

季刊 社会保障研究

貸出用

Vol. 46

Spring 2011

No. 4

研究の窓

- 社会保障実態調査から政策研究の展開にむけて 高橋重郷 324
- 特集：人々の暮らしと共助・自助・公助の実態 —「社会保障実態調査」を使った分析—
親の子どものための支出・経済的援助と社会保障給付との関係
—代替的關係と補完的關係に関する実証分析— 金子能宏 326
- 生活保障の不安定化に関する分析
—「生活費用の担い手」の動態へのアプローチ— 西村幸満 342
- 子ども期の貧困が成人後の生活困難（デプリベーション）に与える影響の分析
..... 阿部彩 354
- 退職者における予期しない出来事が生活水準と暮らし向きに与える影響
..... 暮石渉 368
- 社会的・経済的要因と健康との因果性に対する諸考察
—「社会保障実態調査」および「国民生活基礎調査」を用いた実証分析—
..... 野口晴子 382

投稿（研究ノート）

- 夫の出産・育児に関する休暇取得が出生に与える影響 水落正明 403
- 登録ヘルパーの労働供給と希望労働時間のミスマッチ
..... 岸田研作・谷垣静子 414
- 経済的支援が子ども数と女性の労働供給に与える影響
—児童手当と保育サービス利用への補助に関するモデル・シミュレーション分析—
..... 坂爪聡子 426

判例研究

- 社会保障法判例 常森裕介 437
- 国民健康保険一部負担金減免取扱要領が不合理であること等を理由として、
減免不承認処分を裁量権の範囲を逸脱したもので違法とした事例—

書評

- 碓井光明著『社会保障財政法精義』 島崎謙治 445
- 季刊 社会保障研究（Vol.46, Nos.1-4）総目次 449

季刊
社会保障研究

Vol. 46 Spring 2011 No. 4

国立社会保障・人口問題研究所

研究の窓

社会保障実態調査から政策研究の展開にむけて

国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）は、従来から人口問題や社会保障に関する全国標本調査を実施してきている。古くは、社人研発足前の旧人口問題研究所が昭和15年に実施した第一次出産力調査まで遡ることができる。社会保障分野においても旧社会保障研究所では、昭和40年から「児童養育費調査」を反復調査として実施し、その成果は『家族周期と児童養育費』などの一連の研究叢書としてまとめられている。その後も世代間扶養に関する「高齢者世帯生活調査」や「中高年者生活総合調査」が実施され、社会保障分野における歴史的な実態調査研究として今に継承されている。

近年、わが国の社会保障をとりまく社会情勢の変化を受け、格差問題や生活保障にかかわるさまざまな問題が浮上してきた。社会保障を考えて行く上で、自分自身や家庭内の助け合いによる自助、あるいは家庭の周りの近親者や地域社会の助け合いといった共助、そして自分や周囲の人々、地域や民間の助力によって解決できないことを公的に支える公助、すなわち自助・共助・公助が相互にバランス良く働く仕組みが持続可能な社会保障制度として求められている。

この相互関係を実際の人々の生活実態から調査によって把握し、今後の施策展開に資することを目的として、社人研では、平成19（2007）年7月に『社会保障実態調査』を実施した。なお、調査の主要な結果は、別途研究報告書として刊行されている。

この季刊社会保障では、調査研究プロジェクトメンバーが、それぞれの問題関心と特集の趣旨に基づいて「人々の暮らしと共助・自助・公助の実態」という共通テーマのもとで特集論文として執筆したものである。以下、論文の要約を行い、本論への橋渡しとしたい。

本特集の最初の論文「親の子どものための支出・経済的援助と社会保障給付との関係—代替的關係と補完的關係に関する実証分析—」（金子能宏著）は、親子の助け合いと社会保障制度との代替・補完関係をテーマとし、前半では「子どものいる家族」に着目し、児童手当などの社会保障給付が親の家計所得を通じた子どもへの支出や教育費への効果について検証している。論文では、所得が低い世帯ほど、社会保障給付が子どもへの支出を通し世帯の所得と生活費を高めるといった効果が検証され、公的補助が機能していることが明らかにされている。後半では、20歳以上の世代の就業行動に対する親の経済援助（自助）と社会保障給付（失業手当、遺族年金、障害年金などの共助・公助）の関係を検証し、両者が必ずしも補完的でなく、代替的である可能性を指摘している。こうした自助・共助・公助の複雑な影響効果を実態調査データから実証的に分析したことは、今後の社会保障の持続可能性の議論をさらに深めることになる。

第二の論文「生活保障の不安定化に関する分析—「生活費用の担い手」の動態へのアプローチ—」（西村幸満著）では、「生活保障」をとらえる概念として従来から用いられてきた「標準世帯」や「男性稼ぎ主」といった概念が、世帯主を中心としてとらえる測定指標であるという限界性について論じ、近年の日本で生じている生活の不安定化したもとで、生活保障のプロセスを「生活費用の担い手」という概念で把握しようとする試みを示した。著者は、世帯の構成員がライフステー

ジの変化過程で生活費の担い手が世帯内において変化するという動的な概念構成を提示し、「生活保障」の研究に有用な実証的枠組みを示した。

続く「子ども期の貧困が成人後の生活困難（デブレーション）に与える影響の分析」（阿部彩著）の論文は、これまでの著者の論考を実証的な大規模調査によって深化させたものである。論文では、第一に「子ども期の貧困の継続性に関する問題」、第二に、「子ども期の貧困が、教育投資を阻み、それが成人期の貧困に至るという経路問題」。そして第三に、「子ども期の貧困の継続性に関するコーホート間の違い」に関した実証分析の結果が示されている。詳細な分析は本論に譲るが、分析からは例えば、「教育投資のみによる貧困の世代間連鎖の解消は不可能」であることや、また生涯を通じた子ども期の貧困が及ぼす影響について、仮説検証を行っている。この調査が反復的に蓄積されていけば、そこから得られる情報は社会保障研究にとってさらに極めて重要な意義をもたらすものとなるであろう。

第四の論文「退職者における予期しない出来事が生活水準と暮らし向きに与える影響」（暮石渉著）では、早期退職や退職前後の健康の変化、配偶者との離別や死別を予期しない出来事としてとらえ、そうしたライフサイクル上の出来事が「生活水準」や「暮らし向き」に与える影響を分析したものである。モデルの検証から、予定された退職年齢（60歳）より早期の退職では、退職後の「生活水準」や「暮らし向き」を低下させる可能性を明らかにしている。また健康水準の悪化や改善が退職後の暮らし向きに関連していることなどの知見が見いだされている。こうした退職前後の出来事の違いが実証的に明らかになるなら、中高年期の社会保障の施策議論に大きな示唆をもたらす。

最後の論文「社会的・経済的要因と健康との因果性に対する諸考察」（野口晴子著）は、個人あるいは世帯の社会経済的状況と健康との両者の関係について、両方向から因果関係があり得る複雑な健康プロセスについて実証分析を試みた論文である。特に「健康」をどのように測定するのかという尺度について論究・分析した上で、健康尺度に関して「心理的健康観」の有効性を明らかにしている。また政策的な含意として、雇用政策を通じた社会的資源の投入による就労促進や就労機会の拡大の重要性を明らかにしている。

本号に収録された論文は、調査プロジェクトチームが設計した調査票に基づいて、人々の生活実態から社会保障のさまざまな側面やその有効性、またその再構成に向けた論点を明らかにしようとする研究である。今後もこの調査データに基づいて詳細な分析が展開され、エビデンスに基づく施策展開に貢献することを期待したい。

高橋重郷

（国立社会保障・人口問題研究所副所長）

親の子どものための支出・経済的援助と社会保障給付との関係 ——代替的關係と補完的關係に関する実証分析——

金子能宏

I はじめに

持続可能な社会保障制度構築のためには自助・共助・公助のバランスが必要であるが、これらとの関係は社会経済状況と本人・家族の生活状況の影響を受ける。自助には本人の自助と家族の助け合いがあり、家族の助け合いには、親が子どもを援助する場合と子どもが親を援助する場合がある。親の子どもに対する援助は、子どもが学業を終えて就労するまでは将来子どもが豊かな生活を送れるように教育支出をするなど子育て・教育を通じた援助がある。子どもが成人した後も、子どもが生活に困ったときには親が子どもへ経済的支援をする場合がある。他方、子どもから親への援助には、親が生活に困ったときの経済的支援のみならず、要介護になった場合に介護をするなど家計内サービスによる助け合いがある。

このような家族の助け合いは、低所得世帯の子育て費用を支援する子ども手当や奨学金、子どもの医療費の自治体による軽減など公的な財源による所得移転や補助などのいわゆる公助によって補完される場合がある。その一方、共助としての社会保険と家族の助け合いは、代替的な場合（子どもが親の介護をすべてする場合）と補完的な場合（子どもが介護サービスを利用しながら介護をする場合）の両方がある。

このように自助・共助・公助の間には代替関係と補完関係の両方があり、これらの3つのバランスを図って社会保障制度の持続可能性を高め

る給付と負担を実現するためには、これら3つの間の代替的・補完的關係について知ることが大切であり、政策評価のためにはこれらの関係に関する計量的な実態把握も必要である。とくに、子ども手当の経済的効果については議論が分かれるところであるが、子ども手当が親の子どもへの援助を補完する役割や家計の経済的厚生を高めることなどを実証的に検証することは重要な課題である。また、若年者の雇用環境は、近年、有効求人倍率は低く失業率は高く厳しいため、子どもが生活困難になった場合の親の経済的支援はしばしばみられるようになった。ただし、就労年齢に達している子どもに対する親の経済的支援は子どもが就労する経済的インセンティブを弱める可能性がある。自助・共助・公助のバランスを図るためには、こうした問題についても実証的に分析する必要がある。

これまで、親子間の経済的支援に関連して、親の子どもに対する教育投資に関連する経済分析（新井（1995）、小塩（2002）、ホリオカ・家計経済研究所（2008））や、また将来介護が必要になる場合に子どもから援助を得るために遺産を残す貯蓄動機分析（駒村（1994）、ホリオカ（2002））など多くの先行研究が行われてきた。しかし、親子間の助け合いと社会保障制度との代替・補完關係に着目しながら、助け合いと社会保障制度それぞれが親や子どもに及ぼす影響について分析することは必ずしも十分に行われてきていない。そこで、本稿では、親子間の助け合いのうち、親が子どもに対する経済的援助に着目して、子どもが一般的に就労する前の年

齡（18歳未満）の場合と子どもの年齢が就労し始め自らが子育て期を迎えるまでの年齢（20歳以上40歳未満）に分けて分析を行う。すなわち、親の経済的援助と社会保障制度の受給状況および子どもの生活状況と社会保障制度の利用状況についての調査項目を含む「社会保障実態調査」を利用して、20歳未満の子どものいる家族については、児童手当などの社会保障給付が親に及ぼす経済的効果を分析し、20歳以上の子どもがいる家族については、親の経済的援助が子ども（20歳以上40歳未満）の就業行動に及ぼす影響を分析する。これらの分析を合わせて、自助・共助・公助のバランスの条件について考察し、政策的なインプリケーションを導くとともに今後の課題を述べたい。

II 親の子どもへの支出と子どもへの社会保障給付（公的所得補助）との関係

1 利他的な親の行動の下での子どもへの支出と社会保障給付との関係

親の子どもへの支出は、子どもの成長に寄与するが、子どもが学業を終えて労働市場に参入したときに得られる子どもの所得は、学歴などの子どもの属性と労働市場の需給状況など複数の要因によって高い場合とそうでない場合とがあり、不確実性がある。親は、こうした子どもへの支出の成果の不確実性を知りながらも、利他的な気持ちから、子どもへの支出をする。このような親の効用関数は、親自身の財貨・サービスの消費を x 、子どもの将来の稼得所得を I 、親の子どもへの支出（所得移転）を b とすると、 $U=U(x, I+rb)$ と表すことができる。ここで、 r は不確実性のない利子率である¹⁾。

子どもの将来の稼得所得 (I) は、実際に労働市場で賃金に学歴間格差があることから、子どもの学歴 (S) と関連するが、必ずしも学歴だけに依存しない面もある。したがって、子どもの稼得所得は、学歴と子どもの学歴以外の属性 ε にも依存すると考えられ、 $I=f(S, \varepsilon)$ と想定することができる。この稼得所得関数は、通常の

生産関数と同様に、 $f_s=\partial f/\partial S>0$ 、 $f_{ss}=\partial^2 f/\partial S^2<0$ 、 $f_{s\varepsilon}=\partial^2 f/\partial S\partial\varepsilon>0$ という条件を満たすと仮定する。また、子どもの学歴は、 ε を所与とすると、親の子どもへの支出 C_e が増えるほど子どもは高等教育機関に進むことができるようになり、より高い学歴が得られると仮定する²⁾。すなわち、学歴 S は親の子どもへの支出 C_e の増加関数で、 $S=S(C_e)$ 、 $S_{C_e}=\partial S/\partial C_e>0$ 、 $S_{C_e}^2=\partial^2 S/\partial C_e^2<0$ と仮定する。親の子どもへの支出がなく子どもの人的資本蓄積がない場合 ($S=0$) には、子どもが労働市場で低い所得しか得られないので、その場合の子どもの将来の所得は、稼得所得 ($I_0=f(0, \varepsilon)$) と親の子どもへの所得移転 (rb) の合計、すなわち、 I_0+rb となる。ここで、 I_0 は非熟練労働の賃金所得と見なすことができる。他方、親の子どもへの支出が人的投資として実り ($S>0$)、子どもが高い稼得所得を得られる場合、子どもの将来の所得 (z) は、 $z=f(S, \varepsilon)+rb$ となる。子どもへの支出が人的投資として実らず、子どもが低い稼得所得しか得られない場合の確率を P とすると、その支出が実り子どもが高い所得を得る場合の確率は $(1-P)$ となる。このような条件のもとで、親の期待効用は次のように表すことができる。

$$E(U)=PU(x, I_0+rb)+(1-P)U(x, f(S(C_e), \varepsilon)+rb) \quad (1)$$

親の予算制約は、親の所得を Y とすると、 $Y=x+b+p_s S(C_e)$ 、 $b>=0$ 、となる。したがって、親は、この予算制約の下で、自分の消費 x と子どもの C_e と b を選んで親自身の期待効用を最大化する。期待効用最大化の1階条件から、次の式が導かれる。

$$rp_s \leq (1-P)[U_z^S f_s(C_e) S_{C_e} / E(U_z)] \quad (2)$$

$b>0$ のときこの上の式は等号で成り立つ。

児童手当や子ども手当などの社会保障による所得補助 (A) と親の子どもに対する支出との関係は、子どもの人的投資への支出 C_e と子どもへ

の所得移転 b に対して、それぞれ次のような影響を及ぼす。

$$\begin{aligned} \partial C_e / \partial A &= (\partial C_e / \partial S)(\partial S / \partial A) \\ &= (\partial C_e / \partial S)(\partial S / \partial Y)(\partial Y / \partial A) \\ &= (S'(C_e)) \{ r^2 p_s E(U_{xx}) E(U_{zz}) \\ &\quad \{ 1 - [(US_{zz} / U_{Sz}) / (E(U_{zz}) \\ &\quad \quad / E(U_z))] / D \} \times \partial Y / \partial A \} \quad (3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \partial b / \partial A &= (\partial b / \partial Y)(\partial Y / \partial A) \\ &= E(U_{xx})(1-P) \\ &\quad [(1-r)f_S US_{zz} + U_{Sz} f_{SS}] / D \quad (4) \end{aligned}$$

ここで、期待効用最大化の2階条件、 $U_{jj} < 0$ ($j=x, z$) から $D > 0$ となる。

したがって、公的所得補助の子どもに対する所得移転（経済的援助）に対する影響は、 $\partial b / \partial A > 0$ となるので、補完的である。他方、公的所得補助の教育費を含む子どもの支出への影響は、 $\partial C_e / \partial A = (\partial C_e / \partial S)(\partial S / \partial A)$ の符号に依存するが、これは、親の効用関数の危険回避度についてより多くの仮定を置かないと符号は確定せず、公的補助は子どもへの支出に対して補完的にも代替的にもなる可能性がある。

本来、公的な子育てのための所得補助は親が子どもを育て教育するための支出を増やすために支給されるものであるが、理論的には、親の選好に依存して、補助が親の子どものための私的な支出を増やす補完的な効果をもたらさず場合と、補助が私的な支出を減らす代替的な効果をもたらさず場合とがある。実際にはどちらの効果もより多く現れるかについては、実証分析を行う必要がある。

2 実証分析

そのために、本稿では、国立社会保障・人口問題研究所が2007（平成19年）7月に実施した「社会保障実態調査」を用いて実証分析を行う。この調査は、厚生労働省が実施する平成19年「国民生活基礎調査」で設定された調査地区（5,440地区）内から無作為に選ばれた調査地区

（300地区）内に居住する世帯主および20から69歳の世帯員を対象として平成19年7月1日現在の世帯の状況（世帯票）および個人の状況（個人票）について調べたものである。その結果、世帯票配布数（調査客体世帯数）15,782票に対して有効回答があった（有効回収率は68.2%）。また、回収世帯の20から69歳に対して配布した個人票20,689票に対して17,188の有効回答があった（有効回収率は83.1%）。

この調査によれば、子どものいる人の割合は³⁾、有配偶者では男性80.8%、女性79.6%、離別・死別者の場合は男性55.8%、女性74.7%となっている。18歳未満の子どもに限定すると、有配偶者の場合は、男性の40.1%、女性の36.9%、離別・死別者の場合は男性の18.3%、女性の27.0%に18歳未満の子どもがある。

次に、子どものための支出をしている割合を、子どもの年齢と親の婚姻状況別に見てみると⁴⁾、18歳未満の子どもに対する支出では、有配偶者の場合は、男性が95.9%、女性が94.7%、離別・死別者の場合には男性が92.7%、女性が90.7%であった（該当年齢の子どもがある人の総数に対する割合）。18歳未満の子どものための1年間当たりの支出は⁵⁾、親が有配偶者の場合、男女ともに、「10万円未満」「10万円～20万円未満」「50万円～100万円未満」とする人の割合が、それぞれ約2割であった。一方で、「100万円以上」とした人も男性では9.1%、女性では7.6%であった。離別・死別者の場合は、男女ともに、「10万円～20万円」とする割合が最も多く、次に「10万円未満」となっている。有配偶者に比べると、離別・死別者が、18歳未満の子どものために支出する額が少ない傾向がある。

このような実態が見られる子どもをもつ親を対象に、子育てのための所得補助と私的な支出との間に補完的な関係と代替的な関係のどちらが見られるかについて実証分析をする一つの方法は、以下のように、親の子どものための支出を被説明変数として、公的な補助を説明変数に含む線形の回帰分析をすることである。

表1 親の学歴別・収入階級別にみた子ども（18歳未満）の子どもへの支出の状況

		子ども（18歳未満）の子どもへの支出額 (月額, 千円)		
学歴	収入階級	平均	標準偏差	サンプル数
中学卒	130万円未満	66	103	14
	130万円～250万円未満	75	109	18
	250万円～350万円未満	212	293	21
	350万円～700万円未満	269	322	32
	700万円～1,000万円	268	374	6
	1,000万円～1,500万円	-	-	-
	1,500万円以上	-	-	-
小計		181	269	94
高校卒	130万円未満	219	313	50
	130万円～250万円未満	268	311	94
	250万円～350万円未満	249	323	143
	350万円～700万円未満	339	362	363
	700万円～1,000万円	472	469	166
	1,000万円～1,500万円	505	509	52
	1,500万円以上	483	426	14
小計		351	394	888
短大卒	130万円未満	334	361	20
	130万円～250万円未満	291	329	27
	250万円～350万円未満	300	360	37
	350万円～700万円未満	317	335	110
	700万円～1,000万円	448	455	48
	1,000万円～1,500万円	657	430	15
	1,500万円以上	688	596	4
小計		363	383	261
大学以上卒	130万円未満	164	258	14
	130万円～250万円未満	290	418	16
	250万円～350万円未満	285	358	49
	350万円～700万円未満	393	434	254
	700万円～1,000万円	491	450	226
	1,000万円～1,500万円	622	544	107
	1,500万円以上	758	542	66
小計		478	480	748

注) 2007年の所得税の課税最低限は、夫婦子ども二人世帯で325万円、夫婦子ども1人世帯で220万円。社会保険料負担の扶養控除を受ける所得上限額は130万円。

出典) 国立社会保障・人口問題研究所「社会保障実態調査」に基づいて筆者作成。

$$T_{it}^{PR} = X_{it}\beta + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 T_{it}^{PB} + u_{it}. \quad (5)$$

ここで、 T^{PR} は親の子どもへの支出の有無あるいは支出額、 X は子どものための支出額に影響する諸変数（世帯主の年齢・性別・教育水準・就労状況、同居・別居家族の人員構成、健康状態、居住地域特性）、 Y は公的補助を除いた世帯

所得、 T^{PB} は児童手当などの公的所得補助（その有無もしくは金額）を示している。ここで、公的補助と親の子どもへの支出との関係は、 α_2 の符号と大きさで見ることができる。 $\alpha_2 < 0$ は代替関係を、 $\alpha_2 > 0$ は補完関係を示している。そして、これらの関係を識別するためには一貫性のある α_2 を効率的に推計することが必要とな

る。

一方、18歳未満の子どものいる親に対する公的所得補助 T^{PB} は、具体的には（「社会保障実態調査」が実施された2007年時点では）児童手当、生活保護、年金給付（親が遺族であったり障害を持つ人の場合）、失業手当（親が失業している場合）の合計である。従って、 T^{PB} は親の年齢、就業状況、所得水準、世帯構成などに依存することになる。これらの説明変数をまとめて Z と表せば、公的所得補助の線形の回帰式は以下のようなになる。

$$T_{it}^{PB} = Z_{it}\pi + v_{it} \quad (6)$$

一般的に、代替・補完いずれかの関係にあると、親の子どもへの支出と公的な所得補助との間には、観測されない効果を通じて誤差項 u と v の間には相関があると考えられるので、 α_2 の一貫性のある推計量を得るためには、(1)と(2)を連立方程式として推計する必要がある。そのためには、 Z に含まれ、 X には含まれない識別のための操作変数を用いた操作変数法による推定が必要となる⁶⁾。さらに、親の子どもへの支出の T^{PR} の値はゼロ以上の値をとる（ゼロを閾値とする）潜在変数であるので、操作変数によるトビットモデルを用いた推計を行う。

子どものための所得補助には児童手当、児童扶養手当、特別児童扶養手当などがある。これらには所得制限や母子家庭であるかが条件となるので、親の所得が制限を超える場合や夫婦世帯の場合、子どものため所得補助は、地方自治体独自の補助もあるので必ずしもゼロにならない場合があるが、その額は大きく減少する。一方、親の子どものための支出や教育費は、補助額が大きく減少してもそれがなくなるほど大きく減少することはない。従って、識別のための操作変数としては、所得制限を超えた場合や配偶者との離死別した場合それぞれ1をとるダミー変数が考えられる。

親の子どもに対する支出に関する被説明変数として、「社会保障実態調査」で尋ねている子

ものための支出額、その支出額が所得に占める割合、その支出額が世帯の消費支出総額に占める割合、子どもの教育費、教育費が所得に占める割合、教育費が消費支出総額に占める割合を用いる。一方、公的な補助額の被説明変数としては、児童手当、児童扶養手当、特別児童扶養手当の合計額を用いる。

親の子どもに対する支出に関する説明変数として、子どもの人数、親の子どものときの生活の担い手が父親の場合と母親の場合それぞれ1をとるダミー変数、親の学歴（中学卒を基準に、高卒、短大卒、大学卒以上それぞれの場合に1をとるダミー変数）、親の労働時間を用いるとともに、親の危険回避度に関連する変数として危険回避的で引退後の生活費に備える選好を示す個人年金加入の場合に1をとるダミー変数を用いる。

公的な補助額の説明変数として、子どもの人数、年齢、親の所得が所得制限を下回り子どものための補助が支給することに関連すると考えられる失業手当受給の場合と健康状態が悪い場合それぞれに1をとるダミー変数、社会保険の加入状況を示すダミー変数（厚生年金と健康保険それぞれ加入している場合に1をとる）、都市部である場合に1をとるダミー変数、親の所得額を用いる。

これらの変数の基本統計量を示したものが表2であり、これらの説明変数と操作変数を用いて推定した結果が表3である。

公的補助関数の推定結果（表3-2）を見ると、補助には所得制限と子どもの年齢制限があることを反映して所得と年齢の係数は負であり、統計的に有意である。厚生年金に加入していることを示すダミー変数の係数も有意に負である。他方、子どもの人数と都市部であることを示すダミー変数の係数は有意に正である。親の健康状況が悪いことは所得低下に繋がるので、所得が所得制限を下回る可能性を高めるので、その係数は有意に正である。

こうした推定結果を示す公的補助関数で推計された公的補助額を説明変数として用いる親の子どもへの支出に関する推定結果は表3-1である。

表2 親の子ども（18歳未満）への支出と公的補助に関連する基本統計量

項目	結婚経験あり	女性世帯主	離死別経験あり	15歳の時の主な生活の支え手が親	健康ではない	仕事あり
頻度 (%)	98.2	9.6	1	79.5	13	94.2
項目	高卒	短大卒	大学以上卒	本人が公的年金に加入	本人が公的健康保険に加入	本人が個人年金保険に加入
頻度 (%)	44.2	12.9	36.8	89.6	87.2	20.9
項目	年齢 (歳)	子どもの人数 (人)	労働時間/日	本人の所得 (年額, 万円)	子どものための所得補助額 (月額, 万円)	
平均値	41.2	1.9	7.43	444.1	1.1	
標準偏差	8.07	0.85	81.54	635.24	4.9	
サンプル数=2,040						

出典) 国立社会保障・人口問題研究所「社会保障実態調査」(2007年)に基づいて筆者推定。

表3-1 親の子ども（18歳未満）への支出に関する推定結果

操作変数によるTobit推定						
被説明変数	子どもへの支出額	子どもの教育費	世帯所得に占める子どもへの支出の割合	世帯所得に占める子どもの教育費の割合	世帯消費支出に占める子どもへの支出の割合	世帯消費支出に占める子どもの教育費の割合
説明変数						
子どもへの所得補助額	-5.399319 (-1.27)	-0.5406119 (-0.95)	0.0081025 * (1.82)	0.012157 *** (7.84)	0.0053542 (1.02)	0.003544 *** (2.53)
子どもの人数	77.63396 *** (6.46)	16.25191 *** (9.74)	0.0439333 *** (3.59)	0.0383493 *** (8.50)	0.0267477 * (1.85)	0.0373553 *** (9.21)
結婚経験あり	11.42782 (0.13)	-17.33176 (-1.47)	-0.0543713 (-0.61)	-0.0224776 (-0.70)	-0.1055696 (-1.02)	-0.0604866 ** (-2.11)
15歳時の生活の主な担い手 (父)	10.78507 (0.52)	-2.581832 (-0.88)	0.0053791 (0.25)	-0.02719 (-0.34)	0.0190277 (0.75)	-0.0079457 (-1.12)
15歳時の生活の主な担い手 (母)	171.8494 *** (6.66)	2.940652 (0.83)	0.1765363 *** (6.73)	-0.006936 (-0.72)	0.1740787 *** (5.59)	0.0124736 (1.44)
労働時間	-0.6357856 *** (-5.06)	-0.1036499 *** (-5.94)	-0.0002071 * (-1.62)	-0.0002585 *** (-5.47)	0.000064 (0.04)	-0.0002121 *** (-4.99)
高卒	216.4603 *** (4.75)	29.52381 *** (4.58)	0.2521448 *** (5.45)	0.0707015 *** (4.07)	0.3507764 *** (6.28)	0.0806645 *** (5.14)
短大卒	242.3027 *** (4.72)	40.70841 *** (5.63)	0.3031293 *** (5.81)	0.0961338 *** (4.93)	0.4020285 *** (6.41)	0.0952491 *** (5.40)
大学以上卒	338.8224 *** (7.23)	44.37415 *** (6.69)	0.2833323 *** (5.95)	0.0799261 *** (4.47)	0.4287692 *** (7.46)	0.1011708 *** (6.26)
個人年金保険加入	67.46244 *** (2.76)	1.765549 (0.52)	0.0274037 (1.10)	-0.0029446 (-0.32)	0.0360183 (1.22)	0.0018237 (0.22)
定数項	-158.4716 * (-1.64)	-19.382 (-1.47)	0.1078783 (1.10)	-0.0476052 (-1.33)	0.0217068 (0.19)	-0.0094807 (-0.30)

表3-2 子ども（18歳未満）のいる親の子どもへの所得補助に関する推定結果

内生変数の推定						
被説明変数	子どもへの所得補助額	子どもへの所得補助額	子どもへの所得補助額	子どもへの所得補助額	子どもへの所得補助額	子どもへの所得補助額
説明変数						
子どもの人数	0.2663745 *** (2.36)	0.2685858 *** (2.38)	0.2725964 ** (2.41)	0.2724465 ** (2.41)	0.2723422 ** (2.41)	0.2702257 ** (2.39)
結婚経験あり	-1.237304 (-1.54)	-1.248028 (-1.55)	-1.27562 (-1.59)	-1.306737 * (-1.63)	-1.274909 (-1.59)	-1.269956 (-1.58)
15歳時の生活の主な担い手（父）	0.4378178 ** (2.22)	0.4346968 ** (2.20)	0.4264662 *** (2.16)	0.4150625 ** (2.10)	0.4275663 ** (2.16)	0.4299341 ** (2.18)
15歳時の生活の主な担い手（母）	0.5193185 ** (2.13)	0.5089839 ** (2.09)	0.4842435 *** (1.99)	0.4662976 * (1.92)	0.486628 ** (2.00)	0.4926071 ** (2.03)
年齢	-0.0693283 *** (-3.70)	-0.0716107 *** (-3.85)	-0.0754949 *** (-3.99)	-0.0753102 *** (-4.17)	-0.0754555 *** (-3.97)	-0.0729276 *** (-3.92)
女性	8.036621 *** (24.00)	8.048506 *** (24.12)	8.091504 *** (24.38)	8.114057 *** (24.59)	8.089236 *** (24.37)	8.104011 *** (24.43)
公的年金加入	-1.078432 *** (-3.06)	-1.037244 *** (-3.00)	-0.8687537 (-2.43)	-0.5643637 *** (-1.66)	-0.8820813 ** (-2.48)	-0.8650726 * (-2.46)
公的健康保険加入	0.2962652 (0.97)	0.3320193 (1.09)	0.370466 (1.21)	0.306811 (1.04)	0.3658167 (1.19)	0.3175312 (1.04)
健康でない	0.8491522 *** (3.05)	0.8521339 *** (3.06)	0.833551 *** (2.99)	0.848693 *** (3.15)	0.8426298 *** (3.02)	0.8170692 *** (2.93)
世帯所得	-0.0000251 (-0.17)	-0.0000179 (-0.12)	-0.0000154 (-0.10)	-0.0001107 (-0.76)	-0.000077 (-0.02)	0.000024 (0.02)
定数項	3.538508 *** (2.73)	3.606857 *** (2.78)	3.697081 *** (2.84)	3.621635 *** (2.84)	3.696729 *** (2.84)	3.591118 *** (2.77)
サンプル数	2,040	2,040	2,040	2,040	2,040	2,040
対数尤度	-19774.151	-14688.372	-7162.3977	-5546.0248	-7484.9988	-5556.6794
ワールド・テスト値 chi2(1)	1.48	1.33	1.20	33.68	0.99	2.04

注) 1) *は1%水準で, **は5%水準で, ***は1%水準で有意(両側検定)であることを示す。

2) 内生変数の推定で, 説明変数に労働時間, および高卒, 短大卒, 大学以上卒, 個人年金保険加入のダミー変数も含まれるが, これらは統計的に有意ではなかった。本表ではこれらの変数の結果を略して内生変数の推定結果を示している。

出典) 国立社会保障・人口問題研究所「社会保障実態調査」(2007年)に基づいて筆者推定。

被説明変数を子どもへの支出額, 教育支出とする場合は, 公的補助額の係数は統計的に有意ではない。これに対して, 子どもへの支出額, 教育支出それぞれが親の所得に占める割合と消費支出総額に占める割合を被説明変数とする場合, 公的補助額の係数は有意に正である。そのほかの説明変数を見ると, 子ども的人数, 親が子どものときの生活の担い手が父親である場合を示すダミー変数, 中学卒業と比較して学歴が高いことを示すダミー変数は有意に正である。個人

年金加入のダミー変数は統計的に正であるが, 統計的には有意ではない。離婚死別の場合は生活が苦しくなり子どもへの支出が少なくなる場合が多いことを反映して, 係数は負で有意である。

通常, 子どもに対する支出は正常財と考えられるので, 親が低所得であると子どもへの支出額, 教育費は低く, 高所得であるとその支出額, 教育費は高い。他方, 子どもへの公的な補助額は親が低所得であるほど大きくなるので, 公的

な補助額があることと子どもへの支出額や教育費が低いことが同時に起こる傾向が現れる。そのため、被説明変数に子どもへの支出額や教育費を用いると、表3-1のように係数が有意でない結果となる。これに対して、子どものため支出額と教育費が所得に占める割合、それらが消費支出総額に占める割合を被説明変数にすると、公的な補助の係数が有意に正となることは、所得が低い世帯ほど、子どもへの支出額と教育費が所得や生活費に占める割合を高める効果をもたらす、所得が相対的に低くても子どもの生活が向上するように子どもに対する公的補助が機能していることを示している。

今日、子ども手当に対して、それが目的通りに使われるかどうか心配されている。この点について、上記の実証分析は、こうした子どものための補助が与えられると、親はそれを子どものための支出に振り向けており、子ども手当もその目的を果たすように機能していると考えられるのである。

Ⅲ 就業可能年齢の子どもに対する親の経済的援助と社会保障給付が及ぼす影響

1 就業可能年齢の子どもに対する親の経済的援助が就業意欲に及ぼす影響

前節では、自助と公助との関係を、子どもの年齢が小さい場合を対象に、親の子どもへの支出と公的な所得補助との関係としてとらえ、モデル分析と実証分析を行った。自助と公助との関係は、子どもが学校を卒業して労働市場に参加する年齢となった後にも、補完的である場合と代替的である場合の両方がある。親が利他的であり子どもが失業や生活困難に対するリスクに対して援助する場合は、自助と公助との関係は補完的な関係になる。これに対して、たとえ親が利他的であっても、親も予期せぬ失業あるいは加齢による退職のために所得が低下するリスクがあり、親自身がそれに備えることを重視する場合には、子どもが所得低下に直面した場合には失業手当やそのほかの公的な所得補助に

期待して、親が子どもに経済的援助を行わない場合もあり、自助と公助との関係は代替的な関係になる。

就業・労働供給と公助との関係については、ジョブ・サーチの理論によれば、失業手当は失業者がよりよい就業機会に巡り会えるまで求職することを可能にするので、失業期間を長くして就業率を低める影響をもたらすことが知られている。また、公的年金給付は、高齢者の就業率を低下させる効果を持つことが実証されている(清家・山田(2004), Wise・Gruber(2007)等)。このように、公的な所得補助としての公助は、人々の働くインセンティブを弱めるように影響することが指摘されている。自助と公助との関係を比較対照して分析するためには、自助についても、就業・労働供給に及ぼす影響を分析する必要がある。所得低下に対する援助のインセンティブに及ぼす影響を明らかにすることは、経済学的には重要な課題だからである。

自助と公助とインセンティブとの関係についてみると、子どもが就業可能な年齢になった後の場合、子どもへの経済的援助がいきすぎると子どもの働くインセンティブを低める可能性がある。以下、親が子どもに対して利他的であることを前提に、失業手当と私的所得移転それぞれの影響を考慮して、自助と公助とインセンティブとの関係をモデル分析により考察する。

子ども(学生でない18歳以上の者)は、就労する場合、高所得 y_H になる場合(正規就業の場合)と低所得 y_L になる場合(非正規就業)の2つの状況がある。低所得になる場合の確率 $P(e)$ 、高所得になる場合の確率は $1-P(e)$ とし、 e は子ども(学生で18歳以上の者)の就労努力とし、 $dP(e)/de < 0$ とする。就労努力をあげることにより、よりよい条件で働くことができ、より高い所得が得られると仮定する。

子どもの効用関数 U_c は、財貨・サービスからの消費による効用 $V_c(x_c)$ と就労努力の不効用 $(-v(e))$ について加法分離的(additively separable)であり、 $U_c = V_c(x_c) - v(e)$ と仮定する。ここで、財貨・サービスと就労努力の限

界効用について、と仮 $\partial V_c/\partial x_c > 0$, $\partial v(e)c/\partial e > 0$ と仮定する。

親は、子どもが低所得になる場合は、子どもが高所得のときよりより多くの支出（所得移転と食費・光熱費などの生活費の援助）を子どもに対して行うと仮定する。すなわち、子どもが高所得と低所得それぞれの場合の親の子どもへの支出を T_H , T_L とすると、 $T_L > T_H$ とする。

子どもは、所得の状況に応じて親から支出があることを理解して就業行動するので、子どもの就労努力 (e) は、親からの支出と失業手当 (B_u) を含む予算制約の下で、次のような期待効用を最大化することによって決まる⁷⁾。

$$P(e)[V_c(Y_L + T_L + \rho_L B_L)] + (1 - P(e))[V_c(Y_H + T_H + \rho_H B_H)] - v(e) \quad (7)$$

ここで、高所得を得る就労の場合の方が低所得の場合よりも失業する確率が低く、失業するまでの就業期間が長いと失業手当も大きいと仮定する。すなわち、 $\rho_L > \rho_H$, $B_L < B_H$ とする。

子どもの期待効用最大化の1階条件から、次の式を得る。

$$P'(e)(V_L - V_H) = v'(e) \quad (8)$$

ここで、 $V_j = V_c(Y_j + T_j + \rho_j B_j)$ ($j = H, L$)。 $P'(e) < 0$, $v'(e) > 0$ であるので、 $V_L < V_H$ である。この式は、子どもの就労努力の限界効用は、より低い所得が得られる場合の確率が減少して得られる限界的な所得増加の期待効用と等しくなることを示している。

この条件から、親の子どもへの支出、失業手当それぞれと子どもの就労努力との関係、および親の子どもへの支出と失業手当との関係がわかる。すなわち、

$$\frac{\partial e}{\partial T_L} = -[P'(e) V'_L] < 0, \quad \frac{\partial e}{\partial T_H} = [P'(e) V'_H] > 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial e}{\partial B_L} = -\rho_L [P'(e) V'_L] < 0, \quad \frac{\partial e}{\partial B_H} = \rho_H [P'(e) V'_H] > 0 \quad (10)$$

ここで、 $V_L < V_H$, 限界効用逓減の法則による $V'_L > V'_H$, および上の式から、 $\partial e/\partial T_L > \partial e/\partial T_H$ となる。ただし、 $\partial e/\partial T_j = \partial e/\partial y_j$ ($j = L, H$) であるので、低所得になる場合高所得になる場合いずれの場合にも、同額の親の子どもへの支出の就労努力に対する限界的な効果は、 $dy = dy_L (= dT_L) = dy_H (= dT_H)$ とすると、いずれの場合にも $\partial e/\partial y < 0$ となる。

したがって、子どもの就労努力は、低所得と高所得それぞれの場合の親からの支出と失業手当の関数として表すことができる。すなわち、

$$e = e(Y_L + T_L + \rho_L B_L, Y_H + T_H + \rho_H B_H) \quad (11)$$

このような子どもの就労努力を知っている親の子どもへの支出は、次のような期待効用最大化によって決まる。親の効用関数は利他的であり、かつ自分の財貨・サービスの消費による効用、子どもの就労努力、子どもへの支出による子どもの効用について加法分離的であると仮定する。このような仮定から、親の効用関数は次のように表すことができる。

$$U_p = V_p(x_p) + w(e) + \beta [V(y_c + T_j + \rho_j B_j) - v(e)] \quad (12)$$

ここで、自分の財貨・サービスの消費は $x_p = y_p - T_j$ である。

親は子どもの就労努力関数と自分の予算を制約として次のような期待効用を最大化する。

$$P(e)[V_p(x_p) + \beta [V(y_c + T_L + \rho_L B_L)] + (1 - P(e))[V_p(x_p) + \beta [V(y_c + T_H + \rho_H B_H)]] + w(e) \quad (13)$$

その1階条件は次のようになる。

$$[P'(e)(U_{pL} - U_{pH}) + w'(e)] \left(\frac{\partial e}{\partial T_L} \right) = P(e)[U_{pL}' - \beta V_L'] \quad (14)$$

$$[P'(e)(U_{pL} - U_{pH}) + w'(e)] \left(\frac{\partial e}{\partial T_H} \right) = (1 - P(e))[U_{pH}' - \beta V_H'] \quad (15)$$

ここで、 $U_{pj} = U_p(y_p - T_j)$ 、 $U_{pj}' = dU_p(y_p - T_j) / d(y_p - T_j)$ 、 $j = H, L$ である。

したがって、式と式それぞれに、就労努力 e と子どもへの支出 T_L 、 T_H が含まれていることは、失業手当制度を所与として、親の子どもへの支出と子どもの就労努力と関係する子どもの就業行動とは相互に関係していることを示している。

もちろん、子どもの就業行動と親の子どもへの支出は、それぞれ性別や学歴などの個人属性によって影響を受けるので、これらの要素を説明変数に含めることにより、次の節では、まず親からの子どもへの経済的援助が子どもの就業行動に及ぼす影響について実証分析する。そして、親からの子どもへの経済的援助（自助）と失業配偶者との離死別や障害などのリスクに対する社会保障給付（失業手当、遺族年金、障害年金など）からなる共助・公助との関係が補完的か代替的かについて実証分析する。

2 実証分析

「社会保障実態調査」によれば、就労可能な年齢の18歳以上の子どもに対する支出をしている親の割合は、有配偶者の場合は、男性47.8%、女性44.9%である。18歳未満の子どもための支出している親の割合に比べて小さいものの、約半数の人々が18歳以上の子に対しても支出している。離別・死別者の場合は、男性が31.8%、女性が42.6%となっており、有配偶者に比べて、18歳以上の子どものために支出している割合が小さい。18歳以上の子どもための支出は（表II-11）、有配偶者の場合は、「100万以上」が最も多く、男性では34.1%、女性では28.2%となっている。一方、「10万円未満」は、男性で19.1%、女性で25.2%となっており、支出額が二分化し

ている。離別・死別者の場合は、「100万円以上」の割合が男性で10.0%、女性で12.3%と有配偶者に比べて低く、「10万円未満」の割合が男性37.5%、女性36.2%と有配偶者に比べて高くなっている。18歳以上の子どもの場合（表II-13）、有配偶者では、「子どもが援助を必要としていない」と回答する者の割合（子どものための支出がない親の中での割合）が男性78.0%、女性72.0%となっており、18歳未満の子どもがいる者よりも高い。また、「自分の経済的な理由で使えない」とする人の割合は、男性6.7%、女性8.5%と18歳未満の子どもがいる者よりも低い。一方、離別・死別者では、「子どもが援助を必要としていない」とする割合は、男性61.6%、女性69.4%と有配偶者に比べて低いものに対して、「自分の経済的な理由で使えない」とする割合は、男性17.4%、女性11.8%と有配偶者に比べて大きい値となっている。

子ども（20歳以上で学生でない個人で親のいる人）に対する親の子どもへの支出と失業手当などの社会保障給付が子どもの就業行動に及ぼす影響を実証分析するために、ここでは、「社会保障実態調査」を用いて、サンプルセレクションバイアスを補正する推定方法（ヘックマンの2段階推定法）によって、子どもの就業率関数、賃金関数、労働時間関数を推定する。具体的には、就業・非就業決定のプロビット分析を行い、その推定結果から計測されたミルズの逆数（ λ 変数）を説明変数として加えてサンプルセレクションバイアスを補正し⁸⁾、賃金関数、労働時間関数を推定する。すなわち、賃金関数の推定式は、説明変数を Z_1 、ミルズの逆数（ λ 変数）を λ として、

$$W = \beta_1 Z_1 + \delta \lambda + e_1 \quad (16)$$

となる。労働時間関数は、賃金関数の推定により得られた推計市場賃金とそれ以外の子どもの属性を表す変数を説明変数として、労働時間を被説明変数とする線形式を推定する。ここで、誤差項 e_1 と e_2 の分布を標準正規分布と仮定する

ことにより、賃金関数と労働時間関数を最小2乗法によって推定することができる。親の子どもへの支出関数は、賃金関数の推定により得られた推計市場賃金とそれ以外の親の属性を表す変数を説明変数として、親の子どもに対する支出を被説明変数とする線形式を推定する。

なお、プロビットタイプの就業率関数から求めたミルズの逆数を用いて賃金関数のサンプルセレクションバイアスを取り除く場合、多重共線性の問題を避けるために就業決定の推定式とそれ以外の関数の推定式には異なる変数を含めなければならないことが知られている(Nawata (1994), Nawata and Nagase (1996))。したがって、就業率関数と労働時間関数に異なる説明変数を加えることに配慮して、次のような説明変数を選択した。

就業率関数の被説明変数は親のいる20歳以上の個人(その人の親から見ると子どもとなる人)の就業・非就業の選択で、就業=1、非就業=0のダミー変数である。就業率関数の説明変数は、個人の年齢、健康状況(良い場合を1とするダミー変数)、結婚状況、子どもがいる場合その子どもの人数、親との同居状況、社会保障給付がある場合その給付額(年金給付額、失業手当額)、子どものための経済的援助の有無(それがあ

る場合に1をとるダミー変数)である。

賃金関数の被説明変数は賃金額(月額)の対数値である。賃金関数の説明変数は、個人の年齢、個人の学歴(中学卒を基準に、高卒、短大卒、大学卒以上それぞれの場合に1をとるダミー変数)、健康状態、都市部の場合に1をとるダミー変数である。労働時間関数の被説明変数は、「社会保障実態調査」では本人の労働時間は調査項目となっていないので、同調査に含まれる個人の就業形態と年齢と都道府県をキーとして「賃金構造基本調査」の都道府県別・年齢別の正規労働と短時間労働それぞれの労働時間とをマッチングして推計した労働時間である。労働時間関数の説明変数は、上記の方法で推定された賃金額に加えて、個人の年齢、就業形態、健康状況、配偶者との離死別、子どもへの支出額である。

推定に用いた変数の基本統計は表4の通りである。就業率関数、賃金率関数、労働時間関数の推定結果は、それぞれ表5に示されている。

就業率関数の推定結果から、男性の場合、健康状況が良いこと、結婚経験があることは就業率を高める影響があるのに対して、母親と同居している場合は就業率が低くなる傾向があり、親の子どもに対する経済的援助がある場合も就

表4 就業率関数、賃金関数、労働時間関数の変数の基本統計量

項目	結婚経験あり	父親と同居	母親と同居	仕送りがあ る	健康である	仕事あり	公的年金受 給	失業保険受 給
頻度 (%)	53.4	36.1	40.8	1.5	40.8	94.2	1.5	1
項目	子どもへの 所得補助あ り	高卒	短大卒	大学以上卒	本人が公的 年金に加入	本人が公的 健康保険に 加入	本人が個人 年金保険に 加入	都市部
頻度 (%)	4.1	42.5	15.6	37.4	85.7	82.7	20.9	31.5
項目	年齢(歳)	子どもの人 数(人)	労働時間 (時間/日)	本人の所得 (年額, 万 円)	子どものた めの所得補 助額(月額, 万円)			
平均値	31.2	0.8	7.35	444.1	1.1			
標準偏差	8.07	0.85	81.54	635.24	4.9			
サンプル数=2,040								

出典) 国立社会保障・人口問題研究所「社会保障実態調査」(2007年)に基づいて筆者推定。

表5 就業率関数, 賃金関数, 労働時間関数の推定結果

	就業率関数	賃金関数		労働時間関数	
説明変数	被説明変数： 就業率	説明変数	被説明変数： 賃金	説明変数	被説明変数： 労働時間
年齢	-0.003398 (-0.437934)	年齢	0.046798 *** (8.43063)	年齢	6.66924 *** (3.28066)
健康である	0.268757 *** (3.30060)	高卒	0.197019 (1.06102)	健康である	81.4377 *** (3.87354)
結婚経験あり	0.487223 (3.79305)	短大卒	0.240398 (1.24730)	離死別経験あり	114.311 (0.316666)
子どもの人数	0.0007 (0.112653)	大学以上卒	0.534145 *** (2.88320)	パートタイム労働	-288.919 *** (-3.41177)
父親と同居	-0.079546 (-0.655449)	公的年金加入	0.055007 (0.447879)	子どもへの所得補助額	0.116185 *** (2.99230)
母親と同居	-0.263503 * (-2.06284)	公的健康保険加入	-0.060564 (-0.666103)	定数項	1511.54 *** (23.7842)
公的年金給付	-0.975903 *** (-3.76194)	都市部	0.229824 *** (3.88811)		
失業手当	0.0063091 (0.010755)	ミルズの逆数	-0.433205 *** (-5.74919)		
仕送りがある	-1.27562 *** (-5.10033)	定数項	4.13398 *** (15.3815)		
子どもに対する 所得補助がある	-0.017960 * (-0.074681)				
定数項	1.34557 *** (5.44863)				
サンプル数	2,444		2,444		2,444
対数尤度	-674.98		-1946.91		-18700.70

注) *は1%水準で, **は5%水準で, ***は1%水準で有意(両側検定)であることを示す。

出典) 国立社会保障・人口問題研究所「社会保障実態調査」(2007年)に基づいて筆者推定。

業率が低くなることがわかる。公的所得補助について見ると、失業手当と年金給付は就業率を下げる影響を及ぼす(前者は統計的に有意ではないが、後者は有意)。女性の場合、年齢、健康状況がよいこと、結婚経験があること、子どもの人数は就業率を高める影響があるのに対して、母親と同居している場合は就業率が低くなる傾向があり、親の子どもに対する経済的援助がある場合は就業率が有意に低くなる。公的所得補助については、女性の場合、失業手当には見られず、年金給付は就業率を低下させる影響を及ぼす。

以上の結果は、就労可能な年齢の子どもに対する親からの経済的援助は、モデル分析が示唆するように、子どもの就労意欲への効果を通じ

て就業率に影響を及ぼすという意味で、経済的なインセンティブと関連することを示唆している。

こうした問題意識から、就労可能な年齢の子どもが親から受ける経済的援助と公的な所得補助との関係を実証的に見るために、IIと同様に、親の経済的援助の推定式((5)式)と公的所得補助の推定式((6)式)を操作変数法によって回帰分析した。

ただし、「社会保障実態調査」では、就労可能な年齢の子ども(20歳以上)本人は、調査対象に含まれるため本人の就業状況、健康状況、学歴、年収は調査項目に含まれる、年収の内訳として、親からの経済的援助(仕送り)の有無は含まれているが、その額は含まれていない。し

表6 就労可能年齢の子ども（20～39歳）と親の経済的援助に関連する基本統計量

項目	結婚経験あり	母親が存命している	仕送りがあ る	離死別経験 あり	健康である	仕事あり	都市部
頻度 (%)	98.2	9.6	1.3	1	40.9	90.6	31.6
項目	年齢 (歳)	子どもの人 数 (人)	本人の所得 (年額, 万 円)	公的所得補 助額 (月額, 万円)	失業期間 (年)		
平均値	31.3	0.77	307.7	2.91	0.73		
標準偏差	5.24	1.01	233.00	19.39	1.49		
サンプル数=2,040	2,193						

出典) 国立社会保障・人口問題研究所「社会保障実態調査」(2007年)に基づいて筆者推定。

表7 就労可能年齢の子ども（20～39歳）への親からの経済的援助と公的補助の推定結果

操作変数によるTobit推定		内生変数の推定	
被説明変数	仕送りがあ る	被説明変数	公的所得補助額
説明変数		説明変数	
公的所得補助額	0.0059335 * (1.97)		
年齢	-0.0029841 (-3.08)	年齢	0.1538648 * (1.64)
結婚経験あり	-0.0017884 *** (-0.22)	結婚経験あり	-0.5096266 (-0.45)
母親が存命している	-0.0333969 * (-1.90)	母親が存命している	1.698279 (0.84)
本人の所得額	0.000001 (0.06)	本人の所得額	-0.0041949 ** (-2.09)
失業期間 (年)	0.0100805 *** (3.51)	失業期間 (年)	0.2955375 (0.99)
定数項	0.1143574 *** (3.78)	子どもの人数	0.8591551 * (1.63)
		離死別経験あり	0.5380909 (0.06)
		健康である	-0.0602963 (-0.1)
		仕事あり	-3.238165 *** (-2.5)
		都市部	1.492211 (2.17) **
		定数項	-0.3671644 (-0.1)
サンプル数	2,193		
対数尤度	-7975.99		
ワルド・テスト値 chi2(1)	4.1		

注) *は1%水準で, **は5%水準で, ***は1%水準で有意(両側検定)であることを示す。

出典) 国立社会保障・人口問題研究所「社会保障実態調査」(2007年)に基づいて筆者推定。

たがって、被説明変数に親からの経済的援助（仕送り）の有無を用い（ある場合に1をとりそれ以外の場合はゼロ）る。この被説明変数には上下に閾値があることを考慮して、操作変数によるトービットモデルを用いた推計を行う。

推定に用いるサンプルは親のいる（父親と母親のいずれか、またはどちらか一人が存命）者とし、説明変数として以下の変数を用いた。すなわち、年齢、性別（女性の場合1をとるダミー変数）、結婚経験の有無、父親・母親の存命、本人の所得、公的補助額（推計値）を用いた。その一方、公的所得補助の推定式については、被説明変数は失業手当額（非就業の者の年齢、前職の就業形態を参照して推計した額）、年金額、子ども本人に子がいる場合の児童手当など子どもへの所得補助を合わせた合計である。説明変数には、学歴（中卒と比較して、高卒、短大卒、大学卒以上それぞれの場合に1をとるダミー変数）、健康状況（悪い場合に1をとるダミー変数）、本人の子ども人数、失業期間を用いた。操作変数にはこれらの外生変数に加えて、都市部を示すダミー変数、離死別経験がある場合に1をとるダミー変数を用いた。このような特定化による親からの経済的援助と公的補助に関する回帰分析の結果は表7である。

公的補助関数の推定結果を見ると、健康状況が悪いことと本人の子ども数の係数は有意に正であるのに対して、学歴の係数は負である。こうした推定結果を示す公的補助関数で推計された公的補助額を説明変数として用いる親からの子どもへの経済的援助に関する推定結果は、年齢、女性であること、結婚経験があること、母親がいることそれぞれの係数は負である。父親がいることの係数は正であるが統計的には有意ではない。そして、公的補助額の係数は負であるが、有意ではない。この結果は、親からの子どもへの経済的援助（自助）と社会保障給付（失業手当、遺族年金、障害年金などからなる共助・公助）との関係は必ずしも補完的であるとは言えず、代替的である可能性がある。すなわち、公的所得補助に対するニーズのある子ども

にとってその額が不十分あるいはそれを受ける機会がない場合があり、利他的な親は公的な所得保障に代わりその不足分の経済的援助を行っている可能性がある。この場合、所得保障の観点からは、20～39歳の人々に対する公的な所得保障をさらに充実させる必要があることを示唆している。

