必要な所得を示しているため、「お金で時間を買う」場合の新たな所得貧困線と考えられる。線分 EM_I よりも上の範囲は、生活時間の不足を補うために家事を代替する財・サービスを購入しても所得貧困に陥らない世帯（「時間調整後所得非貧困」）、線分よりも下の範囲は、時間不足を補うためにそれらの財・サービスを購入すると所得貧困に陥ってしまう世帯（「時間調整後所得貧困」）に分類することができる。

（3）どうやって貧困線を設定するか——所得の貧困線

所得の貧困線については、絶対的貧困の概念に基づくのか、相対的貧困の概念に基づくのかによって設定方法が異なる。この章では、日本の公的扶助制度である生活保護の扶助基準をもとに所得の貧困線を定義する。生活保護の扶助基準は、日本国憲法第 25 条が保障する「健康で文化的な最低限の生活」を具体化した基準であり、現行では「水準均衡方式」により一般国民の消費水準に均衡するよう扶助基準を定めている。その意味で、生活保護の扶助基準は相対的な観点から貧困を定義していると考えられるが³、「健康で文化的な最低限の生活」を達成するうえで必要不可欠な絶対的な基準として捉えることも可能であろう。

以下に示されるとおり、扶助基準では、世帯員の年齢と人数によって定義される基

³ 生活保護の制度発足当初は、マーケット・バスケット方式（昭和 23 年～35 年）により、最低生活を営むために必要な衣食住に係る費用を積み上げて扶助基準を算出、その後、エンゲル方式（昭和 36 年～39 年）により、最低限必要な食費とエンゲル係数の理論値から総生活費を逆算し扶助基準を求めており、絶対的な観点から貧困を定義していたと考えられる。（参照：厚生労働省第 2 回社会保障審議会生活保護基準部会資料「生活保護基準の体系等について」
<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000001d2yo-att/2r9852000001d31w.pdf>（2017 年 11 月アクセス）

本的・経常的経費である生活扶助基準【A】をベースに、該当する世帯について【B】から【F】を足し合わせていくことで最低生活費を算定している。なお、扶助基準では、地域ごとの生活様式や物価の違いを考慮し、全国を6区分の級地（1級地-1、1級地-2、2級地-1、2級地-2、3級地-1、3級地-2）に分類して基準額を設定している。

■ 生活保護制度における最低生活費の算定方法

- 【A】 世帯員の年齢と人数によって定義される基本的・経常的経費である生活扶助基準
- 【B】 特定世帯に対する加算（障害加算、母子加算、児童扶養加算、妊産婦加算など）
- 【C】 賃貸住宅に居住する世帯に支払われる住宅扶助基準
- 【D】 子どもを扶養する世帯に対する教育扶助基準・高等学校等就学費
- 【E】 介護費用が生じた世帯に対する介護扶助基準
- 【F】 診療等の費用が生じた世帯に対する医療扶助基準

本章では、分析対象世帯の手取り所得が、算出された最低生活費を下回っている場合、その世帯を「所得貧困」と見做すこととする。具体的には、最低生活費の算出について、生活扶助基準【A】、母子世帯加算と児童養育加算【B】、住宅扶助基準【C】、教育扶助基準と高等学校等就学費【D】を考慮して、分析対象となる世帯ごとに最低生活費を算定した。特定のデータの所得分布から貧困線を出す場合は、利用するデータの代表性を十分考慮する必要があるが、本章は扶助基準に従っているため、その点は問題にならない。また、Vickery（1977）をはじめとする複数の先行研究において、世帯を単位とした所得貧困が算出されており、過去の分析との比較が容易である。

生活扶助基準【A】については、級地、世帯員の年齢、世帯員数ごとに生活扶助基準（第1類）、生活扶助基準（第2類）、逓減率を算出し、規定通りの計算を行った。母子世帯加算【B】については、母子世帯を対象に級地と児童数ごとに加算額を算出、児童養育加算【B】については、児童の年齢と児童の人数（第何子か）に応じて加算額を算出した。住宅扶助基準【C】については、賃貸住宅に居住する世帯のみを対象に、級地と世帯規模ごとに定められている基準額と特別基準額を分析対象世帯ごとに算出した。教育扶助基準と高等学校等就学費【D】についても、規定通り、児童の通っている学校種ごとに規定額を算出した。なお、介護扶助と医療扶助については、利

用するデータの制約上、世帯全員の介護費と医療費を把握することができないため、最低生活費の計算から除いている。このような方法で算出した最低生活費の推計値について、世帯類型ごとの平均値を表 4-1 に掲載する。

分析対象世帯の中でもっとも所得貧困線が高いのは、都市部（1 級地）に住む夫婦と未就学児が 2 名以上いる世帯で月額約 24 万円、もっとも低いのは、3 級地に居住する単身世帯で月額約 8 万円と推計された。

表 4-1：JHPS2011-2013 における最低生活費の推計値

	(円／月額)					
	1級地		2級地		3級地	
	平均値	観測数	平均値	観測数	平均値	観測数
単身世帯	121,698	196	103,805	103	79,415	63
ひとり親世帯	239,611	35	189,157	25	184,202	13
ふたり親世帯（末子6歳以上）	234,897	420	221,643	265	190,865	208
ふたり親世帯（6歳未満1名）	233,906	201	219,492	111	190,723	109
ふたり親世帯（6歳未満2名以上）	242,988	85	218,979	54	204,127	46
夫婦ふたり世帯（子どもなし）	145,122	254	117,536	202	107,840	154
合計	197,671	1,191	176,430	760	158,320	593

出所) 平成 22 年から 24 年の生活保護の扶助基準に従い、JHPS2011-2013 を用いて作成。

(3) どうやって貧困線を設定するか——時間の貧困線

時間にかんする貧困線（図 4-1 における T_l ）は、最低限必要な家事時間を意味している。時間の貧困かどうかは、1 日 24 時間から、睡眠や食事、入浴、身支度といった基礎的な活動時間を差し引いた可処分時間（ T_m ）のなかで、市場での労働時間との兼ね合いで、最低限必要な家事時間を確保できるか否かにより決まる。時間貧困を測るうえで各人の実際の労働時間を把握することに加え、最低限必要な家事時間（ T_l ）と基礎的活動時間（ T_e ）を設定する必要がある。

このフレームワークにおける最低限必要な家事時間とは、炊事、洗濯、育児、介護、買い物といった一連の家事作業をすべて自前で行う場合に最低限必要となる家事時間である。Vickery (1977) をはじめ先行研究の多くで、専業主婦（主夫）のいる世帯における平均家事時間を最低限必要な家事時間にあてはめている⁴。

⁴ Vickery (1977) では、当時の生活時間調査を参考に、少なくとも専業主婦（主夫）が 1 人いる

本章においても、日本の代表的な生活時間調査である総務省『社会生活基本調査』から世帯類型ごとに専業主婦のいる世帯における平均家事時間を引用し、時間の貧困線としてあてはめた⁵。結果は表 4-2 に示す。例えば、夫婦と未就学児が 2 名以上いる世帯では、最低限必要家事時間は夫婦合わせて週 77 時間となる。夫婦と子供が小学生以上の世帯では、育児時間が短くなるため、最低限必要家事時間は夫婦合わせて週 50.9 時間と短い。単身世帯となると、1 人当たり最低限必要家事時間は週 21.2 時間でもっとも短い。

基礎的活動時間 (T_0) についても、先行研究では生活時間調査における成人の平均値をあてはめているケースが多い。例えば、Vickery (1977) では *United States 1966 Michigan Time-use survey* を参考に成人の基礎的活動時間の平均値 10.2 時間/日を利用、Harvey and Mukhopadhyay (2007) では、カナダにおける同様の調査データから成人の基礎的活動時間の平均値 10.5 時間/日を利用している。また、先行研究では、基礎的活動時間に加えて、最低限必要な余暇時間を設けている。これについて Vickery (1977) では 10 時間/週、Harvey and Mukhopadhyay (2007) では 14 時間/週と定めている。

先行研究を参考に、本章においても、基礎的活動時間については、男女別に 20-64 歳における週全体の平均値を用いた。内訳としては、睡眠時間⁶は男性で 7.5 時間/日、女性で 7.2 時間/日、身の回りの用事は男性で 1.1 時間/日、女性で 1.5 時間/日、食事は男性で 1.5 時間/日、女性で 1.6 時間/日である。さらに、先行研究に倣い、基礎的活動時間には最低限必要な余暇時間を含めることとした。これについては、月曜日から金曜日は 1 時間/日、土曜日と日曜日は 3 時間/日と仮定した。

世帯における家事時間の平均値を最低限必要な家事時間としている。Harvey and Mukhopadhyay (2007) もこれに倣い、カナダの *General Social Survey* から同様の値を算出している。

⁵ 単身世帯においては、無業の女性単身世帯の平均家事時間をあてはめた。男性単身世帯ではそもそも外食や惣菜の購入など、家事の多くをサービスの購入によりまかなっている可能性があるため、男性単身世帯においても女性単身世帯の平均家事時間をあてはめた。

⁶ 厚生労働省「健康づくりのための睡眠指針 2014」では、必要睡眠時間について具体的な数値は示されておらず、必要な睡眠時間は人それぞれであり、昼間の眠気で困らない程度の睡眠が必要とされているため、本章では色々な生活状況にある人々の平均値で代用した。なお、特に、睡眠時間においては平日と休日（土曜日・日曜日）の差が大きく、平日は短く休日は長い傾向があるため、週全体の平均値を用いた。

表4-2: 世帯類型ごとの基礎的活動時間および最低限必要家事時間

	総時間 (V) week	基礎的活動時間 (Te)				Tm (V-Te) week	最低限必要家事時間(T1)				配分可能 時間 Ta (Tm-T1) week	
		最低限 余暇時間 (平日) day		最低限 余暇時間 (休日) day			day	day	day	day		
		week	day	week	day							
有配偶世帯 (子どもあり)												
末子6歳以上	336	165.5	2.0	6.0	170.5	5.5	0.2	0.4	1.2	50.9	119.6	
6歳未満の子ども1人	336	165.5	2.0	6.0	170.5	4.0	0.1	5.0	1.1	71.3	99.2	
6歳未満の子ども2人以上	336	165.5	2.0	6.0	170.5	3.7	0.1	6.2	1.0	77.0	93.5	
Hervey and Mukhopadhyay (2007): ふたり親と子ども1人	336	175.0	4.0	4.0	161.0	-	-	-	-	74.6	86.4	
有配偶世帯 (子どもなし)												
Vickery (1977): 夫婦のみ世帯	336	162.8	2.0	5.0	173.2	-	-	-	-	43.0	130.2	
ひとり親世帯	168	83.2	1.0	3.0	84.8	3.5	0.1	1.1	1.0	39.3	45.5	
Hervey and Mukhopadhyay (2007): ひとり親と子ども1人	168	87.5	2.0	2.0	80.5	-	-	-	-	52.0	28.5	
単身世帯 (男性)	168	82.3	1.0	3.0	85.7	2.3	0.1	0.0	0.6	21.2	64.5	
単身世帯 (女性)	168	83.2	1.0	3.0	84.8	2.3	0.1	0.0	0.6	21.2	63.6	
Vickery (1977): 単身世帯	168	81.4	1.0	2.5	86.6	-	-	-	-	31.0	55.6	

註1) 子どもの年齢と数により育児時間が異なるため、『平成23年度社会生活基本調査』に合わせて、世帯を分類。家事の外部化をしない場合に必要となる家事時間を把握するため、6歳未満の子どもについては保育園や幼稚園に在園していない世帯の家事時間を参照。

註2) ひとり親世帯においては、無業の母子世帯(母と子のみからなる世帯)における家事時間を参照。子どもの数別の集計値がなかったため、母子世帯全体の平均値を参照している。

出所) 総務省『平成23年度社会生活基本調査』統計表を用いて作成。

表 4-2 には、比較対象として、先行研究 (Vickery (1977) および Harvey and Mukhopadhyay (2007)) で設定された生活時間についても合わせて掲載している。基礎的活動時間および最低限必要家事時間においても、本章で設定した値は先行研究の値より小さく、その分時間貧困線が低くなる。この理由は、OECD (2011b) による国際比較⁷でも明らかにされているとおり、日本人が余暇や個人的ケアに費やす時間は諸外国と比較して短いためと考えられ、日本の状況・慣習を反映した時間貧困線であることを強調しておきたい。

最低限必要な家事時間と基礎的活動時間を所与としたうえで、時間貧困の状態にあるか否かは、主に労働時間(通勤時間を含む)によって決まる。1日の可処分時間(「24時間－基礎的活動時間」で定義される、労働と家事と余暇に使うことができる時間)のなかで、労働時間が長すぎると最低限必要な家事時間を確保できなくなり、その世帯は時間の貧困状態にあると定義される。

(4) 「お金で時間を買う」場合、最低限必要な所得がいくらになるか

家事サービスの価格を示す線分 EM_I について、先行研究でもそれぞれ独自の方法で価格を設定している。Vickery (1977) では、家事労働の代替率を 2 ドルから 2.5 ドルと設定しており、この金額は当時の皿洗いや掃除婦/掃除夫の時給と比較して妥当であるとしている。そのうえで、代替率が常に一定のケースや、代替率が逡増するケース(外食のように安いものから始め、保育のようにお金がかかるのを後に回す)を検討している。一方、Harvey and Mukhopadhyay (2007) では、代替率に当時の最低賃金(1998年時点で 6.55 カナダドル)をあてはめて計算している。

本章の分析では、家事サービスの価格を示す線分 EM_I について、買い物、家事、育児の3つを想定し、現実の市場における各種家事サービスの時間あたり価格をあてはめることとした。具体的には、『社会生活基本調査』から買い物、家事、育児にかんする実際の時間配分を参考に、線分 EM_I に 2 か所の屈折点を設け、各サービスの価格を傾きに持つ曲線を作成した⁸。

⁷ OECD (2011) p.130, Figure 6.2.

⁸ 今回の分析では、時間当たり価格が安いものから購入することを想定したため、買い物、家事、

買い物については、自前で買い物に行く代わりとして、食糧品および日用品の宅配サービスを想定し、大手運輸会社の冷蔵宅配サービスの価格を参考に 833 円/時間とした⁹。家事（掃除、洗濯など）については、自前で家事をする代わりとして、大手家事代行サービス業者における 1 時間あたりの家事代行サービスの価格 3,240 円を傾きにあてはめた。育児については、自前で育児をする代わりとして、保育園児¹⁰に対しては総務省『平成 23 年度小売物価統計調査』より各都道府県の県庁所在地の認可保育所の月額保育料¹¹から割り出した時間当たり保育料を、それ以外の 10 歳未満に子ども 1 人当たりについては、大手ベビーシッター業者における 1 時間当たりの料金 4,464 円（税込み）¹²を傾きにあてはめた¹³。

3. データについて

本章で用いるデータは慶應義塾大学『日本家計パネル調査（JHPS サンプル）』である。JHPS は 2009 年より全国の成人男女約 4,000 人を対象に開始されたパネル調査であり、世帯構成、就業状況、所得、生活時間、居住状況など幅広い項目を調査して

保育という順番でサービスを購入する想定になっている。

⁹ 大手宅配業者の冷蔵宅配サービス 972 円（2 kg まで）を週 3 回利用すると仮定。時間換算するために、1 日当たり 30 分買い物する代わりに、 $(972 \times 3 \text{ 回}) \div (0.5 \text{ 時間} \times 7 \text{ 日}) = 833 \text{ 円}$ で、買い物にかんする 1 時間当たりの代替率が 833 円となる。

¹⁰ 本章で利用する JHPS では、世帯の子ども 1 人 1 人が保育所に通っているか否かについては把握できるが、その保育所が認証保育所か否か、また、保育料をいくら支払っているのかについては把握できない。

¹¹ 認可保育所では、市区町村ごとに、子どもの年齢や数、世帯所得税額に応じて保険料が異なる。総務省『平成 23 年小売物価統計調査』では、各県の県庁所在地にある認可保育所において、所得税額 16 万 5,000 円の世帯が 2 歳児 1 人を入所させる際に必要となる保険料を掲載している。分析対象の世帯ごとに所得税額の算出、および、居住する市区町村ごとの保険料の設定の情報収集をすることは膨大な作業量になるため、本章では、次善の策として、『平成 23 年小売物価統計調査』の値を参照する。

¹² 1 時間当たりの税抜き価格 3,300 円に交通費 900 円一律を加えたものである。なお、参照した業者では、託児したい子どもが 2 人以上いる場合は、2 人目以降は半額という設定になっているので、本章の分析でもそのように価格を設定した。

¹³ 複数の育児サービスを併用（保育所や幼稚園に登園している時間以外に、ベビーシッターを雇っているなど）しているケースも考えられるが、本章の分析ではそのようなケースは検討していない。