IV まとめと今後の課題

しばしば、持続可能な社会保障財政のために自助と共助と公助とのバランスが主張され、自助の重要性が指摘されることもある。ただし、理論的に見ると、自助・共助・公助の間には代替関係と補完関係の両方があり、これらの3つのバランスを図って社会保障制度の持続可能性を高める給付と負担を実現するためには、これら異なる2つの関係について実証分析に基づく検討が重要である。本稿では、このような問題意識に従い、親の子どもへの支出や経済的援助と社会保障制度が子どもの生活状況と社会保障制度の利用状況に関する調査項目を含む「社会保障実態調査」を利用して、20歳未満の子どものいる家族については、児童手当などの社会保障給付が親に及ぼす経済的効果を分析し、20歳以上の子どものいる家族については、親の経済的援助が子ども（20歳以上40歳未満）の就業行動に及ぼす影響を実証分析した。

親の子どものための支出と子どものための公的所得補助との関係を見るために、操作変数法を用いた推定を行った結果、子どものため支出額と教育費が所得に占める割合、それらが消費支出総額に占める割合で見た場合、親の子どもへの支出と公的補助の係数が有意に正となる結果が得られた。このことは、子ども手当など子どもに対する公的補助は所得が低い世帯ほど、子どもへの支出額と教育費が所得や生活費に占める割合を高める効果をもたらし、所得が相対的に低くても子どもの生活が向上するように機能していることを示している。

これに対して、就労可能な年齢の子どもに対

する親の経済的援助の影響は、就業・非就業の別によって生じるサンプルセレクションバイアスを補正する方法で推定した就業率関数の結果から、子どもの就労努力に対する経済的効果を通じて、就労可能な年齢にある人の就業率を低下させる影響を及ぼしていることが示された。共助としての社会保険給付（失業手当、年金給付）が就業率を低下させる経済的効果については、これまで理論的な分析でも実証分析でも指摘されてきた点であり、社会保険については就業意欲を低下させないように給付の仕方が改善されてきた。他方、就労可能な年齢の子どもとその親との間の自助については、経済的なインセンティブを視点とした議論や実証分析はこれまで必ずしも十分には行われてきていない。以上の結果は、自助と共助と公助とのバランスを考える際に、就労可能な年齢の人とその親との間の自助については、自助が経済的なインセンティブに及ぼす影響も考慮して、多角的に考えていかなければならないことを示している。

また、親子間の助け合いは親から子どもへの方向だけでなく子から親への方向もあり、親子と祖父母との関係などもあるが、より多くの関係についての分析は今後の課題となっている。

謝辞

本稿のテーマや分析方法などについて、阿部正浩教授（濁協大学経済学部）および執筆者会議に参加して下さった先生方から有益なコメントを頂いたことに、記してお礼申し上げます。なお、本稿での見解は筆者個人のものであることを、申し添えます。

注

- 1) 利子率に不確実性があると、生産関数の資本と労働の限界生産性に利子率と賃金率が関係しているので、利子率と賃金との、ひいては利子率と子どもの稼得所得との相関関係も仮定する必要がある。その場合、期待効用最大化問題も複雑になるので、ここでは、利子率は安全資産の利子率とみなし、親からみた将来の子どもの稼得所得の不確実性に着目した分析を行う。

- 2) 以下の分析は、Ermisch (2003), ch.3に基づいて、親の子どもへの支出 (C_c) と学歴 (S) との関係を示して分析を行ったものである。
- 3) 『社会保障実態調査報告書』(表II-8, 別居・18歳以上の子を含む)を参照。
- 4) 同報告書(表II-9)を参照。
- 5) 同報告書(表II-10)を参照。
- 6) 親の子どもへの経済的援助などを含む私的所得移転と公的所得補助との依存関係を踏まえた操作変数法による推定方法は、澤田(2003)に基づいている。
- 7) 以下の分析は、Ermisch (2003), ch.9に基づいて、親からの経済的援助 (T) と失業手当 (B) を区別し各々の効果を明示して分析を行ったものである。
- 8) 市場賃金 (W) と留保賃金 (W_r) をそれぞれの説明変数 (X_1 と X_2) との線形関数とみなして、(1) $W_r = \alpha_1 X_1 + u_1$, (2) $W = \alpha_2 X_2 + u_2$, と特定化し、誤差項 u_1 と u_2 の分布に標準正規分布を仮定して、プロビットタイプの就業率関数を推定する。就業率関数のプロビット推定により、ミルズの逆数 (λ 変数) を求め、この項を賃金関数に加えることによって賃金関数の推定におけるサンプルセレクションバイアスを修正する。

参考文献

- 阿部正浩 (2005) 『日本経済の環境変化と労働市場』東洋経済新報社。
- 荒井一博 (1995) 『教育の経済学—大学進学行動の分析』有斐閣。
- 小塩隆士 (2002) 『教育の経済分析』日本評論社。
- 駒村康平 (1994) 「高齢者家計における遺産行動の経済分析」『季刊社会保障研究』, Vol.30, No.1, pp.62-74。
- 澤田康幸 (2003) 「公的トランスファーと私的トランスファーの代替関係検証方法について」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『高齢者の生活保障システムに関する国際比較研究』平成14年度研究報告書。
- 清家 篤・山田篤裕 (2004) 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社。
- ホリオカ・チャールズ・ユウジ (2002) 「日本人は利己的か、利他的か、王室的か？」(2002) 大塚啓二郎ほか編『現代経済学の潮流2002』東洋経済新報社。
- ホリオカ・チャールズ・ユウジ, 家計経済研究所編 (2008) 『世代内分配と世代間移転の経済分析』ミネルヴァ書房。
- Emmanuel Saez, (2002) "Optimal Income Transfer Programs: Intensive versus Extensive Labor Supply Responses", The Quarterly

- Journal of Economics, Vol.117, No.3, pp.1039-1073.
- Ermisch, John,F. (2003) An Economic Analysis of the Family (Princeton University Press).
- Hilary W. Hoynes Welfare (1996) "Transfers in Two-Parent Families: Labor Supply and Welfare Participation Under AFDC-UP", *Econometrica*, Vol.64, No.2, pp.295-332.
- Marc Nerlove, Razin,A., Sadka, E. (1984) "Investment in Human and Nonhuman Capital, Transfers Among Siblings, and the Role of Government", *Econometrica*, Vol.52, No.5, pp.1191-1198.
- Nawata (1994) "Estimation of the sample-selection biases models by the maximum likelihood estimator and Heckman's two-step estimator", *Economics Letters*, Vol.45.
- Nawata and Nagase (1996) "Estimation of sample selection in bias models", *Econometric Review*, Vol.15, No.4.
- Wise, D., J. Gruber (2007) *Social Security and Retirement Around the World: Fiscal Implications of Reform* (NBER Book Series) (University of Chicago Press).
- (かねこ・よしひろ 国立社会保障・人口問題研究所
社会保障基礎理論研究部長)

生活保障の不安定化に関する分析 ——「生活費用の担い手」の動態へのアプローチ——

西村 幸満

I 問題の所在

われわれの生活が個人の就業と家族の支援（個人保障）だけで成り立たないことは知られており、企業により提供される福利や職業訓練（企業保障）と、政府による所得再分配や年金制度、雇用政策などの社会保障をあわせて生活保障のあり方を把握する考え方が広まっている（大沢 2007, 広井 2008, 宮本 2009, 西村 2009）¹⁾。なかでも、戦後日本の特徴は、本人あるいは親の雇用が長期安定し、政府による社会保障の機能が小さく（宮本 2009）、企業が社会保障のエージェントとして機能して、われわれの生活を支えていることである（藤田 1997, 駒村 1997, 西村 2009）。近年の日本で生じている生活の不安定化は、これらの生活保障のバランスの機能不全、あるいは既存の仕組み自体に内在する逆機能に起因すると考えられている（大沢 2007）。

このような生活保障の枠組みは、主に比較福祉国家論から提示されたが、労働問題研究からもワークライフバランスという観点でとらえられるようになった（大沢 2006, 佐藤・御船 2006）。どちらの分野の研究も、工業社会における雇用を生活の重要な要素と位置づけながら、ポスト工業社会における雇用の弱体化が、労働者とその家族への生活保障を後退させうる点に着目し、社会保障による補完の重要性を指摘する²⁾。こうした動向は、経済・雇用中心の考え方を反省的にとらえ直し、労働者の能力、家族構成や継承性、企業の経営方針の変化、非正規雇

用あるいは自営業などを包括し、行政の対応までも検討課題としている。

本論文は、生活保障の枠組みに依拠しながら、この生活保障を担う世帯主と世帯構成員の長期的な推移（世代間の変化とライフコースの動態）に注目する。なぜなら、近年の生活保障の不安定化は、安定した就業と世帯形成の基盤が弱い若年層にこそ顕著である可能性があり、その結果として、生活保障の担い手に変化がみられると考えられるからである。すなわち、現在の日本は、最も安定した生活保障を実現しやすい世帯類型と考えられる、「男性稼ぎ主」世帯、「標準世帯」の減少、それと同時に進行する「生活費用の担い手」の変化が生じているだろう。この3つの側面について、簡単に説明をしておこう。

最初に、これまで生活保障の体系において中心的な概念となっていた「男性稼ぎ主」型と、社会政策における「標準世帯」（定義は後述する）を整理し、世帯主と世帯構成員に実施された標本調査を用いて、その規模や特徴を確認する。大沢（1993, 2007）は、歴史アプローチと国際比較アプローチを用いて雇用、家族の支援と社会保障体系の再分析をおこない、日本の生活保障の特徴は、「男性稼ぎ主」を規範としていると指摘した。しかし、「男性稼ぎ主」を規範とした生活保障の限界は、どの程度の世帯が「男性稼ぎ主」にあてはまるのか、データの裏づけが弱いことにある。「標準世帯」は、高度経済成長期以降の社会政策上の基本家族として、想定されてきた。少子化あるいは家族形態の多様化がいわれて久しいことを考慮すると、「標準世帯」に

あてはまる世帯の割合は減少しているはずである。どちらの概念も、世帯主を中心として日本社会を理解する測定指標である。そこで、「男性稼ぎ主」と「標準世帯」の概念上の重なりと違いを整理したうえで、実際のデータで裏づけを試みることから始めよう。

他方、以上のような厳密な概念化によって「標準世帯」や「男性稼ぎ主」を測定しても、横断的なデータでは必ずしも若年期に起きている変化を十分に測定できない。そこで、この生活保障の変遷を、より測定しやすい変数である「生活費用の担い手」に注目して分析をする。誰が家族世帯の生活費用を担っているのか。生活費用の担い手に関連して、日本の収入構造の特徴を整理すると、「実収入に対して世帯主収入のウェイトが大きく、社会保障給付のウェイトが小さい」ことが知られている（埋橋 1997, pp.57-58）。さらに、その収入は、「勤め先収入単一型」であることが明らかになっている（色川 1996, pp.50, 色川 2003, pp.142-147）。生活保障の不安定化はこうした世帯主のウェイトや収入のあり方にも影響を与えているだろう。

「標準世帯」あるいは「男性稼ぎ主」という測定指標は、生活保障において、あらかじめ単独の担い手を想定し、配偶者や家族の貢献を過少に見積もってきた可能性がある。そこで本分析では、「生活費用の担い手」のように、個人と分担型のような複数の担い手を網羅できる指標を用いて生活保障のあり方を検討する。就労と世帯形成の多様化によって生活保障が不安定化している現状について、以上の概念をできるかぎり測定することに努めながら、同時にその限界にも注意しつつ測定結果を解釈することにした。

II 問題の背景と概念の定義

日本の生活保障が雇用や自営などの就業のみによって成り立たないことは、依然として家庭内で性別役割分業が維持されていることや、再分配政策の重要性が高いことにも表れている

（大沢 1993）。これまで先進諸国のほとんどがこの限界への打開策を探ってきた。自営業は倒産・廃業、雇用には失業などのリスクがつきまとう。このリスクに直面したときにも保護される安心感が生活保障には必要である。戦後日本の雇用は、長らく離転職率・失業率の低さ、勤続年数の長さ、所得格差が小さいことなどを特徴としてきた。雇用にかかわる労働市場政策の結果、雇用が広く行き渡り、また安定化するために、ジニ係数などの指標で測定される格差は抑止されてきた（大竹 2005）。雇用率の高さによって再分配政策の必要性は小さく抑えられてきたのである（宮本 2009, p.41）。しかし、1990年代の後半以降、再分配政策の重要性がより高まっている（大沢 2007）。

他方で、家族の支援も生活保障に寄与してきた。生活は、一般にいう「伝統的性別役割分業」—すなわち、男は仕事、女は家事—によって支えられてきた。男性（夫）の賃金上昇が中高年で停滞することから、女性（妻）がパート収入で補完するという「新性別役割分業」—男は仕事、女は家事と仕事—は、女性に分業役割の実質負担増を要求したと考えられる。1980年代の「日本型社会福祉」政策はこうした女性の負担増を前提として、1990年代の「男性稼ぎ主」モデルを強化したという（大沢 2006, pp.66-67）。しかし、図1にみるように、単身世帯と夫婦のみ世帯の増大と、夫婦と未婚の子のみの世帯と3世代世帯は長期的に減少してきており、「男性稼ぎ主」型の適用範囲は小さくなっていることが予測される。こうしたなか、生活保障の安定にとって、片働きから共働き世帯への期待は大きいだろう。確かに共働き世帯の平均世帯収入は高いことが確認されたが、男性世帯主の個人収入は相対的に低く、また片働き世帯の男性と比べて昇進の期待は小さい（西村 2006）。そのうえ、若年未就業やワーキングプアなどの雇用の不安定化は、これまで安定していると思われた職域にまで拡大している（大沢 2010）。そして近年、格差指標や相対的貧困率が高い状態で維持されるようになっている（小塩 2009, 西村 2010）。

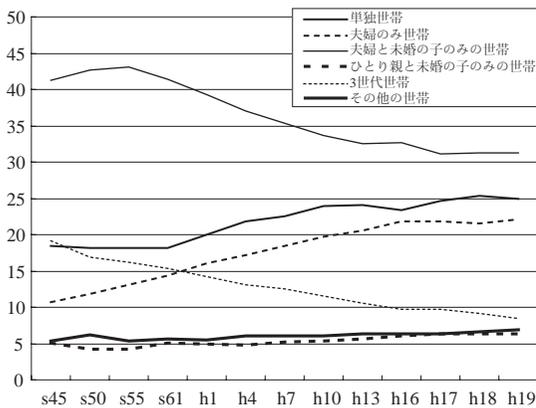


図1 世帯構成の推移 (s45-h19年)

「標準世帯」は、総務省によれば、「夫婦と子供2人の4人で構成される世帯のうち、有業者が世帯主1人だけの世帯に限定したもの」である。「標準世帯」では、世帯主の性別は問わず、就業しているか否かが条件であり、自営³⁾であるかないかの別も問わない。総務省ではこの世帯概念を昭和44(1969)年から使用している⁴⁾。近年の「標準世帯」の統計は、その家計内の収支構造を把握するために、数値は実数ではなく各収支項目の構成比で公表されており、世帯の規模や長期的な推移は明らかではない。

これに対して、「男性稼ぎ主」は、もう少し取り扱いが難しい概念である。大沢は、日本の生活保障がゆらぐ要因は、就業と福祉の供給構造が、高度経済成長期以降に導入され1980年代に成熟した、いわゆる「男性稼ぎ主」型であるためだと指摘する(大沢 2007, p.56)。「男性稼ぎ主」とは、なにより男性世帯主であり、かつ加入する社会保険の縦割り分立により自営業や専業主婦などから区別された雇用者である。2009年以降の法改正により、非正規雇用者でも加入要件を満たしていれば「男性稼ぎ主」に分類される。ここでは単純化して⁵⁾、「男性稼ぎ主」世帯を、「雇用者と専業主婦からなる」(大沢 2007, p.56)と概念化する。この概念は、雇用者を対象とするもので、自営業は含まない。「標準世帯」とは部分的に重なる概念である。「標準

世帯」と「男性稼ぎ主」の測定上の不安定さは、例えば、両者ともに妻がパート就業を開始することにより、それぞれの概念から脱落して標本数に変化が生じてしまうことである。「標準世帯」の子どもの未就業という条件も、子どもが就学により働いていないのか、それとも失業状態なのかはわからない。「子ども2人」という条件が厳しいうえに、2人の子どもが未就業という状況が長期間成立するためには、子どもの年齢差が小さいこと必要である。「男性稼ぎ主」は、男性世帯主が失業したり、独立・創業をしても、「男性稼ぎ主」ではなくなる。子育て期の家族のなかではイベントが短期間に発生する傾向があり、家族タイプの動態を横断調査で観察するには不向きな特徴をもっている。

以上のように、「男性稼ぎ主」モデルと「標準世帯」モデルの概念は、「夫婦と2人の子ども」世帯という共通項をもつものの、「男性稼ぎ主」は、さらに世帯主の性別が男性に限定され、かつ男性世帯主の就業状態と、その配偶者の無職という制限が加わる。「男性稼ぎ主」と「標準世帯」が実際にどの程度存在するのかは、管見のかぎり、明らかになっていない。

「生活費用の担い手」は、概念としては、もっとも単純である。それゆえに、性・就業状態・家族構成による制約を回避でき、単一の固定した主体を想定した「標準世帯」と「男性稼ぎ主」とは異なった側面をとらえることができる。今回は、使用する調査データの設問の設計により、生活保障の担い手の変動を把握することができる。

Ⅲ 調査の特徴と変数の組成

本論文で使用する調査データは、国立社会保障・人口問題研究所が全国300調査地区の世帯とその世帯員に対して、2007年に実施した『社会保障実態調査』である。本分析では、さらに厚生労働省が2007年に実施した『国民生活基礎調査』から、世帯員の現職情報を追加している。世帯員の中から世帯主の情報とその配偶者の情

報を抽出して分析に用いる。

具体的に分析に用いる変数は、世帯員（世帯主を含む）の「生活費用の担い手」、現職、性別、年齢、世帯構成、学歴、である。「生活費用の担い手」は、「15歳のとき」（以下、「15歳時」）、「最後の学校を卒業したとき」（以下、「学校卒業時」）、「最初に仕事に就いたとき」（以下、「初職時」）、「現在」の4時点で確認をした。これら担い手は、多重選択され、分析用に9つに再分類された。それは、「男性本人or女性世帯主の配偶者」（以下、男性）、「父親」、「母親」、「父+母」、「女性本人or男性世帯主の配偶者」（以下、女性）、「本人+配偶者」、「祖父母、きょうだいなどの多様な担い手」（以下、多様）、「公的支援+ α 」（以下、公的支援）、「無回答」である。

「現在」の生活費用の担い手の構成比を世帯主20-69歳にかぎってみると、「男性」（46.1%）、「父親」（1.3%）、「母親」（0.5%）、「父+母」（0.6%）、「女性」（9.9%）、「本人+配偶者」（4.4%）、「多様」（1.1%）、「公的支援」（2.7%）、「無回答」（27.9%）である。世帯主とその配偶者で生活費用を担うのが大半を占めている。なかでも単独で担うのは男性が多く、男女比は、4.7：1である。

現職情報は、就業状態において、大きく「自営（雇人あり）」、「自営（雇人なし）」、「正規・一般常雇」（以下、正規）、「非正規（パート・アルバイト・派遣・嘱託）・一般常雇」（以下、非正規）、「短期雇用」（以下、短期）、「無職」、「無回答」に再分類した。現職は、世帯主本人と、既婚の場合は配偶者の情報も作成した。「正規」、「非正規」、「短期」という現職雇用者の情報は、複数の条件を設定して作成している。それは上記の就業状態と雇用期間（有期・無期）である。「正規」は、「正規」かつ「一般常雇」の条件を満たすものであり、「非正規」は、「パート・アルバイト・派遣・嘱託」かつ「一般常雇」、「短期」は、「1年未満の契約雇用者」である。分析によっては、自営業を一括し、「非正規」と「短期」も一括して分析に用いている。

世帯構成は、世帯主と世帯構成員を非婚者と

既婚者に分け、それぞれ子どもの人数と親との組み合わせで再分類された。それは、「単身者のみ」、「片親1（子と同居）」、「片親2（親と同居）」、「3世代1」、「単身+その他」、「夫婦のみ」、「夫婦+子1人」、「夫婦+子2人」、「夫婦+子3人以上」、「片親3（親と同居）」、「3世代2」、「夫婦+その他」である。「夫婦+子2人」は、標準世帯と重なる。学歴は、「中卒」、「高卒」、「短大・専門卒」、「大学・大学院卒」である。

IV 分析

1 標準世帯と男性稼ぎ主と規模と若年層の変化

表1は、世帯構成と世帯主の現在の就業状態（配偶者がいる場合は配偶者の現在の就業状態）との関係を見たものである。世帯主の性別は区別していない。世帯主の就業状態は、「自営」、「正規」、「非正規」、「無職」、「世帯主の情報なし」である。この表から、2で検討した「標準世帯」の規模が明らかになる（網掛け部分）。「標準世帯」の世帯構成は、「夫婦と子ども2人」であり、かつ就業状態にかかわらず、世帯主が働いていることが要件なので、「自営」、「正規」、「非正規」との交差セルが該当する。それぞれ該当数は、35世帯、358世帯、25世帯となり合計で418世帯である。20-69歳世帯主に占める「標準世帯」の構成比は、5.5%（418/7,648世帯）になる。

表2は、同様に、2の手続きにしたがって「男性稼ぎ主」を整理したものである（網掛け部分）。以下では世帯主の年齢を20-69歳に限って確認すると、夫が正規雇用者で妻が無職の場合には、20-69歳の世帯主全体の15.4%（男性正規かつ配偶者無職1,178/20-69歳世帯主7,648）である⁶⁾。

「標準世帯」と「男性稼ぎ主」を取り出して、重なる部分と重ならない部分を示したのが表3である。はじめに、両概念を改めて整理した後、若年層を中心に年齢コウホート別にその特徴を確認しよう。「標準世帯」と「男性稼ぎ主」の共通部分は、夫婦世帯で子ども2人の世帯である。両者の数値が一致している理由は、「標準世帯」

表1 世帯構成別にみた、世帯主の現職と配偶者の現職（全世帯計、20-69歳世帯計）

基本構成	20-69歳										計								
	世帯主現職(上段)					配偶者現職(下段)													
	世帯主		配偶者		世帯主		配偶者		世帯主			配偶者							
世帯主	数	84	82	409	186	311	1,072	60	590	867	1,179	1,015	3,711	29	42	153	223	548	995
	%						13.5						46.8						12.5
片親1(子ども同居)	数	11.3	8.8	46.9	25.3	7.7	194	2.5	19.1	26.3	44.4	7.7	674	5.4	10.8	26.9	50.8	6.2	130
	%						18.8						18.3						11.2
片親2(親と同居)	数	6.3	10.9	46.1	27.3	9.4	128	1.4	14.6	34.4	43.1	6.5	891	4.2	11.1	38.9	34.7	11.1	72
	%						12.1						23.8						7.5
片親3(親と同居)	数	7.3	10.9	54.5	21.8	5.5	55	0.8	19.1	35.3	39.8	5.0	241	4.0	8.0	36.0	36.0	16.0	25
	%						6.3						6.5						3.1
3世代	数	14.0	11.6	58.1	11.6	4.7	43	0.0	30.7	32.0	28.0	9.3	75	7.1	7.1	42.9	28.6	14.3	14
	%						4.9						2.0						1.4
その他	数	7.7	13.8	60.0	10.8	7.7	65	2.8	29.4	33.9	23.9	10.1	218	8.7	0.0	47.8	30.4	13.0	23
	%						6.1						5.9						2.3
夫婦	数	8.1	12.1	50.5	17.2	12.1	99	3.7	22.5	30.4	36.1	7.3	191	11.1	8.9	20.0	44.4	15.6	45
	%						11.1						5.1						4.5
Total	数	84	82	409	186	311	1,072	60	590	867	1,179	1,015	3,711	29	42	153	223	548	995
	%						13.5						46.8						12.5
基本構成	20-69歳										計								
	世帯主現職(上段)					配偶者現職(下段)													
	世帯主		配偶者		世帯主		配偶者		世帯主			配偶者							
世帯主	数	9	46	71	372	616	1,114	50	71	166	469	756	7,648	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	%						14.0					9.9	100.0						-
片親1(子ども同居)	数	2.1	12.8	29.8	46.8	8.5	47	6.5	10.4	27.3	55.8	77	1,155	15.1	17.0	13.8	11.4	11.4	11.4
	%						12.1					10.1	15.1						11.4
片親2(親と同居)	数	9.1	27.3	0.0	54.5	9.1	11	0.0	21.7	34.8	43.5	23	355	4.6	17	372	3.5	3.5	3.5
	%						3.1					3.1	4.6						3.5
片親3(親と同居)	数	0.0	14.3	0.0	71.4	14.3	21	0.0	13.3	13.3	73.3	15	168	2.2	26	194	1.8	1.8	1.8
	%						6.1					4.4	2.2						1.8
3世代	数	0.0	23.1	7.7	61.5	7.7	13	15.8	26.3	26.3	31.6	19	338	4.4	22	360	3.3	3.3	3.3
	%						3.8					2.6	4.4						3.3
その他	数	0.0	2.9	26.5	64.7	5.9	34	5.0	13.8	26.3	55.0	80	449	5.9	169	618	5.7	5.7	5.7
	%						10.3					7.0	71.0						5.7
Total	数	9	46	71	372	616	1,114	50	71	166	469	756	7,648	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	%						14.0					9.9	100.0						-
基本構成	20-69歳										計								
	世帯主現職(上段)					配偶者現職(下段)													
	世帯主		配偶者		世帯主		配偶者		世帯主			配偶者							
世帯主	数	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	385	0.0	20.0	20.0	60.0	5	1,344	17.6	1,310	2,654	24.7	24.7	24.7
	%						34.3					0.4	17.6						24.7
片親1(子ども同居)	数	0.0	0.0	0.0	2.0	98.0	101	0.0	0.0	0.0	0.0	0	364	4.8	251	615	5.7	5.7	5.7
	%						9.1					0.0	2.7						5.7
片親2(親と同居)	数	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	35	0.0	0.0	0.0	0.0	0	166	2.2	43	209	1.9	1.9	1.9
	%						3.1					0.0	1.2						1.9
3世代	数	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	2	0.0	0.0	0.0	0.0	0	28	0.4	9	37	0.3	0.3	0.3
	%						0.2					0.0	0.2						0.3
その他	数	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	38	0.0	0.0	27.3	72.7	11	235	3.1	252	487	4.5	4.5	4.5
	%						3.4					0.8	1.7						4.5
夫婦	数	1.3	7.7	9.7	69.8	11.4	298	7.1	8.3	17.1	67.4	350	1,743	22.8	758	2,501	23.2	23.2	23.2
	%						27.7					2.9	15.7						23.2
子ども1人	数	2.3	5.4	14.0	69.0	9.3	129	7.4	5.7	25.6	61.4	176	1,303	17.0	187	1,490	13.8	13.8	13.8
	%						11.5					1.2	9.8						13.8
子ども2人以上	数	2.1	12.8	29.8	46.8	8.5	47	6.5	10.4	27.3	55.8	77	1,155	15.1	73	1,228	11.4	11.4	11.4
	%						4.3					0.6	10.1						11.4
子ども3人以上	数	9.1	27.3	0.0	54.5	9.1	11	0.0	21.7	34.8	43.5	23	355	4.6	17	372	3.5	3.5	3.5
	%						9.9					3.1	4.6						3.5
片親3(親と同居)	数	0.0	14.3	0.0	71.4	14.3	21	0.0	13.3	13.3	73.3	15	168	2.2	26	194	1.8	1.8	1.8
	%						6.1					4.4	2.2						1.8
3世代	数	0.0	23.1	7.7	61.5	7.7	13	15.8	26.3	26.3	31.6	19	338	4.4	22	360	3.3	3.3	3.3
	%						3.8					2.6	4.4						3.3
その他	数	0.0	2.9	26.5	64.7	5.9	34	5.0	13.8	26.3	55.0	80	449	5.9	169	618	5.7	5.7	5.7
	%						10.3					7.0	71.0						5.7
Total	数	9	46	71	372	616	1,114	50	71	166	469	756	7,648	100.0	3,117	10,765	100.0	100.0	100.0
	%						14.0					9.9	100.0		-	-	-	-	-
Total	数	9	46	71	372	616	1,114	50	71	166	469	756	7,648	100.0	29.0	10,765	100.0	100.0	100.0
	%						14.0					9.9	100.0		29.0	10,765	100.0	100.0	100.0

表2 男性稼ぎ主世帯の規模と特徴 (20-69歳世帯計)

基本構成	世帯主現職 配偶者現職	20-69歳										20-69歳					
		正規・一般 (男女世帯主)					正規・一般 (男性世帯主)					計	%				
		自	正	非正	無職	無回答	自	正	非正	無職	無回答						
世帯主		0.0	0.0	0.0	0.0	51.7	14.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	339	10.0	1,344	17.6	
片親1 (子ども同居)		0.0	0.0	0.0	0.0	10.0	2.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	23	0.7	364	4.8	
片親2 (親と同居)		0.0	0.0	0.1	0.0	7.9	8.1	2.2	0.0	0.0	0.0	0.0	64	1.9	166	2.2	
3世代		0.0	0.0	0.0	0.0	1.2	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	4	0.1	28	0.4	
その他		1.7	0.3	0.6	0.4	9.0	2.8	1.8	0.3	0.6	0.4	0.4	70	2.1	235	3.1	
夫婦のみ		25.0	27.5	18.1	23.7	4.4	658	17.7	22.8	27.3	18.1	23.6	651	19.3	1,743	22.8	
子ども1人		28.3	21.9	20.4	25.4	5.1	674	18.2	29.8	21.6	20.5	25.4	671	19.9	1,303	17.0	
子ども2人		20.0	20.5	33.0	30.4	5.3	831	22.4	19.3	20.8	32.9	30.4	828	24.5	1,155	15.1	
子ども3人以上		3.3	7.8	9.8	8.1	1.2	241	6.5	3.5	7.7	9.8	8.1	240	7.1	355	4.6	
片親3 (親と同居)		0.0	3.9	2.8	1.8	0.7	75	2.0	0.0	3.9	2.8	1.8	75	2.2	168	2.2	
3世代		10.0	10.8	8.5	4.4	2.2	218	5.9	10.5	11.0	8.6	4.4	218	6.5	338	4.4	
その他		11.7	7.3	6.7	5.9	1.4	191	5.1	12.3	7.4	6.7	5.9	191	5.7	449	5.9	
Total		60	590	867	1,179	1,015	3,711	100.0	57	583	864	1,178	692	3,374	100.0	7,648	100.0
							48.5						44.1				

表3 標準世帯と男性稼ぎ主世帯の規模とその構成

基本構成	世帯主現職 配偶者現職	標準世帯										男性稼ぎ主				
		標準世帯					男性稼ぎ主					計	%			
		20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳					
夫婦世帯		22	154	129	91	22	418	(列計)	70	356	272	333	147	1178	(列計)	(100.0%)
その他 (単身)		5.3	36.8	30.9	21.8	5.3	100.0	(100.0%)	5.9	30.2	23.1	28.3	12.5	100.0	(100.0%)	
夫婦のみ		8.6	31.4	28.6	20.0	11.4	35	(8.4%)	20.0	20.0	0.0	20.0	40.0	5	(0.4%)	
子ども1人		4.2	36.6	32.1	23.2	3.9	358	(85.6%)	6.8	24.1	13.7	29.1	26.3	278	(23.6%)	
子ども2人		16.0	48.0	16.0	4.0	16.0	25	(6.0%)	9.4	33.8	16.7	27.4	12.7	299	(25.4%)	
子ども3人以上									4.2	36.6	32.1	23.2	3.9	358	(30.4%)	
片親3 (親と同居)									4.2	38.5	40.6	15.6	1.0	96	(8.1%)	
3世代									0.0	0.0	4.8	90.5	4.8	21	(1.8%)	
その他									1.9	13.5	28.8	50.0	5.8	52	(4.4%)	
									2.9	17.4	20.3	37.7	21.7	69	(5.9%)	

に女性世帯主のケースが観察されていないためである。「標準世帯」には、「正規」に加えて、「自営」と「非正規」が含まれる。「男性稼ぎ主」は、男性世帯主の正規就業と配偶者無職の組み合わせのため、単身者、女性世帯主や正規就業以外の働き方は含まれない。「夫婦と子ども2人」がもっとも多く、30.4%を占める。次いで「夫婦と子ども1人」の25.4%、「夫婦のみ」の23.7%である。

年齢コウホート別の特徴は、「標準世帯」「男性稼ぎ主」とともに、結婚・出産という世帯形成に時間がかかるために、30-59歳の中高年に集中し、20-29歳の若年層の構成比率は低い。20-29歳夫婦世帯の構成比率は、「標準世帯」で5.3%、「男性稼ぎ主」で5.9%にすぎない。「標準世帯」と「男性稼ぎ主」に占める20-29歳構成比の低さは、ともに結婚年齢が高いこと、正規雇用であっても生活が安定していないからであろう。「男性稼ぎ主」の「夫婦のみ」と「子ども1人」の20-29歳構成比が「男性稼ぎ主」全体の構成比よりも高くなっているのは、第2子出産のハードルが高いことを示していると考えられる（山口 2002）。「標準世帯」と「男性稼ぎ主」は若年層を分析する指標として十分ではないことが予想され、またそのことが若年層の生活保障が社会政策や社会保障に包括されにくいことでもあるだろう。

2 生活費用の担い手の動態

ここでは、生活費用の担い手の動態について、世帯員の情報を加えて、多面的に分析をする⁷⁾。回顧的な情報をもとに、生活費用の担い手が、世帯主と世帯員のライフコースの中でどのように推移したのか、あるいは社会の変化に伴ってどのように生活費用の担い手が推移してきたのかを確認する。そのため、世帯主と世帯員のほとんどが経験したと思われる出来事で時期を調整して比較をする。具体的には、「15歳時」、「学校卒業後」、「初職時」である。これらの項目は、個人のライフコースにおいて、発生年齢が比較的近いものである。とくに時期を厳密に同定しているのは、「15歳時」である。これに対して、

「学校卒業後」と「初職時」の発生年齢は多様であると思われる。ただし、日本人のライフコースは学卒時と初職時の同年齢主義が強いことから、分散は小さいものとして利用することにした⁸⁾。

表4は、各出来事別に生活費用の担い手の構成比をみたものである。この表から明らかなのは、生活費用の担い手が、初職時に親世帯から世帯主本人（男性・女性）にシフトする傾向である（13.2%から44.1%へ）。日本の初職就職は、どの学歴段階でも、戦後一貫して学校卒業と同時に初職へと間断のない移行が見られることで知られており、就職を契機として、生活費用の担い手が親から子へと受け渡しされていることが確認できる。他方で、近年の新規学卒者の就職率の低下は、生活費用の担い手のシフトへも影響を与えていることが予想される。

そのことを確認するために、3時点の生活費用の担い手の構成を、5歳刻みの年齢コウホートで確認したのが図2~4である。これらの図は、年齢コウホートが若いほど、時期が新しいことを示している。「15歳時」の生活費用の担い手は、年齢が若いほど、「父親」と「母親」の占める割合が低くなる傾向を読み取ることができる（図2）。「父親」が生活費用の担い手であることは、15歳という年齢からしてもわかりやすいことである。けれども、戦後の日本社会は高学歴化が進行し⁹⁾、学生から職業人への移行年齢が高くなっている。最近の若者が生活費用の担い手になるのはもう

表4 生活費用の担い手

	15歳		学校卒業後		初職時	
	度数	%	度数	%	度数	%
男性	134	1.8	872	11.5	2,878	38.1
父親	3,245	42.9	2,563	33.9	688	9.1
母親	425	5.6	400	5.3	141	1.9
父+母	1,353	17.9	987	13.1	289	3.8
女性	39	0.5	132	1.7	454	6.0
本+配			4	0.1	11	0.1
多様	316	4.2	261	3.5	154	2.0
公的支援	25	0.3	33	0.4	5	0.1
無回答	1,988	26.3	2,123	28.1	2,418	32.0
その他	32	0.4	182	2.4	519	6.9
Total	7,557	100.0	7,557	100.0	7,557	100.0

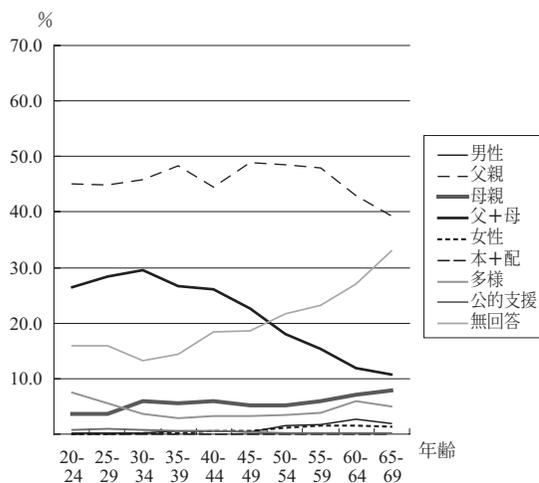


図2 15歳時の生活費用の担い手

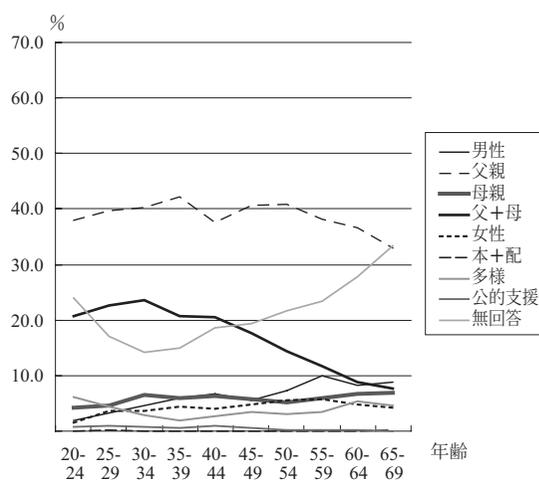


図3 学校卒業直後の生活費用の担い手

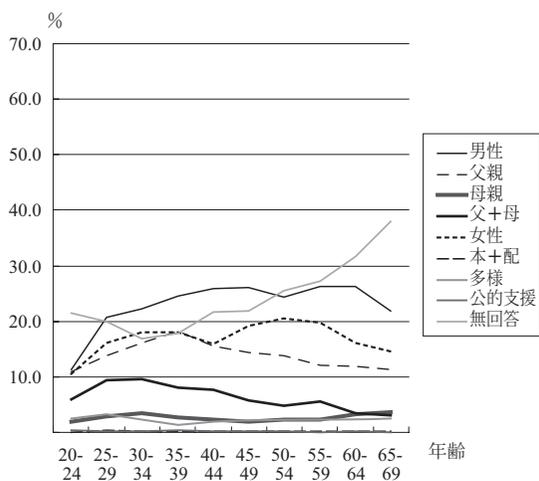


図4 初職時の生活費用の担い手

少し年齢が高くなってからのはずである。各年齢コウホートの40%以上は「父親」が生活費用の担い手であるけれども、近年の変化で著しいのは、「父+母」が生活費用の担い手となる比率が高まっていることである。同じようなことは、さまざまな担い手が生活費用を分担する「多様」の近年の高まりである。

15歳の時点では、「父親」が生活費用の担い手であることは間違いない。けれども、単独で生活費用を担う傾向は減少しつつあり、「父+母」

のような分担型、あるいは共働き世帯の増加を読み取ることができるだろう。

さらに、イベントの時期を遅くして、「学校卒業後」の生活費用の担い手を確認したのが図3である。「15歳時」同様に、「父親」と「母親」の安定傾向と「父+母」の増加傾向が確認できる。単独から分担への移行である。けれども、変化は、「男性」本人の占める割合の高まりに見てとれる。時代を遡るほど「学校卒業後」に生活費用の担い手が親から子へと受け渡しされていたの

である。注目に値するのは、「男性」が「学校卒業後」に生活費用の担い手となる傾向が近年低下してきていることである。これは若い世代ほど、卒業後すぐに就職できなくなっている実態や、非正規就業など低収入による親からの自立が遅延しているとみることでも可能であろう（宮本2002）。「初職後」の結果（図4）も、確かに「男性」本人が生活費用の担い手の中心になることは明らかであるが、近年、その傾向が減少傾向にあることは同じである。20代と30代は、それ以上の年代と比べて、生活費用の担い手パターンに変化がみられている。それは、「15歳時」や「学校卒業」の結果をみるように、扶養されている時期には、「父親」か「母親」という親単独による扶養方式に加えて、父と母が協力して扶養する分担方式が登場してきたと考えられる。これらの結果は、「無回答」が過去に遡るほど（世帯員の年齢が高くなる）増大することを考慮しても変わらない。

3 本人＝担い手の動態

最後に、IVの2で確認された若年層における、「生活費用の担い手」（以下、「本人担い手」）への遅延あるいは担い手の分担といった傾向が、一時的な傾向なのか、それとも一般にいわれる若者のライフサイクルの変化なのかどうかを確認しておきたい。一時的な傾向であれば、少なくともと緊急で短期に効果をもたらす若年層への対策が求められる。ライフサイクルの変化であれば、短期的な対策に加えて、いま世代間で生じている制約を織り込んだ上で今後の議論に組み込んでいく必要がある。

表5は、初職段階で、調査の回答者が「本人担い手」となるか否かについて、5歳刻みの年齢コウホートの効果をみたものである¹⁰⁾。分析目的に応じた年齢基準の特定は、生活保障にとって分岐となる1970年代後半から1980年代初頭に初職についてと考えられる45-49歳を基準変数としている。初職段階で「本人担い手」になる傾向は、20-24歳、25-29歳、30-34歳の若年層で小さい。

表5 若年層における「本人担い手」に関連する変数

	初職時本人担い手
年齢コウホート (vs.45-49歳)	
20-24歳ダミー	-1.261 ** (0.095)
25-29歳ダミー	-0.435 ** (0.087)
30-34歳ダミー	-0.198 * (0.081)
35-39歳ダミー	-0.057 (0.079)
40-44歳ダミー	-0.091 (0.081)
50-54歳ダミー	-0.123 (0.079)
55-59歳ダミー	-0.056 (0.076)
60-64歳ダミー	-0.084 (0.082)
65-69歳ダミー	-0.319 ** (0.084)
男性ダミー	0.879 ** (0.041)
学歴 (vs.中学校卒)	
高校卒ダミー	0.558 ** (0.055)
短大・専門卒ダミー	0.756 ** (0.070)
大学・院卒ダミー	0.846 ** (0.065)
本人担い手 (15歳) ダミー	0.581 ** (0.075)
本人担い手 (最終学校卒業時) ダミー	2.224 ** (0.066)
_cons	-1.639 ** (0.082)
N	17364
LL	-9652.788

注) 標準誤差はカッコの中 (世帯内不均一性を調整済み)
+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

他方で、負の効果は、有意ではないとはいえ、45-49歳を基準にすると全年齢コウホートでその傾向は小さく、65-69歳は有意に小さい。すなわち、「本人担い手」は、40-64歳でなりやすく、1950年代に初職に就いた65-69歳ではなりにくく、近年の若年層もなりにくい。2007年当時、35歳から団塊の世代までは、初職時に安定的に生活費用の担い手となることができ、同時に家族形成を始めることもできたのであろう¹¹⁾。このような動向が、「標準世帯」あるいは「男性稼ぎ主」ととらえられたと考えられる。近年若年層で広がる「本人担い手」のなりにくさは、想定した

ような、一時的なものとも、ライフサイクルの変化とも判断しにくい。また、就業機会の背後にある景気変動などの外生的な要因も考えられる。

V まとめ

本分析の結果をまとめよう。「標準世帯」は、社会政策における基準となる概念であるが、その規模は、20-69歳の世帯主がいる世帯の5.5%にすぎない。この概念によって捕捉される世帯は多くはない。「男性稼ぎ主」型の世帯構成は、伝統的なものではなく、1980年代に成熟したものである。生活保障の不安定化を測定するために、「男性稼ぎ主」型をより幅広く理解した、「夫が正規雇用者で妻が無職」の世帯には、20-69歳の世帯主のいる全世帯の15.4%である。「男性稼ぎ主」型の世帯は、「夫婦と子ども2人」世帯がもっとも多く、30.4%を占める。次いで「夫婦と子ども1人」世帯が25.4%、「夫婦のみ」世帯が23.7%である。

「標準世帯」と「男性稼ぎ主」の世帯は、30-59歳の中高年に集中しており、その傾向は、世帯主が「正規」雇用である世帯にかぎっても同じである。これらの概念の特徴が、若年の世帯をとらえていないとすると、現在の社会保障・政策に若年の世帯の状況を考慮していないことを示唆している。

学校に通学している間は、「生活費用の担い手」の大多数は「父親」、一部を「母親」がそれぞれ単独で担っていたと示唆されるが、若年世帯では、「父+母」や、その他の家族で生活費用を分担するようになってきた。最終学校を卒業するころには、「父親」や「母親」が単独で生活費用を担う傾向は急減し、代わって「男性」世帯主本人が生活費用を担うようになった。一部の世帯の「生活費用の担い手」は、「学校卒業」に親から子へと移行していたようである。この傾向は若年世帯ではさほど強くなく、むしろ「父+母」という生活費用の分担型が行われる傾向がみられた。共働き世帯は、ここ20年の間に学校

を卒業した世代からみられるようになった。就職を契機として、「男性」世帯主本人が生活費用の担い手の中心になることが確認されたが、若年の世帯では、その傾向は減少傾向にある。

中高年に比べて若年層において確認される初職時の「本人担い手」のなりにくさは、一時的な景気要因あるいは若年層のライフサイクルの変化だけで説明するのは十分ではない。30代後半から団塊の世代には、「本人担い手」の相対的ななりやすさがあったと考えられるからである。単独で世帯の生活保障を支えることを想定する「標準世帯」あるいは「男性稼ぎ主」は、この時代の「本人担い手」の相対的ななりやすさをモデル化したものである。データからは、若年層の「本人担い手」のなりにくさと、「父+母」という生活費用の分担型の増大が確認された。これは、若年層で単独で生活保障の担い手になるのは厳しいことを示しているし、初職時に「本人担い手」になりやすかった年齢層でも、その後、仕事や家族形成のキャリアに応じて分担型へ移行する新性役割分業（男は仕事、女は家事と仕事）あるいは男女ともに仕事と家事をこなす共働き世帯という家族形成を選択せざるをえない実態を示している。生活保障の基盤形成において、若年層の就業と家族形成が、担い手の単独型を想定していても、実態としては分担型であること、そして、現段階では、中高年から団塊層までの担い手が単独型であったのは景気上昇期の一時的なものであった可能性を排除することはできないのである。

以上、本論文では、生活保障の観点から出発して、そのキー・パーソンである担い手を3つの側面から検討し、だれが生活保障を担っているのかを描き出した。社会保障・社会政策で基準として用いられている「標準世帯」、比較福祉国家論やワークライフバランスなどで基本構成とされる、「男性稼ぎ主」型の世帯構成、そして、これら2つと異なり、キー・パーソンを網羅的に把握できる「生活費用の担い手」である。3つの指標は、それぞれが測定する特性ゆえに、これまで社会保障・社会政策がもち続けた限界も明

らかにしたと考えられる。それは、生活保障を支える日本の社会保障・社会政策が、もっとも不安定化が進むと考えられる若年層に対して、柔軟に対応できないでいることである。若年就業が従来の正規雇用から非正規へとシフトし、ワーキング・プアが顕在化し、あるいは貧困へと転落するリスクが高くなっているなかで、生活保障の担い手について、「単独型」を想定するという致命的な欠陥の是正も求められるところであろう。

謝辞

本稿改訂にあたり、本特集執筆者、日本女子大学の沢真知子氏、岩田正美氏にはさまざまなご示唆をいただいた。十分に生かすことができず今後の課題となってしまった重要な指摘、残りうる誤りなどはすべて筆者の責に帰するものである。

注

- 1) 生活保障の概念も論者によって微妙に異なる。例えば、宮本(2009)は、20世紀福祉国家の仕組みと、国内の政治体制との文脈で把握する。大沢(2006)は、日本の近代化の文脈で把握する。
 - 2) 企業経営の観点からのアプローチは、ファミリー・フレンドリー政策となる(佐藤・三船2005)。
 - 3) 自営業では、家族は協業するため、「稼ぎ主」は男性でなくても構わない。
 - 4) 総務省の「家計調査」では、昭和44-46年までの「標準世帯」、昭和47年以降の「4人世帯(有業人員1人)」と同じである。
 - 5) 厳密な意味は、「夫は雇用者の年金制度に加入しつづけ、妻は雇用者年金に加入しなかったと仮定されている」というように、40年間ほどのかなり長期的な雇用継続を要求する。
 - 6) 改正パート労働法の影響で、社会保険の加入要件が引き下げられたために、非正規雇用を含むことも可能になっているが、今回は含めていない。
 - 7) 本データは世帯主をランダム・サンプルし、すべての個人をランダム・サンプルしているわけではない。そのため、世帯主を母集団として分析することになる。世帯主でない個人を含んだ日本の住民全体への一般化することはできない。
- ような分析を行うことは今後の課題である。
- 8) 他方で、回顧情報は世帯主の年齢が高くなるにしたがって誤差を含むであろう。そして、実際のデータでは、無回答率が高くなっていることに留意が必要である。
 - 9) 大学進学率は2009年に50.2%に到達しており、これは20年前の24.7%の2倍である。
 - 10) 本データセットは、個人のランダム標本ではないので、同一世帯内で観察される標準誤差の調整とロバストネスのチェックを行っている。
 - 11) ここでは生活費用の担い手となることと、家族形成の同時発生的な関係について指摘し、因果関係を指摘するものではない。

参考文献

- 色川卓男(1996)「94年家計構造比較」『生活構造の日韓比較』大蔵省, pp.47-67。
 ———(2003)「勤労者家計構造の国際比較—日・米・韓・独の比較—」埋橋孝文編『比較の中の福祉国家』ミネルヴァ書房, pp.135-165。
 埋橋孝文(1997)『現代福祉国家の国際比較』日本評論社。
 大沢真知子(2006)『ワークライフバランス社会へ—個人が主役の働き方』岩波書店。
 ———(2010)『日本型ワーキングプアの本質』岩波書店。
 大沢真理(1993)『企業中心社会を超えて』時事通信社。
 ———(2007)『現代日本の社会保障システム—座標とゆくえ』岩波書店。
 大竹文雄(2005)『日本の不平等』日本経済新聞社。
 小塩隆士(2009)『再分配の厚生分析—公平と効率を問う』日本評論社。
 佐藤博樹・御船美智子(2006)「対談 ワーク・ライフ・バランス社会の実現に向けて」『季刊家計経済研究』pp.8-16。
 東京大学社会科学研究所編『「失われた」10年を超えて I』東京大学出版会。
 西村幸満(2007)「男性の仕事と生活の調和に関する実態分析」『仕事と生活』労働政策研究・研修機構, pp.234-250。
 ———(2009)「生活保障としての働き方と技能形成の変化」『社会保障と経済1 企業と労働』東京大学出版会, pp.53-72。
 ———(2010)「世帯収入による貧困測定の試み—1999-2005年の貧困率と世帯主の特徴との関連について」『季刊社会保障研究』No.46, Vol.2, pp.127-138。
 広井良典(2008)「新しい生活保障システムの構想—産業政策と福祉政策の統合」船橋恵子・宮本みち子編『雇用流動化の中の家族—企業社会・家

族・生活保障システム』ミネルヴァ書房, pp. 167-189。
宮本太郎 (2009) 『生活保障—排除しない社会へ』岩波新書。
山口一男 (2002) 「夫婦関係満足度とワーク・ライ

フ・バランス：少子化政策の欠かせない視点」RIETI Discussion Paper Series, 06-J054。
(にしむら・ゆきみつ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第2室長)

子ども期の貧困が成人後の生活困難（デプリベーション）に与える影響の分析

阿 部 彩

I はじめに

長い間、日本における貧困はメディアや政治の関心から遠い位置にあり、ましてや、日本の子どもの貧困はその存在すら認められていなかった。しかしながら、日本の子どもの相対的貧困率は14%であり（OECD2008, 厚生労働省2009など）、他のOECD諸国に比べても決して低いレベルではない。近年になって、ようやく、子どもの貧困が日本の社会問題として注目を集めつつあり、日本の子どもの貧困に関する研究や統計も蓄積されつつある（山野2008, 阿部2008, 子どもの貧困白書編集委員会2009, など）。

子ども期の貧困が、子どものさまざまなウェル・ビーイングと密接な関係があることは多くのデータで確認できる。例えば、子どもの学力、健康状況、学校での適応、不登校、児童虐待、非行、親との時間は、どれも、貧困層の子どもの方がそうでない子どもに比べ悪い状況にある（山野2008, 阿部2008, 子どもの貧困白書編集委員会2009）。こういった子ども自身が現在進行形として面しているさまざまな不利やウェル・ビーイングの喪失はそれ自体が大きな問題であるものの、子ども期の貧困がより大きな社会全体の貧困問題と繋がるのは、それが、子どもが成長した後も持続する影響を及ぼすからである。子ども期の貧困と、成人後の貧困との関連は、パネル・データが豊富である海外の貧困研究では数多くの研究により立証されており（Duncan and Brooks-Gunn1997, Mayer 1997, Bowles,

Gintis & Groves 2005など）、日本においてもいくつかの研究がそれを支持する分析結果を出している（阿部2007, 大石2007, Oshio, Sano & Kobayashi 2010, Abe 2010）。また、ホームレスの人々など極端な生活困難を抱える人々の中では、子ども期の貧困が示唆されるデータが存在する（岩田2007）。

しかしながら、子ども期の貧困から成人期の貧困までの、移行過程（transition）については謎の部分が多い。まず、第一の疑問は、貧困の継続性である。子ども期に貧困であった個人は、生涯、貧困の生活を継続しているのか、それとも、貧困のリスクは、人の一生の中で変化するのか。貧困研究の父親ともいえるB.S.Rowntree（1871-1954）は、貧困のリスクは人生の三時点（子ども期、育児期、引退期）に顕著に表れることを、既に1世紀以上も前に指摘しているが（ライフサイクル・モデル）、ラウンツリーが行った有名なヨーク市調査の時代から1世紀の時間がたつ公的年金制度や各種の育児支援サービス（児童手当や母親の就労を可能とする保育制度など）が拡充されてきた現代日本においても、このモデルは当てはまるのであろうか。また、ラウンツリーは個人の一生を追って貧困の経験を観察したわけではないため、子ども期に貧困であった個人がその後の人生の中で、どのような「貧困からの脱出」「再脱落」といったライフコースを辿るのかの知見を得たわけではない。ライフコースの中での貧困の継続性を、実証的に分析した研究は筆者の知る限り存在しない。

第二に、子ども期の貧困を成人期の貧困に繋

ぐ「経路 (path)」は何か。一つの強力な仮説は「教育 (学歴)」である。子ども期の貧困は、教育投資を阻み、労働市場における十分な労働能力を得ることができないがために、成人期に貧困に陥る、というストーリーは、一般市民にも理解されやすい仮説である。しかし、国内外における貧困研究の多くは、「子ども期の貧困⇒低学歴⇒低賃金労働⇒低所得⇒成人期の貧困」という経路以外の、非認知的 (non-cognitive) な貧困の影響の経路の存在を示唆する結果となっており (Oshio, et al. 2010, Abe 2010, 阿部2007), 低学歴のみが貧困の継続の経路ではない可能性は大きい¹⁾。

第三の疑問は、子ども期の貧困の影響はコホートによって異なるのかという点である。さまざまな社会保障制度や奨学金などの制度の充実によって、若いコホートは過去のコホートに比べて、子ども期に貧困に育ったことによる「不利」が軽減されたのであろうか。

本稿は、これらの疑問に、部分的ではあるが、応えようとするものである。本稿が用いるのは国立社会保障・人口問題研究所が2007年に行った「社会保障実態調査」である。本調査は、クロス・セクションの調査ではあるものの、過去に関する設問を多く含んでいることに加え、低所得以外の非金銭的貧困指標となる項目を含んでおり、貧困とライフコースの研究を行うのに適している。本稿の分析は、主に二つのパーツからなる。前半では、子ども期に貧困であった個人を分析対象とし、彼らのその後の人生の各時点における生活レベルのダイナミックスを観察する。もちろん、成人となってから生活困難に陥る個人の中には、子ども期に貧困でなかった層も含まれるものの、本稿では主に子ども期に貧困を経験した層のその後に注目することにより、上記の第一の疑問に応えようとする。後半の分析においては、子ども期の貧困が、どのような経路 (低学歴や低所得、未配偶など)、成人となってからの生活困難 (生活必需品の剥奪= deprivation) に影響するのかを重回帰分析法を用いて分析し、第二の疑問の答えを得る。また、

分析の対象をコホートによって分割することにより第三の疑問にもトライする。

II 先行研究

1 パネル・データを用いた分析

B.S.Rowntreeのライフサイクル仮説は、現代日本においても、クロス・セクションのデータにては確認できるものの²⁾、これをパネル・データを用いて検証した研究は少ない。子育て期・高齢期の貧困者は子ども期にも貧困であった個人なのか、または、子ども期には貧困ではなかった人も、そうであった人も同様に高齢期に貧困リスクが高まるのかをクロス・データで検証することは不可能である。個人のライフコースにおける貧困のダイナミックス (貧困の継続性) を見るためには、個々人のライフコースを子ども期から高齢期まで継続してフォローしたパネル・データを用いることが理想である。パネル・データを用いた貧困のダイナミックス研究は、国内外ともに多く行われているものの (OECD 2008, 岩田1999, 岩田・濱本2004, 濱本2005, 石井・山田2007など)、これらは調査対象者を少ない場合は数年、多くても十数年フォローしたのみであり、彼らのライフコースを鳥瞰できる長さのデータを用いている分析は日本には存在しない。比較的長いパネル・データを用いた濱本 (2005) は、非貧困層 (観察期間中一度も貧困となったことがない層) は、離婚や転職、失業が少ないこと、また、貧困層は離婚や就業移動が多い層と、就業移動はあるものの家族形態の変化は見られない層があることを明らかにした。後者の貧困層を、濱本 (2005) は岩田 (1999) の言葉を借りて「構造的な階層 (格差)」と呼んでいる。岩田 (2007) は、ホームレスの人々など典型的な貧困層において未婚率が多いことや、上記の家研パネルの分析から、親世帯からの独立→就職→結婚→育児といった「標準的ライフスタイルからの逸脱」が貧困リスクに直結していると指摘する。すなわち、現代日本においては、Rowntreeが指摘したような一般的

なライフコースの中での貧困はある程度緩和されてきたものの、それから逸脱したときの貧困リスクが高いということであろう。

2 回顧質問を用いた分析

ライフコースをスパンする長いパネル・データの欠如の中で、日本における貧困研究の多くは子ども期のことを尋ねる回顧的な質問を横断調査に加えることによって、子ども期の貧困と成人後のウェル・ビーイングの関係の解明を試みている（阿部2007、大石2007、Oshio, Sano & Kobayashi 2010, Abe 2010）。回顧的な過去に関する質問でよく用いられるのが15歳時点での生活意識である。15歳というのは義務教育の最終年であり、子どもが親世帯から離れて「自立」する最小年齢であることから、この時点での状況を「子ども期」の貧困のメルクマールとしているのである。本稿も同様の手法をとっている。回顧的な設問の回答は、過去の状況のアクセスが現在の経済状況や個人の属性などによって偏って影響している可能性が否めない点は留意しなければならない。また、これらの分析によって「15歳時点」と「ライスコース上の現時点」（回答者によって異なる）の貧困との関連はわかるものの、その2時点の間の貧困のダイナミクスについては不明である。しかし、その結果は示唆に富むものであり、ここに紹介しよう。

阿部（2007）と大石（2007）は、ともに「社会生活に関する実態調査」⁹⁾（2006年）を用いた分析であり、調査標本数の少なさ（ $n=584$ ）、調査対象地区の限定性（首都圏A地区）という点でトライアル的な分析と言える。ここで大石（2007）は、15歳時点での暮らし向き（主観的な回顧的な設問による5段階評価）と現在の低所得の関係を分析している。この結果、15歳時点での暮らし向きの低さ（貧困）と、現在の貧困（等価世帯所得の中央値の50%以下と定義）とは有意な関係は観察されないとしている。しかし、同データを用いた阿部（2007）の分析では、15歳時点での暮らし向きの低さが、現在の所得や

配偶関係などをコントロールした上でも有意に、基礎的ニーズ（食料、衣料、医療が金銭的な理由で買えない）、物質的剥奪（テレビ、冷蔵庫など耐久財10項目が経済的理由で持てない）に影響しているという結果を得ており、子ども期の貧困が成人となってからの実質的な生活水準に影響していることを実証している。

同様の結果は、Abe（2010）の分析にでも得られている。Abe（2010）が用いたデータは「社会生活調査」⁴⁾（2008年）である。この調査もサンプル数は少ないものの（ $n=1,021$ ）、全国規模で抽出されており上記の2006年調査よりも一般化されたデータと言える。これによると、15歳時点での暮らし向きは、学歴、現在の所得、現在の就業状況（正規、非正規、自営、無職、引退後、失業中）をコントロールした上でも、基礎的ニーズ（同上）と「劣悪な住環境」（専用のトイレ、風呂がないなど）に有意に影響している。

阿部（2007）、大石（2007）、Abe（2010）から明らかになることは、まず第一に、現在の所得については子ども期の貧困との直接的な関連は観察されないものの、貧困をより具体的にcaptureする必需品の欠如や衣食住の困窮などについては、子ども期の貧困の影響が成人期にも続くことである。これは、所得という変数が、「貧困」という事象を表すためにはいささか曖昧であることも関係していると考えられる。特にこれらの分析に使われたデータは、公的な大規模なものではなく研究者が独自に行った小規模の調査のものであることから、所得データの信憑性が低いことも懸念される。第二に、これら直接的な貧困指標への影響は、学歴、現在の所得、現在の就業状況をコントロールした上でも確認されることである。すなわち、子ども期の貧困は、学歴→職業→所得、という経路以外の経路を通じても現在の生活水準に影響するのである。

これらに比べて大規模な調査を用いているのが、Oshio, et al.（2010）である。本分析は、大阪商業大学が行っている日本版総合的社会調

査（JGSS）を用いている（分析対象サンプル $n=7,002$ ）。この分析で、Oshio, et al.らは、「あなたが15歳の頃のあなたの世帯収入は、当時の平均的な世帯と比べて、どうでしたか」という設問に対して、選択肢5段階の下2段階⁵⁾を「子ども期の貧困」と定義し、①子ども期の貧困、②学歴（大卒か否か）、③現在の低所得が、現在の幸福感と主観的健康度にどのように影響しているかをrecursiveに推計している。子ども期の貧困の変数が、endogeneousである可能性を考慮して、endogeneityをコントロールした上で、Recursive Multi-variate Probit推計を行っている。本分析から得られる主要な示唆は、子ども期の貧困は、学歴、現在の低所得、幸福感、主観的健康度のどれにも影響していることである。ここでも、子ども期の貧困は、学歴、現在の低所得を介さない経路で現在の幸福感、主観的健康度に影響していることが確認される。さらに、Oshio, et al. (2010) は、「子ども期の貧困」が、現在の低所得、幸福感、主観的健康度に与える影響のうち、どれほどの割合が学歴を介さないものであるかの推計を行っており、影響の大部分（75%、65%、87%）が学歴を介さないものであるとの結果を得ている。

Ⅲ データ

本稿が用いるのは、国立社会保障・人口問題研究所による「社会保障実態調査」（第1回）である。「社会保障実態調査」（以下、「本調査」）は、平成19年7月に、国立社会保障・人口問題研究所が約16,000世帯に対して行った全国調査であり、世帯および世帯に属する世帯員について、社会保障の「共助」「自助」「公助」に関するさまざまな情報を得ることを目的としている。本調査は、厚生労働省が実施する平成19年「国民生活基礎調査」で設定された調査地区（5,440地区）内から無作為に選ばれた調査地区（300地区）内に居住する世帯主および20から69歳の世帯員を対象として平成19年7月1日現在の世帯の状況（世帯票）および個人の状況（個人票）について

調べたものである。調査方法は配票自計、密封回収方式である。その結果、世帯票配布数（調査客体世帯数）15,782票に対して、回収数は10,766票であり、有効回収率は68.2%であった。また、対象世帯の20歳から69歳の世帯員に対して配布した個人票20,689票に対して、回収されたのは17,466票であった。ただし、回収票のうち記入状況の悪い278票は無効票として集計対象から除外したため、有効票数は17,188票、有効回収率は83.1%となった。

「社会保障実態調査」単体での標本数は以上であるが、本調査は平成19年「国民生活基礎調査」の世帯票および健康票・介護票⁶⁾の調査客体の一部を対象とする後続調査であるため、「国民生活基礎調査」で得られたデータとマッチングすることにより、より豊富な情報を得ることができる。本稿においては、このマッチング・データを用いた分析を行う。マッチングは、世帯レベルと世帯員（個人）レベルで行われている。両調査の調査時期が1か月ほど異なるため、世帯レベル、世帯員レベルともに若干マッチングの齟齬が生じている。世帯レベルでは約375の世帯がマッチング不可能、個人レベルでは（世帯レベルでのマッチングが不可能であった個人に加えて）59人がマッチング不可能であった。マッチング・データには、世帯レベルにおいてはマッチングが不可能のサンプルも含めてすべてのサンプル（ $n=10,766$ ）を含めているが、世帯員レベルにおいてはマッチング不可能なサンプルを除いた17,407人分のデータを用いている。

所得・貯蓄情報については、「国民生活基礎調査」の所得票・貯蓄票とは客体が異なるため、これらから情報を得ることができないので、「社会保障実態調査」の個人票の個人所得の情報をを用いる。世帯所得は、個人票がある世帯員（20歳から69歳の世帯員）の個人所得を合算し、世帯人数（20歳から69歳以外の世帯員も含む）で調整⁷⁾した値である。

IV 子ども期に「生活苦」を経験した個人のその後

まず、子ども期に貧困を経験した個人が、その後のライフコースの中でいかに「暮らし向き(生活意識)」が変化していくのか、ライフコースにおける貧困のダイナミックスを検証する。分析対象は、15歳時点で「大変苦しい」とした個人である。図1は、彼らが、その後の人生の中で、「大変苦しい」からの脱出と再転落がどの層へ、またどの層から起こっているかを見たものである。ただし、若い世代においては、結婚や出産といったイベントが発生していない個人も多いので、サンプルは50歳から69歳の個人に限定した(図1)。

まず、15歳時点で「大変苦しい」とした404人のうち、266人(77%)は「最後の学校への入学時」時点でも「大変苦しい」としている。次の段階では、この266人のうち、「最後の学校の卒業時」にも「大変苦しい」としたのは137人(87%)であることがわかる。同時に、「最後の学校への入学」時に「大変苦しい」から脱出した人々も数名が「大変苦しい」に再転落している。「大変苦しい」から大きな脱出があるのは、就職と結婚時である。それぞれ約半数(50%と45%)が、「大変苦しい」からほかの層に移っている。先行研究から、結婚しない層、子どもが

ない層における「大変苦しい」の率が多いと考えられたが(結婚していない場合、子どもがない場合は「不詳・非該当」となる)、就職時に「大変苦しい」とした人の中で結婚時に「不詳・非該当」となった層はそれほど多くはない(157人中15人)。むしろ、この層においても、多くが結婚時に「やや苦しい」「普通」に移動している。

結果として、15歳時に「大変苦しい」とした人の80%は、「最初の子の出生時」には「大変苦しい」以外の層に移動している。すなわち、子ども期に貧困であるとした人も、最初の子どもの出生時まで継続して「大変苦しい」を続ける層はむしろ少なく、大多数はほかの層に移動する。その大きな契機は、就職と結婚である。本データからは、「子ども出生時」での大きな転落は見られず、Rowntreeのライフサイクル仮説の第2のリスク点である子育て期の貧困転落は認められなかった。

しかし、本分析には以下の制約があり、ライフコースにおける貧困のダイナミックスについてさらなる示唆を得ることはできない。制約の一つは調査対象者が20歳から69歳の個人であるため、70歳以降の高齢期の状況がわからないことである。このため、Rowntreeの第3のリスク点の高齢期については観察できない。制約の二つ目は、「結婚時」「子どもの出生時」における生活意識について調査はしているが、これらのイベントを経験していない個人については、生

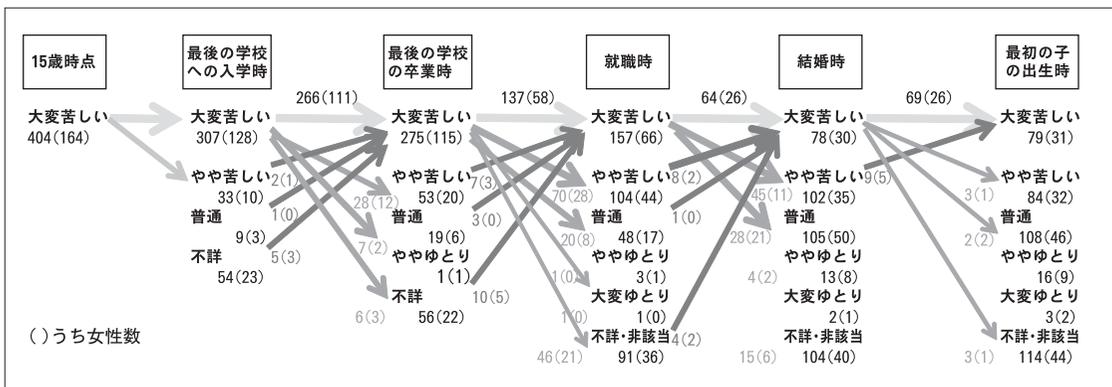


図1 15歳時点で「大変苦しい」とした人のその後：各時点での「大変苦しい」からの脱出と突入

活意識の情報を得ていないため、岩田（2007）の言う「標準的なライフコースからの逸脱」した層については観察できない点である。

V 子ども期の貧困の影響の経路：仮説と分析手法

1 モデル1 若者（20～49歳）

次に、子ども期の貧困は、どのような経路を伝って、成人後の生活水準や生活困難に影響するかを分析する。分析の対象は、20歳から49歳と、勤労世代の中でも若い世代の男女である（ $n=3,292$ ）、分析手法は、Oshio, et al. (2010)のモデルを倣い、recursiveなMulti-variate Probit手法を用いる。モデルは以下の通りである。

15歳時点での貧困

$$y_1 = X_1\beta_1 + \mu_1$$

低学歴

$$y_2 = \alpha_{21}y_1 + X_2\beta_2 + \mu_2$$

(現在) 非正規労働

$$y_3 = \alpha_{31}y_1 + \alpha_{32}y_2 + X_3\beta_3 + \mu_3$$

(現在) 低所得

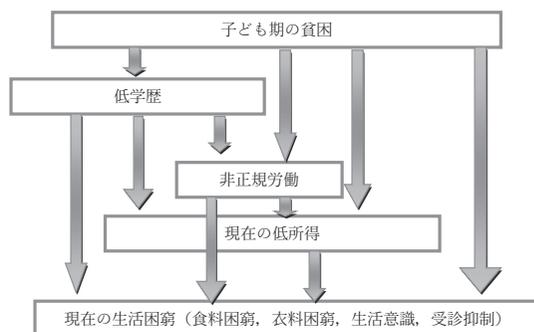
$$y_4 = \alpha_{41}y_1 + \alpha_{42}y_2 + \alpha_{43}y_3 + X_4\beta_4 + \mu_4$$

(現在) 生活困難

$$y_5 = \alpha_{51}y_1 + \alpha_{52}y_2 + \alpha_{53}y_3 + \alpha_{54}y_4 + X_5\beta_5 + \mu_5$$

15歳時点での貧困は、低学歴に影響し、低学歴は無配偶に非正規労働を誘発し、非正規労働は現在の低所得を引き起こし、現在の低所得は現在の生活困難を引き起こす。また、それぞれの段階の変数はその後の変数にも独立して影響すると仮定する（図2）。これらの貧困の要因の変数は、密接に関連しているため、recursiveなモデルを用いる必要がある。

本モデルがOshio, et al. (2010) と異なる点は以下の通りである。まず、現在の生活困難を引き起こす要因として、子ども期の貧困、低学歴、低所得という3要素に加え、非正規労働という要因を投入する。これは、特に若年層において、



出所) Oshio, et al. (2010) を基に筆者加筆・修正。

図2 モデル1

非正規労働の増加が、貧困の増加の要因として認識されることが多いからである。本モデルでは、非正規労働が「低所得」という経路を経て貧困に直結するのみならず、非正規労働という労働形態そのものの生活の不安定性やライフスタイルが生活困窮の引き金となっている可能性も含めて考えている。なお、前節の分析からは「結婚」が生活困窮から脱する一つの契機であることが示唆されるため、婚姻状況をモデルに投入することも検討したが、年齢の比較的に低い層では、婚姻状況が学歴や労働形態に影響される度合いも少ないと考えられるためモデルに投入することは控えた。

第二に異なる点は、「低所得」ではなく、「貧困」に着目することである。Oshioらの分析では、15歳時点での暮らし向きの5段階の選択肢の下の二つの段階を「子ども期の貧困」の変数としているが、2000年から2008年のJGSSの単純集計ではこれに該当するサンプルは全体の約37%である（大阪商業大学JGSS研究センター2010）。約4割が該当するため、中間層もかなり含まれてしまうと考えられる。相対的貧困の概念に立ち返ってみると、貧困とは、その社会で一般的に享受されている生活様式にアクセスできない状況を指すため、社会の約4割の個人が該当するような指標は貧困指標としては適当ではないと考えられる⁸⁾。そこで、本稿では、「生活意識」が「大変苦しかった」とした層（分析サンプルの約

6%)を子ども期で貧困であったと定義する。第三に、現在のウェル・ビーイングとしてOshioらは生活満足度および主観的健康度を用いているが、本稿では、生活水準をより直接的に表す貧困指標である剥奪 (deprivation) の変数 (①過去1年間の食料不足経験⁹⁾, ②過去1年間の衣料困窮経験¹⁰⁾, ③過去1年間の医療サービスの受診抑制¹¹⁾, および④現在の生活意識 (主観的貧困) を用いる。剥奪の指標を用いるのは先行研究の結果から、子ども期の貧困の影響は「低所得」よりも、より直接的な生活困窮を表す指標の方がcaptureされやすいことが示唆されているからである。

コントロール変数として用いる X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 については、性別と年齢、15歳時点の家族形態 (母子世帯, 父子世帯, 父母なし世帯, ふた親世帯), 出生時の父母の年齢, 現在の配偶状況, 現在の不健康, である。性別と年齢 (コホート) は、学歴や労働状況, 貧困状況に影響するのみならず、回顧的な回答に対するバイアスを生じさせると考えられるのでコントロールする必要がある。15歳時の家族形態は、15歳時点での貧困と密接に関係すると考えられる。また、Scaramelia & Neppl (2008) の分析によって、出生時点での親の年齢が子どもの認知能力に影響することが示唆されていることから、出生時の父母の年齢が高いほど、15歳時点での貧困および低学歴になる確率が低いと考える。現在の配偶状況は、現在の労働形態に影響を与え、また、現在の健康状況は現在の低所得に影響すると考える。

2 モデル2 高齢世代 (50~69歳)

次に、現在の低所得, 困窮の要因として、無配偶であることをモデルに投入する。これは岩田 (2007) の指摘にあるように、「標準的なライフコースからの逸脱」が日本における貧困の大きな要因 (および結果) であることをモデルに取り組みためである。また、4節の分析からも、結婚が生活意識の改善の契機となっていることが明らかであり、これをモデルに組み込むこと

は妥当であると言える。しかしながら、若年層においては、結婚しているか否かが「標準的なライフコースからの逸脱」かどうかは、年齢層によって大きく異なるため、この分析は高齢世代 (50~69歳) に限る。さらに、高齢世代においては、非正規労働に従事している割合が若年世代よりも小さいと考えられるため、この要因はモデルから除いている。また、「社会保障実態調査」の調査設計により、父母が死別している場合には父母の年齢がわからないため、コントロール変数に出生時の父母年齢を用いることはできなかった。

3 モデル3 コホート比較 (20~39歳 vs. 50~69歳)

最後に、子ども期の貧困の影響の度合いが、コホートによって異なるか否かを検証する。そこで、分析対象を20歳から39歳 (若年世代), 50歳から69歳 (高齢世代) の2グループとし、同様に、recursive multi-variate probit推計を行った。ただし、データの制約から、若年層と高齢層の両方で揃う変数のみをモデルに投入したため、「15歳時点の貧困」⇒「低学歴」⇒「現在の低所得」⇒「現在の生活困難」の4つの段階を考慮したモデルを用いている。

VI 推計結果

1 若者 (モデル1)

まず、若者 (20~49歳, モデル1) の推計結果を見よう (表2)。表2は、食料困窮を生活困難の変数とした場合の推計結果を示している。まず、15歳時の貧困に影響する変数の係数を見ると、年齢、15歳時の家族形態、出生児の母親年齢の係数は有意となっている。年齢が高いほど、15歳時点での家族形態が母子世帯, 父子世帯, 父母なし (ベースはふた親世帯), また、出生時の母親年齢が高いほど15歳時点で貧困である確率が高くなっている。年齢は、Oshio, et al. (2010) や本稿の高齢者の分析でも正で有意となっているが、これが、年齢が高いほど「15歳の時

表1 基本統計量

	若者（20～49歳）				高齢者（50～69歳）			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
15歳時の貧困 ¹⁾	0.024	0.153	0	1	0.092	0.289	0	1
低学歴 ²⁾	0.036	0.186	0	1	0.205	0.403	0	1
（現在）非正規労働 ³⁾	0.274	0.446	0	1	0.217	0.412	0	1
（現在）無配偶	0.411	0.492	0	1	0.116	0.321	0	1
現在の低所得 ⁴⁾	0.101	0.302	0	1	0.134	0.341	0	1
食料困窮 ⁵⁾	0.046	0.209	0	1	0.035	0.183	0	1
衣料困窮 ⁶⁾	0.070	0.255	0	1	0.053	0.224	0	1
生活意識（大変苦しい） ⁷⁾	0.101	0.302	0	1	0.113	0.316	0	1
医療サービス受診抑制 ⁸⁾	0.004	0.065	0	1	0.011	0.102	0	1
性別（男性=1）	0.456	0.498	0	1	0.485	0.500	0	1
年齢	34.0	7.9	20	49	58.4	5.5	50	69
15歳時母子世帯	0.016	0.127	0	1	0.038	0.191	0	1
15歳時父子世帯	0.005	0.072	0	1	0.017	0.130	0	1
15歳時父母なし	0.015	0.121	0	1	0.061	0.240	0	1
出生時の母親年齢	27.3	3.7	16	46	26.4	4.4	16	43
出生時の父親年齢	30.2	4.2	16	57	28.4	4.4	16	41
子ども数	1.030	1.109	0	5	1.980	0.958	0	6
（現在）不健康	0.992	0.089	0	1	0.982	0.133	0	1
（現在）有配偶	0.589	0.492	0	1	0.884	0.321	0	1
（現在）離別	0.026	0.160	0	1	0.032	0.176	0	1
（現在）死別	0.002	0.043	0	1	0.035	0.184	0	1
n	3,292				2,840			

注) 1) 15歳時の「暮らし向き」（5段階）で「1. 大変苦しい」とした場合に1，そうでない場合に0。

2) 低学歴：最終学歴が中卒か高校中退の場合に1，それ以外の場合は0。

3) 非正規労働：「国民生活基礎調査」で平成19年5月の仕事の状況で「主に仕事をしている」とした人で，雇用形態が1年未満の契約の雇用者，内職，または一般常勤雇用者で勤め先での呼称がパート，アルバイト，派遣社員，契約社員，嘱託，その他である，または仕事なし（通学，専業主事以外）で就労希望がある場合に1，そうでない場合は0。

4) 現在の貧困（＝低所得）：現在の世帯所得（本人＋配偶者がいる場合は配偶者）の合算所得を世帯人数の平方根で除した等価世帯所得が全個人の中央値の50%未満の場合に1，そうでない場合は0。

5) 食料困窮：「過去1年間の間にお金が足りなくて，家族が必要とする食料が買えなかったことがありましたか」の問いに，「よくあった」「ときどきあった」と回答した場合に1，そうでない場合は0。

6) 衣料困窮：食料困窮と同じ。

7) 生活意識（大変苦しい）：現在の暮らし向き（5段階）で「1. 大変苦しい」とした場合に1，そうでない場合は0。

8) 医療サービス受診抑制：過去1年間に医療機関に行かなかった世帯で，行かなかった理由が「病気でなかったが，行けなかった」とした場合に1，そうでない場合は0。

点」が昔のことであるため，実際に日本人の生活が現在の生活に比べて厳しかったことを示しているのか，年齢が高いほど昔のことを厳しく回顧する傾向があるためなのかは不明である。家族形態は予測通り，ふた親世帯に比べ，ひとり親世帯，特に母子世帯，父母なし世帯は正で有意となっている。出生時の母親の年齢は，若年出産ほど子どもが貧困に育つ確率が高くなることが予想されていたが，予想に反して，正で

有意となっている（父親の年齢の係数は，予測通り負であるが，有意ではない）¹²⁾。

低学歴の規定要因で有意であったのは，15歳時の貧困と性別である。性別では，男性ほど低学歴となるリスクが高いことが注目される。非正規労働の規定要因で有意であったのは，15歳時の貧困，低学歴，性別，年齢，（現在）有配偶（ベースは，未婚）である。15歳時の貧困は，低学歴の影響もコントロールした上でも正で有意

であった。すなわち、15歳時の貧困は、それが低学歴を引き起こすという影響以外にも、直接的に非正規労働の確率を高くする影響がある。また、性別の係数は負で有意であり、学歴や健康度、年齢などをコントロールした上でも、女性であるほど非正規の確率が高くなる。有配偶の係数は負で有意であり、有配偶者は未婚者に比べて、非正規である確率が低い。年齢は高いほど、非正規となる確率は低くなる。

現在の低所得については、低学歴と非正規労働が正で有意となっている。すなわち、低学歴であること、非正規労働者であることは、お互いの影響をコントロールした上でも、現在の低所得を引き起こす。しかし、15歳時点での貧困の係数は有意ではなく、それが独立して、現在の低所得には影響していると認められない。この結果は、大石（2007）と同様であるが、Oshio, et al. (2010) とは異なる結果となっている。

最後に、これらの要因が現在の実際の生活困難（この場合、食料困窮）に影響しているかを見ると、15歳時の貧困、低学歴、現在の低所得が正で有意な係数となっている。すなわち、15歳時の貧困は、それが低学歴を引き起こし、非正規労働となる確率を高め、現在の低所得を誘発している以外にも、直接的に現在の食料困窮に影響している。また、低学歴であることも同様に、低学歴が非正規労働を引き起こし、低所得を誘発する以外にも、直接的に食料困窮に影響している。ただし、非正規労働の直接的な影響はここでは認められなかった。

表3は、生活困難の変数を食料困窮から、衣料困窮、生活意識（大変苦しい）、受診抑制に変えた場合の、15歳時点での貧困、低学歴、非正規労働、現在の低所得の係数とその有意性を示している（そのほかのコントロール変数は割愛）。これをみると、どの生活困難の推計結果を見ても、おおむね、同様の結果を確認することができる。受診抑制は、その発生率が低いこともあり、有意でない変数が多くなっているが、それ以外の3つの推計では、15歳時点での貧困が、低

表2 現在の生活困難（食料困窮）の要因分析(20～49歳)
Multi-variate Analysisの推計結果

	モデル1 (n=3,292)	
	係数	標準誤差
15歳時の貧困 ¹⁾		
性別 (男性=1)	-0.0951	0.1026 X
年齢	0.0135	0.0065 **
15歳時母子世帯	1.4654	0.1987 ***
15歳時父子世帯	1.1213	0.3972 ***
15歳時父母なし	1.3028	0.2146 ***
出生時の母親年齢	0.0502	0.0175 ***
出生時の父親年齢	-0.0213	0.0151 X
切片	-3.2860	0.4861 ***
低学歴 ²⁾		
15歳時貧困	1.6859	0.2441 ***
性別 (男性=1)	0.1793	0.0834 **
年齢	-0.0087	0.0053 X
出生時の母親年齢	-0.0122	0.0152 X
出生時の父親年齢	-0.0178	0.0130 X
切片	-0.7894	0.4053 *
(現在) 非正規労働 ³⁾		
15歳時貧困	0.4992	0.2006 ***
低学歴	0.3218	0.1792 ***
性別 (男性=1)	-0.7052	0.0510 ***
年齢	-0.0133	0.0038 ***
(現在) 不健康	-0.0270	0.2664 X
(現在) 有配偶	-0.2400	0.0612 ***
(現在) 離別	0.0234	0.1542 X
(現在) 死別	-0.6475	0.6195 X
切片	0.2683	0.2880 X
現在の低所得 ⁴⁾		
15歳時貧困	0.1169	0.2475 X
低学歴	0.4014	0.2081 **
非正規労働	0.4159	0.1816 ***
性別 (男性=1)	-0.0317	0.0727 X
年齢	-0.0076	0.0039 **
(現在) 不健康	0.1549	0.3627 X
切片	-1.3043	0.3963 ***
食料困窮 ⁵⁾		
15歳時貧困	0.5831	0.2698 **
低学歴	1.0105	0.2409 ***
非正規労働	0.0975	0.2196 X
現在の貧困	0.7504	0.2167 ***
性別 (男性=1)	0.0010	0.0974 X
年齢	-0.0116	0.0061 *
(現在) 有配偶	0.3814	0.1058 ***
(現在) 離別	0.2544	0.2369 X
(現在) 死別	-3.2655	154.6709 X
切片	-1.7472	0.2239 ***
rho21	-0.3527	0.0755 ***
rho31	-0.0955	0.0561 *
rho41	-0.0158	0.0718 X
rho51	0.0103	0.0891 X
rho32	0.0449	0.0584 X
rho42	-0.0487	0.0678 X
rho52	-0.1718	0.0807 **
rho43	-0.0605	0.1021 X
rho53	0.0777	0.1211 X
rho54	-0.1242	0.0985 X

注) ***1%, **5%, *10%有意 X not significant.

1) 2) 3) 4) 5) 表1と同じ。

表3 過去の貧困要因の影響（モデル1 20～49歳）
Multi-variate Probit推計の係数と有意度

生活困難の変数	食料困窮 20～49歳	衣料困窮 20～49歳	生活意識 20～49歳	受診抑制 20～49歳
低学歴				
子ども期の貧困	1.6859 ***	1.1958 ***	1.2133 ***	1.448 ***
非正規労働				
子ども期の貧困	0.4992 ***	0.4913 **	0.3484 *	0.219 X
低学歴	0.3218 ***	0.2328 X	0.2999 X	0.549 ***
現在低所得				
子ども期の貧困	0.1169 X	0.3593 X	0.1084 X	0.060 X
低学歴	0.4014 **	0.1030 X	0.3667 X	0.089 X
非正規労働	0.4159 ***	0.5670 ***	0.5366 ***	0.577 ***
生活困難				
子ども期の貧困	0.5831 **	0.6553 ***	1.3083 **	0.048 X
低学歴	1.0105 ***	0.2551 ***	0.1811 X	0.456 X
非正規労働	0.0975 X	-0.1552 X	0.4274 **	0.606 X
現在低所得	0.7504 ***	0.4722 ***	0.5904 ***	-0.160 X

表4 現在の生活困難に与える貧困要因の影響の内訳

	食料困窮	衣料困窮	生活意識	受診抑制
子ども期の貧困の影響	17.6%	51.4%	54.9%	4.0%
低学歴の影響	51.5%	23.9%	9.2%	55.1%
非正規労働の影響	3.1%	-9.4%	12.8%	51.2%
現在低所得の影響	27.8%	34.0%	23.2%	-10.3%
	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

学歴の確率を高め、また、それとは独立して非正規労働の確率を高め、さらに、低学歴、非正規労働の経路とは別に直接的に生活困難を引き起こしていることは共通した結果である。

表4は、子ども期の貧困が現在の生活困難に対する影響のうち、その何%が各経路を介したものであるのかを推計したものである。例えば、食料困窮では、子ども期の貧困の影響が食料困窮に与える影響のうち、直接的なのは17.6%、低学歴を介した影響は51.5%、低学歴・非正規労働を介した影響が3.1%、低学歴・非正規労働・低所得を介した影響が27.8%となる。子ども期の貧困の影響の中で、学歴を介さないものの割合は、受診抑制の4.0%から生活意識の54.9%と幅が広い。Oshio, et al. (2010) の推計では、15歳時の貧困が与える影響の中で学歴が介さない割合は低所得では75%、幸福度は65%、健康では87%と本稿よりもさらに大きい数値となっ

ている。

2 高齢世代（50～69歳，モデル2）

次に、50～69歳の推計結果を見てみよう（表5）。ここでは、特に若者の推計と異なる結果のみを記載する。まず、若者では男性ほど低学歴となる確率が高かったが、高齢者ではその傾向は見ることができない。本稿では低学歴を高卒以下としているので、この世代では、男性も女性も中卒である割合が高いのかも知れない。また、本モデルでは、無配偶を生活困難の要因の一つとして投入しているが、無配偶は15歳時の貧困、低学歴、性別、年齢のどの変数も有意ではなく、これらに影響されているとは言えない。しかしながら、無配偶であることは、正で有意に現在の低所得に影響しており、低学歴や15歳時の貧困をコントロールした上でもこの影響が確認されることは、「標準的ライフコースの逸脱」が低

表5 現在の生活困難（食料困窮）の要因分析(50～69歳)
Recursive Multi-variate Analysisの推計結果

	モデル2 (n=2,840)	
	係数	標準偏差
15歳時の貧困 ¹⁾		
性別 (男性=1)	0.2626	0.0687 ***
年齢	0.0268	0.0062 ***
15歳時母子世帯	0.9702	0.1317 ***
15歳時父子世帯	0.6486	0.2077 ***
15歳時父母なし	0.6483	0.1193 ***
切片	-3.1808	0.3712 ***
低学歴 ²⁾		
15歳時貧困	0.8142	0.1557 ***
性別 (男性=1)	-0.0606	0.0557 X
年齢	0.0534	0.0051 ***
切片	-4.0411	0.3054 ***
無配偶 ³⁾		
15歳時貧困	0.2756	0.1803 X
低学歴	0.1157	0.1868 X
性別 (男性=1)	-0.0424	0.0622 X
年齢	-0.0031	0.0064 X
(現在) 不健康	-0.3261	0.2079 X
切片	-0.7266	0.4181 **
現在の低所得 ⁴⁾		
15歳時貧困	-0.2509	0.1979 X
低学歴	0.2819	0.1723 X
無配偶	0.4669	0.1826 **
性別 (男性=1)	-0.3510	0.0630 ***
年齢	0.0305	0.0062 ***
(現在) 不健康	-0.0368	0.2254 X
切片	-2.8348	0.4262 ***
食料困窮 ⁵⁾		
15歳時貧困	0.1064	0.2947 X
低学歴	0.2891	0.3230 X
無配偶	-0.0102	0.2793 X
現在の低所得	0.7218	0.2228 ***
性別 (男性=1)	0.1428	0.0978 X
年齢	-0.0272	0.0102 ***
子ども数	0.0611	0.0500 X
切片	-0.6474	0.5583 X
rho21	-0.0802	0.0706 X
rho31	-0.0845	0.0729 X
rho41	0.0704	0.0841 X
rho51	0.0535	0.1237 X
rho32	0.0475	0.0974 X
rho42	0.0096	0.0895 X
rho52	0.0662	0.1753 X
rho43	0.0694	0.0874 X
rho53	0.0290	0.1303 X
rho54	-0.1050	0.0999 X

注) 1) 2) 4) 5) 表1と同じ。

3) 現時点で有配偶でない場合は1, そうでない場合は0。

所得の要因となることを支持する結果である。最後に、食料困窮において、15歳時の貧困の変数は有意ではなく、15歳時の貧困が低学歴を介して現在の食料困窮に影響していることは確認できるものの、若者のように、その直接的な影響は認められない。

表6は、衣料困窮、生活意識、受診抑制と生活困難の変数を変えたときの推計結果である。生活意識を除けば、異なる生活困難の変数を用いても、ほぼ同様の結果が得られており、少なくともこの世代の生活困難が、直接的に子ども期の貧困に影響されることはないと言われる。

3 コホート比較

(20～39歳 vs. 50～69歳, モデル3)

最後に、若者世代(20～39歳)と高齢世代(50～69歳)において、子ども期の貧困が及ぼす影響の経路の違いがあるかを検証したい。上記のモデル1とモデル2は、異なる変数を投入しているので、二つの世代に共通してある変数のみを用いた結果が表7である。モデルでは、15歳時の貧困が低学歴に影響し、低学歴が現在の低所得に影響し、それが、生活困難に影響するという4段階の経路を想定している。コントロール変数の結果は割愛する。

これを見ると、子ども期の貧困が低学歴に影響することは、両方の世代に共通であるが、その係数を見ると、若者世代の方が若干大きい傾向がある(食料困窮、生活意識)。また、子ども期の貧困が、現在の低所得に影響することが認められない点は共通であり、また、低学歴が現在の低所得に影響することもおおむね共通しているが、その度合いは、若年世代の方が大きい(食料困窮、衣料困窮、生活意識、受診抑制)。さらに、子ども期の貧困が、生活困難に影響するか否かは、生活意識以外では、若年世代では有意であるものの、高齢世代では有意ではない。生活意識においても、その係数は若年世代の方が大きい。

表6 過去の貧困要因の影響（モデル2 50～69歳）
Multi-variate Probit推計の係数と有意度

生活困難の変数	食料困窮 20～49歳	衣料困窮 20～49歳	生活意識 20～49歳	受診抑制 20～49歳
低学歴				
子ども期の貧困	0.8142 ***	0.9862 ***	0.8166 ***	0.806 ***
無配偶				
子ども期の貧困	0.2756 X	-0.0436 X	0.1974 X	0.200 X
低学歴	0.1157 X	0.3218 *	0.0670 X	0.083 X
現在貧困				
子ども期の貧困	-0.2509 X	-0.1325 X	-0.1377 X	-0.132 X
低学歴	0.2819 X	0.6043 ***	0.6651 ***	0.668 ***
無配偶	0.4669 **	0.5596 ***	0.7076 ***	0.684 ***
生活困難				
子ども期の貧困	0.1064 X	0.0377 X	0.4766 ***	0.084 X
低学歴	0.2891 X	0.7202 ***	0.4282 **	-0.481 X
無配偶	-0.0102 X	0.1549 X	0.1934 X	0.617 *
現在貧困	0.7218 ***	0.2560 X	0.7139 ***	-0.005 X

表7 過去の貧困要因の影響：コホート比較（20～39歳 vs. 50～69歳）

生活困難の変数	食料困窮		衣料困窮		生活意識		受診抑制	
	20～39歳	50～69歳	20～39歳	50～69歳	20～39歳	50～69歳	20～39歳	50～69歳
低学歴								
子ども期の貧困	1.132 ***	0.714 ***	0.600 **	0.862 ***	1.017 ***	0.896 ***	0.826 ***	0.835 ***
現在低所得								
子ども期の貧困	0.056 X	-0.003 X	-0.045 X	-0.018 X	-0.023 X	-0.107 X	-0.026 X	-0.045 X
低学歴	0.457 **	0.333 *	0.623 ***	0.618 ***	0.788 ***	0.304 X	0.650 ***	0.309 *
生活困難								
子ども期の貧困	0.881 ***	0.077 X	0.765 ***	0.163 X	0.646 ***	0.557 ***	0.850 **	0.159 X
低学歴	0.481 **	0.518 **	0.664 ***	0.582 **	0.257 X	0.464 **	0.482 X	-1.047 **
現在低所得	0.597 **	0.395 X	0.398 *	0.235 X	0.506 ***	0.329 *	0.451 X	-0.132 X

VII 考察

本稿では、国立社会保障・人口問題研究所「社会保障実態調査」のデータを用いて、子ども期に貧困を経験した個人が、ライフコースにおいてどのような貧困のダイナミクスを辿るのか、また、子ども期の貧困が、どのような経路を介して、現在の生活困難に影響するのかを分析した。ここからの分析でわかったことは、まず、第一に、少なくとも、2007年の時点で50歳から69歳のコホートについては、子ども期に貧困であった個人の、多くは、就労や結婚などのライフコースに沿って貧困を脱出したことであ

る。

第二に、子ども期の貧困を成人期の貧困に繋ぐ「経路 (path)」において、20歳から49歳の個人を分析対象として、低学歴や非正規労働、無配偶、現在の低所得などを想定したモデルを推計した結果、子ども期の貧困の影響の一部は、低学歴・非正規労働・低所得という一般に考えられる経路を介したものであったが、それ以外にも、子ども期の貧困の直接的な影響が確認された。この度合いは、Oshio, et al. (2010) の推計よりも小さいものの、4%から55%と推計された。このことは、教育投資のみによる貧困の世代間連鎖の解消は不可能であることを示唆している。

第三に、子ども期の貧困の影響のコホートによる違いについての所見である。本稿の分析によると、50～69歳に比べ、20～39歳の世代は、子ども期の貧困による影響が明らかに大きい。このことは、年齢が高くなるにつれて、子ども期の貧困の影響が徐々に薄れていくからなのか、それとも、高度成長期に育った世代と、そうでない世代との代代的な違いによるものであるのかは、本データからは判別がつかない。しかしながら、若い世代において、特に子ども期の貧困の影響が大きく認められることは、今後の貧困に対する政策において懸念しなければいけない重要な留意点である。

謝辞

本稿の執筆にあたっては、岩田正美先生（日本女子大学）・小塩隆士先生（一橋大学）に貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。いただいたご提案のすべてを反映できなかったのは筆者の力量不足であり今後の研究の糧としたい。

注

- 1) 欧米の貧困研究では、親から引き継がれる有形・無形の文化資源（文化資源論）や、人間関係などの社会資源（ソーシャル・キャピタル論）、さらには福祉依存体質が子世代の貧困を引き起こす（福祉文化論）など多数の説が論じられている。
- 2) すなわち、子ども、子育て中の人々、高齢者の貧困率が高い。日本のデータとしては、阿部ほか（2008）などを参照のこと。
- 3) 本調査は、厚生労働省科学研究費補助金事業「日本の社会保障制度における社会的包摂（ソーシャル・インクルージョン）効果の研究（厚生労働科学研究）」（平成16～18年度）の一環として行われたものである。
- 4) 本調査は、厚生労働省科学研究費補助金事業「低所得者の実態と社会保障のあり方に関する研究（厚生労働科学研究）」（平成19～21年度）の一環として行われたものである。
- 5) 選択肢は、「1. 平均よりかなり少ない」「2. 平均より少ない」「3. ほぼ平均」「4. 平均より多い」「5. 平均よりかなり多い」（大阪商業大学JGSS研究センター2010）。
- 6) このほか「国民生活基礎調査」には所得票と貯蓄票があるが、この二つとは客体が異なるためマッチングは不可能である。
- 7) 世帯人数の平方根で除した値とする。
- 8) 貧困に相対的概念を取り込んだピーター・タウンゼンド（1928-2009）によると、相対的貧困（剥奪）とは「人々が社会で通常手にいれることのできる栄養、衣服、住宅、居住設備、就労、環境面や地理的な条件についての物的な標準にこと欠いていたり、一般に経験されているか享受されている雇用、職業、教育、レクリエーション、家族での活動、社会活動や社会関係に参加できない、ないしはアクセスできない状態」（Townsend 1993, p.94, 訳は柴田1997, p.8）と定義される。
- 9) 「あなたの世帯では、過去1年間の間に、お金が足りなくて、家族が必要とする食料が買えないことがありましたか」という設問への回答。回答の選択肢は、「よくあった」2.5%、「ときどきあった」4.5%、「まれにあった」8.6%、「まったくなかった」77.7%であり、無回答は7.4%であった。合計すると、15.6%の世帯が、食費が足りなかった経験をしていることがわかった。世帯タイプ別にその割合をみると、ひとり親世帯（二世帯）においては、「よくあった」とする世帯が8.3%と最も高い。単身世帯も比較的によく、特に非高齢、男性の単身世帯は他の世帯タイプに比べ、食費の足りなかった経験がある割合（「よくあった」「ときどきあった」「まれにあった」の合計）が高くなっている。一方、「まったくなかった」とした世帯が多いのは、夫婦のみ（夫婦ともに高齢者）世帯、子どもがあるふた親世帯（三世帯）であった。
- 10) 同様に、「あなたの世帯では、過去1年間の間に、お金が足りなくて、家族が必要とする衣料が買えないことがありましたか」という設問への回答。「よくあった」は3.4%、「ときどきあった」は、5.8%、「まれにあった」は11.3%、「まったくなかった」は71.9%、無回答は7.5%であった。
- 11) この二つの変数の属性別の傾向は以下の通りである。例えば、食料の困窮については、20歳から69歳の世帯員がいる世帯において、等価世帯所得の所得階級別（10分位）に、食費が足りなかった経験を見ると（図表1-2）、おおむね、低所得層の方が高所得層に比べ、経験があったとする世帯の割合が多い。食費が足りなかった経験があったと回答した世帯の割合は、所得階級2が一番多く28.6%、所得階級10が一番少なく3.9%であった（阿部彩2010）。
- 12) 出生時の母親の年齢が有意でない理由として

考えられるのは、若年出産のリスクはある特定の低年齢（例えば20歳未満）だけにおこるリスクであり、それ以降の年齢では差がないためである。

参考文献

- 阿部 彩 (2010) 「生活に困難を抱える世帯の状況」 国立社会保障・人口問題研究所 (2010) 『社会保障実態調査 (2007年社会保障・人口問題基本調査) 人々の生活と自助・共助・公助の実態』 (調査研究報告資料第26号), pp.15-23. (2010.3.31)
- Abe, Aya (2010) "The Myth of Egalitarian Society: Poverty and Social Exclusion in Japan.", Saunders, Peter and Sainsbury, Roy (eds.) *Social Security, Poverty and Social Exclusion in Rich and Poor Countries*, pp.175-199, Mortsel: Intersentia Publishing.
- 阿部 彩 (2008) 『子どもの貧困—日本の不公平を考える—』 岩波書店。
- (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』 第43巻第1号, (2007.6.25), pp.27-40.
- 阿部 彩・國枝繁樹・鈴木 巨・林 正義 (2008) 『生活保護の経済分析』 東京大学出版会。
- Bowles, Samuel, Gintis, Herbert & Groves, Melissa Osborne. 2005. *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*, Russell Sage Foundation.
- Duncan, Greg J. & Brooks-Gunn, Jeanne (1997) *Consequences of Growing Up Poor*, Russell Sage Foundation.
- 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・西澤晃彦編著 『貧困と社会的排除—福祉社会を蝕むもの』 ミネルヴァ書房, pp.71-94.
- 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』 慶應義塾大学出版会, pp.101-129.
- 岩田正美 (1999) 「女性と生活水準変動—貧困のダイナミックス研究—」 樋口美雄・岩田正美編著 『パネルデータからみた現代女性—結婚・出産・就業・消費・貯蓄』 東洋経済新報社。
- (2007) 『現代の貧困—ワーキングプア/ホームレス/生活保護』 筑摩書房。
- 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・家計経済研究所編 『女性たちの平成不況』 日本経済新聞社。
- 子どもの貧困白書編集委員会編 (2009) 『子どもの貧困白書』 明石書店。
- 厚生労働省 (2009) 「相対的貧困率の公表について」 2009年10月20日報道発表資料。
- Mayer, Susan E. 1997. *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*, Harvard University Press.
- McCulloch, Andrew & Joshi, Heather, E. 2002. "Child development and family resources: Evidence from the second generation of the 1958 British birth cohort," *Journal of Population Economics*, 15(2), pp.283-304.
- 大石亜希子 (2007) 「子どもの貧困の動向とその帰結」 『季刊社会保障研究』 第43巻第1号, (2007.6.25), pp.27-40.
- Oshio, T., S.Sano & M.Kobayashi (2010) "Child Poverty as a Determinant of Life Outcomes: Evidence from Nationwide Surveys in Japan." *Social Indicators Research* 99, pp.81-99.
- OECD (2008) *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD.
- 大阪商業大学JGSS研究センター2010 「各年の調査項目一覧」 http://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur_question.html (last access 2010.11.26)
- Scaramelia, L.V. and Neppi, T.K. (2008) "Consequences of Socioeconomic Disadvantages across Three Generations: Parenting Behavior and Child Externalizing Problems," *Journal of Family Psychology*, 22(5), pp.725-733.
- 柴田謙治 (1997) 「イギリスにおける貧困問題の動向—「貧困概念の拡大」と貧困の「基準」をめぐって—」 『海外社会保障研究』 No.118, pp.4-17.
- Townsend, P., *The International Analysis of Poverty*, Harvester Wheatsheaf, 1993.
- 山野良一 (2008) 『子どもの最貧国・日本』 光文社。
- (あべ・あや 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部長)

退職者における予期しない出来事が生活水準と暮らし向きに与える影響

暮石 渉*

I イン트로ダクション

消費が退職後に低くなることは、多くの実証研究によって報告されている。例えば、Bernheim et al (2001) は、アメリカの1978年から1990年のPanel Study of Income DynamicsとConsumer Expenditure Surveyを用いて、資産の蓄積と消費プロファイルの形状の関係を分析し、退職のときに消費に顕著な不連続があること、またこの不連続の大きさは、退職時の貯蓄とも所得代替率とも負の相関をしていることを見つけている。また、Banks et al (1998) は、イギリスのFamily Expenditure Surveyを用い、家計の世帯主が退職したときに消費が下落することを見つけている。退職者の消費と失業者の消費を比較することで労働市場への参加をコントロールしたとしても、退職時の消費の下落が観察されると報告している。日本においてもWakabayashi (2009) が、日本のマイクロデータである家計における金融資産選択に関する調査を用い、退職後に消費が下落することを確認している。

しかしながら、こういった退職後の消費の下落は標準的な経済学の理論モデルであるライフサイクルモデルと矛盾する。というのも、人々が合理的に行動しているのならば消費の限界効用を退職の前後で平準化するのが理論的には最適であり、効用関数にある仮定をおくと退職の前と後で消費が平準化されるはずだからである。にもかかわらず、なぜ退職後に消費は下落する

のであろうか?¹⁾

退職後の消費には、とりわけさまざまな要因が影響を与える。つまり、ビジネススーツや靴への支出、職場での昼食代や飲み会への支出、仕事関係の冠婚葬祭への支出など仕事に関係する支出は退職の後では必要なくなる。Banks et al (1998) は、消費を仕事に関連しやすい財、基本的な必需財、そして残りの非耐久財という3つの異なるカテゴリーに分け分析した結果、退職した家計の間で仕事に関連した財から基本的な必需財への支出のシフトが見られると述べている。また、退職したあとはかなりの余暇時間が生じるので、時間をかけて効率的に買い物を行ったり、財の購入の代わりに家庭内生産で代替したりすることができるようになる。外食やクリーニング、家事サービスなどを外部の業者に頼む代わりに、家庭で炊事や洗濯、家事を行うかもしれない。Aguiar and Hurst (2007) は、個人の購買履歴データを使い、高齢者は若年者よりもより頻繁に買い物にでかけ、より安い商品を購入していることを示している²⁾。したがって、退職後に仕事に関係する支出が終了していたり、余暇時間と代替的な財の消費が減っていたりするのであれば、退職後の消費の低下は見せかけであり、限界効用は平準化されているにもかかわらず退職後に消費は減るかもしれない³⁾。このように退職前後の行動がライフサイクルモデルにしたがったものかどうかは、消費の観点から検証するよりは、生活水準や暮らし向きといった限界効用により近い主観的指標の観点から検証されるべきものである。なお、退職が主

観的指標に与える影響を分析したものは少なく Charles (2002) や Smith (2004) がある程度である。

また、予期しない負のショックが退職の前後に発生したことが原因で退職の後のために十分な貯蓄を行えなかったのかもしれない。その結果として、退職後の消費、ひいては生活水準や暮らし向きが低下しているのかもしれない。実際、早期退職は多くの場合負のショックなので、生活水準や暮らし向きが低下したとしてもライフサイクルモデルとは矛盾しない。Banks et al (1998) は、ライフサイクルモデルの枠組みで消費の下落を考えると、予期せぬ負のショックが退職時に発生したと考えざるをえないと結論づけている。彼らは予期せぬ負のショックとして退職後の年金受給の過大な見積りや病気や健康の悪化による早期の退職が原因ではないかと述べている。Smith (2006) は、British Household Panel Survey を使い、イギリスの退職した家計の食料支出は健康の悪化や失業で非自発的に退職した家計においてのみ統計的に有意に下落していると報告している。

本研究では、国立社会保障・人口問題研究所が2007年7月1日に実施した社会保障実態調査を用い、予期しない出来事（サラリーマンや自営業者の早期の退職、退職前後の健康の悪化、配偶者との死別や離婚）が退職の後の生活水準や暮らし向きを低下させるかどうかを調べる。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節ではライフサイクルモデルから実証に向けたインプリケーションを導出する。第3節では使用するデータを紹介する。第4節では記述統計を示す。第5節では推定モデルを示す。第6節では結果を示す。第7節で得られた結果を考察し、結論を述べる。

II ライフサイクルモデル

個人の経済行動を、次の異時点間の効用最大化問題で記述する：

$$\max_{c_0, \dots, c_T} u(c_0) + E_0 \left[\sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^t u(c_t) \right].$$

制約となる資産遷移式は、

$$A_{t+1} = (1+r)(A_t + y_t - c_t),$$

である。ここで、 c_t は t 期の消費、 y_t は t 期の所得、 A は t 期の期首の資産をそれぞれ表している。また、 ρ は時間選好率を、 r は利子率をそれぞれ表す。

上記の最大化問題から、オイラー方程式とも呼ばれる、次の一階の条件を得る：

$$\frac{\partial u}{\partial c_t} = E_t \left[\left(\frac{1+r}{1+\rho} \right) \frac{\partial u}{\partial c_{t+1}} \right].$$

この式は、 t 期の消費の限界効用と $t+1$ 期の消費の期待限界効用が等しくなるように消費が決定されるということを示す。さて、式中の期待オペレータを取り除くため次の操作を行う。

$$E_t \left[\left(\frac{1+r}{1+\rho} \right) \frac{\frac{\partial u}{\partial c_{t+1}}}{\frac{\partial u}{\partial c_t}} \right] = 1$$

$$\left(\frac{1+r}{1+\rho} \right) \frac{\frac{\partial u}{\partial c_{t+1}}}{\frac{\partial u}{\partial c_t}} = 1 + \epsilon_{t+1}.$$

ここで ϵ_{t+1} は期待誤差を示す。相対的リスク回避度が一定の効用関数である $u(c_t) = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma}$ を仮定し、両辺の対数をとると、

$$\log c_{t+1} - \log c_t = (\rho - r) + \epsilon_{t+1} \quad (1)$$

を得る。

式から、退職の前後における予期される出来事と予期されない出来事に関するインプリケーションが得られる。退職の前後における出来事があらかじめ予期される場合、この出来事はショッ