いる。本章では分析に必要となる「通勤時間」にかんする質問項目を含む 2011 年から 2013 年の調査データをプールして分析を行う。

分析対象としては、世帯内の成人の生活時間（主に労働時間）の情報をもとに時間貧困を測るため、その情報を正確に把握することができる世帯に限定する¹⁴。JHPS では調査対象者とその配偶者のみに、生活時間にかんする質問をしており、世帯に夫婦以外の成人がいる場合、それらの人の詳細な情報をデータから把握することができない。それゆえ、分析対象は、20 歳未満の子どもと夫婦からなる世帯（ふたり親世帯）、20 歳未満の子どもとひとり親からなる世帯（ひとり親世帯）、単身世帯（学生を除く）、夫婦ふたり世帯（子どもがいない世帯、もしくは子どもと同居していない世帯）、以上 4 つのタイプに限定する。また、夫もしくは妻が単身赴任をしている世帯についても、世帯所得の正確な把握が難しいため、分析対象から除外する。さらに、夫婦のいずれかが 65 歳以上の世帯は分析対象から除外し、就労世代の貧困に焦点をあてることとした。

なお、分析では、総務省『平成 23 年社会生活基本調査』における世帯類型に合わせて、20 歳未満の子どもと夫婦からなる世帯について、「ふたり親と末子が 6 歳以上の子からなる世帯」、「ふたり親と 6 歳未満の子が 1 名からなる世帯」、「ふたり親と 6 歳未満の子が 2 名以上からなる世帯」の 3 つに分ける。十分なサンプルサイズを確保するため、分析によっては、「ふたり親と 6 歳未満の子が 1 名からなる世帯」と「ふたり親と 6 歳未満の子が 2 名以上からなる世帯」を一括りとする。

その他、分析で用いる変数は、対象者および配偶者の就労状況を示す変数、週当たり労働時間および通勤時間、子どもの年齢、子どもの就学状況であり、これらの変数がすべて揃う世帯に分析対象を絞る。また、本章の分析では、さまざまな条件に基づいて分析対象を分類するため、単年度のデータ、とりわけひとり親世帯でサンプルサイズが小さくなってしまうという問題がある。そこで次善の策として、2011 年から

¹⁴ 子育て期の世帯において、祖父母との同居の有無は生活水準を左右する重要な要素であり、時間貧困を救う重要な要素でもある。JHPS では、三世帯同居をしている世帯も調査対象として網羅しているが、そのような世帯において成人世帯員全員の生活時間を把握することができないため、残念ながら今回の分析対象からは除外した。

2013年のデータをプールして分析を行うこととする。その結果、3年分のデータをプールした分析対象数は2,544世帯である。

JHPSの標本特性についても言及しておこう。直井・山本(2010)では、JHPSの初年度データ(JHPS2009)における代表的な変数について、公表統計との比較を行っている。そのなかで、「設問形式や調査時期に違いはある場合を除き、対象者の性別や就業形態、世帯の資産・収入・支出状況といった属性は、他の公表統計と似通った分布を示した。ただし、高齢者や単身世帯の構成比、居住形態などの一部の属性にかんしては、対象者の回答行動への影響を介して、母集団からの乖離が存在している可能性がある(直井・山本[2010]、p.26)」と述べられており、JHPS2009は代表性の高いデータであることが示されている。本章では、分析対象を就労世代の特定世帯に限定していること、また、第3回から第5回調査のデータを利用しておりサンプル脱落による影響¹⁵を少なからず受けていることから、分析対象全体が必ずしも日本の縮小図になっているわけではないことに留意されたい。

ちなみに、生活保護の扶助基準に基づき、『所得再分配調査』の個票データを用いて貧困率を計測した橘木・浦川(2006)の研究によると、2001年の就労世代の単身世帯の貧困率は19.5%、核家族世帯の貧困率は6.6%であった。一方、本章のJHPSによる推定では、就労世代の単身世帯の貧困率(男女計)が18.8%、核家族世帯(夫婦と子どもからなる世帯および夫婦ふたり世帯)の貧困率が9.3%となっている。調査時期が異なるので直接の比較は困難であるが、単身世帯の貧困率においては『所得再分配調査』を用いた推定と比較的近い値が得られているといえる。

4. 時間貧困に陥っているのはだれか?—データによる検証

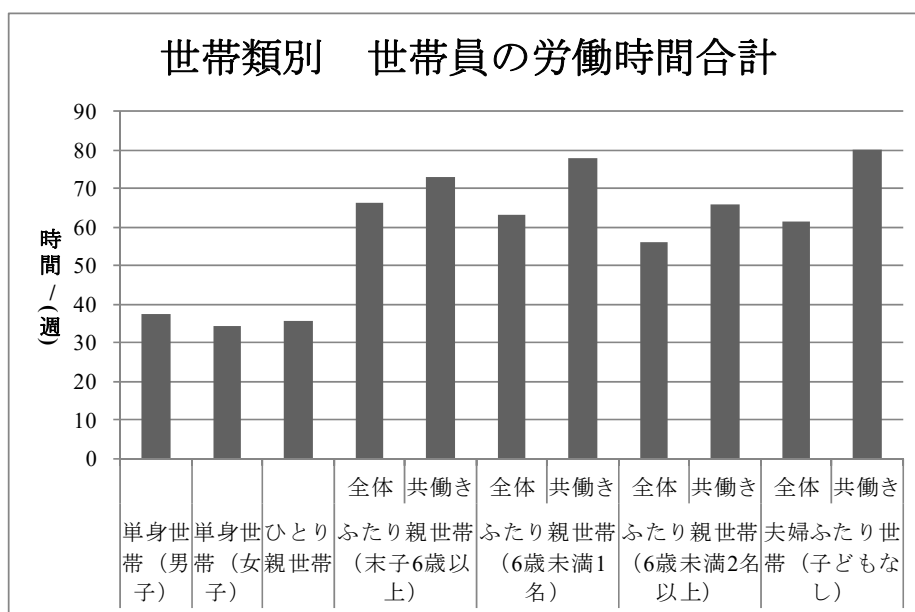
(1) 最低限必要な家事時間を確保できないのは誰か

まずは、時間貧困の重要な決定要因である世帯類型別の夫婦の労働時間の合計(単

¹⁵ 赤林・敷島・野崎(2013)ではJHPSのサンプル脱落の要因分析を行っている。その結果、調査からの脱落と有意に関係のある属性として、この1年間における転居経験、若年層、低学歴、単身、不健康などをあげているが、調査回ごとに結果が異なると述べている。

身世帯およびひとり親世帯の場合には世帯主の労働時間)を図4-2で確認する。当然ながら、単身世帯、ひとり親世帯では労働時間が40時間以下と短い。

図4-2：世帯類型別の夫婦（もしくは世帯主）の労働時間の合計値（平均値）



註) 単身世帯およびひとり親世帯においては世帯主の労働時間を表記している。
出所) JHPS2011-2013 を用いて作成。

有配偶世帯（ふたり親と子どもの世帯、夫婦ふたり世帯）では、共働きのケースのみを比較すると、夫婦ふたり世帯の労働時間がもっとも長く、次いで、ふたり親と未就学児（6歳未満）が1人の世帯で長い。ふたり親世帯と末子が6歳以上の世帯の方が、未就学児が1人の世帯よりも、共働きの場合の夫婦合計の労働時間が短いのは、子どもが大きくなると、妻が非常勤で働き始めるケースが増えるため、そのことが平均値を下げているからだと考えられる。未就学児が2人以上の世帯では労働時間の合計値がもっとも短い。子育ての負担に合わせて労働時間を調整していることがうかがえる。

世帯類型別の時間の貧困の程度について確認していく。表4-2では、各世帯における時間貧困の深さとして、配分可能時間 (T_a) から労働時間と通勤時間の合計値 (T_w) を差し引いた余暇時間をみている。配分可能時間 (T_a) には最低限必要な家事時間は含まれないため、余暇時間が負であると最低限必要な家事時間を確保することができ

ていない、すなわち時間貧困の状態であると判断する。

もっとも余暇時間の短い世帯はひとり親世帯で、ひとり親世帯の全体における平均値は6.3時間/週である。また、有配偶世帯においては当然のことながら共働き世帯で余暇時間が短く、なかでも未就学児（6歳未満）を持つ世帯では余暇時間の平均値が短いことがわかる。世帯類型ごとに余暇時間が負になる世帯、すなわち時間貧困に陥っている世帯の割合をみると、ひとり親世帯で40%ともっとも高く、次いで、夫婦と未就学児の子どもからなる共働き世帯で28%と高いことがわかる。意外にも、単身世帯で時間貧困率が10%を超えている。また、末子が6歳以上のふたり親世帯、および夫婦ふたり世帯では、時間貧困率が1割以下にとどまる。

表 4-2：世帯類型別の時間貧困の程度
(配分可能時間 (T_a) - 労働および通勤時間 (T_w))

	T _a -T _w (時間/週)		世帯数		時間不足割合	
	平均値	標準偏差		うち時間不足 (T _a -T _w が負)		
単身世帯 (男子)	23.0	24.2	221	23	10%	
単身世帯 (女子)	24.7	24.2	141	20	14%	
ひとり親世帯	6.3	19.9	73	29	40%	
ふたり親世帯 (末子6歳以上)	全体	44.9	25.8	893	43	5%
	共働き	38.1	24.6	656	42	6%
ふたり親世帯 (6歳未満1名以上)	全体	28.6	24.3	606	73	12%
	共働き	13.6	25.4	239	67	28%
夫婦ふたり世帯 (子どもなし)	全体	62.3	35.3	610	20	3%
	共働き	42.2	25.8	369	20	5%

出所) JHPS2011-2013 を用いて作成。

(2) 「貧乏暇なし」の真偽を確かめる

ここでは、図 4-1 に示された所得と時間による二次元的な貧困線により世帯類型ごとの貧困率を確認していく。まずは、表 4-3 で世帯類型・夫婦の就業形態ごとに所得貧困率と時間貧困率および同時貧困率（所得貧困でかつ時間貧困である割合）について検討する。

所得貧困率にかんしては、特に子どものいる世帯で、やや高めに計測されている。これは、住宅扶助手当に加えて、児童養育加算や教育扶助加算等も考慮した扶助基準を用いて所得貧困線を算出しているため、貧困線が高くなっていることが一つの理由

である。また、海外の先行研究の分析と同様に、ひとり親世帯では所得貧困率と時間貧困率のそれぞれが高く、そのうえ、同時貧困率も3割弱と非常に高い傾向にあることがわかる。いわゆる「貧乏暇なし」という状況にある世帯が、ひとり親世帯で少なからず存在することがわかる。

表 4-3：時間貧困と所得貧困

		人数	所得貧困	時間貧困	同時貧困
単身世帯（男性）		221	15.4%	10.4%	0.0%
単身世帯（女性）		141	24.1%	14.2%	2.8%
ひとり親世帯		73	75.3%	39.7%	28.8%
ふたり親世帯（末子6歳以上）	夫常勤＋妻常勤	98	3.1%	17.3%	0.0%
	夫常勤＋妻非常勤	387	5.2%	2.6%	0.0%
	その他共働き	171	19.9%	8.8%	0.6%
	片働き	233	10.3%	0.4%	0.0%
	無業	4	-	-	-
ふたり親世帯（6歳未満1名以上）	夫常勤＋妻常勤	60	8.3%	56.7%	5.0%
	夫常勤＋妻非常勤	109	12.8%	16.5%	2.8%
	その他共働き	70	30.0%	21.4%	2.9%
	片働き	366	13.9%	1.6%	0.3%
	無業	1	-	-	-
夫婦ふたり世帯（子どもなし）	夫常勤＋妻常勤	116	1.7%	7.8%	0.9%
	夫常勤＋妻非常勤	120	0.0%	2.5%	0.0%
	その他共働き	133	3.0%	6.0%	0.0%
	片働き	197	4.6%	0.0%	0.0%
	無業	44	-	-	-
合計		2,544	12.5%	8.2%	1.4%

註) サンプルサイズが50以下の分類については、各種貧困率の掲載を割愛している。
出所) JHPS2011-2013 を用いて作成。

単身世帯においても、所得貧困率および時間貧困率が1割から2割の間とやや目立つが、同時貧困率については低く、単身世帯では所得と時間がトレード・オフの関係にある可能性がうかがえる。夫・妻ともに常勤の共働き世帯では、ダブル・インカムのため所得貧困は低いが、時間貧困率が高いことがうかがえる。未就学児（6歳未満）を抱えている世帯では、共働き世帯における同時貧困率も、わずかであるが目につく。夫婦ふたり世帯では、所得貧困率も時間貧困率も低く、生活に余裕があることがうかがえる。

次に、図 4-1 に示すとおり、5つの貧困タイプ（「非貧困」「所得貧困・時間非貧困」「所得貧困・時間貧困」「時間調整後所得貧困」「時間調整後所得非貧困」）について、

世帯類型ごとにその割合を算出する（表 4-4）。「時間調整後所得貧困」と「時間調整後所得非貧困」については上述のとおり、買い物、家事、育児について市場にて家事関連の財・サービスを購入することで、家事労働を代替することを想定し算出した。「所得非貧困・時間貧困」世帯において市場で家事サービスを購入することで可処分時間を稼ぐことができるが、それにより所得貧困に陥ってしまう「時間調整後所得貧困」世帯は、全体で 2.4%いることがわかる。なかでも、単身世帯で 5.2%、未就学児を持つふたり親世帯で 4.1%と割合が高い。すなわち、所得だけで貧困を計測すると、「所得貧困・時間貧困」および「所得貧困・時間非貧困」世帯しか問題視されないが、時間という観点を加えて貧困をみると、「時間調整後所得貧困」世帯についても、所得における貧困層としてカウントする必要があることがみえてくる。

表 4-4 世帯類型別に見たいろいろな貧困率

	所得貧困				
	非貧困	所得貧困・時間非貧困	所得貧困・時間貧困	時間調整後所得貧困	所得非貧困時間貧困
単身世帯	70.4%	17.7%	1.1%	5.2%	5.5%
ひとり親世帯	13.7%	46.6%	28.8%	2.7%	8.2%
ふたり親世帯（末子6歳以上）	86.0%	9.2%	0.1%	1.5%	3.2%
ふたり親世帯（6歳未満1名以上）	74.3%	13.7%	1.5%	4.1%	6.4%
夫婦ふたり世帯（子どもなし）	93.6%	3.1%	0.2%	0.3%	2.8%
合計	80.7%	11.1%	1.4%	2.4%	4.4%

出所) JHPS2011-2013 を用いて作成。

(3) 時間貧困にかんする多変量回帰分析

ここでは、時間貧困、所得貧困、一方貧困（時間もしくは所得のいずれかで貧困）の要因について、ロジット分析を用いて各変数との関連を確認していく。分析対象は、これまでの分析対象 2,544 世帯のうち、多変量解析で用いる変数がすべて揃う 2,462 世帯であり、有配偶世帯（ふたり親と子どもからなる世帯、夫婦ふたりのみ世帯）に絞ると 2,032 世帯となる。記述統計量は付表 4-1 に示すとおりである。

表 4-5 では全世帯を対象に、それぞれ時間貧困、所得貧困、一方貧困を被説明変数においたモデルの推計結果を、表 4-6 では有配偶世帯（「夫婦と子どもからなる世帯」

および「夫婦ふたり世帯」を対象に、時間貧困、所得貧困、一方貧困（所得もしくは時間のいずれかで貧困）を被説明変数においたモデルの推計結果を掲載している。

表 4-5：時間貧困・所得貧困・一方貧困にかんするロジット分析（全サンプル）

	推定式(1)		推定式(2)		推定式(3)	
	時間貧困		所得貧困		一方貧困	
	odds ratio	z値	odds ratio	z値	odds ratio	z値
世帯類型カテゴリー						
単身世帯	3.52 ***	4.15	6.50 ***	6.68	5.40 ***	7.85
ひとり親世帯	23.90 ***	7.90	104.01 ***	11.65	78.29 ***	11.07
夫婦ふたり＋末子6歳以上世帯	1.13	0.39	3.15 ***	4.02	2.13 ***	3.52
夫婦ふたり＋末子6歳未満世帯	3.06 ***	3.74	4.70 ***	5.22	3.90 ***	6.11
夫婦ふたり世帯 (ref)						
所得貧困ダミー	0.58 **	-2.17				
時間貧困ダミー			0.59 **	-2.04		
世帯主学歴カテゴリー						
高卒以下	0.93	-0.43	2.35 ***	5.48	1.66 ***	4.11
短大・高専他卒	0.76	-1.18	2.14 ***	3.88	1.25	1.32
大学・大学院卒 (ref)						
世帯主年齢カテゴリー						
世帯主20代	5.39 ***	3.13	1.07	0.18	1.80 *	1.93
世帯主30代	4.71 ***	3.13	1.49	1.39	2.25 ***	3.21
世帯主40代	4.71 ***	3.13	0.70	-1.20	1.33	1.11
世帯主50代	4.27 ***	2.86	1.01	0.02	1.56 *	1.70
世帯主60代 (ref)						
生活保護の級地カテゴリー						
1級地-1 (ref)						
1級地-2	0.68 *	-1.69	0.99	-0.05	0.94	-0.43
2級地-1	0.54 ***	-2.71	0.54 ***	-3.20	0.59 ***	-3.32
2級地-2	0.96	-0.12	0.32 ***	-3.50	0.57 **	-2.37
3級地-1	0.80	-0.97	0.56 ***	-2.76	0.68 **	-2.21
3級地-2	0.77	-0.77	0.31 ***	-3.36	0.43 ***	-3.13
調査年次カテゴリー						
2011年調査	1.12	0.58	1.20	1.10	1.12	0.82
2012年調査	1.06	0.31	1.08	0.47	1.01	0.08
2013年調査 (ref)						
N	2462		2462		2462	
Log likelihood	-629.41		-778.05		-1045.74	
Pseudo R2	0.102		0.170		0.14	

註) ***, **, *はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。
出所) JHPS2011-2013 を用いて作成。

時間貧困（時間貧困ならば1、それ以外は0）を被説明変数にしたモデルでは、共通する変数として、所得貧困と時間貧困との関係を測る所得貧困ダミー（所得貧困ならば1、それ以外は0）、世帯主の生産性を表す変数として世帯主の学歴カテゴリー（大学・大学院卒をレファレンスに、高卒以下ダミー、短大・高専卒ダミー）、世帯主の年

年齢カテゴリー（20歳から10歳刻みで、60代をレファレンス）、居住地の環境の要因をコントロールするものとして生活保護の級地カテゴリー（1級地-1から3級地-2までの6つのカテゴリーで1級地の1をレファレンス）、調査年次カテゴリーを投入し、それに加えて、全世帯を対象とした分析では世帯類型のカテゴリー（単身世帯、ひとり親世帯、夫婦2人と末子6歳以上世帯、夫婦2人と末子6歳未満世帯、夫婦ふたり世帯、夫婦ふたり世帯がレファレンス）、有配偶世帯のみを対象とした分析では、夫婦の働き方の類型カテゴリー（常勤同士世帯、夫常勤+妻非常勤世帯、夫自営+妻自営世帯、夫常勤+妻自営世帯、その他共働き世帯、片働き世帯、無業世帯。片働き世帯がレファレンス）および子どもの数カテゴリー（0人、1人、2人以上。0人がレファレンス）を投入した。

所得貧困（所得貧困ならば1、それ以外は0）を被説明変数にしたモデルでも、所得貧困ダミーの代わりに時間貧困ダミーを投入する点を除き、時間貧困を対象とした分析と同じ説明変数を用いる。一方貧困（所得貧困もしくは時間貧困ならば1、それ以外は0）では所得貧困ダミーおよび時間貧困ダミーを除き、同じ説明変数を用いる。

表4-5より世帯類型について時間貧困との関連をみると、夫婦ふたり世帯と比較して、単身世帯、ひとり親世帯、夫婦ふたりと6歳未満の子からなる世帯において有意に時間貧困に陥る確率が高く、特にひとり親世帯における時間貧困の確率が高いことが示される。また、世帯類型と所得貧困との関係においても、ひとり親世帯のオッズ比は突出して高く、レファレンスの夫婦ふたり世帯で所得貧困の確率がもっとも低いことがわかる。

また、表4-6における夫婦の就業形態の影響をみると、片働き世帯と比較して共働き世帯で有意に時間貧困のオッズ比が高く、特に常勤同士や自営業同士の場合、時間貧困に陥る確率が高い。所得貧困との関係については、無業世帯で所得貧困の確率がもっとも高く、夫婦とも常勤同士の世帯で所得貧困の確率がもっとも低い。

子どもの数の影響についてみると、子どもがいない場合に比べ、子どもがいる場合、有意に時間貧困の確率が高まるが、子どもの人数に応じて確率が高まるといった傾向はみられない。一方で、所得貧困との関係においては、子どもの数が増えるほど所得貧困の確率が有意に高くなっていることがわかる。

表 4-6：時間貧困・所得貧困・一方貧困にかんするロジット分析
(有配偶世帯のみ)

	時間貧困		所得貧困		一方貧困	
	odds ratio	z値	odds ratio	z値	odds ratio	z値
夫婦の働き方類型カテゴリー						
常勤同士世帯	41.81 ***	8.85	0.42 **	-2.26	3.52 ***	6.23
夫常勤+妻非常勤世帯	0.21 ***	-4.75	0.21 ***	-5.35	0.18 ***	-7.09
夫自営+妻自営世帯	32.47 ***	6.76	2.94 ***	3.40	5.79 ***	6.15
夫常勤+妻自営世帯	5.68 ***	2.87	0.68	-0.95	1.10	0.30
その他共働き世帯	31.54 ***	7.27	2.44 ***	3.35	5.01 ***	6.95
片働き世帯 (ref)						
無業世帯	(omitted)		7.51 ***	3.77	8.71 ***	4.20
子どもの人数						
0人 (ref)						
1人	3.22 ***	3.45	2.34 **	2.18	2.66 ***	3.74
2人以上	2.90 ***	3.43	6.62 ***	5.29	4.78 ***	6.51
所得貧困ダミー	0.49 *	-1.86				
時間貧困ダミー			0.65	-1.16		
世帯主学歴カテゴリー						
高卒以下	0.72	-1.48	1.81 ***	3.16	1.33 *	1.92
短大・高専他卒	0.52 **	-2.04	1.54 *	1.80	1.03	0.15
大学・大学院卒 (ref)						
世帯主年齢カテゴリー						
世帯主20代	6.05	1.49	3.04 *	1.90	4.09 ***	2.79
世帯主30代	14.88 ***	2.57	2.19	1.53	4.23 ***	3.37
世帯主40代	6.20 *	1.73	0.90	-0.22	1.69	1.22
世帯主50代	4.89	1.50	1.58	0.92	2.24 *	1.88
世帯主60代 (ref)						
生活保護の級地カテゴリー						
1級地-1 (ref)						
1級地-2	0.96	-0.13	1.00	0.01	1.02	0.12
2級地-1	0.62	-1.53	0.68 *	-1.65	0.65 **	-2.22
2級地-2	1.68	1.36	0.41 **	-2.21	0.80	-0.80
3級地-1	0.97	-0.10	0.87	-0.55	0.86	-0.75
3級地-2	0.47 *	-1.66	0.47 *	-1.83	0.42 ***	-2.58
調査年次カテゴリー						
2011年調査	1.30	1.06	1.37	1.56	1.29	1.55
2012年調査	1.25	0.89	1.18	0.76	1.17	0.91
2013年調査 (ref)						
N	1983		2032		2032	
Log likelihood	-376.23		-540.06		-751.02	
Pseudo R2	0.225		0.147		0.140	

註) ***, **, *はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であるのかを示す。
出所) JHPS2011-2013 を用いて作成。

時間貧困と所得貧困の関係について、時間貧困を被説明変数とした分析における所得貧困ダミーの係数は、全世帯を対象としたもので有意に負の値(オッズ比が1未満)を示しているが、有配偶世帯のみを対象としたものでは負の値を示しているものの有意水準が低い。この点、所得貧困を被説明変数とした分析における時間貧困ダミーの影響をみると、同じく全世帯を対象とした分析では所得貧困と時間貧困に有意な負の

関係を示しているが、有配偶世帯のみを対象とした分析では有意な値を示していない。

単身世帯において同時貧困が少なかったように、全体でみると、時間貧困と所得貧困は同時に発生しにくいことがわかる。ただし、ひとり親世帯においては、時間貧困と所得貧困が同時に発生しやすいことは先に確認したとおりだが、全体に占めるサンプルサイズが小さいため、影響が限定的であったと解釈できる。一方、有配偶世帯に分析対象を限定すると、夫婦ともに常勤で就業し、所得があるが時間がないという世帯割合は小さく、時間的にも金銭的にも困窮していない割合が高いことが、時間貧困と所得貧困の間に無相関を生じさせていると考えられる。

世帯主の学歴の影響をみると、所得貧困に対してはいずれの推計式においても高学歴ほど所得貧困になりにくいということが確認できるが、時間貧困に対しては有配偶世帯に限定した分析のみで、短大・高専卒は大学・大学院卒に比較して、有意に時間貧困に陥る確率が低いが、それ以外では有意な関係はみられない。学歴が高いものほど賃金率が高く、このことが、高学歴者の余暇時間を増すのではなく、むしろ労働時間を延ばす方向に寄与し、結果として、大学・大学院卒で時間貧困率に陥る確率が高いことを表していると考えられる。

世帯主の年齢についてみると、60代に比べて、30代、40代で時間貧困に陥る確率が高いことがわかる。所得貧困に対する世帯主年齢の影響については、全世帯を対象とした分析では有意な影響はなく、有配偶世帯においても、世帯主が20代の世帯を除いては、その影響はみられない。

5. 多忙がもたらす健康被害

(1) 時間貧困の弊害

労働時間が長く、最低限必要な家事時間を確保できないほど忙しいことが、日常生活にどのような害をもたらすのか。ここでは健康という切り口からみていく。忙し過ぎることで、十分な睡眠時間を確保できないかもしれないし、適度な運動をする時間も取れないかもしれない。さらには、栄養バランスの良い食事を支度することができないかもしれないし、忙しすぎて食事すら十分にできないかもしれない。時間貧困

と健康行動にかんする先行研究は少ない。Kalenkoski and Karmrick (2013) では、アメリカのデータを用いて、時間貧困と食生活、運動との関係进行分析しており、時間と健康行動との関連についてさらなる分析の必要性を指摘している。

分析に利用している JHPS では健康状態にかんする指標や、睡眠、運動習慣などの情報も把握することができる。そこで、最低限必要な家事時間を確保できていない世帯において、世帯主の健康状態や健康習慣が悪い状況にあるかどうかを確認する。

健康状態の指標としては、主観的健康度と、Yamazaki et al. (2005) によるメンタルヘルスの状態を測ったメンタルヘルス尺度 (Mental Health Inventory-5 : MHI-5) に着目する。主観的健康度とは、「ふだんのあなたの健康状態はどうか」という質問に、「よい、まあよい、ふつう、あまりよくない、よくない」の5段階で回答する質問であり、健康状態を効率よく測る尺度として広く使われている。

メンタルヘルス尺度¹⁶は、少ない項目でメンタルヘルスの状態を測る質問項目として、海外で提唱されたものを、Yamazaki et al (2005) により日本語版が作成されたものである。5つの質問項目（「かなり神経質であった」など¹⁷）のそれぞれについて、その程度を聞いている。主観的健康度もメンタルヘルス尺度も、数値が大きいほど健康状態が悪いことを示す¹⁸。健康習慣としては、平日の睡眠時間と、定期的な運動習慣の有無に着目することとした。

分析対象は、前節の時間貧困のロジット分析のうち、分析で用いる変数が揃う 2,294 世帯である。なお、定期的な運動習慣については、2013 年度の調査のみで尋ねているため、665 世帯と分析対象が少ない。

多変量回帰分析により、健康状態や健康習慣の決定要因をそれぞれ分析した結果が表 4-7 である。説明変数には、基本属性に加えて、忙しさの効果をみるために、最低限必要な家事時間を確保できない時間貧困世帯を表すダミー変数と、所得の効果をみ

¹⁶ 第5章ではメンタルヘルスの尺度として GHQ-12 (General Health Questionnaire) を用いているが、GHQ-12 が JHPS の質問項目に含まれたのは 2014 年以降であるため、JHPS2011 から 2013 を用いた今回の分析では、GHQ-12 を利用することができなかった。

¹⁷ 「かなり神経質である」「どうにもならないくらい気分が落ち込む」「落ち着いておだやかな気分である」「おちこんで、ゆううつな気分である」「楽しい気分である」の5項目について、あてはまる度合いを尋ねている。

¹⁸ 主観的健康度は 1 から 5、メンタルヘルス尺度は 0 から 15 の範囲である。

のために、所得貧困世帯を表すダミー変数を投入した。変数の形態に合わせて用いる分析手法を変え、主観的健康感には順序ロジット、メンタルヘルス尺度と睡眠時間には最小二乗法、定期的な運動習慣の有無についてはプロビット分析を用いた。

表4-7：多忙が健康へ与える影響

	主観的健康度 (順序ロジット)			メンタルヘルス尺度 (最小二乗法)			睡眠時間 (最小二乗法)			定期的な運動習慣 (プロビット分析)		
	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t	Coef.	Std. Err.	P>t
時間貧困ダミー	-0.07	0.15		0.39	0.20	*	-0.40	0.08	***	-0.34	0.21	*
所得貧困ダミー	0.52	0.13	***	0.71	0.17	***	0.19	0.07	***	-0.34	0.18	*
世帯類型カテゴリー												
単身世帯	0.15	0.14		0.25	0.19		-0.28	0.08	***	0.23	0.18	
ひとり親世帯	-0.79	0.28	***	-0.66	0.38	*	0.19	0.15		0.06	0.37	
夫婦ふたり＋未子6歳以上世帯	0.17	0.12		0.07	0.16		-0.08	0.07		0.09	0.15	
夫婦ふたり＋未子6歳未満世帯	0.02	0.14		-0.37	0.19	*	0.01	0.08		-0.14	0.19	
夫婦ふたり世帯 (ref)												
世帯主学歴カテゴリー												
高卒以下	0.32	0.08	***	0.45	0.12	***	0.10	0.05	**	-0.41	0.11	***
短大・高専他卒	0.15	0.11		0.07	0.16		0.11	0.06	*	-0.31	0.15	**
大学・大学院卒 (ref)												
世帯主年齢カテゴリー												
世帯主20代	-1.18	0.21	***	-0.38	0.29		-0.44	0.12	***	-0.66	0.33	**
世帯主30代	-0.55	0.16	***	0.20	0.22		-0.66	0.09	***	-0.34	0.21	
世帯主40代	-0.39	0.15	***	0.35	0.21	*	-0.55	0.08	***	-0.29	0.20	
世帯主50代	0.03	0.15		0.35	0.21	*	-0.35	0.08	***	-0.15	0.20	
世帯主60代 (ref)												
観測数	2,294			2,294			2,294			665		
調整済みR2				0.024			0.070					
Prob>F				0.000			0.000					
疑似R2	0.018									0.0484		

註1) ***, **, *はそれぞれ推定された係数が1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

註2) この他、「地域(級地)ダミー(6種類)」、「時点ダミー(3種類)」、順序ロジットモデルのカットオフ値が含まれる。
出所) JHPS©2011-2013を用いて作成。

多忙で最低限必要な家事時間を確保できない状態を示す「時間貧困」の変数の効果に着目すると、主観的健康感以外の推計式で、忙しさが統計的に有意にメンタルヘルスの状態を悪くしたり、睡眠時間を短くしたり、定期的な運動習慣をなくす効果があることが確認できた。また、低所得を示す「所得貧困」の変数の効果に着目すると、これについては、すべての変数で有意な結果を示しており、所得貧困世帯の世帯主は健康状態が悪く、睡眠時間は長いものの、運動習慣はない傾向が強い。

長時間労働による多忙な生活が、睡眠時間を減らし、健康維持のために運動する機会を確保することを難しくし、その結果、少なくとも精神的な面で健康を害している様子が浮かび上がった。主観的健康感については、多忙な生活と統計的有意な関係が確認できなかった。

時間貧困に陥っているのは、幼い子どもを抱えた共働き世帯やひとり親世帯であるため、このような比較的若い対象者においては、慢性病といった身体的健康を損じる可能性が低いため、主観的健康感と時間貧困の間には有意な関係がみられなかったと解釈できる。

(2) 多忙がもたらす家庭へのダメージ

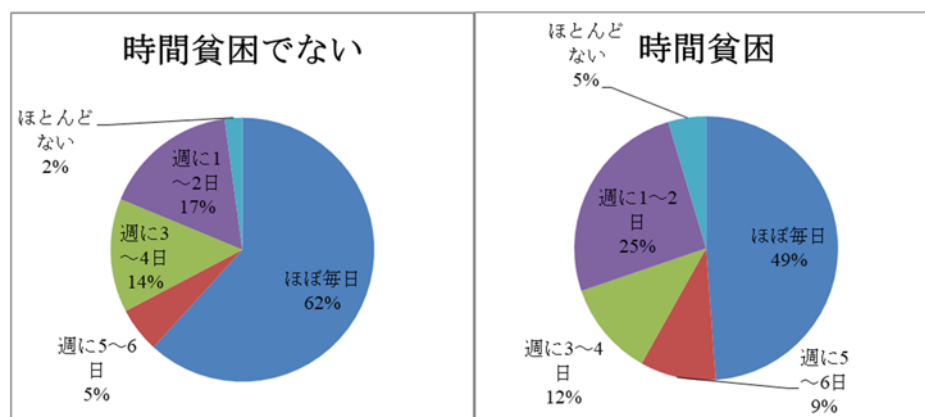
多忙が健康状態に与える影響に加えて、多忙が家庭生活にもたらす影響についても検討しておく。JHPSでは、子どものいる世帯に対して、「子どもと夕食を共にする頻度」を尋ねており、これを利用して、労働時間が長すぎる世帯における子どもとのかかわりについてみる。