クをもたらさないため ($\epsilon_{tR}=0$)、個人は退職前後で限界効用を変化させない。他方、退職の前後における出来事があらかじめ予想されていない場合、この出来事はショックをもたらすため ($\epsilon_{tR} \neq 0$)、個人は退職前後で限界効用を変化させる。本論文の以下の節では、予期しない出来事としてサラリーマンや自営業者ら常勤雇用者の早期の退職、退職前後の健康の悪化、配偶者との死別や離婚に注目し、これらの予期しない出来事が退職後の生活水準や暮らし向きに負の影響を与えているという仮説を実証的に検証する。

III データ

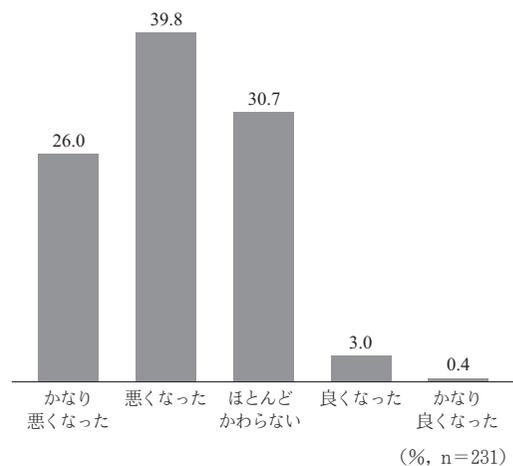
この論文では、国立社会保障・人口問題研究所が2007年7月1日に実施したマイクロデータである社会保障実態調査における退職者のサンプルを用いる。この調査では、厚生労働省が実施する平成19年国民生活基礎調査において設定された調査地区内から無作為に選ばれた調査地区に居住する世帯の世帯主および20歳から69歳の世帯員が対象とされている。この調査では、現在就業していない回答者に対しては、現在からのくらい前まで仕事をしてきたか、また最後にしていた仕事について、その内容や勤めか自営かの別、勤め先での呼称、勤め先の規模・官公庁の別を聞いている。生活水準の変化については、10年前と5年前に比べてどうなっているかを聞いている。また、生活水準と類似して現在と10年前の暮らし向きを聞く質問があるので代替の被説明変数として利用する。

この調査は、配票自計、密封回収方式により行われ、15,782世帯に対して世帯調査票が配布され、そのうちの10,766世帯から回答があった(回収率は68.2%)。また、回収世帯の20歳から69歳の20,689人のうち、17,188人から有効な個人調査票の回収があった(回収率は83.1%)。本論文で使用するサンプルは以下のとおりである。まず、50歳以上の男性の世帯主に限定する(サンプル数は3,403人)。次に、過去10年の間に仕事

をやめ、調査時点まで継続して仕事をしていない人に限定する(サンプル数は372人)。最後に、分析に用いる質問にすべて答えている人に限定すると、使用するサンプルは231人になる。

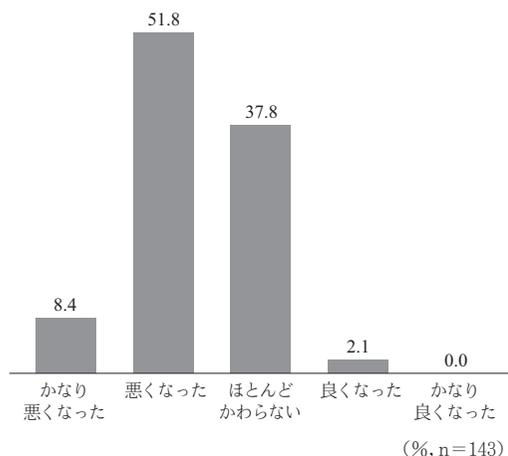
IV 記述統計

この論文で使用する社会保障実態調査における男性退職者231人のデータから、退職をはさんだ10年でたしかに生活水準が低下していることが分かる。図1(a)から、10年前と比べて現在の生活水準が「かなり悪くなった」と「悪くなった」と答えた退職者はそれぞれ26.0%、39.8%もあり、ライフサイクルモデルが予想する「ほとんど変わらない」は30.7%ほどしかない。「かなり良くなった」と「良くなった」と答えた退職者はそれぞれわずか0.4%と3.0%である。このことは、20歳から69歳の全世界帯員の平均との比較からも確認できる。『社会保障実態調査の概要』によると、20歳から69歳の全世界帯員では現在の生活水準が「かなり悪くなった」と「悪くなった」と答えた回答者がそれぞれ15.2%と23.2%おり、「ほとんど変わらない」が37.7%ほど、「か



出所) 社会保障実態調査より筆者作成。

図1(a) 10年前と比べた現在の生活水準

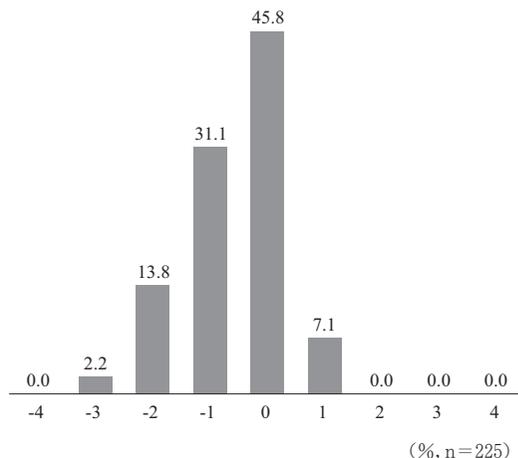


出所) 社会保障実態調査より筆者作成。

図1(b) 5年前と比べた現在の生活水準

なり良くなった」と「良くなった」と答えた回答者はそれぞれ2.6%と12.2%であることから、本論文の分析で用いる退職者の10年前と比べた生活水準の低下は全世帯員の平均よりも大きいことが分かる。同様の傾向は、5年前と比べた現在の生活水準(図1(b))や10年前と比べた現在の暮らし向き(図1(c))からも窺える。

次に、分析で用いる退職者の退職年齢を見てみよう。日本の大企業や行政機関において典型的に見られる雇用慣行である終身雇用制度のもとでは、一定の年齢(下記で示すように、多くの企業では60歳)に達した労働者は自動的に退職させられる。実際、図2で示すように、54歳以下では、それぞれの年齢で退職する割合は0.4%から1.7%ほどと小さい。とはいえ、累積で見ると50歳以下、および55歳以下で退職している人は分析で使用する男性退職者サンプル全体のそれぞれ5.2%と12.6%と一定の大きさを構成している。年齢が上がるとともに、各年齢で退職する者は増え、59歳で退職している人は13.4%、定年退職年齢の60歳で退職している人は21.2%と最も多い。その後、各年齢で退職する人は減少していくが、64歳以前で80%以上の労働者が

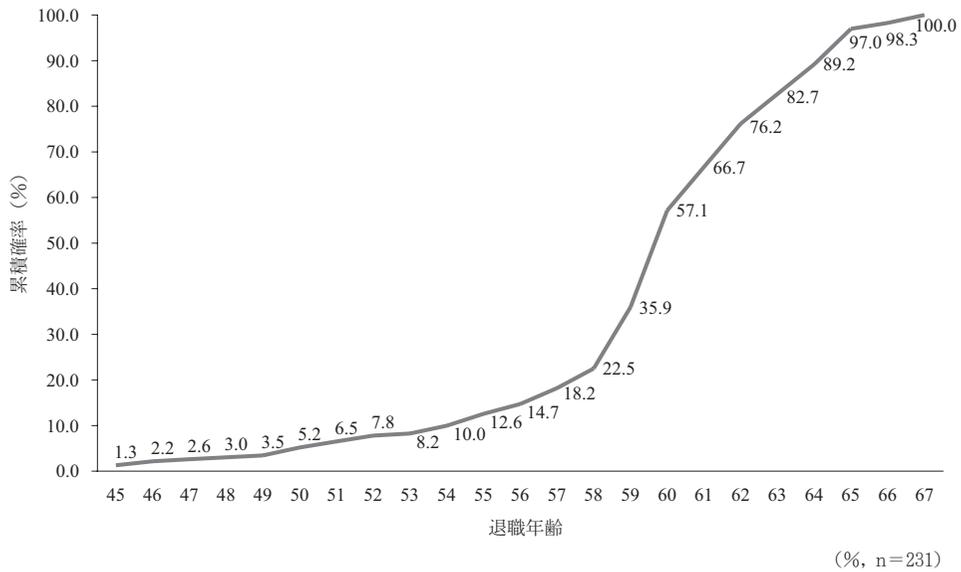


出所) 社会保障実態調査より筆者作成。

図1(c) 10年前と現在の暮らし向きの差

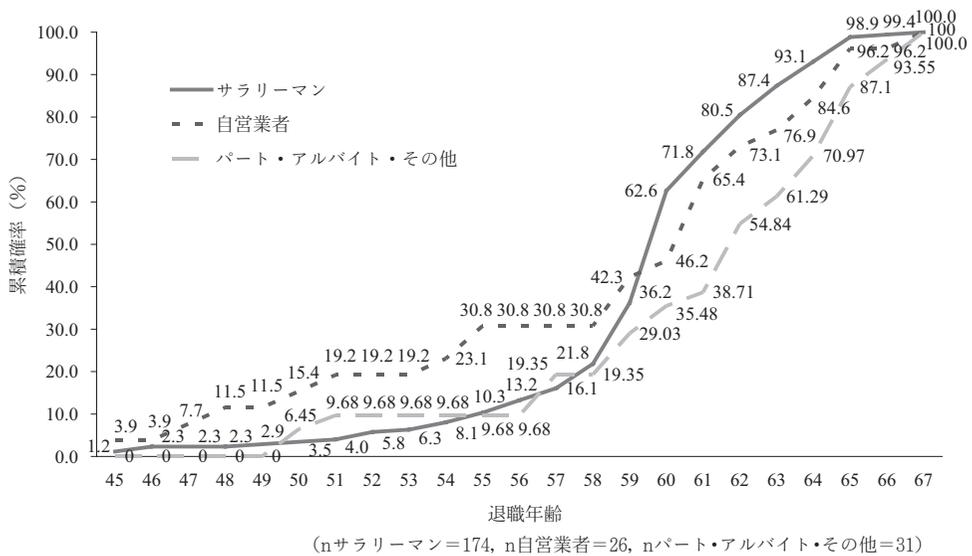
退職している。なお、日本標準産業分類に基づく13大産業に属する本社の常用労働者が30人以上の民間企業から、産業、企業規模別に一定の方法により抽出した企業に対して調査を行った平成19年就労条件総合調査によると、93.2%の企業が定年制を定めており、そのうちの98.4%が、退職年齢を一律に定めている。一律定年制を定めている企業について定年年齢をみると、86.6%の企業が60歳と答えている。

分析で用いる退職者の退職年齢を職業別に分けたのが図3である。サラリーマンの場合59歳と60歳で退職するものが14.4%と26.4%とほかの年齢に比べて多いが、自営業者の場合60歳での退職が多いというわけではなく60歳以降での退職が多い。パート・アルバイト・その他の場合は、62歳と65歳での退職が多いが、これは定年退職後の再就職を多く含んでいるからであろう。また、予期しない早期の退職をしたとしてもそれを受け入れず、パートやアルバイトで働いている可能性があるが、彼らが被った負のショックはある程度緩和されているであろう。したがって、本論文では、これらの事実から定年退職年齢以前の55歳以前で退職したサラリーマンや自



出所) 社会保障実態調査より筆者作成。

図2 退職年齢の分布



出所) 社会保障実態調査より筆者作成。

図3 サラリーマンと自営業者の退職年齢の分布

営業者に予期しない退職をしたものが多いと想定することが正当化される。

最後に、そのほかの使用する変数の記述統計を表1に示す。分析で用いる退職者の平均年齢は

63.7歳である。結婚経験がないものは7.4%しかおらず、多くの人には一度は結婚している。また、この10年の間に死別や離別を経験した人はわずか1.3%、0.9%しかいない。加えて、84.4%に子

供があり、過去10年の間に末子が大学を卒業する年齢の22歳に達した割合は41.6%である。彼らが退職前にしていた仕事を見てみよう。会社・団体の役員や一般常雇用、契約雇用者のうち正規の職員・従業員などについていた者が75.3%である（以下ではサラリーマンと呼ぶ）。自営業もしくは家族従事者であったものは11.3%である（以下、自営業者）。パートやアルバイト、派遣社員、契約社員・嘱託が13.0%で（以下、パート・アルバイト）、その他が0.4%である。

退職を含む10年の間の健康の変化に関して、

表1 記述統計

		(n=231)	
	平均	標準偏差	最小 最大
age	63.72	4.26	50 69
		頻度	割合(%)
single	0	214	92.6
	1	17	7.4
widowed	0	228	98.7
	1	3	1.3
divorced	0	229	99.1
	1	2	0.9
no_child	0	195	84.4
	1	36	15.6
dependent_child	0	135	58.4
	1	96	41.6
selfemployed		26	11.3
salaried		174	75.3
parttime		30	13.0
other		1	0.4
Δincome _i	i=1 (増えた)	1	0.4
	2 (あまり変わらない)	19	8.2
	3 (減った)	211	91.3
Δhealth _i	i=1 (かなりよい)	1	0.4
	2 (よい)	19	8.2
	3 (ふつう)	115	49.8
	4 (わるい)	66	28.6
	5 (かなりわるい)	30	13.0

出所) 社会保障実態調査より筆者作成。

約半数が「ふつう」と答え、41.6%が「かなりわるい」や「わるい」と答え、「かなりよい」や「よい」と答えたものは8.6%しかない。また、所得に関しては、退職を含む10年の間に91.3%の人が「減った」と答えている。

V 推定モデル

式(1)から導かれる、予期しない出来事（サラリーマンや自営業者の早期の退職、退職前後の健康の悪化、配偶者との死別や離婚）が退職後の生活水準や暮らし向きを低下させるという仮説を検証するため、本論文では次の推定式を用いて順序プロビットで推定を行う。

$$\begin{aligned}
 \Delta \text{standard_of_living} = & \alpha_0 \\
 & + \alpha_1 \text{early_ret_salaried} \\
 & + \alpha_2 \text{early_ret_selfemp} \\
 & + \sum_{i=1,2,4,5} \alpha_{3i} \Delta \text{health}_i \\
 & + \alpha_4 \text{widowed} + \alpha_5 \text{divorced} \\
 & + \sum_{i=1,3} \alpha_{6i} \Delta \text{income}_i \\
 & + \alpha_7 \text{dependent_child} + \alpha_8 x_{\text{control}} \\
 & + e.
 \end{aligned} \tag{2}$$

ここで、被説明変数 $\Delta \text{standard_of_living}$ は、10年前に比べて現在の生活水準がどうなっているかを示す順序変数である。1が「かなり悪くなった」、2が「悪くなった」、3が「ほとんど変わらない」、4が「よくなった」、5が「かなりよくなった」である。また、代替の被説明変数として、5年前に比べた現在の生活水準と10年間での暮らし向きの変化を用いる。10年間での暮らし向きの変化の変数は、「あなたの現在の暮らし向きを総合的に見てどう感じていますか（5段階、5が「大変ゆとりがある」で1が「大変苦しい」、10年前に関しても同じ）」という質問への回答から「10年前はどのように感じていましたか」という質問への回答を引いて作成する。なお、10年前

に比べた現在の生活水準と10年間での暮らし向きの変化の間の相関係数は0.51であり、高い相関を示している。

本研究では、予期しない出来事が個人の生活水準や暮らし向きを下げるかどうかを検証するものであり、予期しない出来事として終身雇用制度のもと60歳の定年退職年齢まで勤め上げることが慣行となっているサラリーマンと定年退職がない自営業者が早期に退職した場合の影響に注目する。そこで、最後についた仕事がサラリーマンで過去10年間に55歳以下で退職をしたか否かを示す変数`early_ret_salaried`と最後についた仕事が自営業で過去10年間に55歳以下で退職をしたか否かを示す変数`early_ret_selfemp`を推定式に含めてある。サラリーマンや自営業者が55歳以下で退職した場合、すべてではないものの彼らの多くは予期せずして退職したものと考えられ、予期しない退職が彼らの生活水準を低下させるのであれば、変数`early_ret_salaried`と変数`early_ret_selfemp`の係数は負となることが予想される。なお、これら変数の比較の対象となるベースカテゴリーは、サラリーマンや自営業者であるが56歳以上で退職した男性やパート・アルバイト、その他の職種についていた男性退職者である。

また、そのほかの予期しない出来事を示す変数として、過去10年間に配偶者と死別または離別をしたかを示すダミー変数`widowed`と`divorced`を推定式に入れている。配偶者との死別や離別が予期しない出来事であり、彼らの生活水準を低下させるのであれば、これら両変数の係数は負となることが予想される。また、10年前に比べて現在の健康状態がどうなっているかを示すダミー変数 $\Delta health_i$ ($i=1,2,4,5$)を推定式に入れている。「かなりよくなっている」から「かなり悪くなっている」までの5段階があり、「ふつう」をベースカテゴリーにしている。予期しない健康状態の悪化が生活水準を低下させるのであれば、 $\Delta health_i$ ($i=4,5$)の係数は負となることが予想され、予期しない健康状態の改善が生活水準を上昇させるのであれば、

$\Delta health_i$ ($i=1,2$)の係数は正となることが予想される。

変数 $\Delta income_i$ ($i=1,3$)は、過去10年間の所得の変化を示すダミー変数である。1が「増えた」を、3が「減った」を示し、2の「変わらない」をベースカテゴリーにしている。退職時における所得の下落は人生における所得の変動のうち最も重要で予期できるものである。よって、これらダミー変数 $\Delta income_i$ の係数はゼロと有意に差がないと予想される。また、家族構造の変化に関しても、過去10年間に末子が成人したかどうかを示す変数`dependent_child`を推定式に入れている。末子がいつ成人するかは事前に分かっていることであるので、この変数の係数はゼロと有意に差はないと予想される。

コントロール変数としては、`age`, `age2`, `single`, `no_child`を推定式のベクトル $x_{control}$ に含めてある。それぞれ、年齢、年齢の2乗、結婚経験がないかどうか、そして、子供がいるかどうかを示している。また、退職して何年経っているかをコントロールしている。

VI 推定結果

1 55歳以前での退職

表2に、説明変数における早期退職を55歳以前での退職で定義した推定の結果を示している。なお、有意な係数の限界効果は表3に示してある。

第1列目に、10年前に比べて現在の生活水準がどうなったかを被説明変数に用いた推定の結果を示している。本論文で注目する予期しない出来事の変数の一つである変数`early_ret_selfemp`の係数は負で有意である(p値は6.1%)。また、そのほかの予期しない出来事を示す変数を見ると、健康水準に関して変数 $\Delta health_1$ と変数 $\Delta health_2$ が正で、変数 $\Delta health_5$ は負でそれぞれ有意である。変数`widowed`は有意ではないが変数`divorced`は負で有意である。

つまり、過去10年間に、最後についていた仕事が自営業で55歳以前に退職した人は、56歳以上での退職者や55歳以前で退職したとしても

表2 55歳以下で退職

変数	10年前と比べた生活水準		10年前と比べた暮らし向きの変化		5年前と比べた生活水準	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
early_ret_salaried	0.215	(0.400)	-0.614 *	(0.340)	-0.029	(0.615)
early_ret_selfemp	-0.856 *	(0.456)	-0.777	(0.500)	-0.999 **	(0.476)
Δhealth_1	1.327 ***	(0.199)	0.576 ***	(0.177)	---	
Δhealth_2	0.285 *	(0.332)	0.393	(0.307)	0.810 *	(0.419)
Δhealth_4	0.117	(0.155)	0.091	(0.178)	-0.061	(0.244)
Δhealth_5	-0.680 **	(0.331)	-0.931 ***	(0.276)	0.277	(0.419)
widowed	-0.604	(0.439)	-1.444 ***	(0.300)	---	
divorced	-5.569 ***	(0.760)	-0.572	(0.781)	---	
Δincome_1	1.105 ***	(0.381)	-0.435	(0.332)	---	
Δincome_3	-1.335 ***	(0.224)	-0.862 ***	(0.277)	-2.123 ***	(0.686)
0~1 year after ret	0.075	(0.312)	-0.149	(0.302)	0.007	(0.382)
1~2 year after ret	0.293	(0.255)	-0.346	(0.274)	-0.183	(0.313)
2~3 year after ret	0.157	(0.257)	0.034	(0.286)	---	
3~4 year after ret	-0.251	(0.263)	-0.111	(0.239)	-0.396	(0.302)
4~5 year after ret	0.305	(0.235)	-0.295	(0.232)	0.243	(0.609)
age	-0.705	(0.500)	-1.106 **	(0.475)	-1.155 **	(0.539)
age ²	0.006	(0.004)	0.009 **	(0.004)	0.009 **	(0.004)
single	-0.198	(0.333)	-0.241	(0.401)	-1.678 ***	(0.506)
dependent_child	0.205	(0.166)	0.144	(0.173)	0.073	(0.320)
no_child	0.182	(0.248)	-0.169	(0.253)	0.722 *	(0.431)
/cut1	-22.565	(15.626)	-38.422	(14.613)	-39.122	(16.261)
/cut2	-21.346	(15.620)	-37.186	(14.615)	-37.237 ***	(16.254)
/cut3	-19.620	(15.639)	-36.127	(14.608)	-34.485	(16.182)
/cut4	-18.719	(15.628)	-34.399	(14.611)	---	
Pseudo R2	0.115		0.094		0.146	
Log pseudolikelihood	-247.192		-259.951		-100.565	
Observation	231		226		120	

注) ***, **, * はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を示す。

出所) 社会保障実態調査より筆者作成。

表3 限界効果 (55歳以前での退職)

10年前と比べた生活水準	= かなり悪く = 悪くなった = ほとんどか = よくなった = かなりよく なった わらない なった				
	early_ret_selfemp	0.316 (0.179)	-0.090 (0.102)	-0.213 (0.079)	-0.012 (0.006)
Δhealth_1	-0.218 (0.026)	-0.270 (0.053)	0.318 (0.052)	0.135 (0.040)	0.034 (0.039)
Δhealth_2	-0.080 (0.083)	-0.025 (0.046)	0.093 (0.110)	0.011 (0.017)	0.001 (0.002)
Δhealth_5	0.240 (0.126)	-0.037 (0.054)	-0.189 (0.075)	-0.013 (0.006)	-0.001 (0.002)
divorced	0.778 (0.028)	-0.453 (0.036)	-0.310 (0.033)	-0.014 (0.007)	-0.001 (0.002)
Δincome_1	-0.204 (0.035)	-0.215 (0.102)	0.302 (0.071)	0.097 (0.068)	0.020 (0.019)
Δincome_3	0.248 (0.032)	0.248 (0.056)	-0.348 (0.056)	-0.120 (0.047)	-0.028 (0.029)

表3 続き

10年前と比べた暮らし向きの変化					
	= -3	= -2	= -1	= 0	= 1
early_ret_salaried	0.029 (0.029)	0.140 (0.088)	0.068 (0.019)	-0.197 (0.109)	-0.040 (0.016)
Δhealth_1	-0.008 (0.005)	-0.079 (0.020)	-0.127 (0.044)	0.124 (0.032)	0.089 (0.036)
Δhealth_5	0.054 (0.030)	0.216 (0.080)	0.076 (0.026)	-0.291 (0.083)	-0.055 (0.015)
widowed	0.167 (0.074)	0.325 (0.078)	-0.047 (0.068)	-0.397 (0.054)	-0.049 (0.014)
Δincome_3	0.010 (0.007)	0.109 (0.024)	0.188 (0.063)	-0.158 (0.032)	-0.149 (0.071)
age	0.028 (0.020)	0.208 (0.091)	0.204 (0.095)	-0.331 (0.142)	-0.110 (0.056)
age ²	0.000 (0.000)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.003 (0.001)	0.001 (0.000)

5年前と比べた生活水準					
	= かなり悪く なった	= 悪くなった	= ほとんどか わらない	= よくなった	
early_ret_selfemp	0.212 (0.154)	0.082 (0.080)	-0.293 (0.092)	-0.001 (0.002)	
Δhealth_2	-0.052 (0.022)	-0.262 (0.138)	0.304 (0.139)	0.010 (0.016)	
Δincome_3	0.070 (0.024)	0.546 (0.078)	-0.468 (0.078)	-0.148 (0.111)	
age	0.125 (0.071)	0.319 (0.151)	-0.439 (0.205)	-0.005 (0.006)	
age ²	-0.001 (0.001)	-0.003 (0.001)	0.004 (0.002)	0.000 (0.000)	
single	0.430 (0.188)	-0.017 (0.144)	-0.411 (0.071)	-0.002 (0.002)	
no_child	-0.053 (0.027)	-0.229 (0.142)	0.275 (0.155)	0.007 (0.010)	

出所) 社会保障実態調査より筆者作成。

パート・アルバイトやその他に分類される仕事についていた人に比べて、退職後の生活水準が低くなるということ、10年前と比べて健康状態が上向いている場合には生活水準は高くなり、かなり悪化している場合には生活水準は低くなること、退職者が過去10年の間に配偶者との離婚を経験しているとそうでない場合よりも生活水準は低下するということである。

第2列には、被説明変数として10年間での暮らし向きの変化を用いた推定の結果を示している。サラリーマンによる予期しない退職を示す変数early_ret_salariedの係数が負で有意である。変

数Δhealth_1が正で変数Δhealth_5は負でそれぞれ有意である。また、変数divorcedは有意ではないが変数widowedは負で有意である。つまり、最後についていた仕事がサラリーマンで55歳以前に退職した人は、56歳以上での退職者や55歳以前で退職したとしてもパート・アルバイトやその他に分類される仕事についていた人に比べて、退職後の暮らし向きが低くなるということ、10年前と比べて健康状態がかなりよくなっている場合には暮らし向きは高くなり、かなり悪くなっている場合には暮らし向きは低くなるということ、退職者が過去10年の間に配偶者と

の死別を経験しているとそうでないよりも生活水準は低下するということである。

第3列には、5年前に比べて現在の生活水準がどうなったかを被説明変数に用いた推定の結果を示している。残念ながら、変数 Δ health_1や離別や死別の変数を含むいくつかの変数が落ちてしまい完全な推定とは言えないが、それでも自営業者の早期退職の変数early_ret_selfempの係数が負で有意である。つまり、過去10年から過去5年に時間幅を狭めたとしても、最後についていた仕事で自営業で55歳以前に退職した人が、56歳以上での退職者や55歳以前で退職したとしてもパート・アルバイトやその他に分類される仕事についていた人に比べて、退職後の生活水

準や暮らし向きが低くなるということである。

予期できる出来事に関しては、表2のどの列においてもダミー変数 Δ income_3が負で有意である。つまり、退職者の所得が過去10年の間に下落した場合、所得が変化していない場合と比べて、生活水準は低下するということである。末子が成人したかどうかを示す変数dependent_childは有意ではなかった。コントロール変数に関しては、第2列と第3列において、年齢の係数が負、年齢の2乗が正で有意であった。

2 50歳以前での退職

次に、表4に、早期退職の定義を55歳以前での退職から50歳以前での退職に変えて推定した結

表4 50歳以下で退職

変数	10年前と比べた生活水準		10年前と比べた暮らし向きの変化		5年前と比べた生活水準	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
early_ret_salaried	-0.653	(0.544)	-1.201 **	(0.566)	---	
early_ret_selfemp	-1.680 **	(0.663)	-1.536 *	(0.899)	-0.252	(0.653)
Δ health_1	1.307 ***	(0.199)	0.632 ***	(0.172)	---	
Δ health_2	0.297	(0.339)	0.356	(0.296)	0.808 *	(0.413)
Δ health_4	0.118	(0.154)	0.084	(0.177)	-0.105	(0.245)
Δ health_5	-0.696 **	(0.337)	-0.951 ***	(0.279)	0.255	(0.440)
widowed	-0.630	(0.454)	-1.412 ***	(0.280)	---	
divorced	-5.142 ***	(0.760)	-0.201	(0.925)	---	
Δ income_1	1.068 ***	(0.381)	-0.547 *	(0.331)	---	
Δ income_3	-1.322 ***	(0.230)	-0.888 ***	(0.275)	-2.128 ***	(0.705)
0~1 year after ret	0.029	(0.309)	-0.051	(0.283)	0.030	(0.375)
1~2 year after ret	0.233	(0.262)	-0.285	(0.256)	-0.160	(0.303)
2~3 year after ret	0.092	(0.265)	0.089	(0.269)	-0.379	
3~4 year after ret	-0.287	(0.268)	-0.048	(0.236)	0.246	(0.312)
4~5 year after ret	0.292	(0.237)	-0.289	(0.236)	---	
age	-1.061 **	(0.534)	-1.594 ***	(0.528)	-0.961	(0.040)
age ²	0.009 **	(0.004)	0.013 ***	(0.004)	0.008	
single	-0.095	(0.333)	-0.368	(0.390)	-1.543 ***	(0.542)
dependent_child	0.221	(0.166)	0.137	(0.174)	0.111	(0.315)
no_child	0.150	(0.241)	-0.176	(0.240)	0.686	(0.473)
/cut1	-34.063	(16.645)	-53.354	(16.381)	-32.710	(2.730)
/cut2	-32.848	(16.642)	-52.122	(16.379)	-30.784	(2.713)
/cut3	-31.116	(16.657)	-51.060	(16.373)	-27.997	(2.667)
/cut4	-30.216	(16.612)	-49.320	(16.366)	---	
Pseudo R2	0.114		0.097		0.148	
Log pseudolikelihood	-247.420		-259.028		-104.225	
Observation	231		226		126	

注) ***, **, * はそれぞれ有意水準1%, 5%, 10%を示す。

出所) 社会保障実態調査より筆者作成。

表5 限界効果（50歳以前での退職）

10年前と比べた生活水準					
	= かなり悪く なった	= 悪くなった	= ほとんどか わらない	= よくなった	= かなりよく なった
early_ret_selfemp	0.597 (0.172)	-0.294 (0.143)	-0.289 (0.042)	-0.013 (0.006)	-0.001 (0.002)
Δhealth_1	-0.217 (0.026)	-0.265 (0.053)	0.319 (0.052)	0.131 (0.039)	0.033 (0.038)
Δhealth_5	0.246 (0.129)	-0.040 (0.056)	-0.193 (0.076)	-0.013 (0.006)	-0.001 (0.002)
divorced	0.776 (0.028)	-0.452 (0.036)	-0.310 (0.033)	-0.013 (0.007)	-0.001 (0.002)
Δincome_1	-0.201 (0.036)	-0.205 (0.103)	0.298 (0.076)	0.090 (0.064)	0.018 (0.018)
Δincome_3	0.247 (0.032)	0.244 (0.058)	-0.348 (0.057)	-0.117 (0.046)	-0.026 (0.029)
age	0.328 (0.166)	0.046 (0.040)	-0.339 (0.170)	-0.032 (0.022)	-0.003 (0.005)
age ²	-0.003 (0.001)	0.000 (0.000)	0.003 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)

10年前と比べた暮らし向きの変化					
	= -3	= -2	= -1	= 0	= 1
early_ret_salaried	0.109 (0.114)	0.285 (0.122)	0.009 (0.099)	-0.356 (0.124)	-0.048 (0.014)
early_ret_selfemp	0.190 (0.253)	0.335 (0.104)	-0.063 (0.203)	-0.413 (0.129)	-0.049 (0.015)
Δhealth_1	-0.008 (0.005)	-0.083 (0.018)	-0.140 (0.044)	0.131 (0.031)	0.101 (0.036)
Δhealth_5	0.056 (0.030)	0.220 (0.080)	0.076 (0.027)	-0.298 (0.083)	-0.055 (0.015)
widowed	0.159 (0.067)	0.320 (0.076)	-0.039 (0.064)	-0.393 (0.053)	-0.047 (0.014)
Δincome_1	0.026 (0.028)	0.125 (0.087)	0.060 (0.017)	-0.177 (0.106)	-0.034 (0.015)
Δincome_3	0.011 (0.007)	0.110 (0.024)	0.194 (0.062)	-0.160 (0.033)	-0.154 (0.072)
age	0.040 (0.026)	0.298 (0.102)	0.297 (0.111)	-0.479 (0.162)	-0.156 (0.064)
age ²	0.000 (0.000)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.004 (0.001)	0.001 (0.001)

5年前と比べた生活水準				
	= かなり悪く なった	= 悪くなった	= ほとんどか わらない	= よくなった
Δhealth_2	-0.052 (0.022)	-0.262 (0.138)	0.304 (0.139)	0.010 (0.016)
Δincome_3	0.070 (0.024)	0.546 (0.078)	-0.468 (0.078)	-0.148 (0.111)
single	0.430 (0.188)	-0.017 (0.144)	-0.411 (0.071)	-0.002 (0.002)

出所) 社会保障実態調査より筆者作成。

果を示している。表4の各列における被説明変数は、表2でのそれらと対応している。有意な係数の限界効果は表5に示してある。予期しない早期退職の変数の係数に関してまとめて提示すると以下のとおりである。第1列において変数early_ret_selfempが負で有意、第2列において変数early_ret_salariedと変数early_ret_selfempの両方が負で有意である。つまり、最後についていた仕事が自営業やサラリーマンで50歳以前に退職した人は、51歳以上での退職者や50歳以前で退職したとしてもパート・アルバイトやその他に分類される仕事についていた人に比べて、退職後の生活水準や暮らし向きが低くなるということである。

また、早期退職の定義を55歳以前での退職とした推定の結果と50歳以前での退職とした推定の結果を比較すると、特に10年前に比べて現在の生活水準の変化を被説明変数にした第1列と10年間での暮らし向きの変化を被説明変数にした第2列において、変数early_ret_selfempとearly_ret_salariedの係数の絶対値での大きさと有意水準は、55歳以前での退職の推定よりも50歳以前での退職の推定のほうで大きい。つまり、サラリーマンや自営業者において50歳以前での退職は55歳以前での退職より生活水準や暮らし向きを大きく低下させるということである。

そのほかの変数に関しては、早期退職の定義を55歳以下での退職とした場合と大きくは変わらない。

VII 考察と結論

本研究の結果は、退職時の生活水準や暮らし向きの低下の理由の一つが、退職のときに発生した予期しない負の出来事であることを示している。以下に、その根拠を述べる。

まず、自営業で55歳以前に退職した人は、56歳以降での退職者や55歳以前で退職したとしてもパート・アルバイトやその他の仕事をしてきた人に比べて、退職後の生活水準が低く、サラリーマンで55歳以前に退職した人は、同様に退

職後の暮らし向きが低かった(表2)。このことは、早期の退職が予期しない出来事となり、退職後の生活水準や暮らし向きを低下させる一因である可能性を示している。また、健康水準の大きな悪化や改善が退職後の生活水準や暮らし向きを低下や上昇をさせていたことと、配偶者との離別が生活水準を低下させ、配偶者との死別が暮らし向きを低下させていたことから、これらの出来事もまた退職者にとって予期しないショックとなっていると言えるであろう。離別は生活水準の低下と結びつき死別は暮らし向きの低下と結びついていることは、生活水準は物質的もしくは金銭的な満足度や幸福感を表すのに対し、暮らし向きは心理的もしくは精神的なそれを表すというように二つの主観的指標の間に違いがあり、離婚と死別が異なる影響を与えていることを示唆するのかもしれない。

また、退職による所得の低下という予期できる出来事も退職後の生活水準や暮らし向きを低下させていたことに注意が必要である。これは、Wakabayashi (2009) による、退職後の所得の減少が退職後に予想される消費の下落を引き起こしているという結果と整合的である。その理由としてはBanks et al (1998) が言うように、退職後の年金受給の過大な見積りがあったのかもしれない。

一方、早期退職を55歳よりさらに早い年齢で定義した推定は、予期しない早期の退職が退職時の生活水準や暮らし向きの低下の理由の一つであることを補強している。すなわち、早期退職を55歳以前での退職から50歳以前での退職に変更して推定したところ、サラリーマンや自営業で50歳以前に退職した人は、ベースカテゴリーの退職者に比べて生活水準や暮らし向きの低下の大きさや有意水準(表4の第1列と第2列)は、55歳以前での退職を早期退職として推定した結果(表2の第1列と第2列)より大きかった。つまり、退職が早いほど予期せぬ早期退職が生活水準や暮らし向きに与える影響が大きいことが分かる。

このように、一連の結果はいずれも、早期退

職や配偶者との離別や死別、健康状態の悪化といった退職時の予期しない出来事が退職後の生活水準や暮らし向きの低下をもたらすことを示すものであった。

本研究の成果は、退職後の生活に関する政策の導出に役立つ。特に重要なのは、予期しない早期の退職を防ぐということである。そのためには、雇用保険を充実させ、失業期間の生活を保障するとともに、再雇用の促進を図る必要がある(小原(2002),(2004))。また、年齢差別の禁止などで中高年での再雇用の障害を取り除くことも必要であろう(清家(2001))。

本研究では、退職の内生性のコントロールができていない。内生性を操作変数法によって解決しようとしたものにHaider and Stephens(2007)がある。彼らは、退職の時期に関する労働者の主観的な信念を実際の退職決定の操作変数として使い、Retirement History SurveyとHealth and Retirement Studyを使って分析している。また、Battistin et al(2009)は、イタリアにおける退職時の消費の下落の大きさを調べる際、退職の内生性を補正するために年金受給資格の情報を利用して回帰不連続アプローチを採用している。日本に関しては、こういった自然実験アプローチを用いた研究はないので、今後はこういったアプローチを用いることで内生性をコントロールした上での分析を行う必要がある。

付記

* 国立社会保障・人口問題研究所基礎理論研究部第3室研究員 kureishi-wataru@ipss.go.jp

謝辞

本論文の作成に際して、国立社会保障・人口問題研究所にて開催された執筆者会議において、宇南山卓先生(神戸大学経済学部)と阿部正浩先生(獨協大学経済学部)、酒井正氏(国立社会保障・人口問題研究所)、高橋秀人先生(筑波大学大学院人間総合科学研究科)から大変有益な助言を頂いた。また、大阪大学社会経済研究所

でのセミナーでは、チャールズ・ユウジ・ホリオカ先生(大阪大学社会経済研究所)と殷亭氏(大阪大学大学院経済学研究科)、関田静香氏(大阪大学社会経済研究所)、若林緑先生(大阪府立大学経済学部)から大変有益な助言を頂いた。ここに記して感謝申し上げる。

注

- 1) ライフサイクルモデルが成り立っているかどうかの代表的なテストには次の二つがある。消費は予期された外生的なショックには反応しないというインプリケーションを検証する過剰反応(Excess Sensitivity)テストと消費は予期されない外生的なショックに反応するというインプリケーションを調べる過剰平滑(Excess Smoothness)テストである。
- 2) そのほかにも、老後貯蓄を行うための金融リテラシーが不足しているのかもしれない。Lusardi and Mitchell(2007)は、金融リテラシーが貯蓄計画に影響を与え、貯蓄計画が老後のための資産保有に影響を与えることを示している。
- 3) 退職が予期されているにもかかわらず退職後の消費や生活水準が低下するのであれば、それは「パズル」である。実際、Haider and Stephens(2007)は、予想される退職をした労働者であっても退職後の消費が下落することを見いだしている。

参考文献

- Aguiar, M. and E. Hurst (2007) "Life-Cycle Prices and Production" *American Economic Review*, 97(5), pp.1533-59.
- Banks, J., R. Blundell and S. Tanner (1998) "Is There a Retirement-Savings Puzzle?" *American Economic Review*, 88(4), pp.769-788.
- Battistin, E. and Brugiavini, A. and Rettore, E. and Weber, G. (2009) "The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach" *American Economic Review*, 99(5), pp.2209-2226.
- Bernheim, B. D., J. Skinner and S. Weinberg (2001) "What Accounts for the Variation in Retirement Wealth among U.S. Households?" *American Economic Review*, 91(4), pp.832-857.
- Charles, K.K. (2002) "Is Retirement Depressing?: Labor Force Inactivity and Psychological Well-Being in Later Life" NBER Working Paper No.9033.
- Haider, S. J., and M. Stephens Jr. (2007) "Is

- There a Retirement-Consumption Puzzle? Evidence Using Subjective Retirement Expectations" *Review of Economics and Statistics*, 89(2), pp.247-264.
- Lusardia, A. and O. S. Mitchell (2007) "Baby Boomer Retirement Security: The Roles of Planning, Financial Literacy, and Housing Wealth" *Journal of Monetary Economics*, 54(1), pp.205-224.
- Miniaci, R., C. Monfardini and G. Weber (2003) "Is There a Retirement Consumption Puzzle in Italy?" Institute for Fiscal Studies Working Paper 03/14.
- Smith, S. (2004) "Can the Retirement Consumption Puzzle be Resolved? Evidence From UK Panel Data" Institute for Fiscal Studies Working Paper 04/07.
- (2006) "The Retirement-consumption Puzzle and Involuntary Early Retirement: Evidence from the British Household Panel Survey" Centre for Market and Public Organisation Working Paper 06/138.
- Wakabayashi, M. (2009) "The Retirement Consumption Puzzle in Japan" *Journal of Population Economics*, 21(4), pp.983-1005.
- 小原美紀 (2002), 「失業手当の受給実態」, 『日本労働研究雑誌』 510, pp.38-52。
- (2004), 「雇用保険制度が長期失業の誘引となっている可能性」, 『日本労働研究雑誌』 46(7), pp.33-48。
- 清家 篤 (2001) 「年齢差別禁止の経済分析」, 『日本労働研究雑誌』 487(1), pp.44-56。
- (くれいし・わたる 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部研究員)

社会的・経済的要因と健康との因果性に対する諸考察 ——「社会保障実態調査」および「国民生活基礎調査」を用いた実証分析——

野 口 晴 子

I はじめに

社会構造と社会の構成員たる個々人の「健康」¹⁾との関連性については、産業革命による工業化・都市化の社会システムへの影響が顕在化する19世紀初頭以降2世紀以上にわたり、公衆衛生学を中心に、社会学・心理学・経済学など幅広い学問分野において膨大な数の理論的・実証的研究が蓄積されている。したがって、本庄(2007)が指摘するように、昨今とみに衆目を集めている、社会(心理)的・経済的格差と「健康」、そして、社会構造の主要な因子である個人または世帯における、ジェンダー、人種、家族関係、ソーシャル・ネットワーク、ソーシャル・キャピタル、教育、所得、資産、就労状況などの社会経済的状況(socioeconomic status: SES)と「健康」というイシューは、学問的にも政策的にも「古くて新しい」課題であるといえよう²⁾(Antonovsky(1967); Berkman and Kawachi(2000); 橋本(2005))。

近・現代を通じた研究の結果、SESと「健康」との間に有意に正の相関が存在することについては、おおむね研究者の間でコンセンサスが得られている。例えば、所得や資産、教育水準などが低くSESが不利な状況にある(すなわち、社会に格差が存在し、社会階層が低い)場合は、SESが有利な状況(高い社会階層)にある場合に比べて健康状態が悪く、慢性疾患になる確率や死亡率が高い傾向にあるといった関係性である。

しかし、そうした事実認知(fact-finding)を超えて、多岐にわたるSESがそれぞれどのようなメカニズムを通じて人々の「健康」と相互に関連し合うのか、また、その影響の有意性や大きさはどの程度のものなのかについては、実証的な結論が得られていない。近年、特に米国を中心としたパネルデータや開発経済学における社会的実験(social experiment)の蓄積、そして、計量経済学の理論とコンピュータによる計算能力の著しい発達を背景に、経済学を中心とした実証研究によって取り組まれてきたのが、SESと「健康」との複雑な因果関係(causality、もしくは、gradient)を識別し、紐解こうとする試みである(Cutler, Lleras-Muney, Vogl(2008))。こうした試みは、政策の費用対効果を検討する際に極めて重要である。なぜならば、国民の健康状態を改善するための政策として、所得移転、公教育の充実、公的な医療(健康)プログラムの整備など複数の選択肢がある場合、SESと「健康」との因果性の定量的検証は、どの施策に社会的資源や財源を投入するのが最も有効か、という問いに科学的エビデンスを提供するからである。

ここでは、SESと「健康」の関係を検証する場合に問題となる点を3つ指摘する。第1に、分析の基となるデータが、レセプトやカルテといった医療や介護の専門家など第三者の診断による客観情報ではなく、調査対象者本人(あるいは、要介護者や障がい者の場合は世帯構成員など)から自記式か面接法によるアンケートによって情報を得る自己申告型である場合、回答に何ら

かのバイアスがかかると、それが原因となって測定誤差 (measurement error) が生ずる可能性があるという点である。第2に、個人の「健康」をどう測るか、「何」をもって「健康」を示す尺度とするのか、という問題である。自己申告型の情報に基づく限りにおいて、個人の「健康」の正確な測定は不可能であり、どの健康尺度を用いようと測定誤差の問題を解消することは困難であることから (Bound, Brown, Mathiowetz (2001)), 健康尺度自体に対する丁寧な検証が必要となる。第3に、SESと「健康」との内生性 (endogeneity) の問題である (Adams, Hurd, McFadden, et al. (2003); Smith (2007) ほか)。個々人の健康状態はSESから影響を受けると同時に、健康状態がSESに影響を与えることもありうる。前段で述べた施策について、仮に、所得と健康の主たる因果関係が後者 (健康状態の改善 (悪化) が所得の向上 (下落) につながる) であった場合、いくら所得移転を積極的に行ったとしても国民の健康状態の改善にはつながらないだろう。教育や医療 (健康) プログラムの場合も同様である。

本稿の主たる目的は、上記3つの問題点に着目し、2007年に実施された、社会保障・人口問題基本調査「社会保障実態調査」(国立社会保障・人口問題研究所)と「国民生活基礎調査」(厚生労働省)の個票を用いて、SESと「健康」との因果性について実証分析を行う際、自己申告型のクロスセクションデータを用いることの可能性と限界について多角的・包括的に検証することにある。因果性の調整後、本稿の結果から得られる政策的含意は、国民 (成人) の健康状態の改善が主たる目的の施策としては、単に「ばらまき」型の所得移転やソーシャル・ネットワークの構築を目的とした地域政策は有効な施策とはいえず、むしろ、就労を促進し就労機会を増やすような雇用政策に対する社会的資源の投入や、教育の充実、持続可能な健康保険制度、健康行動の促進などの非経済的要因が重要であるという結果であった。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、

データについての説明と、測定誤差および健康尺度について検討する。第3節では、SESが「健康」に与える効果を推定するための分析方法を、第4節では推定結果を概観する。最終節において、結果の考察と今後の課題について述べる。

II データの特性、測定誤差と健康尺度

1 データ

本稿の分析に用いるデータは、2007年に実施された、社会保障・人口問題基本調査「社会保障実態調査 (以下、「実態調査」と略する)」(国立社会保障・人口問題研究所)と「国民生活基礎調査 (以下、「基礎調査」と略する)」(厚生労働省)の個票である。「実態調査」は、全国の世帯主および20~69歳の世帯員を対象としている。調査対象者は、同年実施の「基礎調査」において平成17年国勢調査区から層化無作為抽出した5,440調査地区内から無作為に選ばれた299調査地区の住民であるため、両者は突合可能である。「実態調査」における世帯票配布数 (調査客体世帯数) は 15,782 票で、うち回収数は10,766票 (有効回答率: 68.2%) であった。また、世帯主と20~69歳の世帯員を対象とした個人票の配布数は20,689票で、有効回答数は17,188票 (有効回答率: 83.1%) であった (国立社会保障・人口問題研究所 (2009))³⁾。

「基礎調査」と「実態調査」は、各自自治体における調査担当者や回答者への負担と回収率を考慮し、両者の突合に必要な基本属性 (性別・年齢・家族構成) 以外について原則重複がないように設計されている。したがって、「実態調査」では、「基礎調査」にはない、学歴、過去のさまざまな時点における両親との同別居や暮らし向き、過去と現在との生活水準・健康状態・仕事の状況・収入の比較、家族間での所得移転など、SESにかかわる質問項目が多岐にわたって調査されている。本稿では、そうした「実態調査」の特性を活かすため、「実態調査」の調査対象となった世帯員のみを分析対象とした。他方、調査対象者の現在の健康状態と健康にかかわる行

動（喫煙や健診の有無）については、「基礎調査（健康票）」で収集された詳細なデータを突合させて活用した⁴⁾。

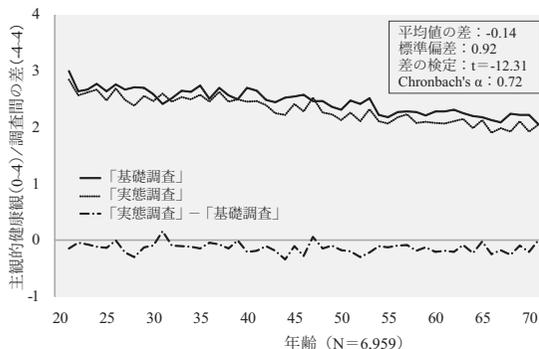
2 データにおける測定誤差の可能性

本稿で用いるデータは配票自計の自己申告型調査であることから、厳密に言えば、目的変数となる「健康」についてであれ、説明変数となるSESに関する指標であれ、すべての質問項目について、回答にバイアスがかかる可能性を回避することはできない（Bound, Brown, Mathiowetz (2001)）。ここでは、そうした可能性について、「実態調査」と「基礎調査（健康票）」において同じ質問が繰り返された、主観的健康観（self-rated health: SRH）について考察することにする。

SRHについては、追跡調査による将来の死亡率や特定疾病の罹患率などの客観的健康指標と強い相関を持っていることが数多くの研究によって報告されている（Adler, Boyce, Chesney et al (1994); Idler and Kasl (1995); McCallum, Shadbolt, Wang (1994); Gerdtham, Johannesson, Lundberg et al. (1999) ほか多数）。したがって、SRHが個人の健康状態を的確に反映している可能性がある一方で、調査対象者の性別、年齢、学歴、所得、職業など外的属性（Crossley and Kennedy (2002)）や楽観的か

悲観的かといった内的属性（Bound (1991); Bound et al. (1999)）、さらには、質問内容や提示された選択肢に対する捉え方（自分の「健康」を、自覚症状、障がい、診断結果など「何」に重点を置いて回答するか、健康状態が「ふつう」とはどういうことか、など）（Lokshin and Ravallion (2008)）によって評価が異なり、個人間で比較可能ではないという指摘もある。また、調査の実施方法（自記式か聞き取り方式か）（Tourangeau and Smith (1996); Grootendorst, Feeny, and Furlong (1997)）や、同じ質問の繰り返しによる調査目的に対する学習効果が、回答に影響を与えたとの報告もある（Tversky and Kahneman (1998)）。

SRHについて、「実態調査」と「基礎調査（健康票）」ではそれぞれ、「あなたの現在の健康状態についておたずねします」、「あなたの現在の健康状態はいかがですか」というほぼ同じ質問を行い、両者とも「よい」、「まあよい」、「ふつう」、「あまりよくない」、「よくない」という5段階の選択肢が同じ順番で提示されている。両者の実施日は、「実態調査」が2007年7月1日、「基礎調査」は「実態調査」より約3週間前の6月7日となっている。ある一定期間をあけて同じ質問を繰り返すこうした調査方法は、再テスト法（test-retest study）と呼ばれ、指標の妥当性や回答の信頼性を測定する際に頻繁に用いられる



出所) 平成19年『社会保障実態調査』（国立社会保障・人口問題研究所）および『国民生活基礎調査』（厚生労働省）を基にして筆者推計。

図1-1 年齢1歳階級別の主観的健康観（男性）

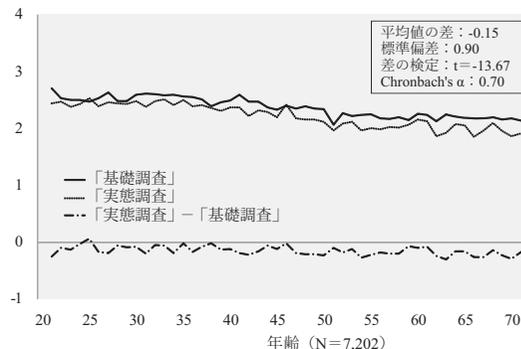


図1-2 年齢1歳階級別の主観的健康観（女性）

方法である⁵⁾。

図1-1と図1-2はそれぞれ、上記5段階の選択肢を、「よい」を4点、「まあよい」を3点、「ふつう」を2点、「あまりよくない」を1点、「よくない」を0点として点数化し、「基礎調査」と「実態調査」のそれぞれについて、男女別に年齢1歳階級別の点数と、2つの調査の差（「実態調査」－「基礎調査」）の平均値を示したグラフである。2つの図をみると、男女ともに年齢に関係なく「基礎調査」で回答したSRHが、わずか3週間後の「実態調査」において有意に悪化していることがわかる（男性：-0.14 (std dev : 0.92)；女性：-0.15 (std dev : 0.90)）。さらに、調査対象者の回答の一貫性を検証するため、クロンバックの α 係数 (Cronbach's alpha) を計算してみると、男性が0.72、女性が0.70と、信頼性の目安とされている0.8より若干低い結果であった。双方のデータには、死亡や特定疾病に対する診断などの客観的指標がないため、「現在の健康」に対するこうした回答の「ブレ」が、どの程度正確に個人の真の「健康」の変化を反映しているのかについては検証することができない。したがって、ここでは、こうした回答の変化に対する潜在的な原因（バイアス）についていくつか言及しておく。

まず、Lokshin and Ravallion (2008) が指摘するように、質問内容に対する調査対象者の捉え方の問題である。仮に、「現在の健康状態」における「現在」というタイム・フレームに対する人々の受け取り方が比較的短期間であるとすると、「実態調査」と「基礎調査」との回答の違いがあったとしても不思議はない。なぜならば、1日のうちですら、人は気分や体調などが変化することがあるからである。しかし、それだけでは、なぜSRHが全体的に下方に向かったのかを説明することはできない。紙幅の関係上、回帰分析結果の詳細については省くが、SRHの2つの調査の差（「実態調査」－「基礎調査」）を従属変数、「基礎調査」時点での個人属性を説明変数とした単純回帰分析の結果⁶⁾、ストレスがある場合の相談先の存在、高学歴、仕事あり、高い貯

蓄水準、医療保険（国民保険と被用者保険）、喫煙習慣なしが、SRHを改善する一方で、「基礎調査」のSRHと年齢の高さ、配偶者あり、世帯人員数、ストレスの存在が1%の有意水準で、3週間後のSRHの下方傾向に寄与していることがわかった。こうした結果は、SRHが個人の外的属性や健康行動に依存するとした、多くの先行研究と整合的である。第3に、Tversky and Kahneman (1998) が指摘するように、比較的短期間内でのSRHに関する質問を繰り返すことによって、「社会保障制度や厚生労働行政の企画立案のための基礎資料を作成する」という双方の調査に共通する目的への学習効果が表れた可能性も考えられる。社会保障政策に対する期待であれ、批判的な姿勢であれ、調査対象者のそうした認知や理解が、SRHを低めに申告させる結果につながったのかもしれない。あるいは、前段の回帰分析の結果から、「基礎調査」でSRHを高めに申告した人の方がより下方に修正される傾向があることから、単に、質問の繰り返しそのものが回答を禁欲的にさせたのかもしれない。いずれにしても、この場合は、調査対象者の「認知」や「記憶」が回答にバイアスをかけていることになる。