図 4-3 では、子どものいる世帯に限定して、1 週間に子どもと一緒に夕飯をとる頻度について、必要最低限の家事時間を確保できない時間貧困世帯と、そうでない世帯とでどの程度の違いがあるかを示している¹⁹。その結果、時間貧困ではない世帯では、7 割弱の世帯が毎日もしくは週 5~6 日は子どもと一緒に夕飯をとっていると回答し

¹⁹ 分析対象世帯となるサンプルサイズが小さいため、調査対象者である親の性別や子どもの年齢はコントロールしていない。念のため、親の性別をコントロールして同様の分析をしたところ、全体として父親のほうが母親よりも子どもと一緒に夕飯を食べる頻度は低いものの、時間貧困世帯と一緒に夕飯をとる頻度が低いという傾向は、親の性別をコントロールしても確認できた。

ている一方で、時間貧困世帯では、ほぼ毎日一緒に夕飯をとっている割合が5割に満たず、週に1~2日と回答している世帯が3割程度いる。一例ではあるが、長時間労働や家事負担により子どもとの時間が削られていることがわかる。

図 4-3：時間貧困と家族のつながり——子どもと夕食を共にする頻度



出所) JHPS2011-2013 を用いて作成。

6. 時間による貧困分析から浮かび上がった課題

長時間労働による時間的に余裕のない生活が、健康に害をもたらすのか。この章では、貧困を所得と時間で定義した上で、必要最低限の家事時間をも確保できない「時間貧困」世帯において、睡眠時間や定期的な運動といった健康維持のための行動や、実際の健康状態に悪影響が生じているかについて分析した。

Vickery (1977) で提唱された、所得と時間の二次元的貧困のフレームワークを踏襲し、JHPS を用い、就業世帯を対象に、日本における生活時間を考慮した貧困率を計測した。分析の結果、時間貧困の発生要因として、就業と子育ての2つが主要な要因であることがわかった。

時間貧困にもっとも陥りやすい世帯はひとり親世帯であった。ひとり親世帯では、1人の親が子育てと就業を一手に担うため、金銭的・物的補助がない限り、必然的に時間的に余裕のない生活が避けられないからである。さらに、ひとり親世帯では、所得が貧困線以下の世帯も多く、時間不足と所得不足の両方に直面している「同時貧困」

世帯も多く存在することがわかった。

日本におけるひとり親世帯の就業率は先進国のなかでもっとも高いグループにある(OECD Family Database)。また、田宮・四方(2007)が示すように、日本のシングルマザーはアメリカのそれと比較して仕事時間が長く、育児時間が短い。ひとり親世帯の所得貧困を解消するために、今以上に就労を促進することには限界があり、経済的支援や、能力開発による稼得能力の向上の後押しが必要である。

もっとも本章では、データの制約上、祖父母やその他の家族と同居するひとり親世帯を分析対象に含めることはできなかった。祖父母との同居により生活苦を緩和しているひとり親世帯も少なからずいるため、本章の分析ではひとり親世帯における時間的な余裕のなさを深刻に捉えてしまっている可能性も否定できない。今後、さらなる分析を要する。

ひとり親世帯に次いで、時間不足の問題に直面しているのは、未就学児を抱える共働きのふたり親世帯であった。特に、夫婦ともに常勤で就業している場合は、ある程度の収入を確保できる一方で、生活時間に余裕のない暮らしをおくっている割合が高いことがわかった。

また、子育ての負担のない単身世帯においても、長時間労働により生活時間に余裕のない世帯が無視できない割合で存在していることもわかった。労働時間の長時間化や、不安定雇用の拡大により、いくつもの職を掛け持つといった状況も珍しくなくなっており、そのことが単身世帯の時間不足を助長しているのかもしれない。逆に、子育ての負担がないことが、長時間労働を容易に可能にさせていることも要因の1つとして考えられるだろう。

生活時間に余裕のない状態を救う手段として、外食や、スーパーでの惣菜の購入、家事代行・家事支援サービスの購入などがあるが、このように「お金で時間を買う」ことで、どの程度の人が必要最低限の所得に満たない状態になるのかについても検討した。従来の研究のように、所得のみで貧困を測った場合、本章の分析対象における貧困率は12.5%であったが、時間という新たな軸を加えて貧困を測定すると、14.9%に上昇することもわかった。

さらに、こういった時間的に余裕のない生活が、健康にどのような影響を与えてい

るのかについても確認した。その結果、時間不足に直面している世帯は、そうでない世帯に比べて、睡眠時間が短く、定期的な運動習慣もない傾向が強く、精神的な健康状態が悪いことも確認した。さらに、子どものいる世帯に限定して、時間に余裕のないことが、子どもとのかかわりにどのような影響を与えているのかみたところ、時間貧困に陥っている世帯で、そうでない世帯と比べて、子どもと夕食をとる頻度が少ないことも明らかになった。

現代人は時間に追われている。“時短”という言葉のブームが示すように、1日24時間という限られた時間の中で、多くのことをこなし、生活の質を上げようと、効率的な時間配分に努めている人は多い。家事や仕事に追われる人々にとって、十分な余暇時間を確保することは、努力なしには実現できない状況になってきているのかもしれない。時短レシピ本や、ロボット掃除機、自動食器洗い機、洗濯乾燥機など、家事を手助けする便利な商品が誕生してきているが、それで短縮できた時間を労働時間に費やしている人も少なからずいるだろう。労働時間改革は必須の課題だ。

現在、国を挙げて取り組んでいる「働き方改革」では、長時間労働の是正を重要な課題の1つとしている。これまで日本では、残業はよいこと、忙しいことはよいこと、余暇は怠惰というような風潮があり、これが長時間労働を助長してきた。確かに、労働は生活に必要な所得を得るための手段のみならず、人生に意味を与える重要な活動である。しかし、余暇もまた、明日の労働のための休息といった役割にとどまらず、家族と社会との関係構築のための重要な活動である。余暇の拡大は人々の心身両面における健康を取り戻すのに役立つだけでなく、消費を喚起し、日本の景気回復にもつながることを考えると、積極的に余暇の取得を後押ししていく必要もあるだろう。

仕事と育児の両立を図る世帯において、健康維持のための定期的な運動は二の次だというケースは多い。日中は仕事に追われ、休む暇なく子どもの送迎、夕飯づくり、子どもの勉強などを終わらせると、運動する余力も時間も残らない。そればかりか、昼間終わらせることができなかった仕事の続きをするために、睡眠時間を削ることもあるだろう。

朝夕の炊事作業もかなりの時間を要するため、食事の面においても妥協している可能性はある。育ち盛りの子どものために、栄養バランスの良い食事は必須であるが、

親の時間がないことにより、塩分の多い外食や、偏った食生活になってしまっている可能性もある。現在、日本の認可保育園では就労と通勤時間以外での保育をほぼ認めていない状況にあるが、女性の就業率の上昇や家族の形の変容に合わせた育児支援策の一環として、保育の対象範囲を広げるなど、制度の目的と中身を見直ししていくことも必要だろう。

今回の分析では触れることができなかったが、超高齢化社会に向けて、高齢者介護と時間の問題も重要な課題である。介護は育児と同様に、24時間休むことのできない労働集約的な活動であるが、育児とは異なり、ある意味、先の見通しが立たない活動でもある。介護サービスのさらなる拡充により、在宅介護者の時間的負担を解消することは、今後実現していかなければならない課題である。

最後に何点か本研究の限界についても触れておく。生活の時間的余裕に着目した人々の生活水準の計測は、分析方法など改良が必要な点はある。たとえば本章の分析では、家事に最低限必要な時間を世帯類型ごとに設定し、それを確保できていない世帯を時間貧困と判断したが、生活費を稼ぐために仕方なく長時間労働している時間貧困世帯と、高収入の人が好んで長時間労働している場合とでは状況が大きく異なる。これらの世帯においては、外食や家事代行サービスが購入可能かどうかの程度も異なるはずなので、今後、これにかんする識別も必要となる。

また、本章の分析フレームワークにおいては、睡眠時間など基礎的活動時間は神聖不可侵なものとして扱っているが、実際には睡眠時間や食事時間を犠牲にして、長時間仕事をしている人たちも多くいる。今後、こういった状況も踏まえてフレームワークの改良も必要であろう。

夫婦間における時間的余裕の差についても意識していく必要があるだろう。たとえば、長時間労働の夫と専業主婦の世帯では、夫婦単位でみたら時間の貧困には陥ってなくても、個人単位でみると、夫や妻の家庭内での生活時間が不足している可能性がある。また、男性の家事・育児参加が叫ばれるなかにおいても、共働き世帯ですら、家事・育児の負担がいまだ女性に偏っている可能性もありうる。夫婦、あるいは家族間の時間配分、相互関係、そしてそれが個々人の健康や出産、育児、介護に与える影響についてもさらなる検討が必要である。

付表 4-1：時間貧困・所得貧困・一方貧困にかんするロジスティック分析の記述統計量

	全世帯			有配偶世帯		
	N	mean	S.D.	N	mean	S.D.
時間貧困ダミー	2,462	0.08	0.28	2,032	0.06	0.25
所得貧困ダミー	2,462	0.13	0.33	2,032	0.09	0.29
一方貧困ダミー	2,462	0.20	0.40	2,032	0.15	0.36
世帯類型カテゴリー						
単身世帯	2,462	0.15	0.35			
ひとり親世帯	2,462	0.03	0.17			
夫婦ふたり＋末子6歳以上世帯	2,462	0.36	0.48			
夫婦ふたり＋末子6歳未満世帯	2,462	0.24	0.42			
夫婦ふたり世帯 (ref)	2,462	0.23	0.42			
夫婦の働き方類型カテゴリー						
常勤同士世帯				2,032	0.12	0.33
夫常勤＋妻非常勤世帯				2,032	0.30	0.46
夫自営＋妻自営世帯				2,032	0.04	0.20
夫常勤＋妻自営世帯				2,032	0.05	0.22
その他共働き世帯				2,032	0.38	0.49
片働き世帯 (ref)				2,032	0.37	0.48
無業世帯				2,032	0.02	0.15
子どもの人数						
0人				2,032	0.28	0.45
1人				2,032	0.20	0.40
2人以上				2,032	0.52	0.50
世帯主学歴ダミー						
高卒以下	2,462	0.41	0.49	2,032	0.40	0.49
短大・高専他卒ダミー	2,462	0.16	0.36	2,032	0.15	0.36
大学・大学院卒ダミー (ref)	2,462	0.43	0.50	2,032	0.45	0.50
世帯主年齢ダミー						
世帯主20代	2,462	0.05	0.23	2,032	0.04	0.19
世帯主30代	2,462	0.29	0.45	2,032	0.30	0.46
世帯主40代	2,462	0.35	0.48	2,032	0.38	0.48
世帯主50代	2,462	0.18	0.39	2,032	0.18	0.39
世帯主60代 (ref)	2,462	0.12	0.33	2,032	0.11	0.31
生活保護の級地ダミー						
1級地-1	2,462	0.29	0.46	2,032	0.28	0.45
1級地-2	2,462	0.18	0.38	2,032	0.18	0.39
2級地-1	2,462	0.23	0.42	2,032	0.23	0.42
2級地-2	2,462	0.07	0.26	2,032	0.07	0.26
3級地-1	2,462	0.17	0.38	2,032	0.18	0.39
3級地-2	2,462	0.06	0.24	2,032	0.06	0.24
調査年次ダミー						
2011年調査ダミー	2,462	0.38	0.48	2,032	0.38	0.49
2012年調査ダミー	2,462	0.33	0.47	2,032	0.33	0.47
2013年調査ダミー (ref)	2,462	0.29	0.46	2,032	0.29	0.46

出所) JHPS2011-2013 を用いて筆者らが作成。

第5章

所得格差は医療サービスの消費に影響を与えているか

1. 公的医療保障下における「受診抑制」

健康状態と経済的地位との関係に着目した多くの先行研究は、さまざまなデータで、所得や学歴といった経済的地位が低いほど健康状態が悪いということを確認している。そして、この所得による健康状態の差を「健康格差」と呼んでいる。健康格差についての理由はさまざま、両方向の因果関係が考えられるが、公衆衛生学の多くの研究では、所得や学歴といった経済的地位により、食生活や健康習慣に差があること、さらに医療サービスへのアクセシビリティ（accessibility：近づき易さ）にも格差があることをその理由と考えている。

医療サービスへのアクセシビリティについては、現在、先進国の大半で強制加入の公的医療保障制度が整備され、国により程度の差はあるものの、医療サービスへのアクセスはある程度保障されている。所得の多寡ではなく、必要に応じて医療サービスを利用できるよう公的な介入をすることで、医療サービスの利用における不公平を緩和している。

わが国もその例外ではなく、1961年に国民皆保険体制が整えられて以来、社会保険と租税を主な財源として、比較的安価な料金で医療サービスを提供してきた。患者はかかった医療費の一部を負担すればよく、これにより経済的理由で必要な医療サービスを利用できないという状況を減らしている。

さらに、入院医療や高価な薬剤を使用した場合には、3割の患者負担も高額になるため、1973年に高額療養費制度が設立され、月々の医療費の自己負担に上限が設けられるようになった。高額療養費制度では低所得者ほど自己負担の上限額が低く設定されており、大病を患った際に生じる入院費や薬剤費の自己負担が大幅に緩和されるようになっている¹。このように、公的医療保障制度は、所得階層間で医療サービス利用に不公平が生じることを防ぐよう設計されてきた。

¹ 生活保護受給世帯については、医療扶助によって原則無料で医療サービスを楽しむことができる。

しかしながら、近年、経済的理由から必要な医療を享受できないといった事例がいくつ報告されている。国立社会保障・人口問題研究所が2007年に行った『社会保障実態調査』によると、過去1年間に医療機関に受診しなかった人の17.5%は、「健康ではなかったが行くことができなかった」と答えており、その理由としてもっとも多かったのは、「『自己負担の割合が高い』など経済的な理由で」であった²。また、日本医療政策機構が行った『日本の医療に関する2008年世論調査』では、「過去12カ月以内に、費用がかかるという理由で」受診を抑制した割合は、低所得者ほど高く、低所得・低資産者の4割が過去1年間で受診抑制をした経験があると答えている³。さらに、阿部(2013)では、わが国における受診抑制についての先行研究を紹介するとともに、自身でも個票データを用い、受診抑制の確認とその要因について分析を行っている⁴。昨今の雇用情勢の悪化やそれによる低所得者の増大を考慮すると、原則3割の医療費の自己負担は、所得の低い世帯にとって必ずしも許容できる金額ではないのかもしれない。

このような状況を踏まえ、本章では慶應義塾大学『日本家計パネル調査 (JHPS サンプル)』を用いて、日本における所得階層間での医療サービスの利用の水平的公平性について分析する。先に述べたとおり、経済的地位と健康状態との間には負の相関があるため、単純に所得階層間の医療サービスの利用量を比べるだけでは、所得の多寡にかかわらず、必要に応じて医療サービスを利用しているか確認することはできない。

² 健康ではなかったが医療機関に行くことができなかった理由として、多いものから順に、「『自己負担の割合が高い』など経済的理由で」が38.4%、「『仕事あるは家庭が忙しい』など時間が理由で」が27.0%、「健康保険に加入していないため」が14.2%、「『医療機関までの距離が遠い』など通院が困難なことが理由で」が9.5%、「『医療機関まで行くのが難しい』など身体的な理由で」が2.8%であった。なお、この質問は複数回答が可能である。

³ 所得と資産保有額によって、年間世帯収入800万円以上かつ純金融資産2,000万円以上のものを高所得・高資産層、年間世帯収入300万円未満かつ純金融資産300万円未満のものを低所得・低資産層、それ以外のものを中間層としている。過去12ヶ月以内に、費用がかかるという理由で、受診を抑制した経験がある割合は、低所得・低資産層で39%、中間層で29%、高所得・高資産層で18%と発表されている。(出所：https://www.hgpi.org/handout/2009-12-14_34_275989.pdf (2017年9月現在))

⁴ 分析の結果、受診抑制の理由として、もっとも多いのは時間的制約によるもの、次に経済的制約によるものであるが、時間的制約を理由にあげたものの半数以上が経済的制約を理由にあげていることを新たな知見として示している。

そこで、この分析では、van Doorslaer *et al.*(1992)、(2004)に倣い、医療サービスへのニーズが同程度である場合、同程度の医療サービスを利用することを「水平的公平性」と捉え、医療ニーズをコントロールしたうえで、所得階層間で医療サービス利用に不公平が生じていないかデータに基づき検討する。

分析に入る前に、まず、健康と経済的地位との関係に着目した研究を展望する。所得といった経済的地位が、どのような理由で健康と相関関係を有するのか、それにかんする理論をみていく。健康に対する意識や行動が経済的地位によってどのように異なるのか、筆者が過去に行った研究などを参考に説明していく。そのうえで、今回の分析テーマである、医療サービスの利用における水平的公平性を扱った先行研究を紹介し、実証分析の結果をみていく。

人口の高齢化に伴い、国民の医療に対するニーズは今後さらに高まる。医療技術は日々進歩し、新しい治療方法や高額な新薬の登場により、医療費の負担は益々増えている。その一方で、国民の所得の伸びの停滞や、家族の機能の低下により、医療サービスを必要とする一部の人々において医療費の負担は許容範囲を超えている可能性がある。健康格差の存在を考慮すると、所得階層間における医療サービス利用の水平的公平性の欠如は、健康格差のさらなる拡大を生じかねず、日本における医療サービス利用の水平的公平性の確認は重要な課題である。

2. 経済的地位と健康格差⁵

(1) 低所得や所得格差が健康に悪影響を与える説

経済的地位と健康状態との関係に着目した研究は、イギリスやアメリカで1970年頃より、経済学や公衆衛生学などの分野で関心を集めている。早期の研究として、1967年にロンドン大学でイギリスの公務員を対象に行われた健康調査 *Whitehall Study I* があげられる。経済的に安定している公務員においても、組織での地位が低いほど健康状態が悪く、喫煙など不健康な健康習慣を持つ割合が高いことを明らかにした。こ

⁵ この節は石井(2005)および石井(2006)をもとに、加筆している。

の衝撃的な調査結果はイギリス国内外の研究者の関心を集め、その後、健康格差にかんする研究が盛んに行われるようになった。1980年には、イギリス保健社会保障省による *Black Report* が刊行され、職業的地位が低い人ほど寿命が短い傾向にあることが報告された。

1990年代に入り先進諸国で人口の高齢化が顕著になってくると、高齢者の健康状態を分析対象にした研究も現れ始めた。Guralnik *et al.*(1989)はカリフォルニアのデータを用い、学歴が高い人ほど良好な健康状態を保ったまま加齢する確率が高いことを明らかにした。日本においても近藤(2002)が一自治体のデータを用い、クロス・セクション分析により要介護状態の有無と所得との間に相関関係が存在することを確認している。

1990年代後半に入ると、所得の高低ではなく、所得格差自体が健康状態に影響を与えることを主張する研究も現れた。このテーマにおける先駆的研究は、Wilkinson(1996)や Kawachi and Kennedy(2002)などである。「所得格差仮説」と呼ばれるもので、所得格差自体が高所得者も含めた社会全体の健康状態を悪化させると主張している。

飢餓や劣悪な衛生環境といった絶対的貧困が大幅に減少した先進国において、社会の中で経済的地位が低いことが、どのように健康に悪影響を与えるのだろうか。公衆衛生学におけるいくつかの研究は、所得や学歴の高低によって、健康習慣や食生活に格差があること、医療やケア・サービスへのアクセシビリティにも格差があることがその理由だとしている。

(2) 所得と健康の経済モデル

経済学の分野では、マイケル・グロスマンが人的資本理論に基づき、健康の経済モデルを構築している。Grossman(1972)では、個人の健康状態を「健康資本 (health capital)」と捉え、健康資本は時間と財・サービス (余暇や医療サービス、食生活や非喫煙といった健康習慣) の投資によって増大し、健康資本に対する投資は所得と時間の制約下であり、教育といった人的資本が投資効率に影響を与えている。つまり、学歴が低く所得の低い人は、健康維持に対する意識が低く、医療サービスへの

アクセシビリティも低いため、健康状態が悪いということである。

Grossman(1972)の「健康資本 (health capital)」モデルに基づいて、石井 (2005) は、日本人の喫煙行動について分析した。喫煙が人体に悪い影響を及ぼすことは周知の事実であり、健康に対するマイナスの投資行動の1つと見做すことができる。この分析では、KHPS を用いて、日本人の喫煙行動について分析を行い、学歴が低いほど、また、所得が低いほど喫煙の確率が高く、1日の喫煙本数も多いこと、さらに、学歴が低いほど、禁煙しにくいことを明らかにした。

では、なぜ低学歴・低所得者ほど健康維持にかんする意識が低いのか。ビクター・R・フュックスはこのことを「時間割引率」という概念で説明している。Fuchs(1986)では自身の過去の研究を引用し、同じ個人における17歳時点での教育年数が喫煙に与える影響と、24歳時点での教育年数が喫煙に与える影響を比較し、どちらも有意に正の影響を示しており、係数の大きさに大差がないことを指摘した。

このことは、17歳から24歳までの追加的な教育が喫煙確率に対して影響を及ぼしておらず、むしろ、時間割引率といったみえない個人属性が第三の変数として、教育年数にも喫煙行動にも影響を及ぼしていることを示唆する。つまり、時間割引率が高く、目先の便益を優先してしまう人ほど、将来起こりうる喫煙による健康被害を過小評価し、喫煙率が高いということが出来る。Grossman(1972)は、より多く教育を受けることで健康資本に対する投資を高めると説明したのに対し、Fuchs(1986)は、喫煙しないことは教育そのものの効果ではなく、第三の変数である時間割引率の効果であると説明している。

(3) 所得と健康を結びつける他の要因

ここまでのところ、経済的地位が健康状態に影響を与えるという主張について着目してきたが、もちろん、健康状態が所得に影響を与えるという逆の因果関係を支持する研究もある。健康状態が所得に影響を与えていることを指摘した研究として、Smith(1999)は、アメリカのパネルデータを用いて、中高年層における病気の罹患と稼得所得の変化に着目し、健康状態を損じることが所得の低下を引き起こしていることを明らかにした。日本においても、牧・駒村(2000)は、高齢者の健康状態が就業の

可能性や稼得所得に影響を与えることを計量分析から明らかにしている。

さらに、低所得者におけるリスクやショックに対する脆弱性が、さらなる健康悪化をもたらすという分析結果もある。樋口・小林・何・佐藤(2013)では、2011年3月11日に発生した東日本大震災が、所得階層別にみて就業や健康にどのような影響を与えているのかについて分析した。東日本大震災という外的ショックが、健康状態に悪影響を与えていること、なかでも特に、被災地域の低所得者で、そのショックが顕著に大きいことを指摘している。低所得者ほど健康状態が悪い確率が高いという事実に加えて、外的ショックが生じた際に、所得の低いものはさらなる健康状態の悪化を招き、悪循環に陥りやすいことが示された。

このように、所得の低いものは健康維持に対する意識が低く、健康状態が悪い傾向があること、さらに、十分な医療サービスを受用することができないことや、外的ショックへの脆弱性から健康状態を悪化させやすいといえる。そして、そのことが就業を難しくし、さらなる所得の低下を招く可能性も考えられる。この悪循環を阻止するためには、公的医療保障制度が果たす役割は大きい。次節以降では、所得の多寡にかかわらず、必要に応じて医療サービスを受用できているか、これについてデータによる検証を行う。

3. 必要に応じて医療サービスを受用しているか——「水平的公平性」の検討

(1) 「水平的公平性」における医療サービスの定義

先行研究を取り上げる前に、まずは、本研究における医療サービスの定義について確認しておく。医療サービスは一般の財・サービスとは異なり、高度な専門性を有するサービスであり、サービス需要者である患者と、サービス供給者である医師との間で、大きな情報の非対称性を有する財である。患者は自分にとってどのようなサービスが必要であるのかを的確に判断することは難しく、通常、受診にきた患者がどういった医療サービスを消費するかを決めるのは医師である。こういった意味で、どれだけ医療サービスを消費するかを決めるのは、患者本人ではなく、医師であると考えられる。

しかしながら、医療サービスを消費する第一段階として、患者本人が医療機関に足を運ぶかどうかを決めるのは、患者本人（または、その保護者や介護者）であることがほとんどで、医師が関与することは難しい。

では、初診の段階で、患者本人はどのように医療機関の受診を意思決定しているのか。まずは、健康状態が医療サービスのニーズに影響を与えることは間違えないだろう。しかし、ニーズが大きいからといって、それがそのまま受診に結びつくとは限らず、サービスの費用を支払うことができなければ、受診は実現されない。日本では、原則3割の医療費負担があるため、患者の予算制約は無視できない。医療サービスは上級財で、所得が増えるほど消費が増すと考えられているため、高所得者ほどよく医療サービスを消費すると考えられる。低所得者は予算制約の問題から、ニーズに見合った医療サービスの消費が実現できていないかもしれない。所得の多寡が医療機関への受診に影響を与えている可能性が考えられる。

再診以降の医療サービスの消費量については、患者と医師の間に情報の非対称性があることから、患者のニーズを所与とすると、医師の裁量によるところが大きく、患者の所得の多寡はそれほど影響しないだろう。それでも、後述のとおり、いくつかの先行研究では、医療サービスの消費量においても所得の多寡の影響が確認されていることを考えると、低所得ゆえに、医師に勧められた医療サービスの消費を断念せざるを得ない状況があるのかもしれない。

(2) 医療サービス利用の「水平的公平性」にかんする実証研究

所得階層間における医療サービスの公平性にかんする研究は、ヨーロッパにおける研究をさきがけに、わが国においても2000年代に入ってから、いくつかの研究が発表されている。諸外国における先行研究のうち代表的なものに、van Doorslaer *et al.* (2004)やWagstaff and van Doorslaer(2000)などがある。医療サービス利用の必要度(ニーズ)を考慮したうえで、医療サービスへのアクセスの公平性について国際比較を行っている。

わが国においては、上記の先行研究を参考に、遠藤・駒村(1999)、遠藤・篠崎(2003)、本多・大日(2003)、豊川・村上・兼任・小林(2012)が医療サービスの利用にかんする

公平性を、山田(2004)は居宅介護サービスの利用にかんする公平性を個票データにより分析している。いずれの研究においても、年齢層、年代を限定すると、所得階層間で医療サービス利用における差が存在することがしばしば確認されている。

山田(2004)では、所得と医療サービスの利用にかんするこれらの先行研究を3つのタイプに分類している。まず1つ目が、医療サービスの給付額自体に着目し、公平性を議論するものである。遠藤・駒村(1999)では、『所得再分配調査』の個票データを用い、公的医療保険の拠出と給付によるジニ係数の改善度を測ることで、医療保障制度による医療アクセスの改善を計測している。

2つ目が、医療サービスの自己負担に着目し、公平性を議論するものである。遠藤・篠崎(2003)では、『全国消費実態調査』の個票データを用い、自己負担のカクワニ係数⁶を計算することで、医療支出の公平性を計測している。

3つ目は、医療サービス利用のニーズと実際の利用との差に注目し、公平性を議論するものである。本多・大日(2003)は、主観的健康度や年齢で外来受診の有無を回帰分析することでニーズの推計値を計算し、推計されたニーズと実際の受診状況を所得階層ごとに比較している。その結果、低所得層では、ニーズを満たすほどの医療サービスが利用できていないことがわかった。また、山田(2004)では、要介護度や認知障害度といったニーズにかんする詳細な情報を用い、居宅介護サービスの自己負担総額をヘックマン・モデルで回帰し、推定された係数から介護サービスのニーズを推計し、実際の自己負担額と比較している。その結果、高所得層においてニーズを上回る居宅介護サービスの利用が確認された。

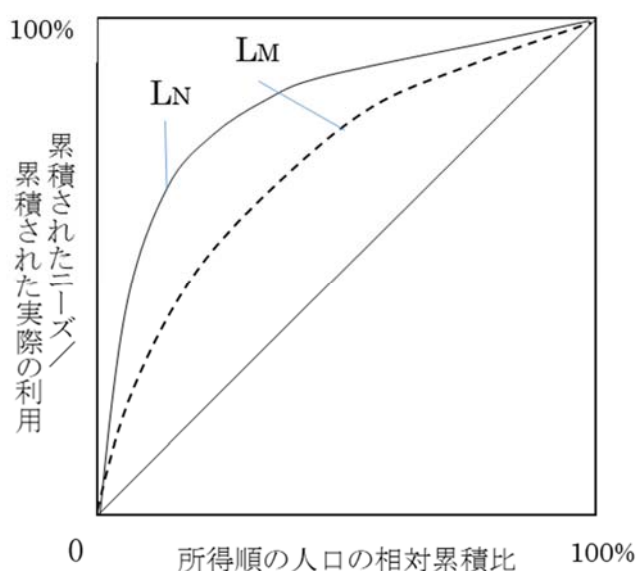
本章では、このうち三つ目の方法に着目し、医療サービスの利用の公平性について検討する。具体的には、van Doorslear *et al.*(2004)の手法を参考にしうえて、医療サービスの利用の公平性について検証を行っていく。

⁶ ジニ係数を算出するローレンツ曲線を描く要領で、世帯所得順に医療サービスの自己負担の累積比をプロットして自己負担の集中度曲線を描き、ローレンツ曲線とその差の面積がカクワニ係数となる。ローレンツ曲線については第2章第2節1項を確認されたい。

(3) 医療サービス利用の「水平的公平性」にかんするフレームワーク

医療サービスの利用の公平性を検討するには、医療サービスのニーズと実際の医療サービスの利用を所得階層間で比較する必要がある。ここでの公平性の判断基準は、ニーズが同じであれば、所得の多寡にかかわらず、同じ量の医療サービスを利用することができるかどうかである。この関係を視覚的に示したものが図 5-1 である。グラフの構造は、所得格差を表すローレンツ曲線とほぼ同じと考えてよい。

図 5-1：所得階層ごとの医療のニーズと実際の利用の関係



註) L_N はニーズの集中度曲線、 L_M は医療サービス利用の集中度曲線を示す。
出所) 筆者が作成。

図 5-1 では、所得の低いものから順に、累積したニーズの各所得階層におけるシェアをプロットし、ニーズの集中度曲線 (L_N) を描く。同様に、所得の低いものから順に、累積した医療サービス利用量の各所得階層におけるシェアをプロットし、医療サービス利用の集中度曲線 (L_M) を描く。いずれの所得階層においても医療ニーズが同等であれば L_N は 45 度線上をとおり、同様に、いずれの所得階層においても医療サービスの利用量が同じであれば L_M は 45 度線上を通るということになる。図のように、 L_N が L_M よりも 45 度線から遠くにある場合には低所得者の医療ニーズは高いが、実際の医療サービス利用量はニーズを下回り、高所得者に比べ不利な形で不公平が生じ

ているということになる。

本章では、個々人の医療ニーズを推計し、これを実際のサービス利用量と比較することで、医療サービス利用における公平性を確認する。同様の方法は、本多・大日(2003)や山田(2004)、van Doorslear *et al.* (2004)で用いられている。本多・大日(2003)では、分析対象となる医療の利用(受診の有無やかかった費用など)を、性別、年齢といった人口学的な要因や健康状態などに回帰させ、推定された係数から推計値を算出し、それを各人の医療ニーズとしている。この際、「社会階層を示す変数(例えば所得)はその説明変数に加えない。あえてそうすることによって、社会階層と、医療資源の利用と必要度との乖離(つまり残差)を関連づけて考察する(本多・大日[2003]、pp.269-270.)」ことができるとしている。

一方、van Doorslear *et al.*(2004)では、同様の関数式に、所得変数を含めて推定したうえで、所得変数に平均値を代入して、推定された係数から各人の医療ニーズを推計している。これにより、所得水準の影響を取り除いた、純粋な医療ニーズを把握することができるとしている。どれだけ医療サービスを利用するかは、健康状態以外にも、各人の所得水準に影響を受けると仮定すると、関数式から所得を除くことは推定量にバイアスを生じさせるため、本稿では van Doorslear *et al.*(2004)の方法を踏襲することにする。具体的な推計方法は、下記の(1)式と(2)式で表すことができる。

$$y = \alpha + \beta \text{DEMO} + \varphi \text{HELT} + \gamma \text{TIME} + \delta \text{INCOME} + \varepsilon \quad (1)$$

$$\hat{y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \text{DEMO} + \hat{\varphi} \text{HELT} + \hat{\gamma} \text{TIME} + \hat{\delta} \text{INCOME}^m \quad (2)$$