上記の結果から、本稿で用いるSRHにおいても測定誤算の存在することが示唆された。昨今、社会疫学を中心として、調査対象者に仮想的な質問をしたり (Salomon, Tandon, Murray et al.), 外生的な近隣環境のデータを収集したりすることによって (Pruitt, Jeffe, Yan et al. (2010)), SRHにおけるこうした測定誤差を調整し、比較可能な標準化尺度を作成しようとする試みが行われている。こうした試みについては、データの制約もあり、本稿での分析範囲を超えるため、今後の課題とするが、本稿では、SRHを単独で用いず、いくつかの指標を組み合わせることによって「健康」に対する総合指標を作成することとし、次節においてその検証を行う。

3 健康尺度－「健康」をどう測り、どう検証するか

個人の「健康」を分析の対象とする場合、常にディベートの対象となるのが個人の「健康」をどう測るかという尺度の問題である。本稿では、EuroQOL (EQ-5D) (Drummond, Sculpher, Torrance et al. (2005))⁷⁾と類似した項目を組み合わせて健康尺度を作成したNish, Hashimoto, Noguchi et al. (2011)に基づき、前節において考察を加えたSRHに、「基礎調査(健康票)」で質問された、以下の3つを合わせて尺度を作成する⁸⁾。①心理的健康観(6-item scale of nonspecific psychological distress: 以下、「K6」と略する)、②健康上の問題が日常生活に与える影響(instrumental activities of daily living: 以下、「IADL」と略する)、③自覚症状、の3指標である。

K6とは、精神疾患に対する効率的なスクリーニング法としてKessler, Andrews, Colpe et al. (2002)によって提案された尺度である(川上(2004))。「基礎調査(健康票)」では、過去1カ月の間に、「神経過敏に感じましたか」、「絶望的だと感じましたか」、「そわそわ、落ち着かなく感じましたか」、「気分が沈み込んで、何が起っても気が晴れないように感じましたか」、「何をするのも骨折りだと感じましたか」、「自分は価値のない人間だと感じましたか」について、「いつも」、「たいてい」、「ときどき」、「少しだけ」、「まったくない」という5つの選択肢を与えて回答を求めている。ここではまず、各質問項目について、この5段階の選択肢を、「まったくない」を4点、「少しだけ」を3点、「ときどき」を2点、「たいてい」を1点、「いつも」を0点として点数化し6項目の合計点を算出する(最小値が0、最大値が24)。さらに、各調査対象者についてこの合計点を項目数の6で除した値(最小値0、最大値4)を本稿では心理的健康指標として用いる。

次に、IADLについては、「あなたは現在、健康上の問題で日常生活に何か影響がありますか」に対し「ある」と「ない」のいずれかを選択させた上で、「ある」と回答した者に対してどのよ

うなことに影響があるかを質問している。影響がある事柄は5つの選択肢からの複数選択で、「日常生活動作」、「外出」、「仕事、家事、学業」、「運動」、「その他」であるが、「その他」以外について影響のある場合を0点、ない場合を1点として合計点を求め点数化した(したがって、最小値は全項目に対して影響がある場合の0、最大値は、影響がない、もしくは、影響がある場合で「その他」のみを選択した場合の4)。

自覚症状については、「ここ数日、病気やけがなどで体の具合の悪いところがありますか」に対し「ある」と「ない」を選択させ、「ある」と回答した者に対して、42項目にわたる詳細な症状をきいている⁹⁾。調査対象者を20～40歳未満、40～65歳未満、65歳以上の3群に分けて、これら42項目について主成分分析を行い、第1主成分から第3主成分を求めた。年齢ごとの分析を行ったのは、年齢によって自覚症状の分布が大きく異なるからである。さらに、pattern matrixを求め、第1～第3の主成分について最も正の相関が高かった自覚症状を上から順番に4つ抽出し、各調査対象者に対し、当該自覚症状が「ある」場合をそれぞれ0点、「ない」場合を1点として合計を求め、3つの主成分ごとに点数化した(最小値は、4つすべての自覚症状がある場合の0、最大値は全く自覚症状がない場合の4)¹⁰⁾。

以上、SRH (0-4)、K6 (0-4)、IADL (0-4)、自覚症状(第1～第3主成分ごとに0-4、したがって、総計では0-12)の指標を1つにまとめ、健康状態が最も良い場合が24点、最も悪い場合が0点となる総合健康指標を作成した。次に、主観的な健康指標を組み合わせて作成したこうした総合健康指標が、どの程度個人の客観的な健康を正確に予測しているのかについて、Receiver operating characteristic (ROC) analysisの手法を用いて検証する。ROC分析は、患者が本当にある特定の疾患にかかっているかどうかについての判断が、診断(健康)尺度によってどの程度正確に行われたかを図式的に評価することができる統計手法で、公衆衛生学の分野において広く活用されている(Hsieh and Turnbull

(1996), Greinera M, Pfeifferb D, and Smithe RD (2000) ほか多数)。

ROC分析については、Zou KH and Zhou XHA (2001) に非常に簡潔にまとめられているので、その一部をここでは紹介することにする。仮に、ある指標(T)が連続変数だとして、 $T \leq t$ の場合は患者がある病気にかかっておらず、 $T > t$ の場合は病気にかかっていると診断されたとする。後日、こうした診断結果とは独立して、個々の患者が本当に病気にかかっていたか（実際には非罹患がm人、罹患がn人、したがって、患者数は $N=m+n$ ）どうかかわれば、図2-1のような 2×2 のマトリックスを描くことができる。マトリックスには、縦に診断結果、横に真の罹患状態が配置されている。自明のことであるが、診断結果も真の結果も陰性ならば「陰性(真)」, 診断結果は陰性であったが、真の結果は陽性である場合は「陰性(偽)」, 診断結果は陽性であったが、真の結果は陰性である場合は「陽性(偽)」, 診断結果も真の結果も陽性ならば「陽性(真)」となる。

ROC分析では、まず、この指標の正確性を評価するため、実際は罹患していなかった患者の診断による陽性率（「陽性(偽)」）を特異度(specificity), 実際は罹患していた患者の診断による陰性率（「陰性(偽)」）を感度(sensitivity)と定義する。したがって、前者は $P(T \leq t | D=0)$, 後者は、 $P(T > t | D=1)$ で示

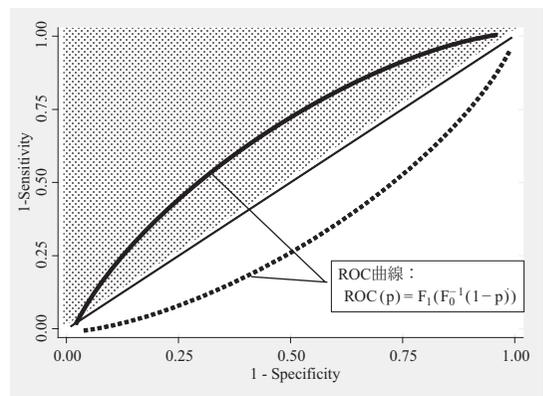
診断	ゴールドスタンダード(真の結果)		総数
	陰性 (D=0)	陽性 (D=1)	
陰性 Negative: T(+)	陰性(真)	陰性(偽)	# $\{T > t\}$ 診断結果 "+"
陽性 Positive: T(-)	陽性(偽)	陽性(真)	# $\{T \leq t\}$ 診断結果 "-"
総数	m	n	$N=m+n$

出所) Zou KH and Zhou XHA (2001) "Receiver operating characteristics (ROC) analysis". *Statistics in Epidemiology Report 1*: pp.1&4-12, を筆者が翻訳し、若干修正を加えた。

図2-1 Receiver operating characteristic (ROC) analysisの概念図

すことができるが、これらの確率はこの指標の診断の目安となっているtの値に依存する。そこで、想定されるすべてのt値について、横軸に $1 - P(T \leq t | D=0)$ (1-specificity, つまりは、「陰性(真)」の確率)を、縦軸に $1 - P(T > t | D=1)$ (1-sensitivity, つまりは、「陽性(真)」の確率)をとって、ROC曲線を描く。ROC曲線は、真の罹患状況が $D=d$ である患者の診断尺度(T)の分布が F_d で示されるとき(つまり、 $D=0$ の場合は F_0 , $D=1$ の場合は F_1), $ROC(p) = F_1(F_0^{-1}(1-p))$ で示すことができる。ここで、pは想定されるtの値に依存する「陽性(偽)」率、すなわち、 $P(T \leq t | D=0)$ である。図2-2は、このROC曲線の概念図を示している。(0,0)と(1,1)を結ぶ対角線よりも左上(斜部分)では、特異度と感度がともに高く、したがって、ROC曲線が実線で示された方の診断尺度は相対的に高い正確性を有していることになる。他方、点線の方は、ROC曲線が対角線の下方に位置しており、診断尺度の正確性が相対的に低いことを示している。これを数値化すると、ROC曲線と横軸・縦軸で囲まれた(RC曲線からみて下方)部分の面積(RC Area)を計算し、ROC Area面積が0.5を超えていれば、一定程度の正確性が確保されていることになる。

では、この手法を用いて、本稿で用いる健康



出所) 筆者作成。

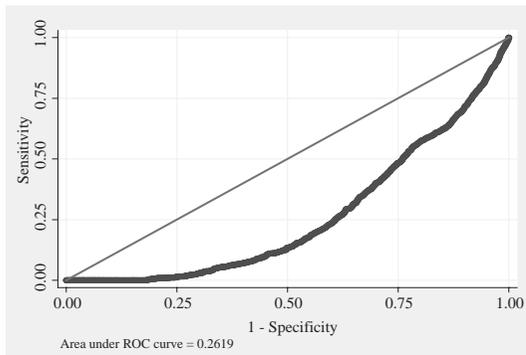
図2-2 Receiver operating characteristic (ROC) curveの概念図

尺度の正確性を、自己申告された代表的な特定疾患（高血圧症、高脂血症、糖尿病、精神疾患・こころの病・三大疾病）の罹患状況について検証してみることにする。まず、図3は、性・年齢によって標準化された総合健康指標およびK6と上記6つの特定疾患に対する罹患状況に対するROC曲線を示している¹¹⁾。総合健康指標では、ROC曲線が、精神疾患・こころの病でほぼ対角線上に重なっている以外、残りの5疾病については対角線よりも右下に位置しており、正確性が担保されているとはいいがたい。他方、K6では、ROC曲線が、精神疾患・こころの病でほぼ対角線上に重なっている以外は、対角線よりも左上に位置していることから、これらの疾病の予測正確性がおおむね高いと考えられる。以上の分析から、K6がうつ指標としてばかりではなく、

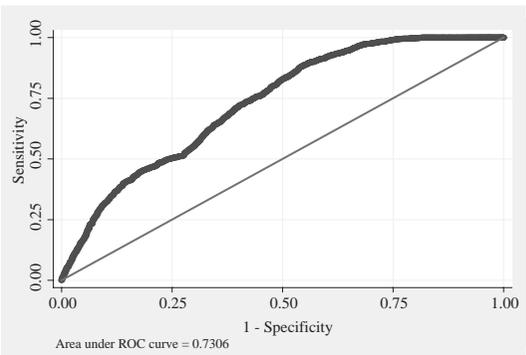
慢性疾患や三大疾病などについても優れた健康尺度であることがわかるが、K6と比べ総合健康指標の予測能力が低かった原因として、精神疾患・こころの病以外が高齢者に特有の疾患であった可能性がある。したがって、全年齢と20～40歳未満、40～65歳未満、65歳以上の年齢グループ別にROC Areaを推計した結果が表1である。

表1をみると、全般的に、総合健康指標は、SRHやIADLと比べると若干正確性が高いが、K6ほどは高くないことがわかる。年齢グループ別に分けると、精神疾患以外で、年齢が65歳未満よりも、年齢が65歳以上のグループにおける総合健康指標の正確性が高まっていることがわかる。SRHとIADLについても同様であるが、逆にK6の正確性が65歳以上で落ちている。また、20～40歳未満の三大疾病については、総合健康

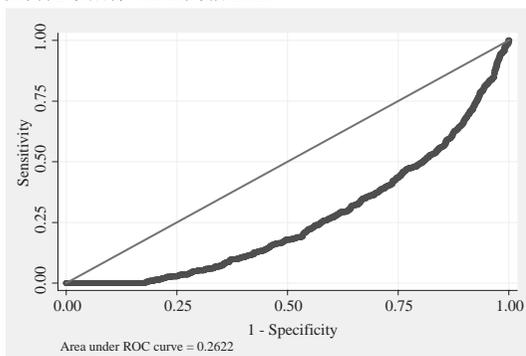
総合健康指標versus高血圧症



心理的健康指標(K6)versus高血圧症



総合健康指標versus高脂血症



心理的健康指標(K6)versus高脂血症

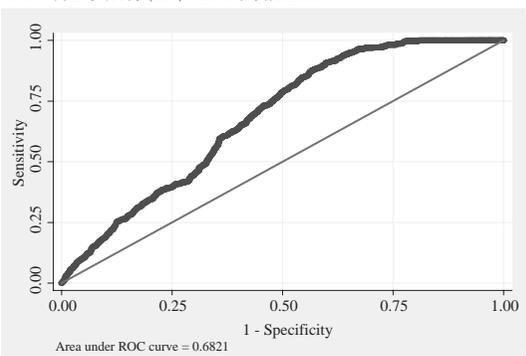
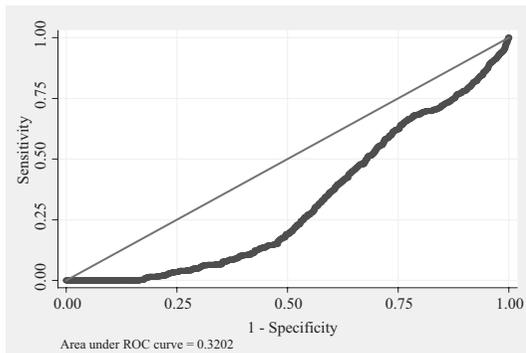
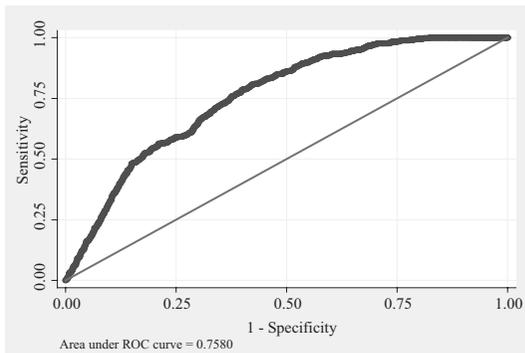


図3 性・年齢によって標準化された総合健康指標及び心理的健康指標（K6）と代表的な5特定疾患の有訴率についてのNonparametric receiver operating characteristics (ROC) analysis

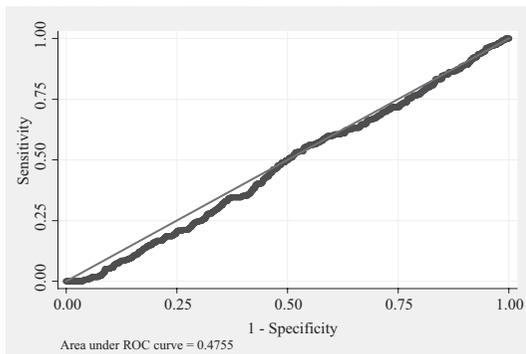
総合健康指標versus糖尿病



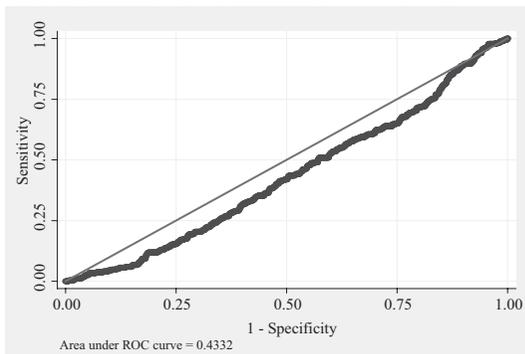
心理的健康指標(K6)versus糖尿病



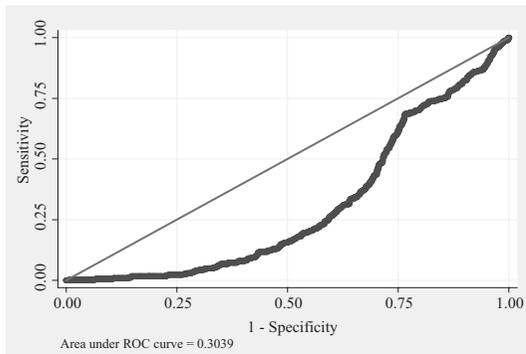
総合健康指標versus精神疾患・こころの病



心理的健康指標(K6)versus精神疾患・こころの病



総合健康指標versus三大疾病



心理的健康指標(K6)versus三大疾病

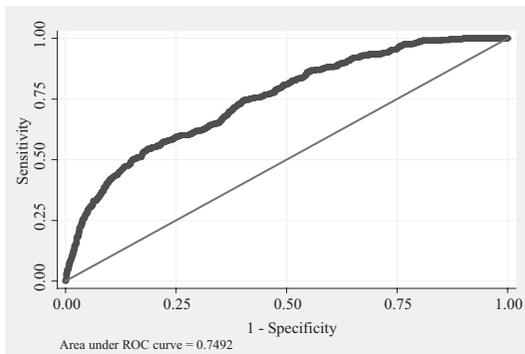


図3 続き

指標はほぼ0.5となっており、まずまずの正確性であった。本稿では、総合健康指標と、代表的な特定疾患に対する予測能力の比較的高かったK6を「健康」尺度とし、SESとの因果関係の検証を行う。上記の結果から明らかなように、総合健康指標については年齢グループにより正確

性が異なることから、本来であれば年齢グループ別の分析をすべきところであるが、正確性の比較的高かった高齢者層に限定するとサンプル数が著しく減ってしまい、robustな結果が得られなかったため、本稿では全年齢を対象とした結果のみ考察を行う。

表1 性・年齢によって標準化された健康指標と代表的な5特定疾患の有訴率についての
Nonparametric receiver operating characteristic (ROC) analysis¹⁾

	総合健康指標 (N=12,702)	ROC Area (Std. Err)		
		主観的健康観 (SRH) (N=14,161)	心理的 健康指標 (K6) (N=13,188)	生活障害 (IADL) (N=14,117)
個別疾患				
<u>全年齢</u>				
高血圧症	0.266 (0.006)	0.202 (0.005)	0.731 (0.007)	0.203 (0.005)
高脂血症	0.266 (0.010)	0.219 (0.008)	0.682 (0.009)	0.219 (0.008)
糖尿病	0.325 (0.010)	0.243 (0.008)	0.758 (0.010)	0.245 (0.008)
精神疾患・こころの病	0.474 (0.017)	0.506 (0.017)	0.433 (0.017)	0.505 (0.017)
三大疾病	0.308 (0.011)	0.232 (0.010)	0.749 (0.013)	0.234 (0.010)
<u>20～40歳未満²⁾</u>				
精神疾患・こころの病	0.353 (0.028)	0.353 (0.028)	0.468 (0.029)	0.353 (0.028)
三大疾病	0.499 (0.105)	0.489 (0.105)	0.679 (0.087)	0.491 (0.105)
<u>40～65歳未満</u>				
高血圧症	0.381 (0.010)	0.315 (0.009)	0.638 (0.010)	0.308 (0.009)
高脂血症	0.378 (0.016)	0.330 (0.014)	0.596 (0.014)	0.326 (0.014)
糖尿病	0.458 (0.015)	0.371 (0.014)	0.692 (0.015)	0.359 (0.014)
精神疾患・こころの病	0.487 (0.025)	0.519 (0.025)	0.429 (0.022)	0.524 (0.025)
三大疾病	0.413 (0.019)	0.356 (0.018)	0.622 (0.022)	0.350 (0.018)
<u>65歳以上</u>				
高血圧症	0.491 (0.015)	0.472 (0.015)	0.518 (0.015)	0.472 (0.015)
高脂血症	0.405 (0.021)	0.451 (0.021)	0.462 (0.022)	0.461 (0.022)
糖尿病	0.515 (0.024)	0.464 (0.023)	0.548 (0.022)	0.460 (0.023)
精神疾患・こころの病	0.440 (0.050)	0.558 (0.051)	0.388 (0.054)	0.568 (0.052)
三大疾病	0.580 (0.021)	0.422 (0.023)	0.644 (0.024)	0.409 (0.023)

注) 1) 総合健康指標 (0-28), 主観的健康指標 (0-4), 心理的健康指標 (0-4), IADL (0-4) については, 性と年齢によって標準化された値を用いて推計した。自覚症状 (0-12) については結果を省略する。

2) 分析対象となったサンプルについて, 20～40歳未満において高血圧症, 高脂血症, 糖尿病に関する有訴は無かった。

出所) 平成19年『国民生活基礎調査』(厚生労働省)を基にして筆者推計。

III 分析の方法

1 IV法

SESが健康に与える効果を定量的に検証する場合に常に問題となるのが、両者の複雑な内生性である¹²⁾。冒頭で述べたように、昨今、とりわけ欧米において詳細な健康尺度を含むパネルデータや社会実験・自然実験に基づく情報が収集され、クロスセクションデータに基づく静学的モデルでは解消することの難しかったSESと健康の因果性を、推計モデルの動学化や無作為抽出化によって識別しようとする研究の蓄積が進んでいる。そうした先行研究については、Cutler, Lleras-Muney, Vogl (2008) が包括的なレビューを行っている。しかしながら、本稿で用いる「実態調査」と「基礎調査」はいずれも定点情報であるため、パネルや実験における分析手法は使うことができない。

したがって、ここでは、操作変数 (instrumental variable: 以下、「IV」と略する) 法による調整を行う。まず、総合健康指標とK6のそれぞれについて下記のような推定式を想定する。

$$h_i = \alpha_0 + \alpha_1 Z_i + \alpha_2 x_i + u_i \quad (1)$$

推定式(1)で、 h_i は i 番目の調査対象者の総合健康指標、あるいは、K6を示す。 Z_i は、操作変数によって調整するSESで、現在の就労状況、所得、貯蓄、ソーシャル・ネットワーク (ストレスがある場合の相談先) を示す。 x_i は、性別、年齢、配偶状態、同居家族人数、そのほかのSES (学歴¹³⁾、持ち家、医療保険、居住地域属性 (大都市ダミー)、ストレス、および、健康行動 (喫煙、健診) を表す。 α_0 は定数項、 α_1 、 α_2 は推定パラメータ、 u_i は誤差項を示している。(1)において問題となるのは、SESの諸変数 (Z_i) に関する内生性の問題である。例えば、健康状態が良好な者ほど、労働の生産性が高かったり、活動的な日常生活を送ったりして、安定した職

に就き、所得や貯蓄などが高く、幅広いソーシャル・ネットワークに恵まれている可能性がある。本稿のデータでは、労働生産性や日常生活における活動記録などは、 x_i では調整することができず、 u_i として吸収されてしまう。したがって、SESの健康に対する効果を、もともとの健康状態の良さが起因している要因から識別する必要がある。仮に、推定式(1)を最小二乗法で推計すると、 Z_i と u_i は相関をもつことから、 Z_i の推定パラメータ α_2 にバイアスがかかることになる。

ここでは、こうした内生性を有する「観察」データから実験的な変動を抽出し、サンプルを疑似的にランダム化する計量手法として、IV法を用いる。IV (V_i) の選定に当たっては、次の2つの仮定が鍵となる。1つは、 $E(u_i|V_i) = 0$ であり、これは、 V_i は外生であり h_i とは直接的な相関が無いことを意味している。2つめは、 $E(Z_i|V_i) \neq E(Z_i)$ である。これは、 V_i が h_i とは無相関であるが、SES (Z_i) とは相関があると仮定している。この仮定は $E(x_i|V_i=1) = E(x_i|V_i=0)$ と、セレクション・バイアスを疑似的に調整する条件として書きかえることもできる。本稿では、操作変数として、最後に通った学校の卒業年とその前年における日経平均株価、GDP、および、失業率のデータを用いる。つまり、こうした過去における外的なマクロの経済状況は、 Z_i とは相関があるが、 h_i とは直接的には無相関であると想定する。回帰分析は、第1段階で、 $Z_i^* = \beta_0 + \beta_1 V_i + \beta_2 x_i + \epsilon_i$ を推定し、第2段階で推定された Z_i^* を説明変数として(1)に投入する二段階推定法を行う¹⁴⁾。

2 GMM推定法

しかしながら、IV法の最大の問題点の1つであるが、これら4つのSESは相互に強い相関があると考えられ、これらを同時に調整すると多重共線性の問題が起こる可能性がある。したがって、現在の就労状況、所得、貯蓄、ソーシャル・ネットワークのそれぞれについて、別個に回帰分析を行わなければならない、内生変数が複数存在する場合の因果性の調整モデルとしては不完

全であるといわざるをえない。ここでは、こうしたIV法の問題点を補完するため、地域（調査単位地区）内（within-geographic area）における調査対象者の属性のバリエーションではなく、地域間（between-geographic areas）におけるバリエーションをIVとする一般化モーメント推定法（General Method of Moments：以下、「GMM」と略する）による2段階推定を行った（Staiger and McClellan（2000））。

$$h_{ij} = \gamma_1 Z_{ij} + \gamma_2 x_{ij} + u_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

推定式(2)は、第j番目の地域における第i番目の調査対象者の総合健康指標（あるいは、K6）が、各地域における個々のSESとそれ以外の個人属性に依存していることを示している。 γ_1 と γ_2 は推定されるパラメータである。Staiger and McClellan（2000）では、誤差項を地域間（ u_j ）と調査対象者間（ ε_{ij} ）におけるSESとそれ以外の属性のバリエーションに起因する2つの部分に区別して定義している。ここでの定義は、誤差項が地域間（between-geographic areas: u_j ）と調査対象者間（within-geographic area: ε_{ij} ）における属性のバリエーションに起因していることとらえる。ここでは、 u_j と Z_{ij} 、および、 ε_{ij} と x_{ij} とは相関がないが、 ε_{ij} と Z_{ij} は相関があると仮定する。

次に、このモデルでは、第j番目の地域に居住する第i番目の調査対象者のSES（ Z_{ij} ）は、個々の属性と地域属性によって説明される内生変数であるから、

$$Z_{ij} = \delta x_{ij} + \tau_j + v_{ij} \quad (3)$$

となり、推定式(3)において、 τ_j は第j番目の地域のSESのそれぞれに関する密集度を示す固定効果（geographic area fixed effect）である。つまり、これは、一種の近隣効果（neighborhood effect）を表していると考えられる。(3)

においても、調査対象者の個人属性 x_{ij} は、誤差項 v_{ij} とは相関がないと仮定する。推定式(2)に(3)を代入することによって、推定式(4)が求められる

$$\begin{aligned} h_{ij} &= \rho x_{ij} + \phi_j + \omega_{ij} \\ \text{where } \rho &= \delta \gamma_1 + \gamma_2; \\ \phi_j &= \gamma_1 \tau_j + u_j; \\ \omega_{ij} &= \gamma_1 v_{ij} + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \quad (4)$$

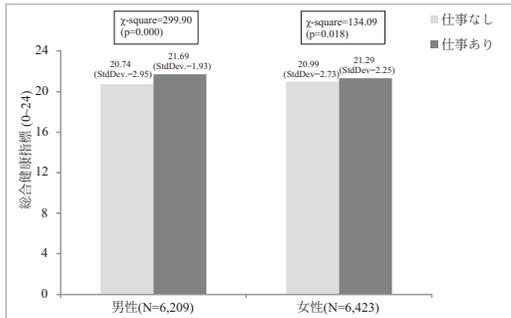
具体的な推定の手順は、まず、個票データに基づき推定された回帰式(3)と(4)から推計される誤差項の平均値を各地域について求め、地域レベルのデータを作成する。つまり、(4)における $\phi_j = \gamma_1 \tau_j + u_j$ を求める。この式において、地域間におけるSESの固定効果（ τ_j ）は、観察できない地域間での属性のバリエーション（ u_j ）からは独立であると仮定する。ここで、 ϕ_j と τ_j が推定誤差なしに観察可能であるならば、SESの固定効果をIVとして投入し、第j番目の地域における調査対象者の健康に対する回帰式(4)を、各地域の住民数（ m ）による加重回帰分析を用いて推定することができる。つまり $\gamma_1 = 1/m(\hat{\tau}'\hat{\tau})^{-1}(\hat{\tau}'\hat{\phi})$ である。ここで、 $\hat{\tau}_j$ には測定誤差が存在し、 $1/m(\hat{\tau}'\hat{\tau})$ は、地域間におけるSESの分散、 $E(\tau'\tau) \equiv \text{Var}(\tau_j)$ 、に対して過剰推計であると考えられる。したがって、Staiger and McClellan（2000）にならう、この推定誤差を修正するため、第1段階で求めた固定効果の推定ベクターから、地域間のSESについて、 $\hat{\tau}_j$ における推定誤差の不偏分散推定値を示す共分散行列（ $\bar{\Omega}$ ）を求め、これを過剰推計された $1/m(\hat{\tau}'\hat{\tau})$ から差し引く（ $1/m(\hat{\tau}'\hat{\tau}) - (\bar{\Omega})$ ）によって、修正を行った。

IV SESの健康（総合健康指標・K6）に対する効果

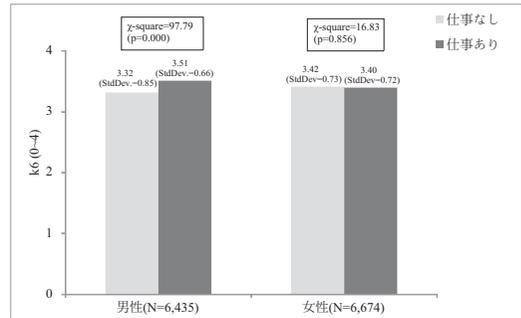
1 基本統計量

本節では、分析で用いるSESと健康尺度の基本統計量について簡単に概観する。図4は、本稿

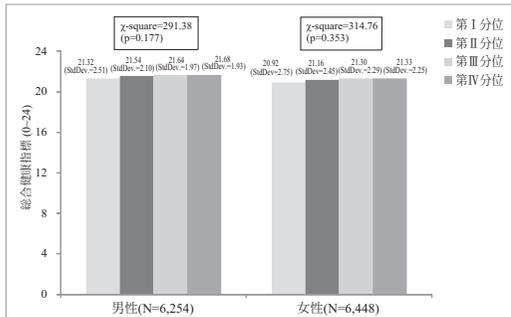
現在の就労状況versus総合健康指標



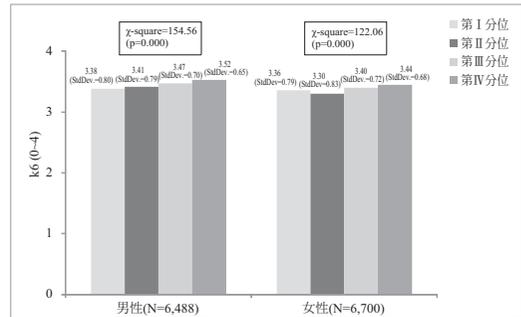
現在の就労状況versus K6



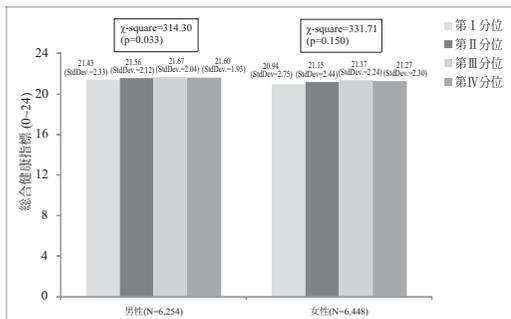
等価所得4分位versus総合健康指標



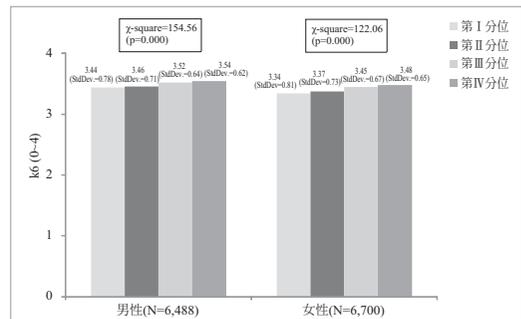
等価所得4分位versus K6



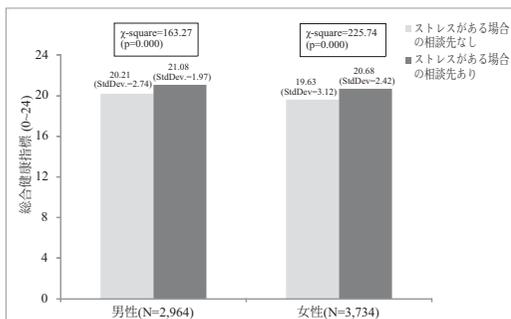
貯蓄階級4分位versus総合健康指標



貯蓄階級4分位versus K6



ソーシャル・ネットワークversus総合健康指標



ソーシャル・ネットワークversus K6

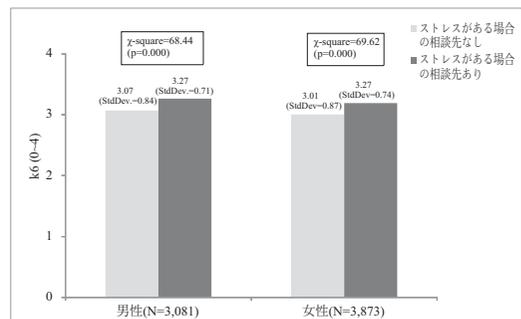
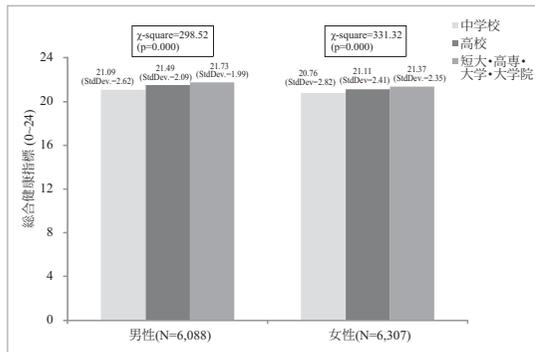


図4 性・SES別, 総合健康指標および心理的健康指標 (K6)

現在の就労状況versus総合健康指標



現在の就労状況versus K6

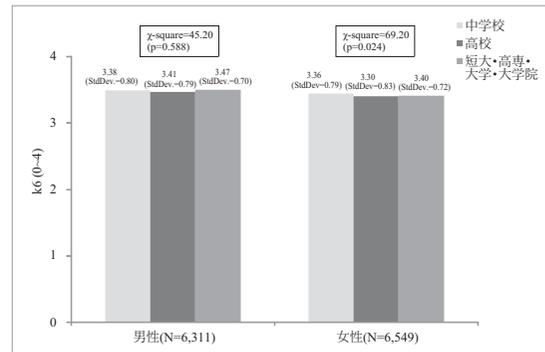


図5 性・最後に通った学校別、総合健康指標および心理的健康指標(K6)

で分析対象とするSESごとに総合健康指標とK6の違いを男女別に表したものである。

現在の就労状況(仕事の有無)では、女性のK6以外ですべて有意な差が観察された。総合健康指標では、仕事ありと仕事なしの平均が、男性で20.74と21.69、女性で20.99と21.29となっており、 χ^2 検定の結果、男性が1%水準、女性が5%水準で仕事ありが仕事なしに比較して健康状態が良好である。また、男性だけについてであるが、仕事ありの方のK6が有意に高い。次に、等価所得の4分位別の結果をみると、男女ともに総合健康指標では所得による平均値の差は有意ではなかった。他方、K6については、男女でそれぞれ平均値が、3.38と3.36(第I分位)、3.41と3.30(第II分位)、3.47と3.40(第III分位)、3.52と3.44(第IV分位)と、女性の第II分位と第III分位で逆転がみられるものの、おおむね所得階層が高くなるほど心理的健康状態の改善傾向が認められる。さらに、貯蓄の4分位では、女性の総合健康指標以外ですべて有意な差が観察された。とりわけ、K6については、男女の平均値が、3.44と3.34(第I分位)、3.46と3.37(第II分位)、3.52と3.45(第III分位)、3.54と3.48(第IV分位)と、貯蓄が多い階層ほどK6が有意に高い傾向にあることがみてとれる。ソーシャル・ネットワークについては、ストレスのあるサンプルのみを対象として、家族・友人・職場に相

談相手がいる場合を1、いない場合を0として分析を行った。結果、総合健康指標とK6について、男女ともに、相談先のある方がない場合に比べ、有意に健康状態が良好である。

最後に、本稿では所与として扱ったが、Grossman(2006)にあるように、数多くの先行研究が対象としている学歴とSESとの関係のみをみておく。図5は、最後に通った学校別の総合健康指標とK6の違いを男女別に示している。K6について男性で有意でなかったほかは、先行研究で得られた結果同様、特に総合健康指標で、男女の平均値が、21.09と20.76(中卒)、21.49と21.11(高卒)、21.73と21.37(短大・高専・大卒以上)と、学歴が高いほど健康状態が有意に良好であった。そのほか、推計に用いたすべての変数についての基本統計量は表2に詳しい。

2 IV, および、GMMの推定結果

本節では、回帰分析の結果について概観する。表3-1と表3-2はそれぞれ、総合健康指標とK6に対するSESの効果を、OLS, IV, GMMにより推計した結果をまとめたものである。前節で述べたように、これらすべての回帰分析は、調査対象者の人口社会学的属性、そのほかのSES、ストレスや健康行動によって調整済みである。

まず、OLSによる単純回帰の結果を見てみると、総合健康指標、K6ともに、SESが有意にプ

表2 男女別，推定に用いる諸変数

	総数	男性	女性
	平均値 (Std. Dev.)	平均値 (Std. Dev.)	平均値 (Std. Dev.)
<u>目的変数</u>			
総合健康指標 (N=12,702)	21.37 (2.30)	21.56 (2.11)	21.18 (2.45)
K6 (N=13,188)	3.45 (0.71)	3.49 (0.69)	3.41 (0.72)
<u>本稿で調整するSES</u>			
現在の就労状態 (仕事あり)	0.73 (0.44)	0.86 (0.35)	0.61 (0.49)
所得 (千円)	4,013 (15,100)	4,224 (15,700)	3,809 (14,500)
貯蓄 (千円)	6,946 (21,000)	6,799 (20,000)	7,090 (21,800)
ソーシャル・ネットワーク (相談先あり)	0.29 (0.45)	0.22 (0.42)	0.36 (0.48)
<u>人口社会学的属性</u>			
性別 (女性)	0.51 (0.50)	0.00 (0.00)	1.00 (0.00)
年齢	48.31 (13.90)	48.31 (13.98)	48.31 (13.82)
配偶者あり	1.30 (0.46)	1.31 (0.46)	1.30 (0.46)
<u>同居家族人数</u>	2.28 (1.42)	2.24 (1.42)	2.32 (1.41)
<u>その他SES</u>			
中学校	0.13 (0.34)	0.13 (0.34)	0.13 (0.34)
高校	0.46 (0.50)	0.44 (0.50)	0.48 (0.50)
短大・高専	0.17 (0.38)	0.09 (0.29)	0.25 (0.43)
大学・大学院	0.23 (0.42)	0.33 (0.47)	0.13 (0.34)
持ち家	0.75 (0.44)	0.74 (0.44)	0.75 (0.43)
医療保険：被用者保険	0.35 (0.48)	0.34 (0.47)	0.35 (0.48)
医療保険：国民健康保険	0.63 (0.48)	0.64 (0.48)	0.62 (0.48)
医療保険：その他	0.02 (0.12)	0.02 (0.13)	0.02 (0.12)
大都市	0.23 (0.42)	0.22 (0.42)	0.23 (0.42)
<u>ストレスと健康</u>			
ストレスあり	0.50 (0.50)	0.45 (0.50)	0.55 (0.50)
喫煙なし	0.66 (0.47)	0.49 (0.50)	0.83 (0.38)
健診受診あり	1.60 (1.44)	1.54 (1.46)	1.66 (1.41)

出所) 平成19年『社会保障実態調査』(国立社会保障・人口問題研究所) および『国民生活基礎調査』(厚生労働省)を基にして筆者推計。

表3-1 総合健康指標に対する諸属性の効果^(注)

	OLS			IV			GMM
	係数 (Robust Std. Err.) N = 12,249	係数 (Robust Std. Err.) N = 12,311	係数 (Robust Std. Err.) N = 12,311	係数 (Std. Err.) N = 11,855	係数 (Std. Err.) N = 11,909	係数 (Std. Err.) N = 11,909	係数 (Robust Std. Err.) 地区数 = 294
被説明変数 総合的健康指標 (0-24点)							
現在の就労状況 (仕事あり)	0.47 (0.05)	0.47 (0.05)	0.47 (0.05)	0.66 (0.30)	0.66 (0.30)	0.66 (0.30)	0.93 (0.40)
等価所得 (自然対数)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.11 (0.11)
貯蓄 (自然対数)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.03 (0.03)
ソーシャル・ネットワーク	0.76 (0.07)	0.76 (0.07)	0.76 (0.07)	0.76 (0.07)	0.76 (0.07)	0.76 (0.07)	-0.84 (0.55)
モデルの Test statistics							
Adj/Pseudo R ²	0.21	0.21	0.21	0.22	0.22	0.22	0.07
Wald/LR chi ²	198.96 ***	199.45 ***	198.48 ***	206.09 ***	187.03 ***	189.57 ***	5.59 ***
操作変数の弱相関の検定							
Anderson's CC LM statistic							
p値				296.92	27.17	40.54	15.84
Cragg-Donald Wald F statistic				0.000	0.000	0.000	0.015
過剰識別制約検定				50.67	4.53	6.77	2.64
Sargan statistic				6.44	8.30	7.90	3.44
p値				0.266	0.141	0.162	0.632

表3-2 K6に対する諸属性の効果^(注)

	OLS			IV			GMM
	係数 (Robust Std. Err.) N = 12,695	係数 (Robust Std. Err.) N = 12,765	係数 (Robust Std. Err.) N = 12,765	係数 (Std. Err.) N = 12,280	係数 (Std. Err.) N = 12,342	係数 (Std. Err.) N = 12,342	係数 (Robust Std. Err.) 地区数 = 294
被説明変数 k6 (0-4点)							
現在の就労状況 (仕事あり)	0.08 (0.01)	0.08 (0.01)	0.08 (0.01)	-0.16 (0.09)	-0.16 (0.09)	-0.16 (0.09)	0.85 (0.37)
等価所得 (自然対数)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	0.10 (0.10)
貯蓄 (自然対数)	0.004 (0.001)	0.004 (0.001)	0.004 (0.001)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.07)
ソーシャル・ネットワーク	0.18 (0.02)	0.18 (0.02)	0.18 (0.02)	0.18 (0.02)	0.18 (0.02)	0.18 (0.02)	-0.77 (0.50)
モデルの Test statistics							
Adj/Pseudo R ²	0.21	0.21	0.21	0.22	0.22	0.22	0.07
Wald/LR chi ²	231.72 ***	232.68 ***	232.63 ***	213.11 ***	214.27 ***	209.96 ***	5.59 ***
操作変数の弱相関の検定							
Anderson's CC LM statistic							
p値				310.01	27.53	42.64	14.42
Cragg-Donald Wald F statistic				0.000	0.000	0.000	0.025
過剰識別制約検定				52.92	4.59	7.12	2.40
Sargan statistic				0.74	2.77	0.97	2.36
p値				0.981	0.755	0.965	0.798

注) 回帰分析は、表2で示した個人属性により調整済み。***、**、* / はそれぞれ、1%、5%、10%水準で推定値が有意であることを示す。
出所) 平成19年『社会保障実態調査』(国立社会保障・人口問題研究所) および『国民生活基礎調査』(厚生労働省) を基にして筆者推計。

ラスに影響している。総合健康指標とK6はそれぞれ、仕事がある場合はない場合に比べ0.47と0.08ポイント高く、自然対数値とした等価所得と貯蓄の1%上昇に対しては1%と0.3-0.4%、ソーシャル・ネットワークの存在については0.76と0.18ポイント、高まる傾向にあることがわかる。

しかし、前節で論じたように、こうした単純推計の結果は、内生性の問題を孕んでいる可能性が高い。したがって、SESごとにIV法を用いて内生性を調整した結果が次に示されている。

現在の就労状況では、仕事がある場合はない場合に比較して、総合健康指標は0.66ポイント高まるが、K6が0.16ポイント低下する傾向にあることがわかる。ただし、後者については、有意性はあまり高くない。他方、貯蓄のK6に対する効果が若干マイナスとなった以外では、等価所得と貯蓄など世帯が有する経済資源やソーシャル・ネットワークの存在の健康に対する効果は有意ではなかった。ここでは、操作変数として、最後に通った学校の卒業年とその前年における3

表4 IV法による学歴、健康保険、喫煙の健康指標に対する効果^{注)}

被説明変数 総合的健康指標 (0-24点)	現在の就労状況	等価所得	貯蓄	ソーシャル・ ネットワーク
	係数 (Std. Err.) N=11,855	係数 (Std. Err.) N=11,909	係数 (Std. Err.) N=11,909	係数 (Std. Err.) N=11,909
	高卒	0.184 ** (0.071)	0.268 *** (0.089)	0.354 *** (0.120)
短大・高専	0.274 *** (0.081)	0.385 *** (0.109)	0.526 *** (0.168)	0.265 *** (0.102)
大学・大学院	0.342 *** (0.079)	0.455 *** (0.109)	0.667 *** (0.207)	0.300 *** (0.101)
医療保険：被用者保険	0.548 *** (0.138)	0.664 *** (0.154)	0.809 *** (0.199)	0.825 *** (0.210)
医療保険：国民健康保険	0.546 *** (0.145)	0.876 *** (0.192)	0.996 *** (0.234)	0.929 *** (0.208)
喫煙なし	0.199 *** (0.045)	0.166 *** (0.045)	0.274 *** (0.078)	0.161 *** (0.053)

被説明変数 K6 (0-4点)	現在の就労状況	等価所得	貯蓄	ソーシャル・ ネットワーク
	係数 (Std. Err.) N=12,280	係数 (Std. Err.) N=12,342	係数 (Std. Err.) N=12,342	係数 (Std. Err.) N=12,342
	高卒	0.002 (0.022)	-0.003 (0.025)	-0.035 (0.035)
短大・高専	0.027 (0.025)	0.016 (0.031)	-0.035 (0.049)	0.035 (0.025)
大学・大学院	0.048 ** (0.024)	0.038 (0.031)	-0.032 (0.061)	0.063 ** (0.025)
医療保険：被用者保険	0.135 *** (0.042)	0.116 ** (0.048)	0.070 (0.059)	0.098 * (0.055)
医療保険：国民健康保険	0.185 *** (0.044)	0.122 ** (0.061)	0.071 (0.070)	0.121 ** (0.054)
喫煙なし	0.026 * (0.014)	0.031 ** (0.013)	0.002 (0.023)	0.032 ** (0.013)

注) ***/ **, */はそれぞれ、1%、5%、10%水準で推定値が有意であることを示す。

出所) 平成19年『社会保障実態調査』(国立社会保障・人口問題研究所) および『国民生活基礎調査』(厚生労働省)を基にして筆者推計。

つのマクロ経済指標を用いたが、IV法における操作変数の弱相関の検定でも、操作変数が調査対象者の総合健康指標およびK6と有意な相関を持つことを確認することができる。また、過剰識別制約の検定結果から、これらの操作変数が健康関数の推定式(1)における誤差項(u_1)と無相関であるという帰無仮説は棄却されない。したがって、このモデルにおけるIVの有効性が上記の推定については検証されたことになる。ただし、Cragg-Donald Wald F statisticが、現在の就労状況以外の回帰式であまり高くはないことから、第一段階での予測値が第二段階でのIVとして適切であるかについては、議論のあるところである。

次に、GMM推定法の結果についてみる。この推定法では、個票レベルの情報を地域ごとに集約することから、分析の対象となるサンプル数は地区数(294)に等しい。分析の方法で述べたように、この方法の利点は、IV法では個別に分析したSESを同時推定可能なことである。この結果から、総合健康指標にもK6にも有意な効果が観察されたのは、現在の就労状況であった。仕事がある場合はない場合に比べ両者をそれぞれ0.93と0.85ポイント高める傾向にあることがわかる。すべての推定において有意な結果を得た現在の就労状況について、IVやGMMの推定値がOLSよりも大きくなっている。このことは、操作変数を用いて内生性に対処したことにより、測定誤差による下方バイアスの問題が緩和されたか、健康状態が良好であるために仕事をしているという本稿の想定とは逆の因果関係の影響が軽減されたことによるものかもしれない。

最後に、本稿では内生性の調整の対象とはしなかったが、学歴、医療保険、喫煙行動と健康との関連性についてみる¹⁵⁾。表4は、総合健康指標とK6それぞれを従属変数とした4つのIV推定式の結果を示している。この結果から、高学歴、医療保険の存在、非喫煙者であることがrobustに総合健康指標にプラスの効果をもたらしていることがわかる。他方、K6については、

総合健康指標ほどには、効果の有意性は高くないものの、やはり似た傾向にはある。総合健康指標については、現在の就労状況の推定式における推定値の大きさがおおむねOLSの推定値と同程度であることから、所得や貯蓄などの経済資源を調整した推定式では学歴と医療保険の推定値が、また、ソーシャル・ネットワークの推定式では医療保険の推定値が、過剰に大きく推定されていることがわかる。したがって、世帯の経済資源やソーシャル・ネットワークと学歴や医療保険との間には強い正の相関があると考えられる。他方、喫煙行動については、K6の貯蓄を調整した推定式以外で、推定値の大きさも比較的安定しており、robustな結果であった。

V 考察と今後の課題

本稿では、測定誤差、健康尺度、内生性という3つの問題点に着目し、SESと「健康」との因果性について実証分析を行う際、自己申告型のクロスセクションデータを用いることの可能性と限界について検証を行った。本稿が得た実証結果から、第1に、「実態調査」と「基礎調査(健康票)」のSRHには測定誤差の可能性があり何らかの調整が必要であること、また、健康尺度について、いくつかの尺度の組み合わせにより指標の正確性が若干改善されること、また、K6が調査対象者の「健康」を測定する上で非常に有効な指標であることが示された。第2に、単純回帰では、現在の就労状況、等価所得、貯蓄、ソーシャル・ネットワークが有意にSESを改善するという結果が得られたが、SESと健康の因果性を調整した結果、唯一robustな結果が得られたのは現在の就労状況のみであった。最後に、本稿では所与として処理した学歴、健康保険、喫煙行動については、いずれも総合健康指標に対して有意な効果が観察されたが、学歴と健康保険については世帯の経済資源との相関性が疑われ、推定結果にバイアスをかけている可能性は否めない。

本稿が得た結果から得られる政策的含意は、

国民の健康状態の改善が主たる目的の施策としては、所得移転やソーシャル・ネットワークの構築を目的とした地域政策は有効な施策とはいええず、むしろ、就労を促進し就労の機会を増やすような雇用政策に対する社会的資源の投入が極めて重要であるということである。なぜならば、世帯の経済資源やソーシャル・ネットワークについては、健康状態の改善による逆方向の因果を調整した場合、SESの健康に対するインパクトは相当程度相殺されるためである。また、教育の充実、持続可能な健康保険制度、健康行動の促進などの非経済的要因が重要であるという結果は、パネルデータを用いたSmith (2007)とも整合的ではあるが、こうした変数についても内生性が強く疑われ、クロスセクションデータを用いた本稿での調整は不十分といわざるをえない。

本稿では、定点観察データという制約の中で、できる限りSESと健康との因果性を調整することを試みたが、さまざまな課題と可能性が残されている。例えば、Pruitt, Jeffe, Yan et al. (2010) にならい、外生的な近隣情報を活用することで、SESと健康の両者に存在する測定誤差の調整を行うといった可能性が考えられる。また、本文中では触れなかったが、健康に関する質問項目における欠損値の問題も深刻である。本稿では、imputationを行わず、欠損値のまま処理したが、欠損がランダムに分布していなかった場合、推定結果にバイアスがかかる可能性は否定できない。今後はimputation技術を使った検証も行う必要があるだろう。健康尺度について、「基礎調査（健康票）」には、自己申告ではあるものの、実際の罹患情報が豊富にあり、SESとこうした罹患状況との関係についても重要なテーマである。さらに、データがパネルでないため、内生性の調整には限界があるが、データに内在する何らかの自然実験を発見し活用することも可能であろう (Nishi, Hashimoto, Noguchi et al. (2011))。「基礎調査」には存在しない数多くの貴重な情報を含む「実態調査」が広く一般の研究者の関心を集めることによって、

今後のさらなる当該分野における研究の発展が期待される。

謝辞

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所一般会計プロジェクトにより実施された2007年社会保障・人口問題基本調査「社会保障実態調査」、および、「国民生活基礎調査」（厚生労働省）に基づく。国立社会保障・人口問題研究所において開催された編集会議において、ソーシャル・ネットワークのアイデアを頂戴した小塩隆士氏、本稿の方法論についての論文を共同執筆中である西晃弘氏、ならびに、同研究所における執筆者会議において、ご助言をいただいた田宮菜奈子氏、高橋秀人氏をはじめ、出席者の方々から有益なご意見を多数頂戴した。また、日本福祉大学経済学部ワークショップにおいて、参加者の方々から貴重なコメントを頂いた。記して御礼申し上げる。本稿における残るすべての誤りは著者に帰するものである。

注

- 1) 本節において、健康を「健康」と括弧付きで表記したのは、「健康」を何で測るのかという、本稿で検証するテーマにとって極めて重要な問題を孕んでいるためである。詳細については、後述する。
- 2) 社会疫学の定義やその発展の経緯については、本庄 (2007) に詳細にまとめられている。また、Antonovsky (1967) では、1960年以前の社会的・経済的諸要因 (Socio-economic status) と健康との関連性に関する先行研究の包括的レビューがなされているので、参照のこと。
- 3) 「基礎調査」（世帯票・健康票）における世帯票配布数（調査客体世帯数）は 287,807票で、うち回収数は229,821票（有効回答率：79.9%）であった（厚生労働省 (2008)）。
- 4) 分析対象となるサンプル数については、SRH以外の健康尺度、そして健康尺度との関連性を考察するSES変数が分析によって異なるため、個別に提示する。
- 5) 「基礎調査」と「実態調査」との3週間というタイム・ラグについては、再テスト法で頻繁に用いられるタイム・フレームである。2-3週間という期間は、調査対象者が前回の回答の記憶をとどめるには長すぎ、個人属性を含め対象者