被説明変数である y には、医療サービスの利用(受診の有無や回数、利用量など)を表す変数を投入し、説明変数には、身体的な医療ニーズを示すものとして人口学的変数 DEMO や健康状態に関連する変数 HELT、時間制約を示す変数 TIME、そして、等価世帯所得を示す連続変数 INCOME を投入する。 α 、 β 、 φ 、 γ 、 δ は係数で、 ε は誤差項を表す。

次に、式 1 で推定した係数を用い、所得の影響を取り除き、身体的な医療ニーズの

みを考慮した場合の医療サービスの利用を推計する。つまり、仮に各人が同じ（平均的な）所得水準にあった場合、各々の程度医療サービスを利用するのか、式1から得られた係数をつかって推計する。具体的な方法は、式2に示すとおりである。式1で推定された係数を用い、DEMO、HELT および TIME には実際の値を、INCOME には等価可処分所得の平均値を代入して、身体的な医療ニーズのみを考慮した医療サービスの利用 \hat{y} を推計する。そのうえで、所得五分位階層ごとに y と \hat{y} の平均値の差分を算定し、階層間における医療ニーズと実際の利用の乖離を確認し、公平性の検証を行う。

4. 分析に利用したデータと変数の説明

本章では JHPS の 2014 年から 2016 年までの 3 年のデータを用いる。JHPS の 2014 年調査より、メンタルヘルスの状態を測る代表的な指標である GHQ-12 (General Health Questionnaire)⁷が調査票の質問項目に加わったため、2014 年から現時点での直近のデータを用いる。

医療サービスの利用を表す被説明変数 y には、JHPS より、①昨年 1 年間の医療機関の受診の有無、②昨年 1 年間に医療機関の窓口で支払った自己負担額、以上の 2 つの調査項目を用いる。それぞれ受診の有無、サービスの消費量を表すものと位置づける。自己負担額により医療サービスの利用量を測るため、生活保護受給者や高額療養費制度申請者、後期高齢者医療制度適用者といった自己負担割合の異なる対象者を除き、自己負担が 3 割負担の人のみを分析対象とする。

説明変数 DEMO には、年齢、性別（男性=1）、配偶状態（有配偶=1）、子ども（未就学児）の有無（あり=1、なし=0）を表すダミー変数を用いる。

⁷ メンタルヘルスの状態を示す GHQ はデイビット・ゴールドバーグ博士により開発された指標で、現在、英語から多言語に翻訳され広く疫学研究等で用いられている。オリジナルの GHQ は 60 項目の質問からなるが、その後、いくつかの縮小版が開発されており、JHPS ではもっとも簡便な GHQ-12 を採用している。例えば、「何かをする時いつもより集中して」という項目に対し「1. できた」、「2. いつもと変わらなかった」、「3. いつもよりできなかった」、「4. 全くできなかった」といった形で各項目 4 つの選択肢がある。

健康状態を表す変数 HELT には、主観的健康感、GHQ、喫煙歴（喫煙歴なし、過去喫煙、現在喫煙）、定期的な運動を行っているかどうかを示すダミー変数、さらに平日の睡眠時間（1日あたり）と、平日と休日の睡眠時間の差を用いる。介護サービスの水平的公平性を検証した山田（2004）では、介護サービスの必要度を表す要介護度や認知障害度を利用しているが、医療の場合、そのような網羅的な尺度は存在しない。そこで、健康状態全般を示す主観的健康度や、ストレスなどメンタルヘルスの状況を示す GHQ、喫煙の有無といった健康を害し医療サービスの需要を高めるであろう行動の変数を用い、医療サービスのニーズの代理変数とした。

主観的健康感は、「よい、まあよい、ふつう、あまりよくない、よくない」の5つの選択肢からなる質問で、ここでは「ふつう」をレファレンスに、カテゴリ変数として推定式に投入する。

GHQ の指標化の方法はいくつかあるが、ここでは二値採点法を用いてスコア化したものを用いる。二値採点法では、GHQ の各質問項目の4つの選択肢のうち、よい状態を示す2つの選択肢については0点、悪い状態を示す2つの選択肢については1点とカウントし、12項目の結果を合計する。合計値は0点（もっともよい状態）から12点（もっとも悪い状態）の範囲となり、そのうえで、4点以上をメンタルヘルスの状態が悪いとして、ダミー変数として扱う。

睡眠時間については、平日1日あたりの睡眠時間のみならず、平日と休日の睡眠時間の差を投入する。これにより、その差が大きいほど日常生活のリズムが悪かったり、平日の疲労が蓄積していることを捉えようとしている。

時間の制約を表す変数 TIME には、時間制約を示す変数として、1週間の労働時間（無業の場合は0）、1週間の家事時間（家事をしない場合は0）を用いる。説明変数 INCOME には、等価可処分所得を用いた。等価可処分所得とは、世帯における規模の経済性を考慮して、世帯員1人当たりが享受するであろう可処分所得を示したもので、ここでは、もっとも一般的な方法である、世帯の可処分所得を世帯員数の平方根で割った値を用いる。

分析対象は、医療費の自己負担が3割である20歳から69歳に限定したうえで、生活保護受給者、および、高額療養費制度申請者を対象から除く。生活保護受給者は、

医療扶助により無料で受診できるため、サービス利用にあたり所得の制約を受けないと考えられる。また、高額療養費制度申請者についても、一定額以上の自己負担が生じておらず、サービス利用に対する所得の影響が小さいと考えられるため、分析対象から除外する⁸。以上のような条件のもと、利用する諸変数がすべて揃う対象者（N＝3,952）の基本統計量が表 5-1 に示されている。

表 5-1：基本統計量

	観測数	平均値	標準偏差
医療機関の受診（あり=1、なし=0）	3,952	0.54	0.50
1年間の医療費の自己負担額（円）	2,117	52,766	86,832
年齢（歳）	3,952	49.12	11.97
有配偶ダミー	3,952	0.77	0.42
6歳未満の子どもありダミー	3,952	0.13	0.41
男性ダミー	3,952	0.50	0.50
喫煙歴カテゴリー			
喫煙歴なし	3,952	0.53	0.50
現在喫煙	3,952	0.23	0.42
過去喫煙	3,952	0.24	0.43
GHQ二値採点法（4点以上=1, 4点未満=0）	3,952	0.35	0.48
主観的健康感			
「よい」	3,952	0.15	0.35
「まあよい」	3,952	0.31	0.46
「ふつう」	3,952	0.41	0.49
「あまりよくない」	3,952	0.12	0.33
「よくない」	3,952	0.01	0.10
定期的な運動しているダミー	3,952	0.43	0.50
平日の睡眠時間／日（時間）	3,952	6.42	1.07
休日と平日の睡眠時間の差（時間）	3,952	0.86	1.18
労働時間／週（時間）	3,952	31.11	26.40
家事時間／週（時間）	3,952	12.99	15.08
等価可処分所得（万円）	3,952	302.87	193.83

註) 高額療養費制度申請者および生活保護受給者を含む。
出所) JHPS2014-2016 より推計。

前述のとおり、2つの推計を行う。前年1年間での医療機関の受診の有無を被説明変数 y においた推計式では、受診した場合を1、しなかった場合を0としてプロビット・モデルによって推定する。前年1年間の医療機関での自己負担額の対数値を被説明変数 y に投入した推計式では、前年1年間の医療機関を受診したもののみを対象に

⁸ 生活保護対象者および高額療養費制度申請者は、2014年から2016年のJHPSでそれぞれ38世帯、142世帯であった。

最小二乗法で推計する。なお、医療サービスのニーズは年齢の影響を強く受け、年齢ごとに受診行動が異なるため、いずれの推計においても、20-49歳、50-69歳の2つのグループごとにモデルの推定を行う。

5. 所得と健康状態の関係

所得階層間での医療サービス利用の公平性について分析する前に、所得階層間における医療ニーズの違いをみるために、まずは所得階層間での健康状態の違いや、健康に対する意識の違いについて確認していく。集計結果は表 5-2 にまとめて掲載する。一時点の集計のため、所得階層と健康状態・健康に対する意識の因果関係については言及することはできない点を強調しておく。

表 5-2：所得階層別にみた健康状態と健康管理（20-69 歳）

	主観的健康感 「あまりよくない」 「よくない」の割合		GHQ二値採点法 (0-12点) 4点以上		健康診断や検診 受診率	
	20-49歳	50歳以上	20-49歳	50歳以上	20-49歳	50歳以上
最低五分位	16%	18%	43%	36%	62%	70%
II	12%	19%	38%	36%	67%	71%
III	10%	17%	40%	35%	73%	76%
IV	12%	15%	38%	33%	79%	77%
最高五分位	13%	15%	30%	29%	78%	85%

註) 高額療養費制度申請者および生活保護受給者を含む。
出所) JHPS2014-2016 より推計。

表 5-2 の左の列では、所得階層別⁹の主観的健康感で「あまりよくない」もしくは「よくない」と回答した割合を示している。50 歳以上の高年齢層においては、最低所得階層と第 II 五分位でわずかな逆転現象はみられるものの、おおよそ所得階層が高いほど、健康状態が悪く感じている人の割合が低いことがうかがえる。20-49 歳までの若年・壮年層においては、中間層の第 III 五分位で、健康状態が悪く感じている人の割合がもっとも低いが、最低所得階層で健康状態が悪く感じている人の割合がもっとも高

⁹ 所得階層は等価可処分所得により作成。所得階層の五分位については、JHPS の各年における等価可処分所得が得られるすべてのサンプルを用いて作成した。

いことがわかる。いずれの年齢層においても、所得階層が高いほど健康状態が悪いと感じている人の割合が低いという単純な関係はみられないものの、所得の低い層では健康状態が悪いと感じている人の割合が高い。

次に、GHQにより所得階層別のメンタルヘルスの状態についてもみしてみる。結果は表5-2の中央の列に示している。GHQ-12について二値採点法で採点し、もっともメンタルヘルスの状態がよいものを0点、もっともメンタルヘルスの状態が悪いものを12点とし、スコアが4以上の割合を示している。いずれの年齢層においても、最低所得階層でスコアが4点以上の割合がもっとも高い。20-49歳層では、第II五分位で第III五分位よりもメンタルヘルスの状態が悪い人の割合は低いが、それを除くと、いずれの年齢層でも所得階層が高いほど、メンタルヘルスの状態が悪い人の割合が低いことがわかる。

因果関係は定かではないが、主観的健康感、メンタルヘルスの状態のいずれも、所得の低い層で状態が悪いと感じている人の割合が高く、健康状態と所得の関係をみた多くの先行研究と同様の傾向が確認できた。

少し視点を変えて、健康維持に対する意識について所得階層間のちがいを確認しておく。表5-2の右側の列では、過去1年間の健康診断やがん検診の受診率¹⁰について集計したものである。健康診断や健診の受診率においても、所得階層間で明らかな差が生じていることがわかる。20-49歳層で第IV五分位と最高五分位で受診率がほぼ同じになっているのを除くと、いずれの年齢層においても、所得階層が高いほど健康診断や検診の受診率が高まることがわかる。所得が高い人ほど、勤務先で定期的に健康診断が義務付けられている割合が高いことや、人間ドッグをはじめとする各種の検診の機会が提供されていることが、この差に寄与していることが考えられる。Grossman(1972)やFuchs(1986)を参考すると、健康資本に対する金銭的な投資能力のちがいや、時間割引率のちがいからくる将来の健康に対する価値評価の違いがこのような差を生むと考えられる。

¹⁰ 「あなたは、昨年1年間に健康診断やがん検診などをうけましたか。(○はいくつでも)」という質問項目で、無回答を除き「まったく受けていない」以外の選択肢を選択した割合を集計した。

6. 医療サービスの消費——多変量回帰分析

まずは、所得階層別に、過去1年間の医療機関への受診率、および、過去1年間の医療費の自己負担額を確認する(表5-3)。生活保護世帯と高額療養費制度の申請者は医療費の費用負担の仕組みが異なるため、集計から除いている。したがって、これを除いた制度に対する評価となる。医療ニーズをコントロールせずに、単純に所得階層と受診の状況を眺めると、受診率、医療費の自己負担額ともに、所得の多寡により違いが生じているようにはみえない。低所得層に健康状態の悪い人が多く、医療サービスのニーズが大きいという影響と、医療サービスは上級財で高所得者ほどよく医療サービスを消費するという影響があるため、このような結果には違和感ない。

表5-3：所得階層別にみた過去1年間における
医療機関への受診率および医療費の自己負担額の平均値(20-69歳)

	受診率		平均自己負担額(円)	
	20-49歳	50歳以上	20-49歳	50歳以上
最低五分位	45%	59%	27,648	60,824
II	38%	64%	28,029	56,270
III	42%	58%	31,317	60,333
IV	50%	63%	40,278	59,056
最高五分位	47%	69%	36,267	56,950

註) 高額療養費制度申請者および生活保護受給者を除く。
出所) JHPS2014-2016より推計。

医療機関への受診の有無について、(1)式のモデルで推計した結果を表5-4に示す。まずは、もっとも着目したい所得の効果についてみてみる。受診率に影響を与えるだろうさまざまな変数をコントロールすると、所得の効果が統計的に有意に正の値を示している。すなわち、健康状態やその他医療機関への受診を左右する変数の影響を一定にすると、所得が高い人ほど医療機関に受診する確率が高いことがわかる。公的医療保障制度では、所得の多寡にかかわらず、医療サービスの必要度に応じて医療サービスが消費できることを目標としているが、医療機関を受診するか否かにかんしては、所得の多寡による差が生じている。

そのほかの変数の効果もみておく。まずは、健康状態にかんする変数 (HELT) についてみる。主観的健康感については、おおよそ「ふつう」に比べて、「まあよい」さらに「よい」場合、受診確率が統計的に有意に低いことがうかがえる。「あまりよくない」の場合も、「ふつう」に比べて統計的に有意に受診確率が高いことがわかる。ただし、「よくない」については、該当者が 38 人と少なく、「ふつう」と比較して、統計的に有意な差はみられない。

表 5-4：過去 1 年間における医療機関への受診確率関数

	全体		20-49歳		50-69歳	
	限界効果	z値	限界効果	z値	限界効果	z値
年齢 (歳)	0.009	10.17 ***	0.011	5.00 ***	0.009	4.05 ***
有配偶ダミー	-0.051	-2.37 **	-0.102	-3.23 ***	0.000	0.01
6歳未満の子どもありダミー	0.088	2.85 ***	0.105	3.09 ***	-0.099	-0.29
男性ダミー	-0.056	-2.35 **	-0.078	-2.45 **	-0.045	-1.34
喫煙歴 (レファレンス: 喫煙歴なし)						
現在喫煙	-0.093	-4.12 ***	-0.081	-2.71 ***	-0.096	-2.89 ***
過去喫煙	0.033	1.51	0.015	0.49	0.044	1.47
GHQ二値採点法 (4点以上=1, 4点未満=0)	0.022	1.23	0.054	2.18 **	-0.014	-0.55
主観的健康感 (レファレンス: 「ふつう」)						
「よい」	-0.241	-9.33 ***	-0.177	-5.33 ***	-0.315	-7.83 ***
「まあよい」	-0.052	-2.62 ***	-0.024	-0.90	-0.074	-2.72 ***
「あまりよくない」	0.199	7.25 ***	0.193	4.78 ***	0.191	5.45 ***
「よくない」	0.126	1.49	0.101	0.88	0.159	1.37
定期的な運動しているダミー	0.094	5.41 ***	0.085	3.49 ***	0.094	4.00 ***
平日の睡眠時間/日 (時間)	0.022	2.55 **	0.024	2.03 **	0.016	1.27
休日と平日の睡眠時間の差 (時間)	0.021	2.63 ***	0.021	2.14 **	0.019	1.44
労働時間/週 (時間)	-0.001	-2.48 **	0.000	-0.27	-0.002	-3.24 ***
家事時間/週 (時間)	0.000	-0.20	0.001	0.64	-0.001	-0.97
等価可処分所得 (万円)	0.067	4.61 ***	0.041	1.90 *	0.084	4.48 ***
観測数	3,952		2,026		1,926	
Log Lik	-2469.2		-1304.8		-1149.4	
Pseudo R2	0.095		0.062		0.091	

註) 高額療養費制度申請者および生活保護受給者を除く。

出所) JHPS2014-2016 より推計。

メンタルヘルスの状態を表す GHQ のスコアについては、20-49 歳以外では医療機関への受診の有無と統計的に有意な関係はみられない。メンタルヘルスの状態は主観的健康感を決定づける 1 つの要因でもあるため、メンタルヘルスが受診行動に与える影響は主観的健康感によって説明されると考えることができる¹¹。

¹¹ 実際、主観的健康感を除いて推計したところ、GHQ のスコアはプラスに統計的に有意な値を示した。

喫煙歴については、今まで一度も喫煙したことがない人よりも、現在喫煙中の人で受診率が低い。過去に喫煙歴がある人と今まで一度も喫煙したことがない人との間には、医療機関への受診確率において統計的に有意な差はない。喫煙による健康被害は時間が経ってから生じることを考えると、現在喫煙中の人には、健康状態に支障がないから喫煙をしていると考えることができるだろう。

定期的な運動をしているか否かについては、定期的な運動を行っている場合、受診する確率が有意に高いことがわかる。運動している人の割合は20-49歳層で3割強、50-69歳層で約5割とさほど高くなく、なんらかの不調を感じ健康のために運動をしていたり、もともと健康意識が高く運動していることを想定すると、そういった人は受診率が高いことに違和感はない。

平日の睡眠時間についても、20-49歳では睡眠時間が長い人ほど医療機関への受診の確率が高い。健康状態が悪いから、十分な睡眠時間を取っている可能性もあれば、健康維持に対する意識が高いから睡眠時間が長く、こまめに受診しているといった理由も考えられる。ただし、休日と平日の睡眠時間の差を示す変数を除くと、平日の睡眠時間には統計的に有意な影響はなく、単に睡眠時間が長い人が受診確率が高いのではない。なお、休日と平日の睡眠時間の差が大きい人は、20-49歳の層で受診の確率が高い。

人口学的な変数（DEMO）に着目する。年齢の係数をみると、いずれの年齢層においても、年齢が高まるほど受診確率が有意に高くなることがわかる。加齢とともに健康状態が悪化することは一般的なことのため、これは当然のことである。配偶者の有無については、20-49歳の層で有配偶者ほど医療機関への受診確率が低い。

一方、6歳未満の子どもがいる場合においては、そうでない場合に比べて受診確率が高い。すなわち、若い子どもがいる場合、親も医療機関に受診する機会が多いが、子どもがいなかったり、子どもが小学生以上であったりする場合は、親の受診の機会が少ない。若い子どもがいることで、家庭やその付近で費やす時間が多く、医療機関への受診がより身近であったり、子どもの受診のついでに親も受診したりすることなどが理由として考えられる。

受診における性別の差については、20-49歳層のみで、男性より女性のほうが、受

診確率が高いことがわかる。この年齢層が妊娠・出産期であることも1つの要因として考えられる。

時間制約にかんする変数（TIME）についてみていく。労働時間については、20-49歳の層では統計的有意な結果はみられないが、50歳以上の高年齢層では、労働時間が長いほど受診の確率が統計的有意に低いという関係がみられる。仕事で忙しいほど、受診に割く時間がないのか、もしくは、健康で医者いらずだからこそ、長時間仕事ができるという可能性も考えられる。家事時間については、ある程度フレキシブルに調整できるためか、受診の有無との関係性はみられなかった。

表 5-5：所得階層別にみた実際の受診率と推計受診率との乖離

	全体			20-49歳			50-69歳		
	実測値	推計値	乖離	実測値	推計値	乖離	実測値	推計値	乖離
最低五分位	52%	57%	-5%	45%	47%	-3%	59%	67%	-8%
II	49%	53%	-4%	39%	43%	-4%	64%	67%	-3%
III	49%	53%	-5%	42%	45%	-3%	58%	64%	-5%
IV	56%	54%	2%	50%	46%	4%	63%	64%	0%
最高五分位	61%	55%	5%	47%	45%	2%	69%	62%	8%

註) 高額療養費制度申請者および生活保護受給者を除く。

出所) JHPS2014-2016 より推計。

次に、推定された係数を用い、(2)式に従い受診確率を推計し、これを医療ニーズと見做して、実際の受診率と比較した結果を表 5-5 に示す。推計された受診確率は、所得以外の変数の効果で計算されている。表 5-4 の等価可処分所得の係数が正の値を示しているとおおり、全体として所得階層が高いほど医療ニーズよりも多く医療サービスを利用しており、逆に、所得階層が低い場合では、医療ニーズを満たすほど医療サービスを利用できていないことがわかる。ただし、50-69歳の最低五分位層で実際受診率が推計値を8%ポイント下回っている点以外においては、実際の利用がニーズを大幅に下回っているというケースはなく、所得の多寡が受診率に与える影響は限定的だと考えられる。

最後に、受診したもののみを対象に、(1)式の被説明変数 y に医療機関の窓口で支払った自己負担額を投入し、推計した結果を表 5-6 に示す。等価可処分所得の効果については、50-69歳層で所得が高いほど医療費の自己負担額が多いことがわかるが、20-

49 歳層で所得と医療費の自己負担額間に統計的に有意な関係は示されていない。

医療機関を受診するか否かにおいては、所得の影響はあったものの、ひとたび医療サービスを利用すると所得の多寡は関係しないことがうかがえる。先述したとおり、医療サービスには情報の非対称性を有するサービスのため、医療サービスの消費量については、患者の判断よりも医師の判断によるところが大きいことがこの理由と考えられる。それでも、50-69 歳層では、生活習慣病などの影響により定期的な医療費負担が生じ予算制約線を上回る可能性があるため、医療サービスの消費量に所得の影響がみられるのかもしれない。

表 5-6：過去 1 年間における医療費の自己負担額（対数値）の関数

	全体		20-49歳		50-69歳	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
年齢（歳）	0.027	11.32 ***	0.015	2.37 **	0.037	6.47 ***
有配偶ダミー	-0.002	-0.04	-0.079	-0.87	0.119	1.47
6歳未満の子どもありダミー	0.118	1.27	0.126	1.26	-2.209	-2.16 **
男性ダミー	-0.075	-1.16	-0.249	-2.61 ***	0.047	0.53
喫煙歴（レファレンス：喫煙歴なし）						
現在喫煙	0.018	0.28	-0.048	-0.52	0.100	1.12
過去喫煙	0.092	1.61	0.100	1.10	0.072	0.95
GHQ二値採点法（4点以上=1, 4点未満=0）	0.039	0.80	0.078	1.06	0.008	0.13
主観的健康感（レファレンス：「ふつう」）						
「よい」	-0.131	-1.52	-0.025	-0.21	-0.284	-2.23 **
「まあよい」	-0.138	-2.54 **	-0.138	-1.66 *	-0.154	-2.15 **
「あまりよくない」	0.379	5.86 ***	0.435	4.18 ***	0.328	3.98 ***
「よくない」	0.561	2.66 ***	0.310	1.00	0.845	2.94 ***
定期的な運動しているダミー	0.036	0.77	0.014	0.20	0.053	0.86
平日の睡眠時間／日（時間）	-0.018	-0.77	-0.061	-1.78 *	0.004	0.14
休日と平日の睡眠時間の差（時間）	-0.006	-0.25	-0.017	-0.57	0.014	0.39
労働時間／週（時間）	-0.001	-0.68	0.002	1.22	-0.001	-0.54
家事時間／週（時間）	-0.002	-0.86	0.000	0.15	-0.001	-0.34
等価可処分所得（万円）	0.077	1.94 *	0.061	0.91	0.094	1.87 *
定数項	8.613	27.77 ***	9.409	18.28 ***	7.587	14.35 ***
観測数	2,117		896		1,221	
Adj R-squared	0.115		0.043		0.082	

註）高額療養費制度申請者および生活保護受給者を除く。
出所）JHPS2014-2016 より推計。

健康状態にかんする変数（HELT）の結果をみると、主観的健康感については、50-69 歳層では健康状態に応じて医療費の自己負担額が増減することが鮮明に読み取れる。一方、20-49 歳層では必ずしもそうではないものの、主観的健康感が「ふつう」

に比較して「まあよい」場合、医療費負担が少なく、「あまりよくない」場合、医療費負担が多くなっていることがわかる。

また、平日の睡眠時間については、睡眠時間が長いほど受診確率は有意に高かったものの、受診したものに限定して医療費の負担額についてみると、20-49歳層では睡眠時間が長い人ほど医療費負担が低いことがわかる。

7. むすび

本章では、経済的地位と健康状態との関係について、所得の多寡と医療サービスの利用という糸口からひも解くことを試みた。JHPSの2014年から2016年のデータを用い、van Doorslear *et al.* (2004)の方法を踏襲し、所得階層間における医療サービス利用の公平性について分析した。その結果、皆保険の公的医療保障制度を有する日本においても、医療サービスの必要度が同じであっても、低所得者ほど受診率が低いこと、ただし、その差は限定的であることがわかった。

一方、医療機関の窓口で支払った自己負担額、すなわち、利用した医療サービスの量については、50-69歳層でわずかな影響がみられたものの、全体としては所得の多寡の影響はないことがわかった。受診するかしないかについては個人の意思決定次第だが、ひとたび受診すると、その後どの程度の医療サービスを受けるかどうかは、医師の判断によるところが大きい。医療サービスは高度な専門性を有するサービスであることを考えると、このような結果には違和感はない。

日本では1961年に国民皆保険体制が整えられて以来、社会保険と租税を財源として、比較的安価な価格で医療サービスを提供してきた。患者はかかった医療費の一部を負担すればよく、これにより経済的理由で医療サービスを利用できないという状況を大幅に減らし、健康格差の拡大を阻止してきた。

公的医療保険は、財源の負担の側面で、所得に応じて保険料を課すことによって、所得の再分配を行なっている。そのみならず、因果関係はさておき、低所得層ほど健康の悪い人が多い傾向があり、より多く医療サービスを必要とすると考えられるため、公的医療保険は、サービスの給付の側面においても再分配を実施していると考え

られる。

経済成長率が低迷する中、人口の高齢化により膨らみ続ける公的医療費をマネジメントしていくことは、わが国の重要な課題の1つとされている。健康状態と所得との有意な正の関係を考慮すると、低所得者に対するさらなる医療費負担の増大は、健康格差を深刻化させる可能性がある。公的医療費の負担問題を考える際はこの点に対して配慮が必要だ。

本章の分析対象外であったが、家計に対する医療費の負担が過重なものにならないように、被保険者の所得等に応じて医療費の自己負担額に上限を設定している高額療養費制度や、医療費負担を扶助する生活保護の医療扶助制度は、医療サービス利用の水平的公平性を達成させるために非常に重要な制度である。特に、高額療養費制度においては、より負担能力に応じた自己負担額上限になるように、70歳未満の被保険者に対しては、直近で平成27年に制度改正が行われた。この改正では、制度における所得区分を細分化し、中間層の自己負担上限額はそのままだけに、住民税非課税世帯を除く所得の低い層での上限額を下げ、所得の高い層の上限額を上げた。一方、70歳以上の高齢層に対しては、平成29年8月から上限額が変更され、低所得層の負担上限額はそのままだけに、中高所得層の上限額を引き上げた。

負担能力に応じて負担上限額を調整することは、医療サービス利用の水平的公正性を保つために必要不可欠なことである。高額療養費制度の制度変更が、医療サービスの利用にどのような影響をもたらしたか、今後分析が必要だろう。本章での分析結果から推測する限り、高所得層に対する負担増は、深刻な影響をもたらさないであろうことが予想される。むしろ、低所得層の自己負担額の上限を下げたことによる効果を測る必要があるだろう。

公的であれ私的であれ、保障制度がない場合は、医療サービスは高額なサービスである。医療は命にかかわるサービスであるがゆえに、所得の多寡にかかわらず、必要なサービスを楽しむことができる仕組みを作ることが望ましいと考える。

日本ではすでに、国民皆保険の公的医療保障制度が確立されており、国民医療費の国際比較をみると、低い予算ですべての国民をカバーするという、ある意味、世界に誇る制度を整えている。しかしながら、昨今の経済状況の悪化により、経済的に医療

費支出の余裕がない世帯が少なからず増えていることは無視できない。高額医療費については、高額療養費制度で負担軽減されるものの、医療サービスのアクセスの部分で支障をきたすようでは、高額な医療にたどり着くこともできない。

本章では、若年期、壮年期における医療の受診抑制に焦点を当て検討してきた。若年期や壮年期における受診抑制が、長期的な視点から、老年期の健康状態にどのような影響を与えるのだろうか。時間をかけて体を侵食していく病の特性を考えると、今後パネルデータを駆使して、そのような長期的な影響についても分析していく必要があるだろう。

初出一覧

本論文の各章のもととなった研究論文は、以下の通りである。しかし、本論文執筆にあたり、それをベースにしながらも、大幅に加筆・修正を行い、論文として一貫性のあるものに構築している。

また、第 2 章から第 5 章については、下記の研究論文をベースに執筆した、樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨（2018）『格差社会と労働市場——貧困の固定化をどう回避するか』慶應義塾大学出版会の各章をさらに加筆・修正を行った。

第 1 章 石井加代子（2010）「2000 年代後半の貧困動態の確認とその要因」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應-京大連携グローバル COE 編『日本の家計行動のダイナミズム VI——経済危機下の家計行動の変容』第 2 章所収, 慶應義塾大学出版会.

石井加代子・山田篤裕(2007)「貧困の動態分析」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム III』第 3 章所収, 慶應義塾大学出版会.

石井加代子・山田篤裕(2008)「年齢階級・世帯類型別にみた日本の貧困動態の特徴——慶應義塾家計パネル調査(KHPS)に基づく貧困動態分析——」, 社会政策研究 9: 38-63.

以上の 3 編の論文を大幅改訂し掲載。

第 2 章 石井加代子・樋口美雄（2015）「非正規雇用の増加と所得格差：個人と世帯の視点から——国際比較に見る日本の特徴——」『三田商学研究』58(3):37-55.

石井加代子（2018）「所得格差の要因と 2010 年代における動向」『日本労働研究雑誌』690:4-17.

以上の 2 編の論文を大幅改訂し掲載。

第3章 樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨 (2017)「景気変動と世帯の所得格差—リーマン・ショック下の夫の所得と妻の就業」『経済研究』68(2):132-149.

以上の1編の論文を改訂して掲載。

第4章 石井加代子・浦川邦夫(2014)「生活時間を考慮した貧困分析」『三田商学研究』57(4): 97-121.

以上の1編の論文に新しい分析を加えて、大幅に改訂して掲載。

第5章 石井加代子 (2011)「経済的地位と医療サービスの利用」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『教育・健康と貧困のダイナミズム 所得格差に与える税社会保障制度の効果』第5章所収, 慶應義塾大学出版会.

石井加代子(2006)「イギリス高齢者における障害と社会経済的地位との関係」三田商学研究 48(6):23-41.

以上の2編の論文を大幅改訂し掲載。

参考文献

- Bane, MJ, and D. Ellwood (1986), "Slipping into and out of Poverty: the Dynamics of Spells," *Journal of Human Resources*, 21(3):1-21.
- Becker, G. (1965), "A theory of the allocation of time," *The Economic Journal*, 75:493-517.
- Bradbury, B., S. Jenkins and J. Micklewright (2001), "The Dynamics of Child Poverty in Seven Industrialised Nations," B. Bradbury, S. Jenkins and J. Micklewright (eds.), *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, 92-132, Cambridge University Press.
- Burchardt, T. (2008), "Time and income poverty," *CASE Report 57, London School of Economics*, Centre for Analysis of Social Exclusion.
- Burchardt, T. (2010), "Time, income and substantive freedom: A capability approach," *Time and Society*, 19 (3): 318-344.
- Cancian, M. and Reed, D. (1999), "The impact of wives' earnings on income inequality: Issues and estimates," *Demography*, 36(2):173-184.
- Douthitt, R. (2000), "Time to do the chores?" Factoring Home-production needs into measures of poverty," *Journal of Family and Economics Issues*, 21(1):7-22.
- Duncan, G., B. Gustafsson, R. Hauser, G. Schmauss, H. Messinger, R. Muffels, B. Nolan, and JC Ray (1993), "Poverty Dynamics in Eight Countries," *Journal of Population Economics*, 6: 215-234.
- , B. Gustafsson, R. Hauser, G. Schmauss, S. Jenkins, H. Messinger, R. Muffels, B. Nolan, JC Ray, and W. Voges (1995), "Poverty and Social-Assistance

Dynamics in the Unites States, Canada, and Europe,” K. McFate, R. Lawson, and W. Wilson (eds.), *Poverty, Inequality, and the Future of Social Policy: Western States in the New World Order*, 67-108, Russel Sage Foundation.

Esping-Andersen, Gøsta. (1999), *Social Foundations of Postindustrial Economics*. Oxford University Press. (邦訳『ポスト工業経済の社会的基礎——市場・福祉国家・家族の政治経済学』)

Förster, M. and MM. d'Ercole (2005), “Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of The 1990s”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 22.

Fuchs, V.R. (1986), *The health Economy*, Harvard University Press. (邦訳 江見康一、二木立、権丈善一(1995)『保険医療政策の将来』勁草書房)

Goodin R, J. Rice, A. Parpo and L. Eriksson (2008), *Discretionary Time: A New Measure of Freedom*, Cambridge: Cambridge University Press.