- をとりまく状況や環境が大きく変わるには短すぎる期間だからである。つまり、このタイム・フレームは、再テストにおける調査対象者の回答に対し、対象者自身の「記憶」によるバイアスがかかる危険性を排除することができ、かつ、回答に対するバイアスとなる個人の外的・内的状況が一定であるという条件を満たすのに適した時間であると考えられている (Pruitt, Jeffe, Yan et al. (2010))。
- 6) 説明変数として、「基礎調査」のSRH、性別、年齢、配偶者、世帯人員数、ストレス、ストレスがある場合の相談先、学歴、就業の有無、等価所得、貯蓄、持ち家、医療保険、喫煙習慣、健康診断受診の有無、居住地域の属性(大都市)、を投入し、OLS分析を行った。回帰分析の結果については、著者による提供が可能である。
- 7) EuroQOL (EQ-5D) とは、ヨーロッパにおいて1987年以降開発されてきたHealth-related quality of life (HRQOL) スコアで、health outcomeの測定に用いられている標準化のための手法であり、健康に関する国際比較や公共政策の費用対効果分析に広く用いられている指標である。日本語版EuroQOL 開発委員会(委員長:慶應義塾大学医学部医療政策・管理学教室池上直己氏)により、正規の日本語版として認定を受けたものが存在する (Tsuchiya, Ikeda, Ikegami et al. (2002))。
- 8) 総合健康指標を作成するほかの尺度が「基礎調査(健康票)」のみで質問されているため、時間的整合性を考慮し、ここでは、「実態調査」ではなく「基礎調査(健康票)」のSRHを用いる。
- 9) 具体的な項目については、「基礎調査(健康票)」の質問票を参照のこと(厚生労働省(2008))。
- 10) 各年齢の第1主成分との相関が高かった自覚症状は、20~40歳未満と40~65歳未満で、「眠れない」、「いらいらしやすい」、「体がだるい」、「もの忘れする」、65歳以上では、「手足の動きが悪い」、「手足の関節が痛む」、「足のむくみやだるさ」、「手足のしびれ」である。第2主成分では、20~40歳未満が「きこえにくい」、「物を見づらい」、「耳なりがする」、「目のかすみ」、40~65歳未満が、「手足の動きが悪い」、「手足の関節が痛む」、「手足が冷える」、「手足のしびれ」、65歳以上が、「きこえにくい」、「物を見づらい」、「もの忘れする」、「目のかすみ」である。第3主成分では、20~40歳未満が、「月経不順・月経痛」、「手足が冷える」、「便秘」、「足のむくみやだるさ」、40~65歳未満が、「動悸」、「息切れ」、「ゼイゼイする」、「前胸部に痛みがある」、65歳以上が、「眠れない」、「いらいらしやすい」、「体がだるい」、「食欲不振」となった。
- 11) SRHとIADLについての結果は、総合健康指標よりも正確性が低かったため、ここでは省略する。
- 12) 国内外で多数の先行研究が存在する。例えば、Smith (1999); Benzeval, Taylor, and Judge (2000); Benzeval and Judge (2001); Case, Lubtsky, Paxon (2002); Meer, Miller, and Rosen (2003); Adams, Hurd, McFadden et al. (2003); Frijters, Haisken-DeNew, and Shelds (2005); 中馬・大石 (1998a); 中馬・大石 (1998b); 岩本 (2000); 大石 (2000); 泉田 (2006); 鈴木 (2007); 野口 (2008), ほか。
- 13) 学歴に関しても、子どもの頃の健康状態が良好な者の方が高い学歴を達成するかもしれない。子どもの頃の健康状態が良いのは親からの遺伝や、親の教育水準なども含め家庭環境の影響があるとするならば、現在の健康状態が良好であるのは学歴による影響ではなく、遺伝や与えられた環境によるものである。本稿のデータでは、遺伝的要素や親の教育水準などは、 x_i では調整することができず、 u_i として吸収されてしまう。したがって、本来であれば、学歴も内生変数として調整すべきであるが、適当な操作変数が見つからなかったため、今後の研究課題とし、ここでは学歴は所与であると仮定する。
- 14) 着目したSESのうち、現在の就労状況とソーシャル・ネットワークについては、連続変数ではなく二項変数である。また、厳密に言えば、目的変数である総合健康指標とK6にしても純粋な連続変数ではなく、本来であれば、latentモデルを採用すべきであるが、IV検定の簡易性を優先し、ここでは、すべてlinear probabilityによる推定とする。latentなモデル設定については今後の課題とする。
- 15) このほかの説明変数の結果をまとめると、総合健康指標については、年齢、配偶関係、居住区が大都市であること、ストレスが有意にマイナスの効果をもつ一方で、K6については、配偶関係のみが有意にマイナスという結果であった。また、同居家族の人数が増えるほど、総合健康指標・K6ともに改善されるという結果を得た。これらの結果については、著者による提供が可能である。

参考文献

- 泉田信行 (2006) 「生活習慣病罹患と労働時間の関係」2006年日本経済学会秋季大会報告論文。
 岩本康志 (2000) 「健康と所得」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』東京大学出版会。
- 大石亜希子 (2000) 「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』481, pp.51-62。
- 川上憲人 (2004) 「心の健康問題と対策基盤の実態に関する研究」総括研究報告書, 平成14年度厚生労働科学研究費補助金 (厚生労働科学特別研究事業)。
- 厚生労働省 (2008) 「平成19年国民生活基礎調査: 調査の概要」<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/20-19-1a.html>
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2009) 「2007年社会保障・人口問題基本調査 社会保障実態調査: 結果の概要」<http://www.ipss.go.jp/ss-seikatsu/j/jittai2007/janda/jittai2007.pdf>
- 鈴木 亘 (2007) 「肥満と長時間労働」2007年日本経済学会秋季大会報告論文。
- 中馬宏之・大石亜希子 (1998a) 「高齢者の就業決定における健康要因の影響・『国民生活基礎調査』による分析」『高齢社会における社会保障体制の再構築に関する理論的研究事業の調査研究報告書II』長寿社会開発センター。
- (1998b) 「高齢者の就業決定における健康要因の影響・『高齢者就業実態調査』による分析」『高齢社会における社会保障体制の再構築に関する理論的研究事業の調査研究報告書II』長寿社会開発センター。
- 野口晴子 (2008) 「世帯の経済資源が産出・育児期における女性の心理的健康に与える影響について: 「消費生活に関するパネル調査」を用いた実証分析」『経済研究』59(3), pp.209-227。
- 橋本秀樹 (2005) 「社会疫学」青山英康監修, 川上憲人・甲田茂樹編『今日の疫学』pp.318-327, 医学書院。
- 本庄かおり (2007) 「社会疫学の発展」『保健医療科学』*Journal of the National Institute of Public Health* 56(2), pp.99-105。
- Adams P, Hurd MD, McFadden D, Merrill A, and Ribeiro T (2003) "Health, Wealth, and Wise? Tests for Direct Causal Paths between Health and Socioeconomic Status". *Journal of Econometrics* 112, pp.3-56.
- Adler NE, Boyce T, Chesney MA, Cohen S, Folkman S, Kahn RL, and Syme SL (1994) "Socioeconomic Status and Health: the Challenge of the Gradient". *American Psychologist* 49(1), pp.15-24.
- Antonovsky A (1967) "Social Class, Life Expectancy, and Overall Mortality". *Milbank Memorial Fund Quarterly* XLV, pp.31-73.
- Berkman LF and Kawachi I (2000) "A Historical Framework for Social Epidemiology". In: Berkman LF and Kawachi, I (eds). *Social epidemiology*, pp.3-12, Oxford university press.
- Benzeval M, Taylor J, and Judge K (2000) "Evidence on the Relationship between Low Income and Poor Health. Is the Government Doing Enough?" *Fiscal Studies* 21, pp.371-399.
- Benzeval M and Judge K. (2001) "Income and Health: The Time Dimension". *Social Science and Medicine* 52, pp.1371-1390.
- Bound J (1991) "Self-Reported versus Objective Measures of Health in Retirement Model". *Journal of Human Resources* 26, pp.107-137.
- Bound J Schoenbaum M, Stinebrickner TR, and Waidmann T (1999) "The Dynamic Effects of Health on the Labour Force Transitions of Older Workers". *Labour Economics*, 6, pp.179-202.
- Bound J, Brown C, and Mathiowetz N (2001) "Measurement Error in Survey Data". In: Heckman JJ and Leamer EE (eds). *Handbook of Econometrics* 5, Chapter 59, pp.3705-3843, Elsevier.
- Case A, Lubstsky D, Paxson C (2002) "The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstances". *Center for Health and Wellbeing Discussion Paper*, Princeton.
- Crossley TF and Kennedy S (2002) "The Reliability of Self-Assessed Health Status". *Journal of Health Economics* 21, pp.643-658.
- Cutler DM, Lleras-Muney A, and Vogl T. (2008) "Socioeconomic Status and Health: Dimensions and Mechanisms". *NBER Working Papers* 14333.
- Drummond M, Sculpher M, Torrance G, O'Brien B and Stoddart G (2005). "Methods for the Economic Evaluation of Health Care Programmes". Oxford University Press: Oxford.
- Frijters P, Haisken-DeNew JP, and Shelds MA (2005) "The Causal Effect of Income on Health: Evidence from German Reunification". *Journal of Health Economics* 24, pp.997-1017.
- Gerdtham UG, Johannesson M, Lundberg L, and Isacson D (1999) "A Note on Validating Wagstaff and Van Doorslaer's Health Measure in the Analysis of Inequality in Health". *Journal of Health Economics* 18, pp.117-224.
- Greinera M, Pfeiffer D, and Smithe RD (2000) "Principles and Practical Application of the Receiver-Operating Characteristic Analysis for Diagnostic Tests". *Preventive Veterinary*

- Medicine* 45, pp.23-41.
- Grootendorst P, Feeny D, and Furlong W (1997) "Does It Matter Whom and How You Ask? Inter and Intra-Rater Agreement in the Ontario Health Survey". *Journal of Clinical Epidemiology* 50, pp.127-136.
- Grossman M. (2006) "Education and Nonmarket Outcomes". In: Hanushek E and Welch F (eds). *Handbook of the Economics of Education* 1, Chapter 10, pp.578-633, Elsevier.
- Hsieh F and Turnbull BW (1996) "Non Parametric and Semiparametric Estimation of the Receiver Operating Characteristics Curve". *The Annals of Statistics* 24(1), pp.25-40.
- Idler EL and Kasl SV (1995) "Self-ratings of Health: Do They Also Predict Change in Functional Ability?". *Journal of Gerontology* 50B, S344-353.
- Kessler RC, Andrews G, Colpe LJ, Hiripi E, Mroczek DK, Normand S-LT, Walters EE, and Zaslavsky A. (2002) "Short Screening Scales to Monitor Population Prevalences and Trends in Nonspecific Psychological Distress". *Psychological Medicine* 32, 959-76.
- Lokshin M and Ravallion M (2008) "Testing for an Economic Gradient in Health Status Using Subjective Data". *Health Economics* 17(11), pp.1237-1259.
- McCallum J, Shadbolt B, Wang D (1994) "Self-rated Health and Survival: 7 Years Follow-up Study of Australian Elderly". *American Journal of Public Health* 847, pp.1100-1105.
- Meer J, Miller D, and Rosen H (2003) "Exploring the Health-Wealth Nexus". *Journal of Health Economics* 22, pp.713-730.
- Nishi A, Hashimoto H, Noguchi, H, Tamiya N (2011) "Does Coinsurance Rate Reduction Reach Poor Older People? Japan's Health Insurance Natural Experiment". *The Global Health Metrics & Evaluation: Controversies, Innovation, Accountability conference*, March 14-16, 2011 in Seattle, WA, USA.
- Pruitt SL, Jeffe DB, Yan Y, and Schootman M (2010) "Reliability of Perceived Neighborhood Conditions and the Effects of Measurement Error on Self-Rated Health across Urban and Rural Neighborhoods". *Journal of Epidemiol Community Health* [Epub ahead of print] doi:10.1136/jech.2009.103325.
- Salomon JA, Tandon A, Murray CJL, and World Health Survey Pilot Study Collaborating Group (2004) "Comparability of Self Rated Health: Cross Sectional Multi-Country Survey Using Anchoring Vignettes". *British Medical Journal*; 328:258 doi:10.1136/bmj.37963.691632.44.
- Smith JP (1999) "Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation between Health and Economic Status". *The Journal of Economic Perspective*, 13(2), pp.145-166.
- Staiger D and McClellan (2000) "Comparing the Quality of Health Care Providers". In Alan Garber (ed). *Frontiers in Health Policy Research* 3, pp.113-136, the MIT Press.
- Tourangeau R and Smith TW (1996) "Asking Sensitive Question the Impact of Data Collection Mode, Question Format, and Question Context". *Public Opinion Quarterly* 60, pp.275-304.
- Tsuchiya A, Ikeda S, Ikegami N, Nishimura S, Sakai I, Fukuda T, Hamashima C, Hisashige A and Tamura M (2002) "Estimating an EQ-5D Population Value Set: The Case of Japan". *Health Economics* 11(4), pp.341-353.
- Zou KH and Zhou XHA (2001) "Receiver Operating Characteristics (ROC) Analysis". *Statistics in Epidemiology Report* 1, pp.1&4-12.

(のぐち・はるこ 国立社会保障・人口問題研究所
社会保障基礎理論研究部第2室長)

夫の出産・育児に関する休暇取得が出生に与える影響

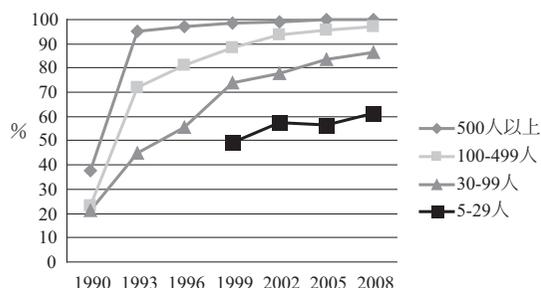
水落正明

I はじめに

1979年に国連で女性差別撤廃条約が採択されて以降、わが国においても家庭での男性の役割の見直しが政策的に進められてきた。そして1991年に成立した育児休業法で、初めて男性も含めた育児休業制度が法制化された。その後、1997年に育児介護休業法として改正され、2009年まで数度の改正により内容の充実が図られている。その結果、図1に示したように、育児休業制度の規定のある事業所割合は増加してきた。2008年時点で、29人以下の事業所では約60%にとどまるが、100人以上の事業所ではほぼ100%規定がある。また、法制化されているものではないが、出産時の父親のための休暇制度（配偶者出産休暇制度）を導入している事業所もある。図2に示したように、2008年時点で29人以下の事

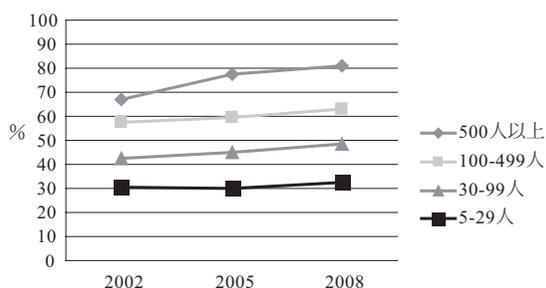
業所では約30%しか導入していないが、500人以上の事業所では約80%が導入している。また、わずかではあるが導入率は増加傾向にある。

このように、男性の家庭役割を向上させる制度は整いつつある。こうした制度充実には、女性に偏りがちな出産・育児責任を夫婦で分かち合うことで、女性の負担を減少させるという目的が含まれている。図3は、予定子ども数が理想子ども数を下回る理由に関する、49歳以下有配偶女性の回答（複数回答）を示したものである。2005年時点で心身の負担に耐えられないからとする割合が20%強、夫の家事・育児への協力が不足からとする割合が15%弱となっている。これを20歳、30歳代だけに限ると、5%前後、数値は上昇する。したがって、少なくとも家庭で育児負担が少子化の要因となっていることがわかる。男性の育児サポートは、そうした女性の負担を減少させることで、出生にも影響すると考



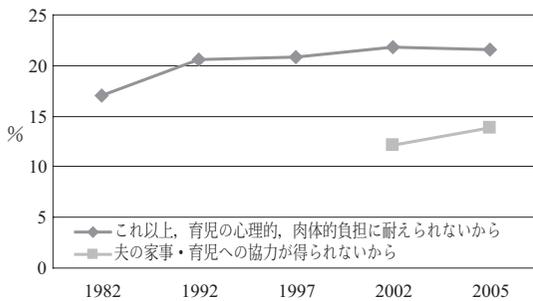
資料：女性雇用管理基本調査，雇用均等基本調査（厚生労働省）。

図1 事業所規模別にみた育児休業制度の規定のある事業所割合



資料：女性雇用管理基本調査，雇用均等基本調査（厚生労働省）。

図2 事業所規模別にみた配偶者出産休暇制度のある事業所割合



資料：出生動向基本調査（国立社会保障・人口問題研究所）。

図3 予定子ども数が理想子ども数を下回る理由

えられ、少子化対策の1つとしても有効であると考えられる。また、実際にそうした効果があるとすれば、男性の低い育児休業取得率を増加させるための政策推進の根拠となるであろう。

さて、こうした出生に対する育児休業の効果を調べた研究は多くあるが、現状では女性側の制度有無・利用の効果を調べたものだけである¹⁾。それに対して、男性の制度利用の効果を調べたものはない。ただし、男性が育児に協力的であると出生力が高まる可能性があることはいくつかの研究で示唆されている。例えば山口（2005）、藤野（2006）、小葉・安岡・浦川（2009）、西岡・星（2009）、水落（2010）がある。ただし、これらの研究では、希望出生数など出産意欲に関して影響があることが明らかになっているが、実際の出生については分析されていない。

このように、男性側の出産・育児休暇の取得の効果を調べたものは国内には見当たらないが、国外の研究ではOláh（2003）がある。Oláhはスウェーデンのパネルデータを使って、父親が第1子の出産時に育児休暇をとったかどうか、その後の実際の出生に与える影響を調べている。分析では、育児休暇を取得した場合、その後の出産確率が高まることが明らかになっている。

そこで本稿では、わが国において、第1子が1歳になるまでに夫が出産・育児に関する休暇を取得した場合、その後の出生にどのような影響があるのかを明らかにする。

以下、IIでは分析の枠組みを提示する。IIIで

は本稿で使用するデータを紹介する。IVでは使用する変数について説明するとともに、推定方法について述べる。Vでは推定結果について解説し、限界効果について言及する。VIでは、本稿の分析結果のまとめと政策提言を行う。

II 分析の枠組み

ここでは、Becker（1965）の家計生産モデルをベースに考える。すなわち、家計は市場財と家計の時間投入によって生産される家計生産物から効用を得るものとする。子どもはこの家計生産物の1つとしてとらえられる。したがって、子どものコストは、教育費など直接的にかかる費用のほか、主に妻の出産・育児による非就業のために生じる間接的な費用があると考えられる。

ここで、夫の休暇取得は、今後の積極的な育児参加へのシグナルになると考えられる。したがって、夫が休暇を取得した場合、出産後の就業を考えている女性にとっては、労働市場への復帰までの期間が短縮されたり、より多くの時間、労働できる可能性が高まる。そのことによって、子どものコストが減少し、出生を促進すると考えられる。ただし、夫が休暇を取得した場合、現時点で夫の所得が減少するほか、わが国の雇用慣行では取得しなかった場合に比べて人事評価が悪くなる可能性があり、将来的に所得が減少すると家計は想定するかもしれない。このように予算制約が縮小することで、出生には負の影響があるとも考えられる。したがって、夫の休暇取得によって、子どものコストの減少効果が、夫の所得減少効果を上回れば、出生にプラスの影響をもたらすと考えられる。

一方、出産後の就業を考えていない女性にとっては、夫の休暇取得による子どものコスト減少効果はない。夫の所得減少効果があるだけである。したがって、夫が休暇を取得することで予算制約が縮小し、出生に負の影響を及ぼす可能性がある。ただし、図3で見たように、低出生率の要因として、妻側の負担感の高さがあった。

夫の休暇取得によって、こうした負担感が緩和されれば、出生への正の影響として観察されるとも考えられる。もちろん、こうした負担感緩和効果は、出産後の就業を考えている女性に対しても同様に及ぶと想定される。

したがって、女性が出産後に就業を考えていない家計で、夫の休暇取得が出生に正の影響を与えることが分かった場合、それは育児負担感軽減の効果が大きく出たことになる。一方、女性が出産後に就業を考えている家計では、子どものコスト減少の効果と育児負担感緩和の効果の合計が、夫の所得減の効果を上回れば、出生に正に影響することが観察されると考えられる。

III データ

本稿では、公益財団法人家計経済研究所が2008年6月に実施した「現代核家族調査2008」の個票を用いる。この調査は首都30km圏内（東京駅から半径30km圏内の市区町村）在住の、妻が35～49歳の核家族世帯を対象としており、同一世帯の妻、夫、その子ども1人からそれぞれ回答を得ている²⁾。

本稿では、このデータから妻と夫の回答がともに得られている世帯について分析する。ただし、育児休業法の施行は1992年からであるため、その前後で男性の直面する休暇の選択肢が大きく異なってしまう。そこで、第1子が調査時点で16歳以下（つまり1992年生まれ以降）の世帯を分析対象とすることで直面する選択肢を等しくする³⁾。その結果、分析に使用するサンプル数は482になった。

本データは、首都圏の核家族という限られたデータであるが、地域性および家族類型をコントロールした上で、一定のサンプルを確保できているとも言える。さらに第1子出産時の休暇の取得の有無、休暇の日数、休暇の形態など細かい情報が得られており、本稿の分析目的を遂行するうえで有用なデータである。

IV 変数と推定方法

1 被説明変数

調査時点の子ども数を用いる。ただし、子どもが4人以上の世帯が約1%しかいないため、3人の世帯と合わせて「3人以上」とする。分析対象は子どもがいる世帯であるため、被説明変数は3値（1, 2, 3）となる。

2 説明変数

夫の休暇取得変数には、①休暇の取得の有無、②休暇の日数、③休暇の形態、の3種類を用いる。質問票では夫に対し、第1子の誕生から1歳までの間に、出産・育児、看護のために仕事を休んだことがあるかどうか質問している。「休んだ」を選択した回答者は、その日数と形態についてさらに選択している。そこで、①については休みを取得した場合を1とし、取得しなかった場合を0とする。②については、休暇取得日数の選択肢は「3日以内」、「1週間以内」、「2週間以内」、「1ヶ月以内」、「2ヶ月以内」、「3ヶ月以内」、「6ヶ月以内」、「1年以内」となっている。分析対象では、「1週間以内」より長い日数を選択している回答者は1割に満たないため、日数は「3日以内」とそれ以上を「4日～1年」として統合する。日数の長さの影響をみるために、「3日以内」をベースとして「4日～1年」と比較するほか、休みを取得しなかったケースとも比較する⁴⁾。③については、5つの休暇形態について、あてはまるものすべてを選択する質問になっている。具体的には「有給、病気（有給）、夏期（有給）」、「出産（有給）」、「育児（有給）」、「欠勤・育児（無給）」、「自営などで自分で調整」である⁵⁾。各形態について休みを取得した場合を1とした。休みを取得した回答者で、上記のうち1つだけを選択したのが約9割、2つ選択したのが約1割であった。

その他、子どもの期待コストにかかわる変数として夫の年収、妻の最終学歴、夫婦の母親の近居（近居している=1、それ以外=0）を用いる。夫の年収は、家計の予算制約の変数であり、

符号は正が予想される。妻の最終学歴は、出産・育児の機会費用であり、出産後の就業を考えている場合は負に影響するが、就業を考えていない場合は影響しないと考えられる。夫婦の母親の近居は、夫婦のいずれかの母親が近居している場合に1としている。妻の機会費用、負担の軽減効果を持ち、正の符号が予想される。

また、コントロール変数として、結婚後経過年数と妻の第1子出産時年齢を用いる。一般に結婚後経過年数が長いほど子どもが多いことをコントロールするための変数であり、符号は正が予想される。また、第1子出産時年齢が高いほど、子ども数は減少すると考えられる。

3 推定方法

本稿では、第1子出産後の妻の就業の有無でサンプルを分けて推定を行う。これは分析の枠組みで述べたように、出産後に就業を考えているケースとそうでないケースで、夫の休暇取得の効果が異なるかを検証するためである。本データでは、第1子出産時点の妻の就業に関する考え方はわからないが、その後の就業の有無にその考えが顕示されているものと想定している⁶⁾。

以下では、妻が就業した世帯を妻就業世帯、就業しなかった世帯を専業主婦世帯と呼び分ける。ただし、夫の休暇取得によって第1子出産後の就業に差があった場合、サンプルを分けた推定には偏りが生じる。そこで、夫の休暇取得と妻の就業について独立性の検定を行ったところ $\chi^2(1)=0.1911$ ($p=0.662$) となり、夫の休暇取得による妻の就業の有無に違いはないことが確認された。

また、本稿で用いる被説明変数は3値データであり、推定には順序プロビットモデルを用いることとする。

V 推定

1 推定結果

推定に用いる基本統計量は表1のとおりである。夫の休暇取得率は44.8%であり、それは「3日以

内」の26.6%、「4日～1年」の18.3%で構成されていることがわかる。休暇の形態は「有給、病気（有給）、夏期（有給）」が31.1%と最も多く、次いで「出産（有給）」が7.9%となっている。「育児（有給）」は1.5%であり、直近の政府統計が示す男性の育児休業取得率1.23%（『平成20年度雇用均等基本調査』（厚生労働省）より）と近い数値であるが、本稿のデータは第1子出産時の数値で、同調査よりも過去の時点のものである。同調査で全国平均が平成8年から平成17年まで0.12～0.56%であったのに比べると、本稿のデータは高めの数値となっているが、極端に大きくずれているわけではないことが確認できた。

最初に休暇取得の有無の影響を推定した表2の結果を見る。休暇取得の有無はいずれのサン

表1 基本統計量

	平均	標準偏差	最小	最大
子ども数				
1人	0.336	0.473	0	1
2人	0.544	0.499	0	1
3人以上	0.120	0.326	0	1
夫の第1子出産後の休暇取得	0.448	0.498	0	1
夫の第1子出産後の休暇日数				
3日以内	0.266	0.442	0	1
4日～1年	0.183	0.387	0	1
休まなかった	0.552	0.498	0	1
夫の第1子出産後の休暇形態				
有給、病気（有給）、夏期（有給）	0.311	0.463	0	1
出産（有給）	0.079	0.270	0	1
育児（有給）	0.015	0.120	0	1
欠勤、育児（無給）	0.041	0.200	0	1
自営などで自分で調整	0.041	0.200	0	1
夫の年収				
500万未満	0.266	0.442	0	1
500-700万	0.259	0.439	0	1
700-1,000万	0.288	0.453	0	1
1,000万以上	0.160	0.367	0	1
不詳	0.027	0.162	0	1
妻の最終学歴				
高校以下	0.270	0.444	0	1
短大・高専・専門学校	0.465	0.499	0	1
大学・大学院	0.266	0.442	0	1
夫婦の母親の近居	0.369	0.483	0	1
結婚後経過年数	12.0	4.6	1	24
妻の第1子出産時年齢	30.8	4.0	21	43
妻の第1子出産後就業	0.286	0.453	0	1

注) N=482

表2 推定結果（休暇取得の有無）

	全サンプル	妻就業	専業主婦
夫の第1子出産後の休暇取得	0.068 (0.115)	0.276 (0.233)	-0.038 (0.136)
夫の年収（ベース：500万未満）			
500-700万	0.129 (0.158)	0.164 (0.295)	0.094 (0.194)
700-1,000万	0.167 (0.159)	-0.042 (0.301)	0.160 (0.197)
1,000万以上	-0.094 (0.189)	-0.788 † (0.444)	0.029 (0.222)
不詳	0.339 (0.345)	0.238 (0.544)	0.515 (0.448)
妻の最終学歴（ベース：高校以下）			
短大・高専・専門学校	0.064 (0.138)	0.268 (0.293)	0.026 (0.160)
大学・大学院	0.087 (0.160)	0.723 * (0.358)	-0.158 (0.188)
夫婦の母親の近居	0.121 (0.115)	0.150 (0.231)	0.054 (0.137)
結婚後経過年数	0.216 *** (0.060)	0.314 * (0.125)	0.179 * (0.070)
結婚後経過年数2乗	-0.008 ** (0.002)	-0.011 * (0.005)	-0.007 * (0.003)
妻の第1子出産時年齢	-0.144 *** (0.017)	-0.159 *** (0.037)	-0.150 *** (0.020)
妻の第1子出産後就業	-0.130 (0.128)		
閾値1	-3.457	-2.749	-4.080
閾値2	-1.540	-1.052	-2.038
擬似決定係数	0.165	0.199	0.163
対数尤度	-383.5	-107.4	-268.0
サンプル数	482	138	344

注) 有意水準, ***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.1$
() 内は標準誤差。

ルでも有意になっていない。この結果は、夫が第1子出産後に休暇を取得しても、その後の子ども数には違いが生じていないことを示している。そのほかの変数を見ると、いずれのサンプルでも有意な変数は、結婚後経過年数、妻の第1子出産時年齢である。結婚後の経過年数は2乗項が負であり、子ども数は結婚後経過年数について逓減的であることがわかる。また、妻の第1子出産年齢が高いほど、子ども数が少なくなることも確認された。そのほかについては、妻就業世帯で、夫の年収が1,000万以上で負の効果を持ち、妻の最終学歴が大学・大学院で正の効果を持っていることがわかる。夫の年収については、

Becker (1960) の質・量モデルで考えれば、子ども数の抑制に働いたと考えられる。一方、妻の高学歴が子ども数の多さと関係していることについては、予測と逆であり解釈は難しいが、いくつかの先行研究でも同様の結果が得られており、今後の検討課題である⁷⁾。

さて、表2の推定結果が示すように、夫の出産・育児のための休暇取得は子ども数に影響するとは言えないのだろうか。そこで、休暇日数の違いの影響を推定した結果を表3に示した。全サンプルでは有意にはなっていないが、妻就業世帯で「4日～1年」の係数が5%水準で正で有意になっている。すなわち、「3日以内」に比べて、それ

表3 推定結果（休暇日数）

	全サンプル	妻就業	専業主婦
夫の第1子出産後の休暇日数（ベース：3日以内）			
4日～1年	0.188 (0.169)	0.777 * (0.328)	-0.137 (0.207)
休まなかった	0.007 (0.134)	0.122 (0.290)	-0.012 (0.155)
夫の年収（ベース：500万未満）			
500-700万	0.125 (0.158)	0.099 (0.299)	0.092 (0.194)
700-1,000万	0.166 (0.159)	0.058 (0.305)	0.163 (0.197)
1,000万以上	-0.104 (0.190)	-0.841 † (0.446)	0.035 (0.222)
不詳	0.341 (0.345)	0.054 (0.553)	0.493 (0.449)
妻の最終学歴（ベース：高校以下）			
短大・高専・専門学校	0.063 (0.138)	0.241 (0.294)	0.026 (0.160)
大学・大学院	0.076 (0.161)	0.630 † (0.362)	-0.152 (0.188)
夫婦の母親の近居			
	0.128 (0.115)	0.139 (0.233)	0.045 (0.137)
結婚後経過年数			
	0.217 *** (0.060)	0.317 * (0.125)	0.178 * (0.070)
結婚後経過年数2乗			
	-0.008 ** (0.002)	-0.011 * (0.005)	-0.007 * (0.003)
妻の第1子出産時年齢			
	-0.144 *** (0.017)	-0.159 *** (0.037)	-0.151 *** (0.020)
妻の第1子出産後就業			
	-0.141 (0.129)		
閾値1	-3.438	-2.687	-4.127
閾値2	-1.517	-0.916	-2.082
擬似決定係数	0.166	0.220	0.164
対数尤度	-382.9	-104.6	-267.8
サンプル数	482	138	344

注) 有意水準, ***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.1$

() 内は標準誤差。

以上の日数である「4日～1年」の場合、子ども数が多くなっていることになる。また、「休まなかった」は有意ではなく、短い日数の休暇取得は出生に対して効果的ではないこともわかる。専業主婦世帯においてはいずれのカテゴリーも有意になっておらず、効果があるとはいえないという結果になっている。そのほかの変数については、表2の結果と一致している。

表3の推定では、どのような形態で取得した休暇の影響なのかわからなかった。そこで最後

に、休暇の形態の影響を推定した結果を表4に示す。全サンプルでは、「出産（有給）」が10%水準ではあるが正で有意となっている。妻就業世帯で有意になった休暇形態はない。専業主婦世帯では、「出産（有給）」が5%水準で正で有意になっている⁸⁾。すなわち、専業主婦世帯では休暇日数の長さではなく、休暇形態の影響を受けていることがわかった。そのほかの変数については、これまでとほぼ同じ推定結果となっている。

以上から、出生に対する影響について、妻就

表4 推定結果（休暇形態）

	全サンプル	妻就業	専業主婦
夫の第1子出産後の休暇形態			
有給, 病気 (有給), 夏期 (有給)	0.004 (0.125)	0.372 (0.273)	-0.153 (0.145)
出産 (有給)	0.346 † (0.209)	-0.209 (0.446)	0.570 * (0.244)
育児 (有給)	-0.419 (0.480)	0.069 (0.714)	-0.521 (0.642)
欠勤, 育児 (無給)	0.338 (0.277)	0.239 (0.405)	0.453 (0.393)
自営などで自分で調整	-0.081 (0.293)	0.218 (0.446)	-0.258 (0.406)
夫の年収 (ベース: 500万未満)			
500-700万	0.115 (0.161)	0.161 (0.300)	0.076 (0.199)
700-1,000万	0.136 (0.164)	-0.001 (0.317)	0.110 (0.203)
1,000万以上	-0.099 (0.192)	-0.755 † (0.453)	0.023 (0.226)
不詳	0.275 (0.348)	0.156 (0.554)	0.400 (0.453)
妻の最終学歴 (ベース: 高校以下)			
短大・高専・専門学校	0.066 (0.138)	0.292 (0.296)	0.005 (0.161)
大学・大学院	0.100 (0.161)	0.749 * (0.361)	-0.145 (0.190)
夫婦の母親の近居			
	0.122 (0.116)	0.122 (0.235)	0.058 (0.138)
結婚後経過年数			
	0.225 *** (0.061)	0.288 * (0.127)	0.192 ** (0.071)
結婚後経過年数2乗			
	-0.008 ** (0.002)	-0.010 * (0.005)	-0.007 * (0.003)
妻の第1子出産時年齢			
	-0.144 *** (0.017)	-0.166 *** (0.038)	-0.151 *** (0.021)
妻の第1子出産後就業			
	-0.135 (0.129)		
閾値1	-3.395	-3.121	-4.031
閾値2	-1.466	-1.403	-1.952
擬似決定係数	0.170	0.203	0.177
対数尤度	-381.2	-106.9	-263.6
サンプル数	482	138	344

注) 有意水準, ***: $p < 0.001$, **: $p < 0.01$, *: $p < 0.05$, †: $p < 0.1$

() 内は標準誤差。

業世帯では休暇日数の長さが要因であり, 妻専業主婦世帯では, 休暇形態が要因であることがわかった。前者は実質的コスト, 後者は負担感の影響が出ていると考えられる。つまり, 休暇日数が長いほど, 今後もそれだけの育児をするシグナルであり, 妻就業世帯においては妻の機

会費用はより減少することになる。一方, 妻専業主婦世帯では, 分析の枠組みで述べたように, そうした効果はないと考えられ, 実際のデータからもそれが確かめられた。ただし, 今回のデータでは, 専業主婦世帯で, 有給の出産休暇を取得したことの出生に対する正の効果が確認され

た。そうした休暇を取る夫の姿勢、また取れる職場環境にあることは、妻の負担感を軽減する効果があり、妻専業主婦世帯で影響力を持ったと考えられる。もちろん、こうした効果は妻就業世帯で観察される可能性もあったが、実質的なコストが重視されるため、形態の効果は出にくかったと考えられる。

2 限界効果

順序プロビットモデルの推定係数はそのまま解釈することはできないため、効果の大きさがわかりにくい。そこで、表3、4の妻就業世帯と専業主婦世帯の推定結果から、その限界効果をそれぞれ表5、6に示した。ここでは、有意であった休暇に関する変数（網掛けした部分）について

表5 休暇日数の限界効果

	妻就業			専業主婦		
	1人	2人	3人以上	1人	2人	3人以上
夫の第1子出産後の休暇日数（ベース：3日以内）						
4日～1年	-0.284	0.168	0.117	0.046	-0.027	-0.019
休まなかった	-0.048	0.035	0.013	0.004	-0.002	-0.002
夫の年収（ベース：500万未満）						
500-700万	-0.039	0.028	0.011	-0.030	0.016	0.014
700-1,000万	-0.023	0.016	0.006	-0.052	0.027	0.025
1,000万以上	0.320	-0.268	-0.052	-0.011	0.006	0.005
不詳	-0.021	0.015	0.006	-0.134	0.035	0.099
妻の最終学歴（ベース：高校以下）						
短大・高専・専門学校	-0.095	0.069	0.026	-0.009	0.005	0.004
大学・大学院	-0.240	0.159	0.081	0.051	-0.029	-0.021
夫婦の母親の近居	-0.055	0.039	0.015	-0.015	0.008	0.007
結婚後経過年数	-0.125	0.092	0.034	-0.058	0.031	0.026
結婚後経過年数2乗	0.004	-0.003	-0.001	0.002	-0.001	-0.001
妻の第1子出産時年齢	0.063	-0.046	-0.017	0.049	-0.027	-0.022

表6 休暇形態の限界効果

	妻就業			専業主婦		
	1人	2人	3人以上	1人	2人	3人以上
夫の第1子出産後の休暇形態						
有給, 病気 (有給), 夏期 (有給)	-0.144	0.095	0.049	0.050	-0.029	-0.021
出産 (有給)	0.083	-0.062	-0.021	-0.153	0.041	0.112
育児 (有給)	-0.027	0.019	0.008	0.191	-0.140	-0.051
欠勤, 育児 (無給)	-0.092	0.060	0.032	-0.125	0.038	0.086
自営などで自分で調整	-0.084	0.056	0.029	0.089	-0.058	-0.031
夫の年収（ベース：500万未満）						
500-700万	-0.063	0.043	0.020	-0.024	0.013	0.011
700-1,000万	0.000	0.000	0.000	-0.035	0.019	0.016
1,000万以上	0.290	-0.236	-0.054	-0.007	0.004	0.003
不詳	-0.061	0.041	0.020	-0.112	0.038	0.074
妻の最終学歴（ベース：高校以下）						
短大・高専・専門学校	-0.115	0.080	0.035	-0.002	0.001	0.001
大学・大学院	-0.282	0.175	0.107	0.048	-0.028	-0.020
夫婦の母親の近居	-0.048	0.034	0.014	-0.019	0.010	0.008
結婚後経過年数	-0.114	0.081	0.033	-0.062	0.035	0.028
結婚後経過年数2乗	0.004	-0.003	-0.001	0.002	-0.001	-0.001
妻の第1子出産時年齢	0.066	-0.047	-0.019	0.049	-0.027	-0.022

て述べる。

妻就業世帯においては、休暇日数が有意となっていたが、表5を見ると、休暇日数が長い場合(4日～1年)、短い場合(3日以内)に比べて、子ども数が1人とどまる確率は28.4%低くなることが示されている。また、子ども数が2人になる確率は16.8%高まり、3人以上になる確率は11.7%高くなることがわかる。

一方、専業主婦世帯においては、休暇の形態として「出産(有給)」が有意になっていた。有給の出産休暇をとった場合の出生力に与える影響を表6で見ると、1人とどまる確率は15.3%低くなり、2人になる確率は4.1%高まり、3人以上になる確率は11.2%高くなることが明らかになった。

これらの数値を見ると、妻の第1子出産時年齢が数歳上昇した場合の2人、3人以上の確率減少を十分に相殺するだけの効果があることもわかる。今後ともわが国では晩婚化、晩産化が進むと考えられるため、より多くの休暇取得や、出産休暇取得を促進することが少子化対策として重要であると考えられる。

VI おわりに

本稿では、夫の出産・育児サポートとして、第1子出産に関する夫の休暇取得が出生力に与える影響について分析した。

その結果、夫の休暇取得が出生に対して正の影響をもたらすことが明らかになった。具体的には、妻が第1子出産後も就業した世帯では、休暇の日数が重要であり、休暇日数が多いほうが、出生に正に影響することが確認された。それに対して、休暇の形態間で差はなかった。したがって政策的には、より多くの休暇日数取得の促進が有効と考えられる。

また、妻が第1子出産後に家事・育児に専念した世帯では、休暇の日数による出生への影響の差はなかったが、休暇形態が影響することがわかった。具体的には、有給の出産休暇の取得が出生力に対してプラスに影響することが観察さ

れた。出産休暇は国内で統一的な制度として法制化されているわけではなく、各企業で個別に用意されている制度である。図2で見たように、配偶者出産休暇制度を導入している事業所の割合は緩やかに増加しているが、100人未満の事業所では未だ半数に満たない。本稿の分析によれば、こうした制度の広がりが出生を促進する可能性があり、政策的に支援することも有効と考えられる。

なお、以上の知見は、核家族および首都圏に限ったデータで得られた結果であり、若干の留保は必要であるが、一考の価値はあると考える。したがって、今後の課題は、多様な家族類型を含んだ全国規模での調査によって、本稿の知見を確認することであろう。

(平成22年1月投稿受理)

(平成22年9月採用決定)

謝辞

「現代核家族調査2008」の個票データは、著者が参加した公益財団法人家計経済研究所のプロジェクト「核家族の意識と実態に関する研究」の一環として使用した。本稿は生活経済学会関西西部会2009年度第2回研究大会での報告を加筆・修正したものである。また、本誌3名のレフェリーから適切なコメントをいただいた。記して感謝申し上げる。なお、残された誤りはすべて筆者の責任である。

注

- 1) 例えば樋口(1994)、駿河・西本(2002)、駿河・張(2003)、滋野・松浦(2003)、坂爪・川口(2007)がある。ほとんどの研究で出生を促進する効果があることが確認されている。
- 2) 調査範囲は東京都のほか、神奈川県、埼玉県、千葉県の一部も入っており、対象は層化二段階無作為抽出法で抽出している。調査方法は訪問留置法であり、回答者各自が質問票を入れた袋に封をした上で回収している。回収世帯は1,021世帯であり、回収率は26.3%であった。そのうち、1世帯が核家族の定義にあてはまらなと判断されたため、有効回答は妻票1,020、夫票885、子ども票466となった。

回収率の低さから、世帯属性の偏りの可能性

があるが、家計経済研究所（2009）によれば、夫妻の学歴を2000年「国勢調査」の埼玉・千葉・東京・神奈川計と比べたところ、おおむね似た分布となっていることがわかっている。また夫妻の就業状態についても2007年「就業構造基本調査」の埼玉・千葉・東京・神奈川計と比べた結果、大きな違いはないことがわかった。

- 3) もちろん、第1子出産の時点で、育児休業が努力目標であった小規模事業所に勤めていた場合や、出産休暇が就業規則にない企業に勤めていたケースもあり、厳密には同じ選択肢に直面しているわけではない。データの制約上、第1子出産時の夫の仕事の状況は不明で、そうした点をコントロールできていないのが本稿の限界であり、今後の課題である。
- 4) 休暇の日数については、連続して取得したかどうかは質問票では区別していない。
- 5) 実際の質問票の表記は「有給休暇、病気休暇（給与または給付あり）、夏期休暇（給与または給付あり）などをとった」、「出産休暇（給与または給付あり）をとった」、「育児休暇（給与または給付あり）をとった」、「欠勤または育児休暇（無給）などで休んだ」、「自由業・自営業のため、自分で仕事日を調整した」となっているが、ここでは略称を用いる。「その他」も選択肢にあったが、ここでは分析に用いないこととする。
- 6) ここでは、妻の第1子出産前の就業の有無や休業取得の有無を問わず、第1子出産後の就業の有無のみでサンプルを分けている。したがって、妻就業世帯には、出産前の仕事を辞めずに続けた妻や育児休業を取得した妻、別の仕事に移った妻などが混在している。妻就業世帯においては、こうした出産前の状態によって夫の休暇取得の影響に違いがある可能性がある。そうした点を明らかにするためにはさらなるサンプル分けが考えられるが、本稿ではサンプル数がそれほど多くなく、不安定な結果になるため行っていない。念のため、第1子出産前の就業状態ダミー（正社員、パートタイム、無業）を説明変数に加えた推定を行ったが、就業変数の影響はなく休暇変数の効果にもほとんど変化がなかった。したがって、この点については推定上、考慮する必要は低いと考えられ、ここでのサンプル分けも妥当であると考えられる。また、第1子出産後に就業した妻のうち、約9割が調査回答時点でも就業している。
- 7) 例えば、Del Boca（2002）、吉田・水落（2005）でも、こうした女性の高学歴の影響が観察されており、Del Bocaの指摘するように恒常所得の高さが出産促進的に働いたとも考え

られる。

- 8) 休暇形態を個別に用いた推定も行ったが、有意水準、係数の大きさにほとんど変化はなかった。

参考文献

- 家計経済研究所（2009）『現代核家族のすがた：首都圏の夫婦・親子・家計』家計経済研究所。
- 小葉武史・安岡匡也・浦川邦夫（2009）「夫の家事育児参加と出産行動」『季刊社会保障研究』Vol.44, No.4, pp.447-459.
- 坂爪聡子・川口 章（2007）「育児休業制度が出生率に与える効果」『人口学研究』No.40, pp.1-15.
- 滋野由紀子・松浦克己（2003）「出産・育児と就業の両立を目指して：結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に」『季刊社会保障研究』Vol.39, No.1, pp.43-54.
- 駿河輝和・張建華（2003）「育児休業制度が女性の出産と就業継続に与える影響について：パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』No.59, pp.56-63.
- 駿河輝和・西本真弓（2002）「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊社会保障研究』Vol.37, No.4, pp.371-379.
- 西岡八郎・星 敦士（2009）「夫のワークライフバランスが妻の出産意欲に与える影響」『人口問題研究』Vol.65, No.3, pp.58-72.
- 樋口美雄（1994）「育児休業制度の実証分析」社会保障研究所編『現代家族と社会保障：結婚・出生・育児』東京大学出版会。
- 藤野（柿並）敦子（2006）「夫の家計内生産活動が夫婦の追加予定子ども数へ及ぼす影響：マイクロデータによる検証」『人口学研究』No.38, pp.21-41.
- 水落正明（2010）「夫の育児と追加出生に関する国際比較分析」『人口学研究』No.46, pp.1-13.
- 山口一男（2005）「少子化の決定要因と対策について：夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」『季刊家計経済研究』No.66, pp.57-67.
- 吉田 浩・水落正明（2005）「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」『日本経済研究』No.51, pp.76-95.
- Becker, G. S. (1960) "An Economic Analysis of Fertility," In Coale, A. ed. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton: Princeton University Press.
- (1965) "A Theory of the Allocation of Time," *The Economic Journal*, Vol.75, pp.493-517.
- Del Boca, D. (2002) "The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation

and Fertility Decisions in Italy," *Journal of Population Economics*, Vol.15, pp.549-573.
Oláh, L. S. (2003) "Gendering Fertility: Second

Births in Sweden and Hungary", *Population Research and Policy Review*, 22, pp.171-200.
(みずおち・まさあき 三重大学准教授)

登録ヘルパーの労働供給と希望労働時間のミスマッチ

岸 田 研 作
谷 垣 静 子

I はじめに

介護労働者の不足は、介護保険が抱える最も深刻な問題の1つである。特に、訪問介護員に対する不足が深刻である。『平成21年版 介護労働の現状 I』(介護労働安定センター, 2009)によると、介護職員¹⁾が不足と回答した事業者は55.7%であったのに対し、訪問介護員が不足と回答した事業者は75.2%であった。必要な介護労働者を確保するには、介護労働市場への新規参入を促進するとともに、介護労働市場からの退出を防ぐ政策が必要である²⁾。しかし、それと同時に、現在雇用されている労働者の労働供給を効率化することも重要である。下野・大日・大津(2003)は、登録ヘルパーが希望する1週間の労働時間が実際の労働時間を1.2時間から2.6時間上回ることを示している。日本労働研究機構(1999)は、訪問介護員の1週間の希望労働日数および1日の希望労働時間について調べ、それらが実際の1週間の労働日数および1日の労働時間を上回ることを示している。下野・大日・大津(2003)、日本労働研究機構(1999)の調査結果は、希望労働時間と実労働時間のミスマッチを解消することで、登録ヘルパーの労働供給を効率化させる可能性を示唆していると考えられる。本稿の目的は、登録ヘルパーの就労希望のミスマッチを解消する方法を明らかにすることである。

登録ヘルパーは、訪問介護に従事するパート

タイム労働者の一種である。訪問介護は代表的な居宅介護サービスであるが、従事者の8割以上が登録ヘルパーである(介護労働安定センター, 2009)。登録ヘルパーは、事業所に就労希望日時を伝え、希望に合致する時間帯に利用者から訪問介護の派遣依頼があった場合に働く。したがって、登録ヘルパーの就労希望と利用者の訪問介護の派遣依頼のマッチングがうまくいかない場合、登録ヘルパーは、労働意欲があっても仕事に従事することができない。

II 方法

1 データ

本稿で用いるデータは、筆者らの独自調査である。対象は、2008年11月5日時点でWAMNETに登録された26,810の訪問介護事業所から無作為抽出された2,941の事業所に勤務する登録ヘルパーである。調査は2009年1月に行った。調査票は各事業所に3通郵送した(発送数8,823通)。調査票の記入および返送は、登録ヘルパー自身に行ってもらった。回収された調査票は1,459通であった(回収率16.9%)。本稿では、調査項目のうち1ヵ月の希望労働時間と実労働時間に異常値があるものおよび時間給、都道府県に欠損値があるものを分析対象から除外した。最終的に、分析対象となったのは1,302人の登録ヘルパーである(有効回収率14.8%)。除外理由および除外数の内訳は、論文末の補論1に示している。

本稿で用いる変数の定義は表1、記述統計は表

2および図1～3に示している。調査は、事業所の規模にかかわらず各事業所に3通の調査票を郵送している。そのため、標本は小規模事業所に偏っている可能性が高いことに注意が必要である。また、調査票の回収率が14.8%と低いことも標本の偏りを生じさせている可能性がある。標本の偏りを調べるために、本稿の標本をほかの大規模調査と比較した。表3は、本稿と介護労働安定センター（2009）の登録ヘルパーの個人属性のうち比較可能なものを示している³⁾。介護労働安定センター（2009）は、調査時期が本稿（2009年1月）と近く（2008年10月）、標本数は本

稿の約10倍である。また、1つの事業所から最大20名の労働者が調査対象となるため、事業所規模に関する偏りが本稿よりも小さい。ただし、同調査では38.9%の訪問介護事業所が併設事業所であるため、調査対象から除外されている（本稿の標本にはこの偏りは無い⁴⁾。賃金率、性別、年齢を比較した結果、性別や年齢については明らかな偏りは見られなかったものの、賃金率は本稿の方が87円低かった。

本稿の標本には多くの欠損値があり、欠損値の割合は、配偶者の年収（26.9%）、サ責・対ヘルパー得点（27.2%）で高かった。そのため、

表1 変数の定義

従属変数	
労働時間の満足度	ダミー変数で、分類は以下の3つ。「もっと働きたい」（「もっと働きたいと思う月が多い」）、「現在の労働時間で満足」（「現在の労働時間でほぼ満足する月が多い」）、「労働時間を減らして欲しい」（「もっと労働時間を減らしてほしいと思う月が多い」）。括弧内は調査票で用いた選択肢の文面。
実労働時間	1ヵ月の平均的な労働時間。サービス提供時間および報告書作成時間であり、移動・待機時間は含まない。
希望労働時間	1ヵ月の希望労働時間。サービス提供時間および報告書作成時間であり、移動・待機時間は含まない。
労働時間ギャップ	希望労働時間－実労働時間
労働供給制約	労働時間ギャップ>0の場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数。
説明変数	
サ責・対ヘルパー得点	サービス提供責任者の対ヘルパー業務の遂行能力を訪問介護員が評価した尺度。点数が高いほど評価が高い。堀田・他（2005）が開発。本稿では、それを若干変更したものを用いている。尺度を構成する項目は、表4に掲載。
Ln（賃金率）	対数化した登録ヘルパーの時間給。時間給は、消費者物価地域差指数（総務省）で実質化した値。身体介護と生活援助など、仕事内容で額が異なる場合は、その平均値。
男性	回答者の年齢が男性である場合に1、女性である場合に0をとるダミー変数。
年齢	回答者の年齢。
子ども	未成年の子供がいる場合に1、いない場合に0をとるダミー変数。
自覚症状数	自覚症状の種類は、以下の9つ。「頭が重い」、「イライラする」、「肩がこる」、「仕事中に眠気が襲う」、「やる気がでない」、「よく眠れない」、「腰が痛い」、「憂鬱な気分だ」、「体がだるい」。
配偶者年収	回答者の配偶者の年収。ダミー変数。
経験年数	訪問介護員としての経験年数。
上級資格	訪問介護1級、介護福祉士、介護職員基礎研修のいずれかをもっている場合に1、訪問介護2級または3級しかもっていない場合に0をとるダミー変数。
直行直帰	業務開始時及び終了時にほとんど事業所に寄らない場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数。
学歴	ダミー変数でカテゴリーは、「中学卒」、「高校卒」（高校・専門学校卒）、「大学卒」（大学・大学院卒・短大卒）。
経営主体	事業所の経営主体。ダミー変数。
事業所規模	事業所の訪問介護の利用者数。ダミー変数。
人口	事業所がある市区町村の人口。ダミー変数。
失業率	事業所がある都道府県の失業率（2008年）。出所：「労働力調査年報」（厚生労働省）

表2 記述統計

	平均値	標準誤差	最小値	最大値	欠損値の割合(%)	標本数
希望労働時間	81.8	42.0	3	200	2.9	1,264
実労働時間	74.4	41.6	2.5	200	1.9	1,277
労働時間ギャップ	7.8	25.6	-120	192	3.5	1,256
労働時間制約	0.544	0.498	0	1	3.5	1,256
サ責・対ヘルパー得点	43.8	7.0	21	56	27.2	948
賃金率	1,108	185	644	2,264	0.0	1,302
男性	0.022	0.148	0	1	0.9	1,290
年齢	50.5	10.166	19	73	1.8	1,279
子ども	0.239	0.427	0	1	0.0	1,302
自覚症状数	1.694	1.518	0	9	0.0	1,302
配偶者年収						
配偶者無し	0.088	0.284	0	1	26.9	952
200万円未満	0.168	0.374	0	1	26.9	952
200万以上400万円未満	0.312	0.464	0	1	26.9	952
400万以上600万円未満	0.221	0.415	0	1	26.9	952
600万円以上	0.211	0.408	0	1	26.9	952
経験年数	5.7	3.6	0.2	29.8	4.1	1,248
上級資格	0.354	0.478	0	1	2.0	1,276
直行直帰	0.456	0.498	0	1	4.9	1,238
学歴						
中学卒	0.095	0.293	0	1	10.1	1,170
高校卒	0.674	0.469	0	1	10.1	1,170
大学卒	0.231	0.422	0	1	10.1	1,170
経営主体						
株式会社	0.389	0.488	0	1	1.4	1,284
社会福祉法人	0.213	0.410	0	1	1.4	1,284
社協・自治体	0.188	0.391	0	1	1.4	1,284
医療法人	0.065	0.247	0	1	1.4	1,284
NPO法人	0.058	0.235	0	1	1.4	1,284
その他	0.085	0.279	0	1	1.4	1,284
事業所規模						
20人未満	0.150	0.357	0	1	5.7	1,228
20～29人	0.133	0.339	0	1	5.7	1,228
30～39人	0.121	0.326	0	1	5.7	1,228
40～49人	0.131	0.338	0	1	5.7	1,228
50～99人	0.317	0.465	0	1	5.7	1,228
100人以上	0.149	0.356	0	1	5.7	1,228
人口						
70万人以上	0.181	0.385	0	1	0.2	1,299
15万以上70万未満	0.313	0.464	0	1	0.2	1,299
5万以上15万未満	0.266	0.442	0	1	0.2	1,299
5万未満	0.240	0.427	0	1	0.2	1,299
失業率	4.014	0.845	2.7	7.4	0.0	1,302

表3 他の調査との比較

	本稿	センター ^{注1)}
賃金率	1,146 ^{注2)}	1,233
男性	0.022	0.035
平均年齢	50.5	51.9
標本数	1,302	12,907

注) 1) 介護労働安定センター(2009)。

2) 消費者地域別物価指数で調整前の値。

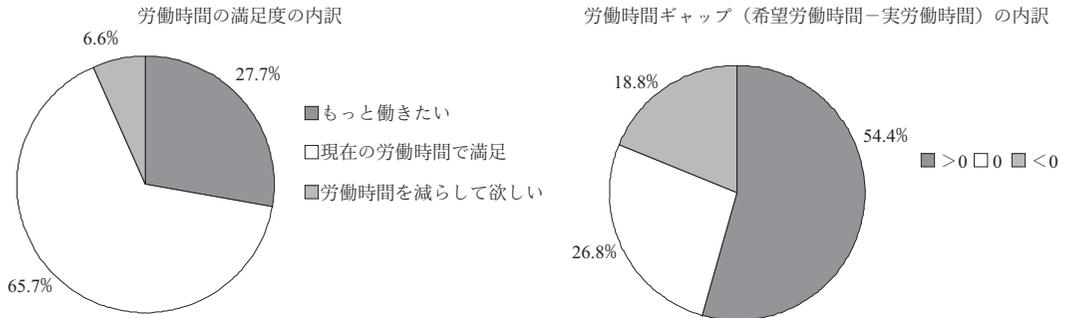


図1

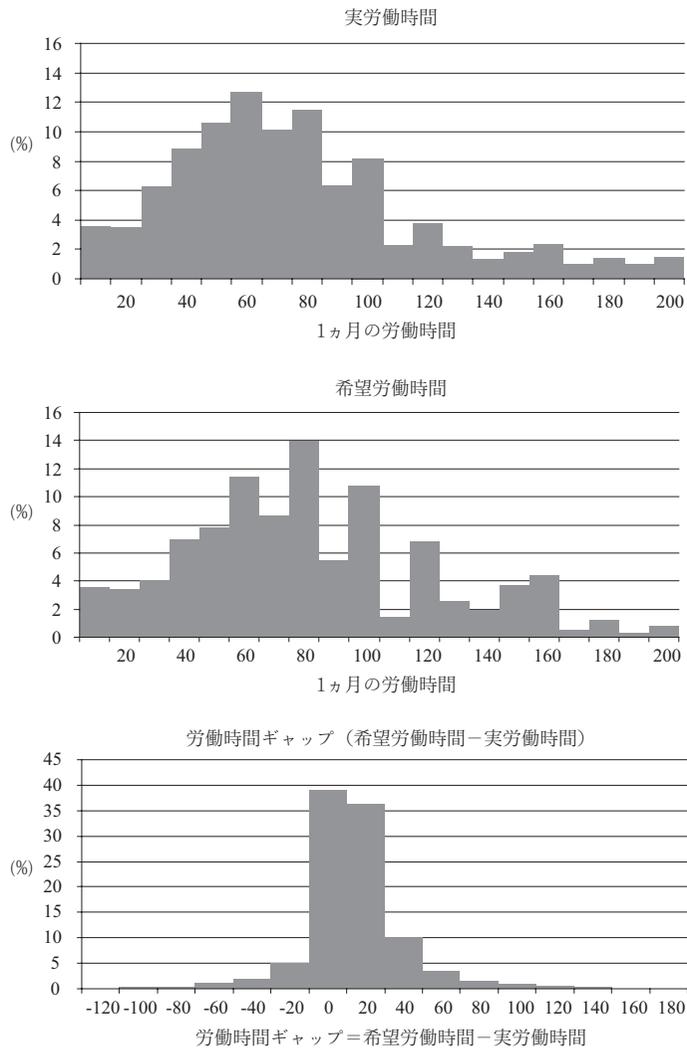
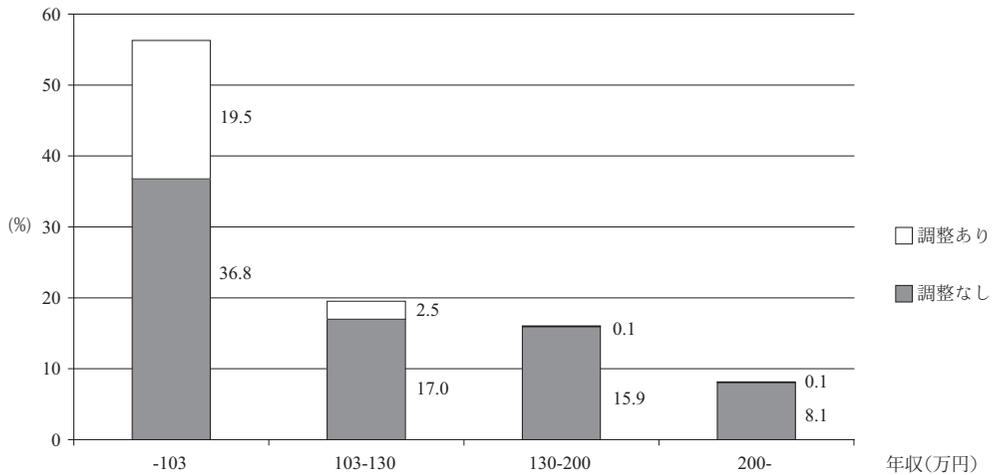


図2



注) 就業調整ありの者の割合 22.2% (=19.5%+2.5%+0.1%+0.1%)

年収は、2008年に現在の事業所で稼いだ額。2008年の途中から働き始めた者は除く。

図3 年収の分布と就業調整（103万円未満）をした者の割合

欠損値が無い標本のみを用いると、約6割の標本が分析対象から除外される。そこで、多重代入法による欠損値の補完を行った（岩崎（2002）、Schafer（1997））。多重代入法の概略は、論文末の補論2に示している。

2 回帰分析

推計式は、以下のとおりである。

$$Y_i = \beta_0 + \beta_s S_i + \sum_j \beta_j X_{j,i} + u_i$$

従属変数 Y_i は、労働時間の満足度、労働時間ギャップ（希望労働時間－実働労働時間）、実労働時間、希望労働時間の4種類である。以下、労働時間ギャップを従属変数とする推定式を労働時間ギャップ関数と呼ぶ。また、従属変数が実労働時間である推定式を労働供給関数、希望労働時間である推定式を希望労働供給関数と呼ぶ。説明変数は、すべての従属変数について共通であり、 S_i ：サ責・対ヘルパー得点、 X ：個人・事業所属性 からのなる（表1）。 X には、標準的な労働供給関数で用いられる賃金率、年齢、性別、子ども、配偶者の所得などが含まれている。本稿で特に着目する変数は、サービス提供責任者

の人事管理能力をあらわすサ責・対ヘルパー得点である。

サービス提供責任者は、訪問介護サービスをコーディネートする役割を担うものとして、厚生労働省令により訪問介護事業所に設置が義務付けられている。大木（2006）は、サービス提供責任者の仕事を以下の3点にまとめている。それらは、①介護支援専門員の作成した居宅介護サービス計画に沿って、利用者状態に合わせた訪問介護計画を作成すること、②「計画」にもとづいて行われるサービス提供の具体的な調整、③利用者に直接サービスを提供する訪問介護員の指導・管理、である⁵⁾。堀田・他（2005）は、サービス提供責任者の人事管理能力を訪問介護員が評価した尺度を開発した。本稿では、それらを若干変更したものを用いる。尺度を構成する項目は、表4に示されている。それらは、上記のサービス提供責任者の業務のうち②と③に対応している。尺度は、利用者のニーズに応じた訪問介護サービスを円滑に提供するのに必要な人事管理業務を遂行する能力をあらわしていると解釈できる。この尺度の点数が高くなるほど、訪問介護員の就労希望と利用者の派遣依頼のコーディネーションがうまくいき、介護労働者の労

表4 サ責・対ヘルパー得点

尺度は、サービス提供責任者の対ヘルパー業務に関する能力をヘルパーが評価したものであり、下記の14項目について、「充分できている」(4点)、「ある程度できている」(3点)、「あまりできていない」(2点)、「まったくできていない」(1点)のいずれかを回答した合計点。

1	ヘルパーの能力に応じた仕事の割り振り ^(注1)
2	ヘルパーの労働時間の希望に応じた仕事の割り振り ^(注2)
3	ヘルパーの具体的な援助目標・援助内容の指示
4	ヘルパーへの利用者の状況に関する情報伝達
5	ヘルパーの就労報告書の確認によるサービス状況の把握
6	同行訪問やふいうち訪問によるヘルパーの仕事ぶりの把握
7	ヘルパーの公平な評価
8	ヘルパーの悩みや心配事の受け止め
9	個々のヘルパーの育成課題の設定
10	ヘルパーに対する勉強会や実技研修の開催
11	ヘルパーの急な休みへの対応
12	ヘルパーの日程や行動予定の把握
13	ヘルパーの健康管理
14	ヒヤリ・ハット情報や問題事例の吸い上げ・共有化

注) 1) 堀田・他(2005)では、「わからない」という回答に対して0点をつけている。本稿では、「わからない」は欠損値として扱った。

2) 堀田・他(2005)では、「ヘルパーの能力や希望に応じた仕事の割り振り」という項目がある。本稿では、上述のようにそれを2つの項目に分けたものを用いている。

働時間に対する希望が満たされやすくなる(マッチング効率が向上)と予想される。

労働時間の満足度を従属変数とする推定は、多項プロビットモデルで行う。労働時間ギャップ関数の推定は、以下の2種類の方法で行う。1つは、通常の最小二乗法である。もう1つは、労働時間ギャップ(希望労働時間-実働労働時間)が正の者のみを対象とした推定である。このような推定を行う理由は、本稿の主たる関心が正の労働時間ギャップの解消にあるからである⁶⁾。労働時間ギャップが正の者のみを対象とした推定では、サンプルセレクションを考慮したタイプIIのトービット・モデルを用いる(Amemiya, 1985)。尤度関数は、以下のとおりである。

$$L = \prod_{i=1}^n \{ \Pr [Y_i \leq 0] \}^{1-d_i} \{ f(Y_i | Y_i > 0 \times \Pr [Y_i > 0] \}^{d_i}$$

d_i は、 $Y_i > 0$ の場合に1、 $Y_i \leq 0$ の場合に0を取るダミー変数である。

労働供給関数、希望労働供給関数の推定は、最小二乗法で行う。

本稿の標本は小規模事業所に偏っていると考えられる。そのため、標準誤差は不均一分散に頑健な方法で計算している。多重代入法を用いた推定では、決定係数は得られない。また、限界効果を求めるのは非常に困難である。係数と限界効果では、符号や有意水準が異なる可能性が皆無ではない。しかし、本稿では、限界効果と係数では、符号および有意水準が一致するものと仮定し考察を行う。

III 結果

1 記述統計

記述統計および変数の分布は、表2および図1～3に示されている。回答者の平均年齢は50.5歳であり、男性は2.2%であった。

図1によると、労働時間の満足度は、「もっと働きたい」(27.7%)、「現在の労働時間で満足」(65.7%)、「もっと労働時間を減らして欲しい」(6.6%)であった。1/4を超える者が「もっと働きたい」と回答した。

表2によると、実労働時間の平均値が74.4時間であるのに対し、希望労働時間の平均値は81.8時間であった。労働時間ギャップの平均値は7.8時間であった。表には示していないが、サ責・対ヘルパー得点のCronbachの α 係数は0.935であり、高い内的整合性を示した。 α 係数は、尺度を構成する質問項目に、測定対象となる概念と不整合な質問項目が含まれると低くなり、通常0.8以上の値を示さないと妥当な尺度とはみなせない(岡本, 2006)。

図3によると、22.2%の者が、年収を103万円未満に抑えるために就業調整をしている。

2 回帰分析の結果

表5の第1, 第2列は、労働時間の満足度の結果を示している。基準となる選択肢は、「現在の労働時間で満足」である。第1列は「もっと働きたい」と回答する確率への各変数の影響を示し、

表5 推定結果

従属変数	労働時間の満足度 ^(注2)		労働時間 ギャップ	労働時間ギャップ		実労働時間	希望労働時間
	もっと働きたい	労働時間を減らして欲しい		\ln (労働時間 ギャップ)	労働供給制約		
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
サ責・対ヘルパー得点	-0.051 **	-0.045 **	-0.036	-0.011 *	-0.010 +	-0.194	-0.229
Ln(賃金率)	0.450	-0.401	-2.141	-0.602 *	0.300	-42.949 **	-45.016 **
賃金弾性値 ^(注3)						-0.577 **	-0.605 **
男性	-0.067	0.415	-3.350	0.660 **	-0.034	13.838	10.506
年齢 ^(注4)	-0.007	-0.004	0.067	-0.009 +	0.012 **	-0.319 *	-0.251 *
子ども	0.222	0.012	0.702	0.089	0.034	-3.009	-2.280
自覚症状数	-0.028	0.204 **	-0.080	0.001	-0.020	3.468 **	3.393 **
配偶者年収							
配偶者無し	0.165	0.241	4.497	0.209	0.164	-0.174	4.363
200万円未満(基準)							
200万以上400万円未満	-0.227	0.072	0.377	-0.060	0.025	-8.622 *	-8.208 *
400万以上600万円未満	-0.250	-0.055	1.855	-0.022	0.044	-11.394 **	-9.486 *
600万円以上	-0.480 *	0.225	-1.401	-0.159	-0.120	-13.716 **	-15.087 **
経験年数	0.003	0.032	0.000	-0.002	0.001	0.280	0.280
上級資格	-0.114	0.105	0.709	0.124	-0.092	7.851	8.574
直行直帰	0.159	-0.202	2.751 +	0.115	0.029	-17.892	-15.127
学歴							
中学卒(基準)							
高校卒	-0.021	0.300	-3.415	-0.238 *	-0.043	-1.519	-4.940
大学卒	-0.097	-0.006	-5.935 +	-0.302 *	-0.111	-2.804	-8.754 +
経営主体							
株式会社(基準)							
社会福祉法人	0.210	-0.158	-0.132	-0.077	0.067	-4.241	-4.369
社協・自治体	0.539 **	-0.803 **	4.998 *	-0.128	0.513 **	-14.579 **	-9.550 **
医療法人	0.438 *	-0.416	3.305	0.118	0.234	-4.288	-0.980
NPO法人	-0.547 *	-0.005	-4.387 +	-0.332 *	-0.098	-9.498 *	-14.003 **
その他	-0.225	-0.320	-1.788	-0.304 *	-0.021	-12.669 **	-14.455 **
事業所規模							
20人未満(基準)							
20~29人	-0.203	-0.181	-1.164	-0.204	0.146	4.681	3.529
30~39人	-0.170	0.255	-3.975	-0.234	-0.120	12.609 **	8.624 *
40~49人	-0.466 *	0.038	-3.885	-0.165	-0.089	9.051 *	5.114
50~99人	-0.481 **	0.264	-5.009 +	-0.353 **	-0.104	13.397 **	8.392 *
100人以上	-0.686 **	-0.051	-3.652	-0.122	-0.164	25.749 **	22.082 **
人口							
70万人以上(基準)							
15万以上70万未満	0.022	-0.303	0.460	0.104	0.041	-2.068	-1.635
5万以上15万未満	-0.167	-0.363	-0.775	0.032	-0.041	2.847	2.046
5万未満	0.356 +	-0.031	3.152	0.184	0.135	-0.802	2.287
失業率	0.124 +	0.063	1.058	0.051	0.023	2.008	3.070 *
定数項	-1.592	2.344	19.477	7.938 **	-2.308	392.865 **	411.702 **
σ				0.02			
推定方法	多項プロビット		OLS	タイプIIのトービット・モデル		OLS	OLS
F値 ^(注5)	3.05 **		1.67 *			9.28 **	10.9 **
標本数	1,302		1,302	688 ^(注6)		1,302	1,302

注) 1) 有意水準:**:1%水準, *:5%水準, +:10%水準

標準誤差は、不均一分散に頑健な方法で計算している。

2) 基準:「現在の労働時間で満足」。

3) 賃金弾性値は、 \ln (賃金率)の係数をもとに平均値で評価した値。

4) 年齢の2乗項を含めた推定も行ったが、いずれの推定式でも有意でなかった。

5) 帰無仮説は、定数項を除くすべての変数の係数が0。タイプIIのトービット・モデルについては、F値は計算されない。

6) 労働時間ギャップが正の者の数。30個のデータセットの平均。

第2列は「労働時間を減らして欲しい」と回答する確率への各変数の影響を示している。係数が正であることは、その変数が1の値をとる（ダミー変数の場合）か、増加する場合（連続変数の場合）に、対象となる選択肢を選ぶ確率が高くなることを示す。サ責・対ヘルパー得点が高いほど「現在の労働時間で満足」と回答する確率が高くなった（「もっと働きたい」、「労働時間を減らして欲しい」と回答する確率が低くなった）。

第3列は、最小二乗法による労働時間ギャップ関数の推定結果である。労働時間の満足度の結果と大きく異なり、サ責・対ヘルパー得点は有意でなかった。また、そのほかの係数もほとんど有意でなかった。

第4列と第5列は、労働時間ギャップが正の者のみを対象とした労働時間ギャップ関数の推定結果である。労働時間ギャップは対数化した値を用いている。対数化した値を用いた理由は、対数化しない値を用いた推定では尤度関数が収束しなかったからである⁷⁾。サ責・対ヘルパー得点の増加は、労働時間ギャップを減少させた。賃金率の増加も労働時間ギャップを減少させた。

第6列は労働供給関数、第7列は希望労働供給関数の推定結果である。ともに、賃金弾性値が負の値を示し、サ責・対ヘルパー得点は有意でなかった。賃金弾性値は表2の平均値で評価した値であり、賃金率の係数を示した行の下に示している。訪問介護員の労働供給関数を推定した鈴木（2010）でも賃金弾性値は負であった⁸⁾。

IV 考察

現在、介護労働市場は深刻な人手不足にまわられている。しかし、図1によると、1/4を超える者が「もっと働きたい」と回答している。また、労働時間ギャップの平均値は7.8時間であり、下野・大日・大津（2003）の調査結果とほぼ整合的であった。本稿の標本は、規模が小さい事業所に偏っているため注意が必要であるが、このことは、登録ヘルパーの希望労働時間と実労働時間に関するミスマッチを解消することで、

労働供給を増加させることができる可能性を示唆していると考えられる。なお、6.6%の者は、「労働時間を減らして欲しい」と答えている。これは、介護労働者の不足により、事業所から希望労働時間以上に仕事を頼まれている可能性を示唆していると考えられる。

サ責・対ヘルパー得点が高いほど、「現在の労働時間で満足」と回答する確率が高くなった。また、労働時間ギャップが正の者を対象とした推定結果では、サ責・対ヘルパー得点が高いほど、労働時間ギャップが小さくなった。このことは、訪問介護員の就労希望と利用者の派遣依頼をコーディネートするサービス提供責任者の能力が高いほど、労働時間のミスマッチが減少することを示していると考えられる。全標本を対象に労働時間ギャップを従属変数とした推定式では、サ責・対ヘルパー得点は有意でなかった。これは、サ責・対ヘルパー得点の増加がもたらす労働供給を増加させる効果（「もっと働きたい」と回答する者を減少させる効果）と労働供給を減少させる効果（「労働時間を減らして欲しい」と回答する者を減少させる効果）が互いに打ち消しあっていることを反映している可能性が考えられる。

以上の結果は、サービス提供責任者の人事管理能力の向上が登録ヘルパーの労働供給を効率化させることを示していると考えられる。大木（2006）は、サービス提供責任者の人事管理能力を向上させる課題として、小規模事業者ではサービス提供責任者の教育訓練を自前で実施することが困難であることやサービス提供責任者としての資格認定の仕組みが整備されていないことを指摘している。また、その解決策として、人事管理に関する資格や自治体による外部研修制度の整備をあげている。訪問介護事業所のほとんどが小規模であることやサービス提供責任者の能力が一般的人的資本である可能性が高いことを考慮すると、これらの施策の実施は、教育訓練の外部化やOff-JT化を進めることで、効率的な人材育成を促進する可能性が期待できる。

ただし、サ責・対ヘルパー得点は、調査対象

者の主観的判断であるため内生変数であることに注意が必要である。サ責・対ヘルパー得点を構成する項目には、「ヘルパーの労働時間の希望に応じた仕事の割り振り」が含まれている。したがって、この項目は、労働時間の満足度とトートロジーの関係である可能性がある。また、推定結果は、労働時間に満足しているヘルパーは、サービス提供責任者の能力を高く評価するという逆の因果関係を示している可能性も考えられる。以上の可能性を検討するため、「希望に応じた仕事の割り振り」の項目を除外した分析も行った。表には示していないが、サ責・対ヘルパー得点の係数は、「もっと働きたい」(-0.051**→-0.049**), 「労働時間を減らして欲しい」(-0.045**→-0.045**) でほとんど変わらなかった。労働時間ギャップについても同様の推定を行った。サ責・対ヘルパー得点の係数は、-0.011*→-0.011⁺で有意水準が下がるものの係数の大きさは同じであった。また、大木(2006)は、尺度を構成する各項目について、サービス提供責任者の自己評価と訪問介護員による評価がおおむね一致していることを示している。このことは、この尺度がある程度の客観性を備えたものであることを示していると考えられる。ただし、Cronbachの α 係数(0.935)が示すように、サ責・対ヘルパー得点を構成する項目間には高い相関関係がある。そのため、推定結果の精度や解釈については、一定の留意が必要である。

労働時間が正の者を対象とした推定では、賃金率の上昇が労働時間ギャップを減少させるという結果が得られた。これは、労働供給関数と希望労働供給関数の賃金の係数がほぼ同じであることを考慮すると意外な結果であった。そこで、労働時間ギャップが正の群とそれ以外の群について、それぞれ労働供給関数と希望労働供給関数を推定した。推定では労働時間ギャップ関数の推定と同様、サンプルセレクション・バイアスを考慮している。表6は、賃金の係数の結果を示している。労働時間ギャップが正の群では、希望労働供給関数の賃金の係数は負で有意

表6 労働時間ギャップの符号別・賃金の係数^(注2)

従属変数	実労働時間	希望労働時間
労働時間ギャップ>0の群	-11.8	-25.9 *
労働時間ギャップ≤0の群	-65.4 **	-63.1 **

注) 1) 有意水準:**:1%水準, *:5%水準, +:10%水準標準誤差は、不均一分散に頑健な方法で計算している。

2) タイプIIのトービット・モデルによる推定結果。

であるのに対し、労働供給関数の賃金の係数は有意でなかった⁹⁾。これが、労働ギャップ関数において賃金の係数が負を示した理由であると考えられる。賃金以外の変数の係数については、労働時間ギャップが正の群とそれ以外の群で大きな違いは見られなかった。残念ながら、賃金の係数の違いがどのような理由によるものかは明らかでなく、今後課題を残す¹⁰⁾。ただし、希望労働供給関数の賃金の符号がいずれの推定式でも負であることは、賃金率の上昇による労働時間ギャップの減少は、労働時間を増加させないことを示していると考えられる。

図3は、約2割の者が「103万円の壁」に直面し、就業調整を行っていることを示す。鈴木(2010)は、税制や社会保障制度の影響を受けやすい群(既婚者)と受けにくい群(未婚・離死別者)で、訪問介護員の賃金弾性値を比較し、前者の賃金弾性値が後者よりも大きいことを示している¹¹⁾。これは、税制や社会保障制度が、労働供給を抑制するという予想と整合的である。したがって、本稿および鈴木(2010)の結果は、「103万円の壁」を取り払うことにより、労働供給が増加する可能性を示唆しているように思われる¹²⁾。

V 結論

登録ヘルパーの中には、希望労働時間と実労働時間に乖離がある者が存在する。労働時間ギャップ(希望労働時間-実働労働時間)が正の者を対象とした推定結果は、サービス提供責任者の人事管理能力が高いほど、労働時間ギャップが小さくなることを示した。サービス提供責任者の人事管理能力を向上させる施策は、労働供給

の効率化を進め、介護労働力の不足の緩和に有効である可能性がある。

本研究は、科学研究費補助金（課題番号：19330051）を受けて行った。

補論1 分析から除外した標本の除外理由と除外数の内訳

本稿では、調査項目のうち1ヵ月の希望労働時間と実就労時間に異常値があるものおよび時間給、都道府県に欠損値があるものを分析対象から除外した。本稿の調査では、訪問介護員本人に1ヵ月の実労働時間と希望労働時間を尋ねている。しかし、労働者が回答する労働時間は、測定誤差が大きいことが知られている（Borjas, 2007, p.47）。1ヵ月の希望労働時間と実労働時間の最大値は、それぞれ720時間、1,200時間であった。これらは明らかに異常値である。介護労働安定センター（2006）には、事業所が回答した介護労働者の実労働時間の分布が掲載されている。それによると、訪問介護員のうち月間労働時間が200時間以上の者の割合は1.3%である（無回答を除いた割合）。この値は、正社員など、登録ヘルパー以外の勤務形態の者も含むため注意が必要であるが、月間労働時間が200時間を超える者はごく少数である。そこで、1ヵ月の実就労時間または希望労働時間が200時間を超えた33の標本を分析対象から除外した。

次に、時間給に欠損値が無い者とある者で1ヵ月の実労働時間の平均値を比較すると、前者の平均値が74.3時間であるのに対し、後者は121.0時間と大きな差があった。分布の形状も大きく異なった。介護労働安定センター（2009）によると、1ヵ月の平均実労働時間は、登録ヘルパーが55.7時間であるのに対し、正社員は156.7時間である。このことは、時間給に欠損値がある標本は、賃金が時間給で支払われていない登録ヘルパー以外の者が誤って多数回答している可能性があることを示していると考えられる。介護労働安定センター（2009）によると、登録ヘル

パーの賃金の支払い形態は92.2%が時間給である。そこで、時間給に欠損値がある149の標本を分析対象から除外した。ところで、本稿の調査と介護労働安定センター（2006）では、本稿の方が1ヵ月の実労働時間が約20時間多い。その理由の1つとして、報告書の作成時間の扱いが影響している可能性が考えられる。本稿の調査では、労働時間の定義を、「サービス提供時間及び報告書作成時間（移動・待機時間を除く）」としている。それに対し、介護労働安定センター（2006）では、詳しく定義することなく実労働時間を尋ねており、回答者は事業所である。介護労働安定センター（2007）によると、登録ヘルパーに相当する短時間労働者・非定形的の訪問介護員を雇用している事業所のうち、書類・報告作成時間に対する賃金支払い状況は、支払っていない（55.7%）、一部支払っている（18.1%）、全部支払っている（26.2%）である（無回答の事業所を除いた割合）。そのため、介護労働安定センター（2006）では、実労働時間に報告書の作成時間が含まれていない場合が多いと考えられる。

最後に、都道府県が欠損値となっていた11の標本を除外した。本稿では、労働市場の環境をあらゆる変数として、都道府県単位の失業率を用いている。これらの変数を用いるには、都道府県に関する情報が不可欠である。

補論2 多重代入法

多重代入法は、以下の3段階からなる。

- (1) 欠損値が補完された疑似的な完全データセットをM個作成する。欠損値に代入される値はデータセットにより異なるので、M種類のデータセットができることになる。本稿では、30個のデータセットを作成した。
- (2) M個の疑似的な完全データセットそれぞれに対して、欠損値の無い完全データセットを用いる場合と同様の統計解析を行う。本稿では、30個のデータセットそれぞれに対して、回帰分析を行った。
- (3) 解析結果で得られたM個の係数の推定値べ

クトル \hat{q}_i を下記のRubin (1987) の方法を用いて合成する。

$$\bar{q}_M = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \hat{q}_i$$

$$T = \bar{U} + \left(1 + \frac{1}{M}\right) B$$

ここで、 \bar{q}_M : 合成された係数の推定値ベクトル、 T : \bar{q}_M の分散共分散行列、 M : 作成されたデータ数。

$$\bar{U} = \sum_{i=1}^M \frac{\hat{q}_i}{M} : \text{代入内分散} \\ (\text{within-imputation variance})$$

$$B = \frac{\sum_{i=1}^M (\hat{q}_i - \bar{q}_M)(\hat{q}_i - \bar{q}_M)'}{M - 1} : \text{代入間分散} \\ (\text{between-imputation variance})$$

\hat{U}_i : \hat{q}_i の分散共分散行列

欠損値に1つの値のみを代入する単一値代入法では、代入された値を実際に観測された値とみなして分析する。そのため、推定値の標準誤差は過小評価される。それに対し、多重代入法は、複数のデータセットを作成することで、代入値に内在する不確実性を考慮した推定結果を得ることができる (Rubin, 1987)。本稿のデータセットでは、欠損パターンが単調でなかったため、欠損値の推定にあたっては、多変量正規分布を仮定した線形回帰モデルを用いた。従属変数は連続変数として扱われるため、補完された欠損値は、もとのデータが0または1の値をとるダミー変数であっても、0.8など、1以外の値を取る。そこで、0、1のダミー変数の補完にあたっては、補完された値が0.5以上の場合は1、0.5未満の場合は0の値を取るダミー変数に変換した。3値以上のダミー変数については、それらが順序変数である場合、連続性を仮定し、補完された値が一番近い値のダミー変数に変換した (Schafer, 1997)。順序がつけられないダミー変数については、Alison (2001, pp. 39-40) の方法により変換を行った。なお、線形モデルによる推定にあたっては、分布の正規性を確保するため、偏り

がある変数は、対数変換やダミー変数のカテゴリーの合併を行った。

(平成22年3月投稿受理)

(平成22年9月採用決定)

献辞

本稿の作成にあたって全国の多数の登録ヘルパーの方々に多大な協力を頂いた。また、本誌の2名の匿名の査読者、堀田聰子 (ユトレヒト大学およびオランダ社会文化計画局特別研究員)、岩本康志 (東京大学) より有益なコメントを頂いた。以上の方々に、ここで改めて感謝申し上げる。

注

- 1) 介護職員は、訪問介護以外の介護業務につき、介護施設や通所介護などで働いている。
- 2) 介護労働者の離職を扱った研究として、小椋山 (2010)、花岡 (2009)、山田・石井 (2009)、張・黒田 (2008) がある。
- 3) 両調査では、月収や現在の事業所での勤続年数についても尋ねている。しかし、本稿の調査には、質問文の誤字 (勤続年数) や多数の誤回答 (月収を千円単位で尋ねているのに、明らかに万円単位の回答) があり比較できない。
- 4) 同調査は、同一敷地内に異なるサービスを提供する事業所が複数存在する場合、「主とするサービス」(収入が一番多い) を提供する事業所に勤務する労働者のみを対象としている。なお、本稿の調査と異なり、同調査の回答者は事業所である。
- 5) サービス提供責任者の業務内容のより詳細な説明については、大木 (2006) を参照。
- 6) 長時間労働に従事する常勤労働者では、負の労働時間ギャップの解消は重要な政策課題となる可能性が考えられる (小倉, 2008)。しかし、登録ヘルパーの場合、その勤務形態の特性を考慮すると、負の労働時間ギャップが深刻な問題となっているとは考えにくい。この推定を行ったことは、本誌の査読者の指摘によるところが大きい。ここで改めて感謝申し上げる。
- 7) タイプIIのトービット・モデルは尤度関数が複雑であるため、計算が収束しないことがしばしばある。しかし、本稿の推定式では、労働時間ギャップを従属変数とした線形回帰モデルと労働時間ギャップが正か否かを決定するプロビットモデルの説明変数が全く同じである。そのため、ヘックマンの二段階推定は多重共線性により使用できない (Nawata (1994), Nawata

- (1993)。労働時間ギャップをLn(希望労働時間/実労働時間)と定義した推定も行ったが、尤度関数が収束しなかった。
- 8) ただし、本稿および鈴木(2010)において、賃金率は内生変数である可能性がある。そのため、弾性値には偏りがある可能性がある。
 - 9) 最小二乗法、外れ値を除いた推定、単相関係数による分析も行った。それらの結果は、タイプIIのトービット・モデルと整合的で、結果が頑健であることを示唆している。
 - 10) 労働供給制約下にある群の賃金率の符号が、希望労働供給関数では正、労働供給関数では0という結果であれば、両者の違いは労働供給の制約によるというのが自然な解釈であると考えられる。
 - 11) 鈴木(2010)と比べると、本稿は標本数が少ない。そのため8.8%しかいない未婚者のみを対象とした推定を行うことはできない。
 - 12) 制度変更が無いもとの「103万円の壁」を取り払うことが労働供給に与える影響を厳密に測定するには、経済主体の行動を明示的に考慮した構造推定を行う必要がある。そのような研究としてAkabayashi(2006)がある。

参考文献

- 岩崎 学(2002)『統計学体系シリーズ 不完全データの統計解析』, エコノミスト社。
- 大木栄一(2006)「ホームヘルパーの能力開発と事業者・サービス提供責任者の役割」佐藤博樹・大木栄一・堀田聰子編『ヘルパーの能力開発と雇用管理 職場定着と能力発揮に向けて』, 勁草書房。
- 岡本安晴(2006)『心理学の世界 専門編14 計量心理学 心の科学的表現をめざして』, 倍風館。
- 小倉一哉(2008)「日本の長時間労働-国際比較と研究課題」『日本労働研究雑誌』No.575, pp.4-16。
- 介護労働安定センター(2009)『平成21年版 介護労働の現状 I 介護労働事業所における労働の現状』。
- (2007)『平成19年版 介護労働の現状 I 介護労働事業所の現状』。
- (2006)『平成18年版 介護労働の現状』。
- 小檜山希(2010)「介護職員の仕事の満足度と離職意向-介護福祉士資格とサービス類型に注目して-」『季刊社会保障研究』Vol.45(4), pp.444-457。
- 鈴木 亘(2010)「パートタイム介護労働者の労働供給行動」『季刊社会保障研究』Vol.45(4), pp.

417-443。

- 下野恵子・大日康史・大津廣子(2003)「ホームヘルパーの労働供給:登録ヘルパーのケース」『介護サービスの経済分析』, 東洋経済新報社。
- 張 允楨・黒田研二(2008)「特別養護老人ホームにおける介護職員の離職率に関する研究」『厚生指標』第55巻(15), pp.16-23。
- 日本労働研究機構(1999)『ホームヘルパーの就業実態と意識』調査研究報告書No.119。
- 花岡智恵(2009)「賃金格差と介護従事者の離職」『季刊社会保障研究』Vol.45(3), pp.269-286。
- 堀田聰子(2006)「ホームヘルパーの能力開発と事業者・サービス提供責任者の役割」佐藤博樹・大木栄一・堀田聰子編『ヘルパーの能力開発と雇用管理 職場定着と能力発揮に向けて』, 勁草書房。
- 堀田聰子・大木栄一・佐藤博樹(2005)『介護職の能力開発と雇用管理』東京大学社会科学研究所人材ビジネス研究寄附研究部門研究シリーズNo.7。
- 山田篤裕・石井加代子(2009)「介護労働者の賃金決定要因と離職意向-他産業・他職種からみた介護労働者の特徴-」『季刊社会保障研究』Vol.45(3), pp.229-248。
- Akabayashi, H (2006) "The Labor Supply of Married Women and Spousal Tax Deductions in Japan - A Structural Estimation," *Review of Economics of the Household*, Vol.4, pp.349-378.
- Alison, P. D (2001) *Missing Data*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Amemiya, T (1985) *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- Borjas, J. G. (2007) *Labor Economics*. McGraw-Hill, New York.
- Nawata, K (1994) "Estimation of Sample Selection Bias Model by the Maximum Likelihood Estimator and Heckman's two-step estimator," *Economics Letters*, Vol.45, pp.33-40.
- (1993) "A Note on the Estimation of Models with Sample-selection biases," *Economics Letters*, Vol.42, pp.15-24.
- Rubin, D. B. (1987) *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York, Wiley.
- Schafer, J. L. (1997) *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.
- (きしだ・けんさく 岡山大学准教授)
(たにがき・しずこ 岡山大学教授)

経済的支援が子ども数と女性の労働供給に与える影響 ——児童手当と保育サービス利用への補助に関する モデル・シミュレーション分析——

坂 爪 聡 子

I はじめに

代表的な少子化対策を大別すると、両立支援と経済的支援になる。この2支援の効果に違いはあるのだろうか？直感的に述べると、両立支援は女性の就業を促進させる可能性がある一方、出生に与える影響は確定できない。対して、経済的支援は出生を促進させる可能性がある一方、女性の就業に与える影響は確定できない。近年、両立支援については、女性の就業と出生をともに促進させる可能性があることが、実証的にはDel Boca (2002)や川口 (2005)、理論的にはErmish (1989)や坂爪 (2008)などで示されている。しかし一方、経済的支援については、女性の就業と出生に与える影響を同時に分析しているのはApps and Rees (2004)のみである¹⁾。本稿では、経済的支援の中で児童手当と保育サービス利用への補助を取り上げ、この2対策が子ども数と女性の労働供給に与える影響に関してモデルを用いたシミュレーション分析を行う。出生・育児は女性の就業に少なからぬ影響を与える。そのため、子ども数の決定には女性の就業が強く関係している可能性が高く、同時に分析する必要がある。

理論的には、経済的支援は、子どもをもつことのメリットを上昇させ、子ども数にプラスの影響を与えると考えられる。しかし、一方で、女性の労働供給にはマイナスの影響を与える可能性があるのではないか。なぜなら、経済的支援の充実が、子どもをもつことのメリットを上

昇させると同時に、働くこと(収入)の必要性を低下させるため、女性は労働時間を減少させ、育児時間を増加させる可能性があるからである。

ある対策がたとえ出生を促進するとしても、一方で女性の就業を抑制する場合、その対策を講じることに疑問が生じる。Del Boca and Locatelli (2006)は、児童手当が女性の労働供給へマイナスの影響を与える可能性があるとし、政策を考える上でこの影響は重要であると指摘している。少子化の進行により労働力不足が予測される日本において、女性の就業を抑制する対策は問題である。本稿では、子ども数と女性の労働供給の両方にプラスの影響を与える対策と条件を導出する。

この2対策を取り上げ、子ども数と女性の労働供給に与える効果を理論的に分析したものに前出のApps and Rees (2004)がある。ここでは、これらの対策が税財源よりファイナンスされるとし、次の2ケースについて分析が行われている。第一に、児童手当の変化に伴い税率が変化するケースについて、児童手当が2変数に与える影響を分析している。その結果、児童手当は女性の労働供給だけでなく、子ども数にもマイナスの影響を与える可能性があることを示している。第二に、税率を一定とするケースについて、児童手当の変化、およびそれに伴う保育サービス利用への補助の変化が2変数に与える影響を分析している。その結果、児童手当を減らし、代わりに保育サービス利用への補助が増加すると、出生と女性の労働供給がともに促進されることを示している。しかし、税率が変化するケース

について、保育サービス利用への補助が2変数に与える影響は分析されていない。さらに、児童手当が子ども数にマイナスの影響を与える条件に内生変数が含まれること、対策の効果を分析する比較静学において保育サービス補助率の初期値をゼロとしている、つまり初期には税収すべてが児童手当に配分されていると仮定されていることなど、分析に精密さや一般性が欠けている。

本稿では、対策が税財源よりファイナンスされるとし、2対策が子ども数と女性の労働供給へ与える影響を、対策の変化に伴い税率が変化するケースと、税率を一定として2対策間の税収の配分比率が変化するケースについて分析する。つまり、Apps and Rees (2004) とほぼ同様の分析を行うが、本稿の分析では上記で指摘した問題点は解消されている。そのため、より精密で一般性のある結果が導出され、実効的な対策が示される。さらに、本稿では、対策が家計や社会の経済厚生に与える影響も分析し、その効果も踏まえて対策を評価する。

具体的には、家計の行動と政府の予算制約を定式化し、均衡解を導出する。そして、上記の2つの影響に関してシミュレーション分析を行う。分析は、代表的家計を想定するケースと、家計の異質性を導入するケースについて行う。後者のケースでは、日本の現状を踏まえ、子どもに対する選好、具体的には子どもと他の消費財との代替可能性の程度が異なる家計が共存するモデルと、女性の賃金水準が異なる家計が共存するモデルを用いる²⁾。現在、価値観の多様化により、家計によって子どもの価値は異なると考えられる。さらに、女性のフルタイムとパートタイムの賃金格差は大きく、家計によって女性の賃金水準は異なると考えられる。そのため、税負担を伴う経済的支援が子ども数や女性の労働供給に与える影響は家計によって異なる可能性がある。とすると、代表的家計を想定するケースだけでなく、異質の家計が共存するケースについても分析する必要がある。

以上の2ケースの分析から得られる主な結果は

以下の通りである。子ども数と女性の労働供給の2変数にプラスの影響を与える可能性があるのは、ある限定的なケースについて、保育サービス利用への補助を拡充する場合のみである。

本稿の構成は以下のようになっている。まず、IIでは、家計と政府のモデルを提示する。続いてIIIで、モデルを用いて数値計算を行ない、経済的支援が子ども数と女性の労働供給にプラスの影響を与えるケースを導出する。以上の分析に基づき、最後にIVにおいて、政策提言を行う。

II モデル

以下では、代表的家計を想定するケースについて、家計の行動と政府の予算制約に関するモデルを示す。なお、異質の家計が共存するケースについては、代表的家計と異なるのは政府の予算制約のみであるため、III節で簡単に説明する。

1 家計

初めに、Becker (1965) に従って子どもを家計内生産物の1つと考え、家計の子どもの需要と女性の労働供給に関する意思決定をモデル化する。

まず、家計内生産物を子どもとそれ以外の家計内生産物にわけ、家計の効用はこの2変数に依存するものとする。さらに、簡単化のため、子ども以外の家計内生産物の生産には市場財のみが投入されるとし、家計の効用関数は次のように与えられるものとする。

$$U = U(n, c) = \left(\frac{1}{2} n^\rho + \frac{1}{2} c^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}} \quad (1)$$

(1)式について、 n は子ども数、 c は市場財 (他の消費財)、例えば食事、住居、娯楽などを表すものとする。なお、本稿では、簡単化のため、子どもについて数のみを考え、質は考えないものとする。

次に、子どもの生産関数についても同様に、

$$n = f(s, t) = \left(\frac{1}{2}s^\gamma + \frac{1}{2}t^\gamma \right)^{\frac{1}{\gamma}} \quad (2)$$

とおく。ここで、 s は子どもの生産に投入される育児サービス（以下では保育サービスと呼ぶ）、 t は女性の育児時間を表している。なお、(1)・(2)式の ρ と γ については、 $\rho < 1$ と $\gamma < 1$ が成立している。

このとき、家計の予算制約は次のように与えられる。ただし、 c をニューメレールとし、その価格は1とする。

$$(1-\phi)ps + c = (1-\tau)wl + gn \quad (3)$$

ここで、 p は保育サービスの価格、 l は女性の労働時間、 w は女性の賃金率を表している。また、 ϕ ($0 \leq \phi \leq 1$) は保育サービス利用への補助率（以下では保育サービス補助率と呼ぶ）、 g は児童手当、 τ ($0 \leq \tau \leq 1$) は税率を表している。政府は、経済的支援の財源確保のため、税率 τ の比例税を課している。なお、本稿では、単純化のため、男性の労働所得と育児時間を表す変数は省略している。ただし、Apps and Rees (2004) と同様に、男性の労働所得を所与として導入しても、以下で分析される経済的支援の効果に関する定性的な結果に影響はない。

総時間を1とすると、女性の労働時間と育児時間については、

$$1 = l + t \quad (4)$$

が成立している。このとき、(4)式より(2)式は、

$$n = f(s, 1-l) \quad (5)$$

と書き換えられる。

以上の仮定のもとで効用最大化問題を解くと、最適な l^* と s^* と c^* に関して以下の式が導出される（補論参照）。

$$l^* = l(w, p, \phi, g, \tau; \rho, \gamma) \quad (6)$$

$$s^* = s(w, p, \phi, g, \tau; \rho, \gamma) \quad (7)$$

$$c^* = c(w, p, \phi, g, \tau; \rho, \gamma) \quad (8)$$

さらに、(6)式と(7)式を(5)式に代入することにより、子どもの需要関数が求められる。

$$n^* = n(w, p, \phi, g, \tau; \rho, \gamma) \quad (9)$$

2 政府

次に、1家計あたりの政府の予算制約を、前述の(1)対策の変化に伴い税率が変化する場合と、(2)税率を一定とし、2対策間の税収配分を変更するケースについて示す。政府は、税収を財源とし、児童手当と保育サービス利用補助の経済的支援に対して支出する。

このとき、政府の予算制約は、(1)のケースについては、

$$\phi ps^* + gn^* = \tau wl^* \quad (10)$$

(2)のケースについては、

$$\phi ps^* = a \tau wl^* \quad (11)$$

$$gn^* = (1-a)\tau wl^* \quad (12)$$

と示せる。ここで、 a は保育サービス利用補助への配分比率を表している。

III 分析

本節では、前節のモデルを用いて、経済的支援が子ども数と女性の労働時間に与える影響を中心にシミュレーション分析を行う。

1 代表的家計のケース

まず、代表的家計を想定するモデルを用いて、(1)児童手当と保育サービス補助率の変化と、(2)対策間の配分比率の変化が2変数に与える影響を分析する。さらに、それぞれのケースについて、家計の効用水準に与える影響を分析する。

(1) 児童手当と保育サービス補助率の変化
対策の変化に伴い税率が変化する場合につ

いて、2対策の変化が子ども数と女性の労働時間に与える影響について数値計算を行う。分析は、保育サービスの価格 p と、もう一方の対策 g 、 ϕ の値は一定とし、女性の賃金 w と子どもと消費財の代替可能性の程度 ρ と保育サービスと女性の育児時間の代替可能性の程度 γ の値の大小で8つのケースにわけて行う (表1)。ちなみに、 ρ の値が大きいほど、効用関数の代替の弾力性 ($1/(1-\rho)$) が大きくなり、子どもと消費財の代替可能性は高くなる。一方、 γ の値が大きいほど、子どもの生産関数の代替の弾力性 ($1/(1-\gamma)$) が大きくなり、保育サービスと女性の育児時間の代替可能性は高くなる。なお、 p の値を変化させても、以下で分析される経済的支援が2変数に与える影響に関する定性的な結果に影響はほとんどない。

表1 8ケースのパラメータの値

	p	w	γ	ρ
ケース①	1.0	8.0	-1.0	0.5
ケース②	1.0	4.0	-1.0	0.5
ケース③	1.0	4.0	0.5	0.5
ケース④	1.0	8.0	0.5	0.5
ケース⑤	1.0	8.0	0.5	-1.0
ケース⑥	1.0	4.0	0.5	-1.0
ケース⑦	1.0	4.0	-1.0	-1.0
ケース⑧	1.0	8.0	-1.0	-1.0

まず、補助率 ϕ を0.2とし、表1の8ケースについて、児童手当 g が子ども数 n^* と女性の労働時間 l^* に与える影響を分析すると図1と2のようになる。なお、 ϕ の値を変化させても、以下で分析される児童手当が2変数に与える影響に関する定性的な結果に影響はない。

図から明らかのように、すべてのケースについて、児童手当の拡充は子ども数にはプラス、女性の労働時間にはマイナスの影響を与える (表2)。児童手当の増加と、それに伴う税率の上昇、つまり税引き後の賃金の低下は、子どもをもつことのメリットを上昇させると同時に、働くことのメリットの低下と育児時間のコストの低下を引き起こす。そのため、児童手当が拡充されると、子ども数は増加し、女性の労働時間は減少することになる。なお、 g の値を1よりさらに大きくすると、Apps and Rees (2004) と同様に、児童手当の拡充によって子ども数が減少するケースが導出される。例えば、ケース⑤では g の値が1.6から、⑥では1.2から子ども数が減少に転じる³⁾。つまり、児童手当を拡充しすぎると、女性の就業だけでなく出生も抑制される可能性があるといえる。

次に、児童手当 g を0.1とし、保育サービス補助率 ϕ が子ども数 n^* と女性の労働時間 l^* に与える影響を分析すると図3と4のようになる。

図3から明らかのように、すべてのケースについて、保育サービス補助率の上昇は子ども数に

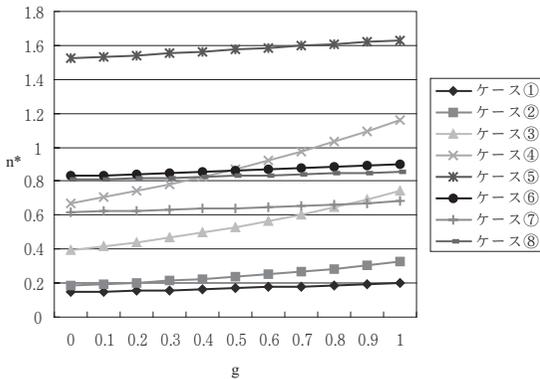


図1 児童手当と子ども数

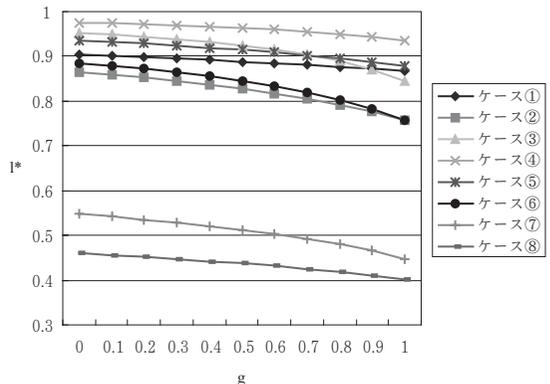


図2 児童手当と労働時間

表2 経済的支援の効果：代表的家計のケース

	児童手当	保育サービス補助率	保育サービス補助への配分比率
①	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + ($0 \leq a \leq 0.1$) - ($0.2 \leq a \leq 1.0$) 労働時間 +
②	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + ($0 \leq a \leq 0.2$) - ($0.3 \leq a \leq 1.0$) 労働時間 +
③	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + ($0 \leq a \leq 0.4$) - ($0.5 \leq a \leq 1.0$) 労働時間 +
④	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + ($0 \leq a \leq 0.4$) - ($0.5 \leq a \leq 1.0$) 労働時間 +
⑤	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + 労働時間 +	子ども数 + ($0 \leq a \leq 0.7$) - ($0.8 \leq a \leq 1.0$) 労働時間 +
⑥	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + 労働時間 +	子ども数 + ($0 \leq a \leq 0.6$) - ($0.7 \leq a \leq 1.0$) 労働時間 +
⑦	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + 労働時間 - ($0 \leq \phi \leq 0.2$) + ($0.3 \leq \phi \leq 1.0$)	子ども数 + ($0 \leq a \leq 0.5$) - ($0.6 \leq a \leq 1.0$) 労働時間 +
⑧	子ども数 + 労働時間 -	子ども数 + 労働時間 - ($0 \leq \phi \leq 0.1$) + ($0.2 \leq \phi \leq 1.0$)	子ども数 + ($0 \leq a \leq 0.5$) - ($0.6 \leq a \leq 1.0$) 労働時間 +

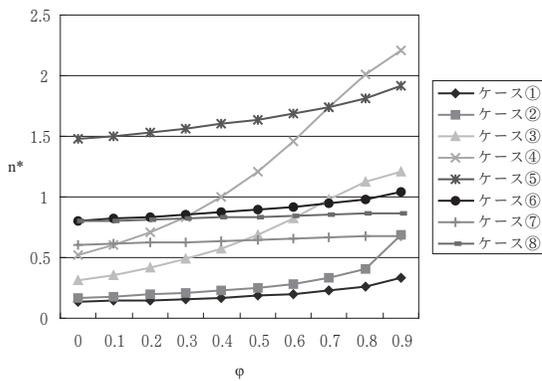


図3 保育サービス補助率と子ども数

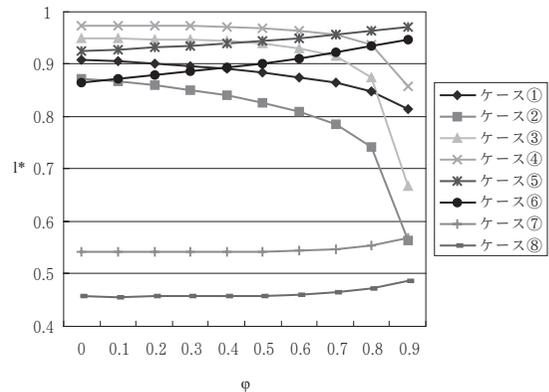


図4 保育サービス補助率と労働時間

プラスの影響がある。一方、図4より、保育サービス補助率が労働時間に与える影響は、子どもと消費財の代替可能性の程度に依存することがわかる（表2）。子どもと消費財の代替可能性が

高いケース①、②、③、④では、補助率の上昇は労働時間にマイナスの影響を与えるが、子どもと消費財の代替可能性が低いケース⑤、⑥、⑦、⑧では、補助率の上昇は労働時間にプラス

の影響を与える可能性が高い。ただし、保育サービスと女性の育児時間の代替可能性が低いケース⑦と⑧については、 g の値を大きくすると、 ϕ の値にかかわらず労働時間にマイナスの影響を与える可能性が高くなる。

以上より、子どもと消費財の代替可能性が低いケースでは、保育サービス補助率の上昇は子ども数と女性の労働時間の双方にプラスの影響を与える可能性がある。しかし一方、子どもと消費財の代替可能性が高いケースでは、子ども数にはプラスの影響を与えるが、女性の労働時間にはマイナスの影響を与える。

これは、次のように考えられる。保育サービス補助率の上昇と、それに伴う税率の上昇、つまり税引き後の賃金の低下は、保育サービスのコストを低下させると同時に、育児時間のコストの低下を引き起こす。このとき、子どもと消費財の代替可能性が高いケースでは、消費財から子どもへの代替がスムーズに行われ、保育サービスと育児時間が増加して子ども数は増加するが、女性の労働時間は減少することになる。一方、子どもと消費財の代替可能性が低いケースでは、消費財から子どもへの代替があまり行われなため、保育サービスは増加するが、育児時間が減少し、子ども数と女性の労働時間がともに増加することになる。特に、保育サービスと女性の育児時間の代替可能性が高いケース⑤と⑥では、育児時間からよりコストの低い保育サービスへ代替がスムーズに行われ、必ず労働時間は増加し、その程度も大きくなる。一方、保育サービスと女性の育児時間の代替可能性が低いケース⑦と⑧では、 ϕ の値が小さい範囲では、労働時間が減少する可能性もある。このようなケースでは、税率を上昇させる g の値の上昇や w の値の低下によって、育児時間のコストが低下するため、労働時間が減少する可能性は高くなる。

以上より、税率の変化を伴う2対策の変化により、子ども数と女性の労働時間がともに増加するのは次にケースである。親の効用において子どもと他の消費財の代替可能性が低いケースに

ついて、保育サービス利用への補助を拡充すると、出生と女性の就業がともに促進される可能性がある。特に、育児において保育サービスと女性の育児時間の代替可能性が高いケースでは、その可能性は高くなる。

(2) 配分比率の変化

次に、税率を一定とし、対策間の税収配分を変更するケースについて、配分比率の変化が子ども数と女性の労働時間に与える影響について数値計算を行う。なお、当然であるが、保育サービス利用補助への配分比率 a が変化すると、それに伴い保育サービス補助率 ϕ と児童手当 g も変化する。ちなみに、数値計算の結果、すべてのケースについて、 a の値が大きくなると、 ϕ の値は大きくなる一方、 g の値は小さくなることはいえる。