Gottschalk P., and S. Danziger (2001), “Income Mobility and Exits from Poverty of American Children,” B. Bradbury, S. Jenkins and J. Micklewright (eds.), *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, 135-153, Cambridge University Press.

Grossman, M. (1972), “On the concept of health capital and the demand for health,” *Journal of Political Economy*, 80 (2):223-255.

Guralnik, J.M. and Kaplan, G.A. (1989), “Predictors of healthy aging: Prospective evidence from the Alameda Country Study,” *American Journal of Public Health*, 79(6):703-708.

Harkness, S. (2010), “Women’s employment and household income inequality,” Gornick,J.C. and Jantti, M. Stanford (ed.) *Income and Inequality: Economic*

disparities and the middle class in affluent countries, California: Stanford University Press.

Harkness, S., Machin, S. and Waldfogel, J. (1997), "Evaluating the pin money hypothesis: The relationship between women's labour market activity, family income and poverty in Britain," *Journal of Population Economics*, 10:137-58.

Harkness, S. and Evans, M. (2011), "The employment effects of recession on couples in the UK: women's and household employment prospects and partners' job loss," *Journal of Social Policy*, 40(4):675-93.

Harvey, A. and A.K.Mukhopadhyay (2007), "When twenty-four hours is not enough: Time poverty of working parents," *Social Indicators Research*, 82: 57-77.

Heckman, J J. and MaCurdy, T. E. (1980), "A Life Cycle Model of Female Labour Supply," *Review of Economic Studies*, 47(1): 47-74.

Heckman, J J., and MaCurdy, T. E. (1982), "Corrigendum on a Life Cycle Model of Female Labour Supply," *Review of Economic Studies*, 49: 659-60.

Higuchi, Y. (2017), "How Changes in the Japanese Labor Market Shape Marriage and Fertility Decision: Toward Measures to Help Women Maintain Valance among Family, Work, and Social Responsibilities," *Panel Data Research Center at Keio University Discussion Paper*.

Hills, J. (2004), *Inequality and the State*, Oxford University Press.

Jenkins, S.(2000), "Modelling Household Income Dynamics," *Journal of Population Economics*, 13:529-567.

Jenkins, S., Brandolini, A. and Micklewright, J. ed. (2012), *The Great Recession and*

the Distribution of Household Income, Oxford University Press.

Kakuwani, N, A. Wagstaff, and E. van Doorslaer (1997), "Socioeconomic Inequalities in Health: Measurement, Computation and Statistical Inference," *Journal of Econometrics*, 77:87-103.

Kalenkoski, C. and K.S. Karmrick (2013), "How does time poverty affect behavior? A look at eating and physical activity," *Applied Economic Perspectives and Policy*, 35(1): 89-105.

Kalenkoski, C., K.S. Karmrick and M. Andrews (2011), "Time poverty thresholds and rates for the US population," *Social Indicators Research*, 104:129-155.

Kawachi, I. and Kennedy, B.P. (2002), *The health of nations: why inequality is harmful to your health*, New Press.

Kohara, M. (2010), "The response of Japanese wives' labor supply to husbands' job loss," *Journal of Population Economics*, Online publication date: 22-May-2009.

Lerman, R. and Yitzhaki, S. (1985), "Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States," *Review of Economics and Statistics*, 67(1):151-156.

Lundberg, S. (1985), "The Added Worker Effect," *Journal of Labor Economics*, 3(1): 11-37.

McGinnity, F and H, Russell (2007), "Gender inequalities in time use –The distribution of caring, housework and employment among women and men in Ireland," *The Economics and Social Research Institute*, Dublin, Ireland.

OECD (2001) *When Money is Tight: Poverty Dynamics in OECD Countries*, OECD Employment Outlook.

- OECD (2008) *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2011) *Divided We Stand? : Why inequality keeps rising*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2011b) *How's Life? –Measuring well-being*, OECD Press.
- OECD (2015) *In It Together: Why lower inequality benefits all*, OECD Publishing, Paris.
- Oxley, H., TT. Dang, and P. Antolin (2000), “Poverty Dynamics in Six OECD Countries”, *OECD Economic Studies*, No.30.
- Skoufias, E. and Parker, S. W. (2006), “Job loss and family adjustment in work and schooling during the Mexican peso crisis,” *Journal of Population Economics*, 19: 163-181.
- Smith, P, J.(1999), “Healthy bodies and thick wallets: The dual relation between health and economic status,” *The Journal of Economic Perspectives*, 13(2):145-166.
- Stephens, M. J. (2002), “Worker Displacement and the Added Worker Effect,” *Journal of Labor Economics*, 20(3): 504-537.
- Townsend, P. (1979), *Poverty in the United Kingdom*, London, Allen Lane and Penguin Books.
- Valetta, R. (2006), “The Ins and Outs of Poverty in Advanced Economies: Government Policy and Poverty Dynamics in Canada, Germany, Great Britain, and the United States,” *Review of Income and Wealth*, 52(2): 261-284.
- Van Doorslaer, E. and A. Wagstaff (1992), “Equity in the Delivery of Health Care: Some

- International Comparisons,” *Journal of Health Economics*, 11:389-411.
- Van Doorslaer, E., C. Masseria, and the OECD Health Equity Research Group Member (2004), “Income-Related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries”, *OECD Health Working Papers*.
- Vickery, C. (1977), “The time poor: A new look at poverty,” *The Journal of Human Resources* 12(1):27-48.
- Wagstaff, A. & E. van Doorslaer (2000), “Measuring and Testing for Inequalities in the Delivery of Health Care,” *Journal of Human Resources*, 35(4):716-33.
- Warren, T (2003), “Class-and gender-based working time? Time poverty and the division of domestic labour,” *Sociology*, 37(4):733-752.
- Wilkinson, R (1996), *Unhealthy Societies: the Afflictions of Inequality*, Routledge.
- Yamazaki, S., Fukuhara, S. and Green, J. (2005), "Usefulness of Five-item and Three-item Mental Health Inventories to Screen for Depressive Symptoms in the General Population of Japan," *Health and Quality of Life Outcomes* 3(48).
- 赤林英夫・敷島千鶴・野崎華世(2013)「JHPS2012 調査の概況」樋口美雄・赤林英夫・大野由香子・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『働き方と幸福感のダイナミズム——家族とライフサイクルの影響』慶應義塾大学出版会，3-29.
- 阿部彩(2007)「日本における社会的排除の実態とその要因」『季刊社会保障研究』43(1): 27-40.
- 阿部彩(2008)「子どもの貧困のダイナミズム—厚生労働省『21世紀出生児縦断調査』を使って—」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『パネル調査(縦断調査)に関する総合的分析システムの開発研究』平成19年度報告書所収, 189-

204.

阿部彩(2012)「「豊かさ」と「貧しさ」:相対的貧困と子ども」『発達心理学研究』23(4):
362-74.

阿部彩(2013)「誰が受診を控えているか:J-SHINE を使った初期的分析」国立社会保
障・人口問題研究所『サービスにおけるナショナルミニマム研究(中間報告書)』
所収.

石井加代子(2005)「たばこ税の引き上げや健康増進法は禁煙にどこまで有効か」KEIO
UNIVERSITY MARKET QUALITY RESESRCH PROJECT Discussion Paper,
DP2005-019.

石井加代子(2006)「イギリス高齢者における障害と社会経済的地位との関係」三田商
学研究 48(6):23-41.

石井加代子(2010)「2000年代後半の貧困動態の確認とその要因」瀬古美喜・照山博
司・山本勲・樋口美雄・慶應-京大連携グローバル COE 編『日本の家計行動の
ダイナミズム VI——経済危機下の家計行動の変容』第2章所収, 慶應義塾大学
出版会.

石井加代子(2011)「経済的地位と医療サービスの利用」樋口美雄・宮内環・C. R.
McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『教育・健康と貧
困のダイナミズム 所得格差に与える税社会保障制度の効果』第5章所収, 慶應
義塾大学出版会.

石井加代子(2018)「所得格差の要因と2010年代における動向」『日本労働研究雑誌』
690:4-17.

石井加代子・浦川邦夫(2014)「生活時間を考慮した貧困分析」『三田商学研究』57(4):
97-121.

石井加代子・樋口美雄 (2015) 「非正規雇用の増加と所得格差：個人と世帯の視点から——国際比較に見る日本の特徴——」『三田商学研究』 58(3):37-55.

石井加代子・山田篤裕(2007)「貧困の動態分析—KHPS に基づく 3 年間の動態およびその国際比較」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム III』第 3 章所収, 慶應義塾大学出版会.

石井加代子・山田篤裕(2008)「年齢階級・世帯類型別にみた日本の貧困動態の特徴——慶應義塾家計パネル調査(KHPS)に基づく貧困動態分析——」, 社会政策研究 9: 38-63.

伊藤セツ・天野寛子・天野晴子・水野谷武志編(2005)『生活時間と生活福祉』光生館.

岩田正美(1995)『戦後社会福祉の展開と大都市最底辺』, ミネルヴァ書房.

岩田正美・濱本知寿香(2004)「デフレ不況下の『貧困経験』」樋口美雄・太田清・家計経済研究所『女性たちの平成不況』第 8 章所収, 日本経済新聞社.

浦川邦夫 (2007) 「家族の変容と教育意欲の世帯間格差に関する考察」『経済学研究年報』 54:107-126.

江口英一(1979, 1980)『現代の「低所得層」(上・中・下)』, 未来社.

遠藤久夫・駒村康平 (1999) 「公的医療保険と医療アクセスの公平性」『季刊社会保障研究』 35(2):141-148.

遠藤久夫・篠崎武久 (2003) 「患者自己負担と医療アクセスの公平性——支出比率とカクワニ指数から見た患者自己負担の実態——」『季刊社会保障研究』 39(2):144-154.

太田清 (2005) 「フリーターの増加と労働所得格差の拡大」, ESRI Discussion Paper Series, 140.

- 太田清 (2006) 「非正規雇用と労働所得格差」『日本労働研究雑誌』 557: 41-52.
- 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.
- 小塩隆士(2010)『再分配の厚生分析 公平と効率を問う』 日本評論社.
- 小塩隆士・浦川邦夫(2008)「2000年代前半の貧困化傾向と再分配政策」『季刊社会保障研究』 44(3): 278-290.
- 小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編(2006)『日本の所得分配—格差拡大と政策の役割』 東京大学出版会.
- 金子能宏・小島克久・山田篤裕(2005)「所得格差の国際動向：経済協力開発機構の国際比較データから」厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)『我が国の所得・資産格差の実証分析と社会保障の給付と負担の在り方に関する研究：平成16年度報告書』所収.
- 木村正一(2005)「2004年慶應義塾家計パネル調査の標本特性」慶應義塾大学経済連携21COEプログラム『日本の家計行動のダイナミズム [I] 慶應義塾家計パネル調査の特性と居住・就業・賃金分析』第1章所収, 慶應義塾大学出版会.
- 黒田祥子・山本勲(2007)「労働供給弾性値はどのように変化したか? : マクロとマイクログの双方の視点から」PIE/CIS Discussion Paper, No.339.
- 黒田祥子・山本勲(2011)「人々はいつ働いているのか?—深夜化と正規・非正規雇用の関係—」RIETI Discussion Paper Series 11-J-053.
- 権丈善一 (2004)『年金改革と積極的社会保障政策』 慶應義塾大学出版会.
- 権丈善一 (2017)『ちょっと気になる医療と介護』 勁草書房.
- 厚生労働省(2006)「健康づくりのための睡眠指針2014」.
- 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.
- 小原美紀(2007)「夫の失業リスクと妻の労働供給」林文夫編『経済停滞の原因と制度』
第11章所収, 勁草書房.
- 駒村康平(2003)「低所得世帯の推計と生活保護制度」『三田商学研究』46(3):107-126.
- 近藤克則(2002)「社会的経済的格差による健康の不平等」『経済』2002年7月号:27-
37.
- 酒井正・樋口美雄(2005)「フリーターのその後——就業・所得・結婚・出産」『日本
労働研究雑誌』535: 29-41.
- 佐藤一磨(2012)「夫の失業前後の妻の就業行動の変化について」『経済分析』186: 116-
136.
- 四方理人(2011)「非正規雇用は「行き止まり」か?——労働市場の規制と正規雇用
への移行」『日本労働研究雑誌』680:88-102.
- 白波瀬佐和子(2018)「人口構造の変化と経済格差」『日本労働研究雑誌』690:44-54.
- 清家篤・山田篤裕(2004)『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社.
- 橘木俊詔・浦川邦夫(2006)『日本の貧困研究』, 東京大学出版会.
- 橘木俊詔・迫田さやか(2013)『夫婦格差社会——二極化する結婚のかたち』中公新
書.
- 田宮遊子・四方理人(2007)「母子世帯の仕事と育児——生活時間の国際比較から——」『季
刊社会保障研究』43(3): 219-231.
- 豊川智之・村上慶子・兼任千恵・小林廉毅(2012)「医療サービスへのアクセスの水平
的公平性」『医療と社会』22(1):69-78.

内閣府編(2013)『子ども・若者白書』.

直井道生・山本耕資(2010)「日本家計パネル調査の標本設計と代表性」樋口美雄・宮内環・C.R.Mckenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『貧困のダイナミズム—日本の税社会保障・雇用政策と家計行動—』慶應義塾大学出版会, 3-27.

長濱利廣(2012)『男性不況』東洋経済新報社.

橋本英樹(2005)「国民生活基礎調査における健康のとらえ方に関する基礎的検討」『厚生生の指標』52(11):14-22.

浜田浩児(2007)「夫婦所得の世帯間格差に対する妻の所得の寄与度」『生活経済学研究』25: 93-104.

濱本知寿香(2005)「収入からみた貧困の分析とダイナミックス」岩田正美・西澤晃彦『貧困と社会的排除 福祉社会を蝕むもの』第3章所収, ミネルヴァ書房.

原田謙・杉澤秀博・小林江里香・Jersey LIANG(2001)「高齢者の所得変動に関連する要因—縦断調査による貧困のダイナミクス研究」『社会学評論』52(3/3): 382-97.

樋口美雄(2001)『雇用と失業の経済学』, 日本経済新聞社.

樋口美雄・阿部正浩(1999)「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング—固定要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性結婚・出産・就業・消費・貯蓄』第1章所収, 東洋経済新報社.

樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨(2015)「日本の所得格差と所得変動—国際比較・時系列比較の動学分析」, 『三田商学研究』59(3):67-91.

樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨(2017)「景気変動と世帯の所得格差——リーマン・ショック下の夫の所得と妻の就業」『経済研究』68(2):132-149.

樋口美雄・小林徹・何芳・佐藤一磨（2013）「東日本大震災に伴う人口移動傾向の変化——岩手・宮城・福島の県別、市区町村別分析——」『季刊社会保障研究』49(3):283-298.

樋口美雄・佐藤一磨（2015）「雇用・賃金統計に見る先進各国共通な流れと日本の特徴」『三田商学研究』58(1):15-36.

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)「パネルデータに見る所得階層の固定性と意識変化」樋口美雄+財務省財務総合政策研究所編著『日本の所得格差と社会階層』第3章所収, 日本評論社.

深谷昌弘(1974a)「社会保障と家族規模（1）」『季刊社会保障研究』10(2):35-49.

深谷昌弘(1974b)「社会保障と家族規模（2）」『季刊社会保障研究』10(3):35-60.

本多智佳・大日康史（2003）「健康の公平性」大日康史編『健康経済学』第10章所収, 東洋経済新報社.

牧厚志・駒村康平（2000）「高齢者の健康が就業・所得に与える影響」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』第11章所収, 東京大学出版会.

松浦克己(2002)「所得再分配調査と全国消費実態調査による分配状況の比較—両調査の特徴比較」平成12-13年度厚生科学研究費補助金政策科学研究推進事業総合研究報告書『日本の所得格差の現状と評価に関する研究』所収.

村上雅子（2003）『社会保障の経済学[第2版]』東洋経済新報社.

森剛志(2002)「夫婦間の所得の組み合わせの変化が所得格差に与える影響」『大原社会問題研究所雑誌』524: 33-45.

矢野真和(1998)『ゆとりの構造—生活時間の6カ国比較—』連合総合生活開発研究所.

山口雅生(2015)「サービス経済化と所得分布の変化」『季刊経済理論』51(4): 46-57.

山田篤裕 (2004)「居宅介護サービスの公平性——『国民生活基礎調査(平成 13 年)』
介護票に基づく分析——」『季刊社会保障研究』40(3):224-235.

山本勲(2011)「非正規労働者の希望と現実——不本意型非正規雇用の実態」, RIETI
Discussion Paper Series, 11-J-052.

労働政策研究・研修機構(2012)「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に
関する調査—世帯類型別にみた「子育て」、「就業」と「貧困問題」—」調査報
告書.