税率 τ を0.2とし、表1の8ケースについて、配分比率 a が子ども数 n^* と女性の労働時間 l^* に与える影響を分析すると図5と6ようになる。なお、 p と τ の値を変化させても、以下で分析される配分比率が2変数に与える影響に関する定性的な結果に影響はない。

図5から明らかなように、配分比率 a によって子ども数はあまり変化しない。これは、保育サービス補助率の上昇と児童手当の減少は子ども数に逆の影響を与えるからである。詳しくみると、すべてのケースについて、保育サービス利用補助への配分比率の上昇は、ある水準までは子ども数にプラスの影響を与えるが、その水準を超えるとマイナスの影響を与える¹⁾(表2)。ただし、プラスの影響を与える範囲は、ケースによって異なる。子どもと消費財の代替可能性が低いケース⑤、⑥、⑦、⑧、あるいは保育サービスと育児時間の代替可能性が高いケース③と④では、児童手当に比重が置かれている場合($a < 0.5$)ではプラス、保育サービス利用補助に比重が置かれている場合($a > 0.5$)ではマイナスの影響になる可能性が高い。対して、子どもと消費財の代替可能性が高く、かつ保育サービスと育児時間の代替可能性が低いケース①と②では、児

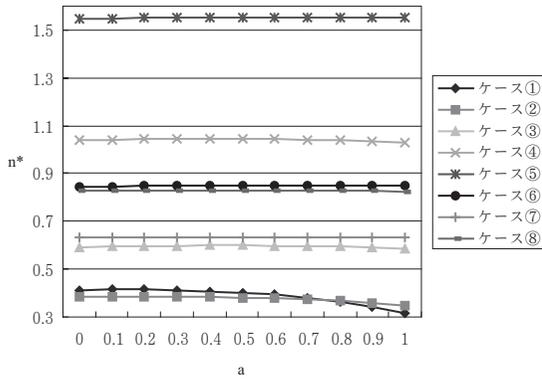


図5 配分比率と子ども数

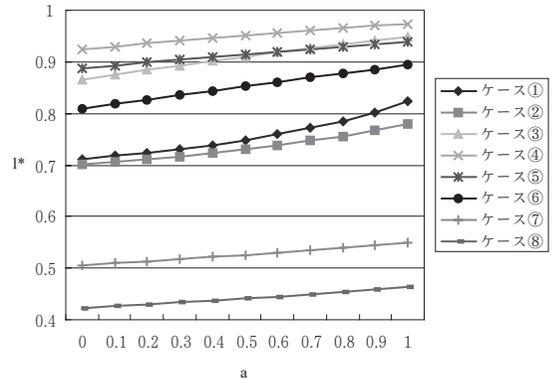


図6 配分比率と労働時間

童手当に比重が置かれている場合でも、マイナスの影響を与える可能性が高い。一方、図6より、すべてのケースについて、保育サービス利用補助への配分比率の上昇は、労働時間にプラスの影響を与える。

これは、次のように考えられる。保育サービス利用補助への配分比率の上昇による保育サービス補助率の上昇と児童手当の減少は、保育サービスのコストを低下させると同時に、子どもをもつことのメリットを低下させる。そのため、保育サービスは増加するが、育児時間は減少し、労働時間が増加する。このとき、初めは子ども数が増加するが、ある水準から減少に転じる。特に、保育サービスと育児時間の代替可能性が低く、かつ子どもと消費財の代替可能性が高いケースでは、育児時間から保育サービスへの代替がスムーズに行われず、かつ子どもから消費財への代替が行われるため、すぐに子ども数は減少に転じる。

以上より、児童手当に比重が置かれている場合、保育サービス利用補助への配分比率を上昇させると、子ども数と女性の労働時間がともに増加する可能性があることがいえる。言い換えると、児童手当に比重が置かれている場合、児童手当への配分比率を上昇させると、子ども数と女性の労働時間がともに減少する可能性がある。特に、子どもと消費財の代替可能性が低い、あるいは保育サービスと女性の育児時間の

代替可能性が高いケースでは、2変数が同じ方向に動く可能性が高くなる。

(3) 家計の経済厚生に与える影響

以下では、経済的支援が家計の効用水準に与える影響を分析する。数値計算の結果、表1のすべてのケースについて次のことがいえる。まず、(1)税率の上昇を伴う児童手当と保育サービス補助率の増加は家計の効用にマイナスの影響を与える。次に、(2)税率を一定とする保育サービス利用補助への配分比率の上昇は、ある水準までは家計の効用にプラスの影響を与えるが、その水準を超えるとマイナスの影響を与える。この影響がプラスからマイナスへ変化する a の値は、すべてのケースについて、子ども数への影響がプラスからマイナスへ変化する a の値と同じである(表2)。つまり、児童手当に比重が置かれている場合、保育サービス利用補助への配分比率の上昇は、家計の効用と子ども数と女性の労働供給のすべてにプラスの影響を与える可能性があるといえる。

2 家計の異質性を導入するケース

(1) 子どもに対する選好が異なる家計

まず、子どもと消費財の代替可能性が異なる2家計が共存するモデルを用いて、同様の分析を試みる。ここでは、効用関数(1)式の ρ の値が0.5と-1.0の、子どもと消費財の代替可能性の高

い家計と低い家計が共存すると仮定する。他の変数に関しては、前述の分析と同じとする。つまり、ケース①と⑧、②と⑦、③と⑥、④と⑤の2家計が共存するモデルを考える(表1)。このとき、モデルで変化するのは、政府の予算制約である。このケースでは、政府の予算制約式(10)、(11)、(12)の式中の s^* 、 n^* 、 l^* は、2家計の値を足し合わせたものになる。

以上のモデルを用いて、代表的家計と同様の分析を行うと、結果は以下ようになる。まず、児童手当の影響に関する分析結果は、すべてのケースについて、代表的家計の結果と同じになる。次に、保育サービス補助率の影響に関する分析結果は、次のケースを除いて、代表的家計の結果と同じになる。異なるのは、子どもと消費財の代替可能性が低い⑤と⑥、⑦である。⑤と⑥では、 ϕ の値が0.7から子ども数が減少に転じ、 ϕ の値が0.9より労働時間が減少に転じる。一方、⑦では、 ϕ の値が0.9より子ども数が減少に転じる。これらは、共存するもう一方の家計が、 ϕ の値が上昇すると労働時間を減少させるため、代表的家計のケースより税率の上昇程度が大きくなるためと考えられる⁵⁾。最後に、対策間の配分比率の影響に関する分析結果は、すべてのケースについて、代表的家計の結果とほぼ同じになる。

(2) 女性の賃金が異なる家計

次に、女性の賃金水準が異なる2家計が共存するモデルを用いて、同様の分析を試みる。ここでは、 w の値が4.0と8.0の、賃金の低い女性と高い女性の家計が共存すると仮定する。他の変数に関しては、前述の分析と同じとする。つまり、ケース①と②、③と④、⑤と⑥、⑦と⑧の2家計が共存するモデルを考える(表1)。

このモデルを用いて、同様の分析を行うと、結果は次のようになる。児童手当と保育サービス補助率の影響に関する分析結果は、すべてのケースについて、代表的家計の結果と同じになる。一方、対策間の配分比率の影響に関する分析結果は、労働時間に与える影響はすべてのケー

スについて代表的家計の結果と同じになるが、子ども数に与える影響は異なる。ケース①を除いて、保育サービス利用補助への配分比率の上昇は、賃金の高い女性の子ども数には必ずプラスの影響を与えるが、賃金の低い女性の子ども数には必ずマイナスの影響を与える⁶⁾。これは、代表的家計のケースと比較して、配分比率の上昇による労働時間の増加程度(育児時間の減少程度)が、賃金の高い女性は小さく、賃金の低い女性は大きいためと考えられる。ちなみに、共存する2家計の子ども数の合計に与える影響は代表的家計のケースと同じになる。つまり、配分比率 a が上昇すると、子ども数の合計は初め増加するが、 a の値がある水準を超えると減少に転じる。

以上より、家計の異質性を導入したモデルを用いても、代表的家計を想定したモデルを用いた分析とほぼ同じ結果が得られることがいえる。

(3) 社会的厚生に与える影響

最後に、家計の異質性を導入したモデルを用いて、対策が社会的な経済厚生に与える影響について数値計算を行う。

まず、功利主義的な社会厚生関数($W = \sum_i U_i$)を想定し、共存する2家計の効用水

準の合計に与える影響を分析する。分析の結果、上記のすべてのケースについて、対策が2家計の効用水準の合計に与える影響は、代表的家計の結果と同じになる。つまり、児童手当と保育サービス補助率の増加は、効用の合計にマイナスの影響を与える。一方、保育サービス利用補助への配分比率の上昇は、ある水準までは効用の合計にプラスの影響を与えるが、その水準を超えるとマイナスの影響を与える。

しかし、各家計の効用水準に与える影響をみると、代表的家計の結果と異なるケースがある。まず、子どもと消費財の代替可能性が異なる2家計が共存するケースでは、この代替可能性の低い家計について、児童手当や保育サービス補助率の増加によって、効用水準が上昇する可能性

が高い。特に、児童手当の増加は、効用水準を上昇させる可能性が非常に高い。次に、女性の賃金水準が異なる2家計が共存するケースでは、女性の賃金水準の低い家計について、児童手当や保育サービス補助率の増加によって、効用水準が上昇する可能性がある。特に、児童手当の増加は、効用水準を上昇させる可能性が高い。さらに、この女性の賃金水準の低い家計について、配分比率 a が低下すると、つまり保育サービス利用補助を減少させて児童手当を増加させると、 a の値にかかわらず効用水準は必ず上昇する。一方、賃金水準の高い家計については、配分比率が低下すると、効用水準は低下する可能性がある。

以上の分析結果で注目すべきは、2家計の中で効用水準が低い家計の効用が上昇し、不平等が減少するケースであろう。例えば、ロールズ的な社会厚生関数 ($W = \min_i U_i$) を想定すると、最も恵まれない個人の効用が社会厚生を表すことになるからである。それぞれのケースについて、共存する2家計で効用水準が低いのは、子どもと消費財の代替可能性の低い家計と女性の賃金水準の低い家計である。とすると、児童手当の拡充は、その効用水準が低い家計の効用を上昇させる可能性が非常に高い対策といえる。さらに、このケースについて、(3)式右辺の可処分所得の変化をみると、税率の上昇を伴う児童手当の拡充は所得格差を縮小させる可能性が高い⁷⁾。特に、女性の賃金水準が異なる家計が共存するケースでは、その可能性は非常に高く、所得再配分の効果も期待できる。子ども数と女性の労働供給に与える影響から考えると、児童手当の拡充は望ましい政策とはいえない。しかし、ロールズ的な価値判断に従うと、児童手当の拡充は社会的厚生を上昇させ、不平等を減少させる可能性が非常に高い、望ましい対策といえるだろう。

IV おわりに

本稿では、子ども数と女性の労働供給の同時

決定モデルを用いて、経済的支援が2変数に与える影響を中心に分析した。本稿の分析からは以下のことが明らかになった。経済的支援が子ども数と女性の労働供給の2変数にプラスの影響を与える可能性があるのは、次の限定的なケースのみである。まず、(1)子どもと他の消費財の代替可能性が低いケースについて、保育サービス利用への補助の拡充は2変数にプラスの影響を与える可能性がある。特に、保育サービスと女性の育児時間の代替可能性が高いケースでは、その可能性は極めて高い。次に、(2)児童手当に比重が置かれているケースについて、保育サービス利用補助への配分比率の上昇は、2変数にプラスの影響を与える可能性がある。特に、子どもと他の消費財の代替可能性が低いか、あるいは保育サービスと女性の育児時間の代替可能性が高いケースでは、その可能性は高くなる。

しかし、それ以外のケースでは、経済的支援の拡充は出生を促進するが、一方で女性の就業を抑制する可能性が高いといえる。とりわけ、児童手当の拡充はその可能性が高く、拡充には慎重になる必要があるといえるだろう。特に、保育サービス利用補助より児童手当に比重が置かれている場合、さらに児童手当への配分を増やすと、子ども数と女性の労働供給がともに減少する可能性が高い。加えて、税率の上昇を伴う児童手当の拡充は、ある水準を超えると、出生も抑制する可能性がある。

一方、保育サービス利用への補助の拡充は、出生と女性の就業をともに促進させる可能性がある。ただし、それには上記の条件を満たす必要がある。しかし、個人の効用の不変性を前提とすると、子どもと消費財の代替可能性を変化させる対策を考えることは不可能である。とすると、政策的に可能なことは、保育サービスと女性の育児時間の代替可能性を高めることである。そのため、保育サービス利用への補助を拡充する前に、保育サービスの種類・内容の多様化や質の向上を進め、女性の育児時間との代替可能性を高めることが不可欠となってくる。ただし、日本のように保育サービスが不足してい

る場合、まずその量的拡充が必要である。なぜなら、サービスに量的制約がある場合、常に2変数は逆に変化し、出生と女性の就業がともに促進される可能性はないからである⁸⁾。

最後に本稿の残された課題を述べよう。日本では、女性は、就業するか・しないか、さらに就業する場合、フルタイム就業か・パートタイム就業かという就業選択を行っているケースが多い。そして、選択によって、賃金や労働時間などの条件が異なる。このことは、経済的支援の効果にも影響を与える可能性が高く、今後、モデルに取り込んでいく必要がある。さらに、企業も加えて一般均衡モデルに拡張し、女性の労働供給の変化が労働市場に与える影響なども踏まえて、政策提言を行うことも重要と考えられる。

(補論)

効用最大化問題を解くと、以下のような最適解が導出される。 l^* と s^* と c^* は、

$$A = 1 + \left\{ \frac{p(1-\phi)}{w(1-\tau)} \right\}^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}$$

$$B = w(1-\tau) - g \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{1}{\gamma}} A^{\frac{1-\gamma}{\gamma}}$$

とすると、

$$l^* = 1 - \frac{w(1-\tau)}{AB + \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} A^{\frac{\rho-\gamma}{\gamma(\rho-1)}} B^{\frac{1}{1-\rho}}}$$

$$s^* = \left\{ \frac{p(1-\phi)}{w(1-\tau)} \right\}^{\frac{1}{\gamma-1}} \cdot \frac{w(1-\tau)}{AB + \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{\rho}{\gamma(\rho-1)}} A^{\frac{\rho-\gamma}{\gamma(\rho-1)}} B^{\frac{1}{1-\rho}}}$$

$$c^* = \frac{w(1-\tau)}{1 + \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{-\rho}{\gamma(\rho-1)}} A^{\frac{\rho(\gamma-1)}{\gamma(\rho-1)}} B^{\frac{-\rho}{1-\rho}}}$$

となる。

(平成21年8月投稿受理)

(平成22年9月採用決定)

謝辞

本稿は、2008年日本人口学会関西西部会(奈良県立大学)において報告した論文を修正したものである。学会では、松下敬一郎教授(関西大学)、西村智准教授(関西学院大学)をはじめ、参加者の方々から有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。さらに、本稿の作成にあたり、遊喜一洋准教授(京都大学)と本誌のレフェリーの方々から適切かつ建設的なコメントをいただいた。重ねて謝意を表したい。

注

- 1) 経済的支援が女性の就業と出生の2変数のうち、1変数に与える影響のみを分析したのものには以下がある。まず、児童手当、あるいは税の扶養控除が子ども数に与える影響に関する実証分析には、Whittington (1992)、Zhang et al. (1994)、Gauthier and Hatzius (1997)、Cohen et al. (2007)、Laroque and Salanié (2008)がある。分析の結果、児童手当や扶養控除の拡充は出生を促進することが示されている。さらに、日本では、森田(2006)や塩津(2009)などの分析がある。森田(2006)では、夫の月収と子ども1人当たりの養育費と子ども数の関係に関する分析を踏まえ、夫の月収の補償となる児童手当は養育費を増加させて、子ども数増加にはほとんど効果がないことが示されている。また、塩津(2009)では、女性の就業状況について就業・無就業で家計のタイプをわけ、世代重複モデルを用いて、児童手当が子ども数などに与える影響をシミュレーション分析し、児童手当は子ども数にプラスの影響があることが示されている。一方、保育サービス利用補助が女性の就業に与える影響に関する実証分析には、Meyers et al. (2002)、Tekin (2007)、Blau and Tekin (2007)がある。これらでは、アメリカにおけるシングルマザーの女性の就業に与える影響が分析されており、補助はシングルマザーの就業を促進させる効果があることが示されている。
- 2) Apps and Rees (2004)でも、家計の異質性が導入されているが、本稿とは異なり、子どもの生産性が異なる家計が共存するケースについて分析されている。さらに、この分析において注目されているのは、経済的支援の効果ではなく、税の課税方式が子ども数に与える影響である。
- 3) これは、税率の上昇と労働時間の減少に伴う収

入の低下により、保育サービスが減少するためと考えられる。

- 4) なお, Apps and Rees (2004) と同様に, 保育サービス補助率の初期値をゼロとすると, つまり a の値をゼロとすると, すべてのケースについて, 児童手当の減少と保育サービス補助率の上昇は子ども数にプラスの影響を与えるという結果が得られる。
- 5) これは, 次のように考えられる。ケース⑤と⑥, ⑦では, ϕ の値に伴い, 労働時間が増加し, 育児時間が減少している。かつ, 本文で述べたように税率の上昇程度も大きくなるため, 労働収入の増加程度は小さくなることにより, 保育サービスの増加程度は小さくなる。そのため, 子ども数がある水準から減少に転じると考えられる。さらに, 税率の上昇程度が大きいため, 労働時間も減少に転じると考えられる。
- 6) なお, 女性の賃金が高いケース①については, a の値が0.5以下ではマイナスの影響があるが, 0.5以上ではプラスの影響を与える。
- 7) 前述のように, このケースでは2家計ともに労働供給が減少するため, ともに可処分所得は減少する。しかし, 減少程度の差により格差は縮小する。
- 8) (2)式より, 保育サービス量 s が一定のケースでは, 女性の労働時間が増加すると, 育児時間 t が減少するため, 子ども数 n は減少するからである。

参考文献

- Apps, P. and Rees, R. (2004) "Fertility, Taxation and Family Policy," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol.106, No.4, pp.745-763.
- Becker, G.S. (1965) "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, Vol.75, No.299, pp.493-517.
- Blau, D. and Tekin, E. (2007) "The Determinants and Consequences of Child Care Subsidies for Single Mothers in the USA," *Journal of Population Economics*, Vol.20, No.4, pp.719-741.
- Cohen, A., Dehejia, R. and Romanov, D. (2007) "Do Financial Incentives Affect Fertility?," NBER Working Paper, No.13700.
- Del Boca, D. (2002) "The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions in Italy," *Journal of Population Economics*, Vol.15, No.3, pp.549-

573.

- Del Boca, D. and Locatelli, M. (2006) "The Determinants of Motherhood and Work Status: a Survey," CHILD Working Papers, n.15.
- Ermisch, J.F. (1989) "Purchased Child Care, Optimal Family Size and Mother's Employment: Theory and Econometric Analysis," *Journal of Population Economics*, Vol.2, No.2, pp.79-102.
- Gauthier, A.H. and J. Hatzius (1997) "Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis," *Population Studies*, Vol.51, No.3, pp.295-306.
- Laroque, G. and Salanié, B. (2008) "Does Fertility Respond to Financial Incentives?," IZA Discussion Paper, No.3575.
- Meyers, K., Heintze, T. and Wolf, D. (2002) "Child Care Subsidies and the Employment of Welfare Recipients," *Demography*, Vol.39, No.1, pp.165-179.
- Tekin, E. (2007) "Single Mothers Working at Night: Standard Work and Child Care Subsidies," *Economic Inquiry*, Vol.45, No.2, pp.233-250.
- Whittington, L. A. (1992) "Taxes and the Family: The Impact of the Tax Exemption for Dependents on Marital Fertility," *Demography*, Vol.29, No.2, pp.215-226.
- Zhang, J., Quan, J. and Van Meerbergen, P. (1994) "The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada, 1921-88," *Journal of Human Resources*, Vol.29, No.1, pp.181-201.
- 川口 章 (2005) 「女性の就業と出生率の動向」社会政策学会編『少子化・家族・社会政策 社会政策学会誌第14号』法律文化社, pp.18-37。
- 坂爪聡子 (2008) 「女性の労働供給と子ども数が増加する条件—家計内生産モデルによる分析—」, 『季刊社会保障研究』第44巻, 第3号, pp.348-360。
- 塩津ゆりか (2009) 「出産・就業を考慮した出生率内生モデルによる児童手当の加給に関する分析」, 日本財政学会編『少子高齢化社会の財政システム—財政研究 第5巻』, 有斐閣, pp.220-235。
- 森田陽子 (2006) 「子育てに伴うディスインセンティブの緩和策」, 樋口美雄編『少子化と日本の経済社会』, 日本評論社, pp.49-80。

(さかづめ・さとこ 京都女子大学准教授)

社会 保 障 法 判 例

常 森 裕 介

国民健康保険一部負担金減免取扱要領が不合理であること等を理由として、減免不承認処分を裁量権の範囲を逸脱したもので違法とした事例

秋田地裁平成22年4月30日判決（平成19年（行ウ）第11号，国民健康保険一部負担金減免不承認処分取消等請求事件） 判例集未登載

I 事案の概要

Xは5人世帯（他に母，妻，長男，二男）の世帯主であり，Xを含め全員がY国民健康保険の被保険者である。平成18年当時のX世帯の収入は，X及び母の桜皮細工製造業による収入，スーパーマーケットで働く妻の給与収入，母の国民年金収入であった。

国民健康保険法（以下，「法」）3条1項に基づく国民健康保険の保険者であるYは，仙北市国民健康保険税条例及び同施行規則を定め，ここでは，地方税法717条を受け，世帯の収入が生活保護基準以下の者で，就学援助等の公的扶助を受けている者又は公私の扶助を受けている者と同程度の生活困窮状態にある者等につき，保険税を全額免除する旨規定していた。平成18年7月，Xは，同年度の国民健康保険税22万800円の減免申請を行った。仙北市長は，X世帯の収入が生活保護基準を上回るとして，この申請をいったん不承認としたものの，その後，Xの異議申立てを受け，同年12月，X世帯の収入が生活保護基準を下回ると判断し，前記不承認決定を変更

して，Xの同年度の国民健康保険税を全額免除する決定をした。

Xの母は，平成18年8月2日から同月15日までA病院に入院し，同年12月2日から同月8日まで同病院に再入院し，再入院の際胃の摘出手術を受けた。

同年9月28日，Xは国民健康保険一部負担金減免申請（以下，「減免申請」）をするつもりで仙北市役所に赴いたが，Y職員とやりとりをした上，同日は減免申請せずに帰宅した。同年10月26日，Xは，同日付けの減免申請書を，免除の割合，期間の欄及び理由欄を空欄としたままY職員に提出し，仙北市長に対し，減免申請を行った（以下，「本件申請」）。同年11月9日，Y職員がXの職場を訪れ，減免申請書の空欄部分を補正するよう求め，Xは割合，期間，理由（「第2条(4)専従の母親が病気のため収入が減少するため」）などの補正を行った。仙北市長は，同月21日付けで，本件申請を不承認とし（以下，「本件処分」），「仙北市国民健康保険一部負担金の徴収猶予及び減免取扱要領（以下，「本件取扱要領」）第2条の(4)に該当するとの申請であるが，同条各号は世帯主がいずれかになった場合に減免の

対象となるものであり、本申請は同条(4)に該当するとは認められない」という理由を付してXに本件処分を通知した。XはYに対し、本件処分が違法であるとして、取消を求める訴えを提起した。

なお判決に関わる本件取扱要領2条、4条の規定は次のとおりである。

(対象者)

第2条 法第44条第1項に規定する特別な理由がある被保険者は、次の各号のいずれかに該当する一部負担金の支払の義務を負う世帯主（擬制世帯主を含む。以下「世帯主」という。）とする。

(1) 震災、風水害、火災その他これに類する火災により死亡し、障害者となり、又は資産に重大な損害を受けたとき。

(2) 干ばつ、冷害、凍霜等による農作物の不作、不漁その他これらに類する理由により収入が減少したとき。

(3) 事業又は業務の休廃止、失業等により収入が著しく減少したとき。

(4) 前3号に掲げる理由に類する理由があったとき。

(一部負担金の減免)

第4条 保険者は、世帯主が第2条の各号のいずれかに該当したことによりその生活が著しく困難となった場合において、一部負担金の支払が困難であり減免又は免除の必要があると認める者に対し、別表の当該各号に掲げる区分に応じ当該各号に定める割合により、3か月以内の期間を限って一部負担金を減額又は免除するものとする。

2 前項に規定するその生活が著しく困難となった場合とは、生活保護法の生活保護基準を目安とするものとする。

II 判旨

請求認容

1 一部負担金減免の趣旨について

(1) 国民健康保険制度が相互扶助共済の精神

に則り、保険料・保険税を財源の理念的中心としていること、国民健康保険が強制加入であって、低所得者も被保険者となることが予定されていることから、一定の基準を満たす低所得者には保険税を減額しなければならないこととされ、公私の扶助を受ける者等については条例で保険税を減免することができることとされていること、「法6条9号は、生活保護基準を下回る収入の者については生活保護法による医療扶助等の保護を予定して、これを市町村が行う国民健康保険の被保険者とししないものとしていることなどからすると、国民健康保険制度は、生活保護を受給し得るのに自らの意思で受給しない者に対しては、これを国民健康保険の被保険者とし、保険料・保険税負担について一応、応分の負担を求めた上で、さらにその負担を軽減する措置を設けているものと解される」。

(2) 「一部負担金が保険税・保険料と違って本来的な意味で診療等の対価の一部であることを考慮すれば、特段の事情のない限り、診療等を受ける際には一部負担金を支払うべきであって、一部負担金の減免等について定めた法44条は、減免等を認めてその分を保険給付として当該国民健康保険加入者全体の保険料・保険税等の収入から支出しても加入者相互扶助の精神に反しないと認められるだけの『特別の理由』がある場合に限って、その減免等を認めることにより、生活保護等の他の社会制度との調整を図る趣旨の規定であると解するのが相当である。

具体的には、例えば、不可抗力等による事情変更に伴い、一時的に収入を喪失し又は収入が減少するなどして一部負担金負担能力を喪失し又はこれが低下した者について、ある程度短期間のうちに収入が回復することが見込まれる場合であれば、直ちに生活保護の医療扶助等に移行させることなく、収入が回復するまでの短期間一部負担金等を減免したとしても、当該事情変更が生じる以前は保険料・保険税を負担してきたこと、また、収入が回復した後は保険料・保険税を負担することが見込まれることなどを考慮すれば、長期的視点からは加入者相互扶助

の精神に反することにはならず、『特別の理由』があるものと解することができる」。

(3)「生活保護基準を下回る収入の者は、生活保護の医療扶助を受給することが可能であり、自らの意思で生活保護を受給しない場合であっても、保険税負担の軽減が図られているのであるから、その上更に一部負担金を継続的に全額免除するとすれば、全く又はほとんど経済的負担をせずに国民健康保険の適用を受け続けられることになり、加入者相互扶助の精神に明らかに反することとなる。したがって、生活保護基準を下回る収入であることのみを理由としては『特別の理由』があると解することはできないというべきである」。

2 本件取扱要領の合理性について

本件取扱要領2条(1)ないし(4)の規定それ自体は、「特別の理由」に該当するような不可抗力等による事情変更を同条(1)ないし(3)に例示列挙し、同条(4)においてこれらが例示列挙であることを示したものと一応理解することができる。次に、生活困難であって「一部負担金を支払うことが困難」であるかどうかについては、生活保護基準を目安として判断するのが相当であり、世帯の人数や年齢等、世帯主以外の収入等も考慮する必要がある。

「しかるに、本件取扱要領4条の別表は、単に前年の『合計所得金額』(なお、これ自体、世帯主自身の所得を意味するのか、世帯の所得の合計額を意味するのか不明確である。)及び所得の減少幅のみを考慮要素としており、当該世帯の人数等を考慮に入れる余地のないものである。そうすると、同別表では本来考慮すべき要素が捨象されているといわざるを得ず、このような基準をそのまま当てはめることによって、生活が困難であって『一部負担金を支払うことが困難』かどうか、どの程度困難であるからどの程度減免するのかを判断するのは不相当というほかない。

また、当然のことながら、減免の判断に当たっては、他の被保険者、他の減免申請者との均衡

も考慮する必要がある。

しかるに、同要領の別表に従うと、例えば、同要領2条(3)又は(4)に該当し、前年の合計所得が300万円以下であった場合、所得皆無となれば全額免除され、3分の2以上減少すれば8割減額され、2分の1以上減少したときでも6割減額されるのに対し、所得減少が2分の1未満にとどまれば全く減額されないことになるが、減少幅が50%の場合には6割も減額されるのに、49%の場合には全く減免されないというのは、明らかに不均衡で不合理である」。

保険料・保険税減免が条例等によることとされているのと異なり、法44条において減免の判断が保険者に委ねられているのは、個別具体的な事情を総合的に考慮することが必要であり、画一的基準を設け難いためであるから、「その取扱要領は、想定しうる基本的考慮要素を列挙した上、個別具体的な事情を総合的に考慮する内容でなければならない。

しかるに、本件取扱要領は、同要領2条各号記載の要件に該当した場合には同要領4条の別表記載の区分に応じて別表に定める割合を減免するものとする一方で、これに該当しない申請について減免の許否をどのように判断するのかについては触れておらず、その運用において、これに該当しない申請については減免を一切認めないとすれば、それは法44条が個別具体的な事情を総合考慮することを必要として条例等によらずに保険者の判断に委ねた趣旨に反するというほかない」。

3 本件処分の違法性について

X本人の年収は本件取扱要領4条別表にいう「収入が著しく減少したとき」に該当しないが、4条別表には明らかに不均衡で不合理な結果を生じる部分があること、生活保護基準を目安としたものになっていないことからすれば、「このような本件取扱要領4条の別表に形式的に当てはめ、これに該当しないことのみを理由として本件申請を不承認とすることは、明らかに合理性を欠くというほかない。

さらに、前記2(4)のとおり、一部負担金減免の判断に当たっては、個別具体的な事情を総合考慮する必要があり、『特別の理由』があるかどうかの判断は、本件取扱要領2条各号に該当するかどうかの判断に尽きるものではないにもかかわらず、本件処分は、単に同要領2条各号に該当するかどうか、同要領4条の別表に該当するかどうかのみを形式的に検討してなされており、法44条が『特別の理由』があるかどうか等について個別具体的な事情を総合考慮するため条例等によらせずに減免許否の判断を保険者の裁量に委ねた趣旨をないがしろにするものであるというほかない。

4 結論

「以上より、本件処分は、著しく合理性を欠き、かつ、法44条の趣旨をないがしろにするものであって、同条による裁量の範囲を逸脱した違法なものであるというほかないから、本件処分は取り消されるべきである」。

Ⅲ 評釈

本判決の結論に賛成する。

1 本判決の意義

本件は国民健康保険の被保険者であったXが、母の疾病罹患に伴う収入減少を理由に、法44条に基づく一部負担金の減免を申請したところ、保険者たるYが本件処分を行ったため、その取消しを求めた事案である。Yは一部負担金減免基準を本件取扱要領で定めており、そもそも本件取扱要領の内容自体が合理的であるかが法44条の趣旨等に照らし問題となった。

一部負担金減免の趣旨について説示した判例は本件以外では見当たらず¹⁾、先例が乏しい中で法44条の解釈、一部負担金減免の性質について詳細に論じた点に本判決の意義がある。本判決は法44条の趣旨を述べ、「特別の理由」の解釈にあたって生活保護基準を参照し、本件取扱要領の構造を検討したうえでこれを不合理なもの

とした。その上で本件取扱要領を機械的に当てはめた本件処分を裁量権の範囲を逸脱した違法なものと結論づけた。以下、法44条の趣旨を本判決に沿って分析し、次に生活保護制度、他の医療費支援制度との比較により、一部負担金減免制度の意義を明らかにする。その上で本件取扱要領の合理性及び本件処分の違法性について検討する。

2 法44条の趣旨

(1) 本判決の捉え方

本判決は国民健康保険制度の目的を「被保険者の相互扶助共済の精神に則り、個々の被保険者の疾病等により生じる経済的負担を被保険者全体において分担させること」と説明し、一部負担金減免について「その分を保険給付として当該国民健康保険加入者全体の保険料・保険税等の収入から支出しても加入者相互扶助の精神に反しないと認められるだけの『特別の理由』がある場合に限って、その減免等を認めることにより、生活保護等の他の社会制度との調整を図る趣旨」であると述べる。

本判決は、法44条にいう「特別の理由」がある場合とは、「例えば、不可抗力等による事情変更に伴い、一時的に収入を喪失し又は収入が減少するなどして一部負担金負担能力を喪失又はこれが低下した者について、ある程度短期間のうちに収入が回復することが見込まれる場合」と述べ、そのような場合であれば「直ちに生活保護の医療扶助等に移行させることなく、収入が回復するまでの短期間一部負担金を減免等したとしても…長期的視点からは加入者相互扶助の精神に反すること」にはならず、「特別の理由」があると認められるとしている。

本判決は一時的に負担能力を喪失、低下した者が、ある程度短期間のうちに収入等を回復する見込みがある場合に一部負担金の減免を認めている。ここから「特別の理由」を判断する際、負担能力（収入等）低下の一時性を重視している、とすることができる。一部負担金減免の理由になぜ一時性が必要かといえ、長期にわたっ

て負担能力のない者は生活保護制度の医療扶助を受給しうるから、と読むことができる。本判決は法44条全体の趣旨として収入減少の一時性を提示し生活保護制度との区分を明確にしている。この区分が本判決のいう「生活保護等の他の社会制度との調整」であると解される。ただ一部負担金減免において収入減少の一時性を判断要素の一つとすることは是認しうるものの、それを重視することには疑問がある。以下では生活保護制度との関係において一部負担金減免がどのような役割を果たしているのかについて分析する。

(2) 生活保護制度との区分

Xらの世帯の生活困難の程度が生活保護基準以下であったとすれば、実際に受給しえたか否かは措くとしても、Xらには生活保護申請を行う途もあった。

しかし、第1に、保険料・保険税の減免について、生活保護基準以下の世帯が生活保護制度(医療扶助)へ移行することとなれば、スティグマなど様々な問題が生じ、低所得世帯の自立という観点から望ましくないとの指摘²⁾は、一部負担金減免と生活保護制度との関係についても当てはまると考えられる。

第2に、本判決の判示部分から、生活保護基準以下の世帯について、一部負担金減免が医療へのアクセスを保障する役割を担っていると読み取ることができる。本判決は保険税減免につき、国民健康保険制度が「生活保護を受給しうるのに自らの意思で受給しない者」に対して被保険者とし応分の負担を求めた上で、その負担を軽減する措置との理解を示している。

旭川市国民健康保険条例事件上告審判決(最高裁大法廷平成18年3月1日判決・判例時報1923号11頁)、介護保険条例事件上告審判決(最高裁第三小法廷平成18年3月28日判決・判例時報1930号80頁)は、保険税・保険料の減免について、恒常的に困窮状態にある者については生活保護制度による保護が予定されており、保険税・保険料の減免は一時的な生活の困窮に対して「特

別の理由」という条件のもとに行われると述べるのみである。この点は法77条の趣旨との関係について説示した旭川市国民健康保険条例事件控訴審判決(札幌高裁平成11年12月21日判決・判例時報1723号37頁)も同様である。これに対し本判決は保険税減免につき、生活保護制度を自らの意思で受給しない者について、その負担を軽減する趣旨であると述べる(判旨1の(1)参照)。また判旨1の(3)から、生活保護基準以下の世帯であることのみを理由として継続的な全額免除を行うことは否定しているものの、一部負担金減免についても保険税減免と一体となり、生活保護基準以下の低所得世帯に対する医療支援という役割を担うと読むことができる。

生活保護を自らの意思で受給しない低所得世帯につき、その選択を尊重する見方³⁾に依拠すれば、生活保護基準以下の状態にあるからといって直ちに生活保護制度へ移行させるという判断は必ずしも妥当なものとはいえず、生活保護を受給しない場合であっても医療へアクセスできるよう、低所得世帯に対する各種減免制度が重要になると考えられる。

次に、Xらが受給していた各種医療費支援制度との比較を行い、改めて一部負担金減免の趣旨を明らかにする。

(3) 本件における他の医療費支援制度

① 高額療養費制度との関係

高額療養費制度(法57条の2)は多額の費用を要する治療を受ける被保険者の負担軽減を目的とする制度であり、認定事実によれば、Xらは高額療養費の支給を受けていた⁴⁾。ただ高額療養費のみでは低所得者の一部負担軽減という点で不十分な場合がある。また高額療養費制度は低所得者のみを対象にしているわけではなく、所得の区分を設けて低所得者へ配慮しているものの、その目的は多額の費用を要する治療を受ける被保険者の負担軽減であり、治療費に着目する点で一部負担金減免とは異なる⁵⁾。高額療養費制度は低所得世帯にとって一部負担金を軽減する重要な制度ではあるが、そのみではXらの

ような世帯の医療へのアクセスを保障するのに不十分だといえる。

② 保険料・保険税減免との比較

保険料・保険税減免も低所得世帯の医療へのアクセスを支援する制度であり、一部負担金と同じく「特別の理由」がある場合に減免が認められる（法77条，地方税法717条）。

法77条が定める保険料減免について前掲旭川市国民健康保険条例事件控訴審判決は恒常的な生活困窮者には生活保護制度が用意されており，法77条にいう「特別の理由」は一時的に生活が困窮した被保険者が，前年度の所得を基に課された保険料の支払が困難となった場合に認められると判示した⁶⁾。これは生活保護制度との関係において困窮の一時性に着目するという点で，本判決が示す法44条にいう「特別の理由」の解釈と重なる。また既に述べたとおり，本判決は保険税減免と一部負担金減免を，生活保護基準以下の世帯への医療費支援という観点から，一体的に捉えていると読むことができる（判旨1の(3)参照⁷⁾。

だが前年度からの収入減少については，一部負担金減免よりも，保険料・保険税減免の方がより重要な要素となると考えられる。前掲旭川市国民健康保険条例事件控訴審判決，上告審判決が述べる⁸⁾とおり，保険税は基本的に前年度の所得を基準として課せられるため，医療給付を受ける時点での被保険者の資力を反映しておらず，前年度の経済状態と当該年度の差を埋めることが保険税減免の趣旨である。これに対し一部負担金減免においては，収入減少の一時性やその割合を考慮しつつも，一部負担金の額が決まるのが医療給付を受けた時点であるため，医療給付を受けた時点での困窮そのものに着目することが求められていると考えられる。

(4) 一部負担金減免の意義

本判決から読み取ることのできる一部負担金減免の意義は，第1に，高額療養費制度や保険料・保険税減免とともに，生活保護基準以下の状態にあったとしても生活保護を受給しない低所得

世帯に対する医療費支援の一部を形成している点にある。第2に，上記のような医療費支援の一部を形成しつつ，他の制度を異なり，現在の生活困窮そのものに着目する点にある。そのため，収入減少の一時性を判断要素とすること自体は肯定されるものの，収入減少の一時性という要素を，法44条にいう「特別の理由」の中心に据える本判決の判旨には疑問がある。

3 本件処分の違法性

(1) 本件取扱要領の構造

本件取扱要領は2条で列举された「特別の理由」について該当性を判断し，2条該当性が認められた場合4条で「生活困難」を認定する。2条(1)，(2)は震災，干ばつ等を挙げ，(3)も事業の廃止を原因とする一時的・短期的な著しい減収をその内容とし，(4) (1-3号に類する事由)も同様の内容を示していると考えられる。Xらが2条(4)に該当する場合，次に4条該当性，具体的には「その生活が著しく困難となった場合」に当たるかを判断しなければならない。4条該当性はどのように判断されるかといえば，4条1項において「別表の当該各号」に応じて減額又は免除すると定め，2項において「生活保護法の生活保護基準」を目安とすると規定している。つまり本件取扱要領4条は絶対的基準（生活保護基準）と相対的基準（別表に記載された収入の減少幅）を組み合わせ生活困難を判断している，と読むことができる。

(2) 本件取扱要領の合理性

本判決は主として4条別表が前年の「合計所得金額」及び所得の減少幅のみに着目し他の要素を考慮していないこと，「合計所得金額」及び所得の減少幅に関する定めが不明確，不均衡であること，4条別表に該当しない場合について全く触れていないことを挙げ法44条の趣旨に反するとした。

ここまでの検討によれば，一部負担金減免の特徴は，収入減少の一時性を要素としつつ，申請者の申請時点での生活の困窮に着目する緊急

支援の性格にあった。4条別表のように収入減少の一時性に着目することは法44条の趣旨を逸脱したものとはいえないが、本判決が総合的な考慮を強調するのは、法44条が生活の困窮そのものに着目しているためであると考えられる。本件取扱要領自身が生活保護基準を目安としていることから、「合計所得金額」や減少幅のみに着目することはそれらの趣旨と矛盾しているといえる。また収入減少の割合についても、本件取扱要領のその後の改正⁹⁾を踏まえると、50%以下の場合全く減免が認められないというのは妥当性を欠くと思われる。

本判決の指摘に加えて、そもそも本件取扱要領には条文上大きな不備があると考えられる。Yの主張によれば2条(4)該当性(2条(3)該当性)が問題となり、2条(3)にいう「収入が著しく減少したとき」の判断は結局4条1項別表に拠ることとなる。これは4条全体が絶対的基準と相対的基準を組み合わせて判断する趣旨であると解釈すると、Yの解釈は別表に該当しなければ絶対的基準(生活保護基準)を当てはめることもしないというもので、本件取扱要領の解釈として妥当なものとはいえない。ただYの解釈は本件取扱要領そのものの不備に由来する。すなわち4条では「一部負担金の支払が困難であり減免又は免除の必要があると認める者」に対し別表を適用する、と規定しているにも関わらず、「必要」の基準は何ら設けられておらず、結局別表該当性のみで判断される構造となっている。この構造がYの硬直的解釈につながったものと考えられる。以上のように、本判決が本件取扱要領を不合理としたことは妥当であると考えられる。

(3) 本件処分の違法性

本判決が指摘するとおり、本件処分の問題点は別表への形式的な当てはめと、そのみを理由として本件処分を行ったことにある。本件取扱要領の合理性判断に関わらず、Yは本件取扱要領(2条、4条)該当性を一要素として、あくまで法44条の趣旨に合致するか否かを基準とすべきであったといえる。本件処分は本件取扱要

領の硬直性と、本件処分自体の硬直性という二重の意味で合理性を欠いている。故に本件処分を違法とする本判決は妥当であると考えられる。

4 おわりに

本判決は一部負担金減免の意義を正面から説示した点で先例としての価値を有するとともに、自らの意思で生活保護を受給しない低所得世帯の医療費支援という役割を果たしていることを明らかにした点で意義を有する。本件処分の違法性判断においては本件取扱要領の合理性が主たる判断要素である一方で、低所得者の医療へのアクセスを支えるという観点から一部負担金減免の役割を問うた点で、本判決は注目に値する判決だと思われる。

注

- 1) 岡山地判昭45.3.18判時613号42頁は国民健康保険制度における一部負担金と生活保護制度上の医療扶助における一時負担金の性質の異同について言及し、国立療養所入所規定に規定された医療費の軽減又は無料化が生活保護受給者を対象としていないと判示したものの、法44条が定める一部負担金減免の趣旨について論じているわけではない。
- 2) 介護保険料の減免制度と生活保護制度の関係について、スティグマ、公的負担、低所得者の尊厳といった側面について言及し、保険料を支払えない者に生活保護の受給を促す制度設計は立法政策上望ましくないとしている。関ふ佐子(2007)「判批」「旭川市介護保険料訴訟上告審判決」判時1956号判例評論578号p.172。
- 3) 前掲注2) 関(2007)「判批」p.175。
- 4) 認定事実からXらは平成18年8月から12月の間(8月と10月と11月)に高額療養費の支給を受けており、その支給額から高額療養費の区分(高所得世帯、一般世帯、低所得世帯)にいう一般世帯に属していたと推測される。本判決の認定事実部分においては「高額療養費を支給された月があり、上記の金額は、高額療養費支給後の負担額である」と指摘するにとどまる。また8月が4万200円、10月、11月の金額が両方とも4万4400円であることからこの3回は高額療養費の支給を受けたものと推測される。国民健康保険中央会(2007)『国保担当者ハンドブック〔改訂11版〕』社会保険出版社p.212、国民健康保険中央会(2006)『国保担当者ハンドブック

〔改訂10版〕社会保険出版社p.215参照。

- 5) 高額療養費制度の創設時における目的は次のように説明される。「治療に要する医療費も高額となる傾向がみられる…自己負担額が相当な負担となり、被保険者の家計を圧迫することとなる。このような事態に対しても、健康保険をより有効に機能させるために新設された」。村岡輝三(1974)「健康保険制度の改善 家族療養費の給付割合引上げ・高額療養費支給制度の新設など」『時の法令』844・845号p.6。
- 6) 旭川市国民健康保険条例事件控訴審判決は「恒常的に生活が困窮している状態にあって保険料を負担することができない者については生活保護法による保護を予定しているものと解されること及び減額賦課の制度が設けられていることからすると、法は、被保険者が恒常的に生活が困窮している状態にあることをもって、保険料の減免を予定しているものと解することはできない(略)法77条の保険料の減免制度は、国民健康保険の被保険者が何らかの事情により一時的に生活が困窮したような場合に、前年の所得等に基づいて産出された保険料が課せられると保険料の納入が困難となる場合があるので、これを救済する目的で設けられた制度であり、同条にいう『特別の理由のある者』は右のような状態にある者と解するのが相当である」と述べる。上告審(最大判平18.3.1判時1923号11頁)も簡潔ではあるもの法77条の解釈について同旨の判断を下した。
- 7) 「減免要件・減免基準等が保険者の条例または規約によって明示されるべきであり、少なくとも、最低限度の生活水準を定めた生活保護基準以下の収入の者すべてが、生活保護受給如何に関わらず減免の対象となるべきである」。原田啓一郎(1999)「判批」『国民健康保険料と租税法律主義—旭川市国民健康保険条例違憲訴訟第一審判決』『法政研究』66巻3号p.1295。「現在の保険料賦課は、賦課対象となるべき所得の範囲や、所得として考慮すべきでない控除の種類については規範的統一性がなく、きわめて錯綜した状況にある。それでは法的に考慮すべき所得水準を何処におくか。憲法上もっとも親和的なのは最低生活水準であろう」。丸谷浩介

(2003)「低所得者と医療受給権」『社会保障法』第18号p.188。

- 8) 旭川市国民健康保険条例事件上告審判決は「法77条の保険料の減免制度は、国民健康保険制度の被保険者が何らかの事情により一時的に生活が困窮したような場合に、前年の所得等に基づいて算出された保険料が課せられると保険料の納入が困難となる場合があるので、これを救済する目的で設けられた制度」であると説明する。
- 9) 平成21年改正以降(本件で問題となっているのは改正前の取扱要領)の取扱要領は次のように定める。「前項の『その生活が著しく困難になった場合において必要があると認めるとき』とは、世帯主が、おおむね過去1年以内の間に前項各号に掲げる事由のいずれかに該当したことにより、地方税法(昭和25年法律第226号)の規定に基づく仙北市の条例の定めるところにより市民税が減免され、又は生活保護法(昭和25年法律第144号)第6条第2項に規定する要保護者である者(一部負担金の減免等により同法の規定による保護を要しないこととなる者をいう。以下同じ。)となったときとする」。また別表に定められた基準も収入の減少率が50%以上で100%の減免、30%以上で50%未満で50%の減免となっており、段階的なものとなっている。

参考文献(注で取り上げたものを除く)

- 台 豊(2010)「医療保険法における一部負担金等に関する考察」『青山法学論集』第52巻第1号p.89。
- 倉田 聡(1999)「社会保険財政の法理論—医療保険法を素材にした一考察—」『北海学園大学法学研究』35巻1号p.17。
- 菊池馨実(2006)「判批」『旭川市国民健康保険条例最高裁判決』『季刊社会保障研究』第42巻3号p.304。
- 島崎謙治(2008)「国民健康保険の保険料減免と憲法25条・14条」西村健一郎=岩村正彦編『社会保障判例百選(第4版)』p.16。

(つねもり・ゆうすけ 早稲田大学助手)



碓井光明著

『社会保障財政法精義』

(信山社, 2009年)

島崎謙治

I

本書は財政法学の泰斗による600頁を超える大著である。著者の碓井教授は、2005年から2008年にかけて、『精義』と題する著作を相次いで発刊しておられる。『公共契約法精義』、『公的資金助成法精義』、『政府経費法精義』(出版社はいずれも信山社)がそれにあたる。本書は「精義シリーズ」という意味では第4弾ということになるが、これまでの3冊とは異なり、社会保障といういわば「各論」に焦点を絞った著作である。本書のはしがきには、「研究途上であるにもかかわらず、『緊急出版』ともいえる思いで、見切り発車で刊行するものである」と記されている。しかし、緊急出版にありがちな杜撰さはまったく感じられない。また、著者は「社会保障そのものについては素人である」、「本書の正確度は、80点程度かもしれない」と謙遜しておられるが、評者が一読した際の感想は、「専門家ではないのに、なぜ社会保障の実務に至るまで通暁しているのだろうか」というものであった。実は社会保障の法令を正確に理解することは容易なことではない。これは社会保障制度が複雑で専門技術性が高いためだけではない。最も大きな理由は、法律制定・改正が頻繁に行われていながら、最近では役所の所管部局が監修した逐条解説書が発刊されなくなっており、何が公定解釈なのか明確ではないことにある。そうした中で、本書は条文の形式的な文言解釈にとどまらず通達・条例のほか多数の判例を分析し、財政法学・行政法学の視点から詳細な検討が行われている労作である。そのことにまず敬意を表したい。

II

書評である以上、本書の構成・内容について紹介す

る必要があるが、本書は全体を通じて特定の主張を鮮明に打ち出すことを目的とするものではない。本書の真髄は社会保障の制度ごとの法的論点の析出とその緻密な分析・考察にある。限られた紙幅の中でその内容を紹介することは難しいだけでなく適当でもない。したがって、本書の構成を中心に簡単に紹介するとどめる。

本書は、「社会保障財政法への招待」(1章)、「社会保障財政法の基本構造」(2章)、「医療保障・介護保障財政法」(3章)、「年金財政法」(4章)、「公的扶助・社会手当・社会援護と財政法」(5章)、「社会福祉財政法」(6章)の6つの章で構成されている。このうち1章および2章が総論的な章、3章から6章が各論的な章に当たるが、3章から6章ではさらに数節に区分し、個別の制度・内容ごとに論点を挙げ検討を行うという手法が採られている。

1章は、社会保障財政法の定義および基本原則について概説した章である。この章は、「社会保障財政とは」(1節)、「社会保障財政法」(2節)、「社会保障財政法の基本原則」(3節)からなるが、特に重要なのは2節である。著者は、「社会保障に特有の資金調達が見られるときには、そこに特有の法律関係が認識される」とし、社会保障財政法を「社会保障に特有な資金調達と管理及び社会保障給付のための経費に関する法」として捉える。例えば、社会保障のうち医療・介護・年金では社会保険方式が採られ、租税とは別に社会保険料という形で費用が調達される。また、国や地方公共団体とは別の法人(例：日本年金機構、健康保険組合)が保険運営を行い、しかも、独特な資金管理(例：特別会計方式)が行われることがある。本書は一般租税を財源とする福祉制度等についても論じているが、著者の関心の中心は社会保険財政法にあり、財

政運営の民主的統制など規律のあり方に主眼が置かれている。

2章は、社会保障財政法の基本構造に関し総説した章であり、「社会保障財政の重層構造」(1節)、「社会保障財政における政府間関係」(2節)、「保険方式」(3節)、「資金の共同拠出」(4節)、「社会保障財政行政法」(5節)からなる。このうち最も力が込められているのは3節であり、とりわけ社会保険料に対する租税法律主義の適用関係に多くの紙幅が割かれている。はしがきでも触れられているとおり、この問題をめぐり最高裁大法廷判決が出されたことが緊急出版の契機の一つとなっており、本節でもこの訴訟(旭川訴訟)を素材として詳細な検討が行われている。

3章は、医療保障・介護保障財政法について論じた章であり、「医療給付費の財源構造」(1節)について概説した後、「被用者医療保険」(2節)、「国民健康保険」(3節)、「高齢者医療」(4節)、「介護給付財政法」(5節)、「社会保険診療報酬支払基金・国民健康保険団体連合会」(6節)からなる。各論的な章(3章から6章)の中で本章は最も多くの紙幅が割かれており、内容的にも重要である。この中で著者は、後期高齢者医療制度の広域連合は被保険者から「見えにくい保険者」になっていること等を指摘している。

4章は、年金財政法について論じた章であり、「公的年金の種類と年金財政」(1節)について概説した後、「国民年金財政の法」(2節)、「厚生年金財政・共済年金財政の法」(3節)、「年金支給と法」(4節)からなる。本章では、年金請求の受理、保険料の免除規定、年金受給権の消滅時効をめぐると問題点など社会保障行政法からの分析のウェイトが比較的大きい。

5章は、公的扶助(生活保護)や社会手当等について論じた章である。本章は、「公的扶助と財政法」(1節)、「社会手当と財政法」(2節)、「社会援護」(3節)の3節からなる。公的扶助については、生活保護法63条の費用返還規定や78条の不正受給に係る費用徴収規定をめぐると問題等にも焦点が当てられていることが特徴的である。社会手当のうち児童手当に関しては、事業主拠出金率の設定と租税法律主義との関係等を含め議論されている。また、社会援護については、戦傷病者援護や被爆者援護のほか犯罪被害者支援等も対象として論じられている。

6章は、社会福祉財政法について論じた章である。本章は、社会福祉の費用負担や社会福祉法人に対する助

成措置など「社会福祉財政法総説」(1節)について述べた後、「児童福祉・母子福祉財政法」(2節)、「高齢者福祉財政法」(3節)、「障害者福祉財政法」(4節)からなる。この章の中で特に紙幅が割かれているのは保育所であるが、保育所の民営化問題は社会保障の運営主体に関する問題として1章の中でも論じられている。

III

本書の特長としては、①社会保障全般にわたり財政法学の視点から説いた体系書であること、②判例の豊富な引用を含め緻密な解釈論を展開していること、③法律だけでなく通達や条例まで丹念に調べるとともに運用の実態等についても言及していること、の3つが挙げられる。本書は財政法学あるいは行政法学の視点から現行法令の問題点を数多く指摘しており、実務家とりわけ法律・条例の企画立案に当たる行政関係者にとって有益である。また、本書は概説書ではないが、各社会保障制度の財政構造の要点が的確に記されており、社会保障論や社会福祉論の研究者や学生にとっても有用である。しかし、本書の基本的性格は法学の専門学術書である。特に社会保障の専門誌である本誌の書評としては、社会保障法学の研究上の意義という観点から論評すべきであろう。もっとも、評者は現在は社会保障法の研究者の末席を汚しているが、元々は行政官である。したがって、評者の見方はオーソドックスな社会保障法学者の見解とは異なるが、行政実務家の目から見た評価を加味することも一定の意義があるのではないと思われる。そのことをあらかじめお断わりした上で3点ばかり述べる。

第1は、社会保障の財源や財政に関する研究の重要性である。社会保障法学者の主たる関心は給付面に向けられており、財源や財政に対する関心は概して乏しい。これは評者が社会保障法の研究者と議論してしばしば違和感を覚える点であるが、財源を所与のものとし給付の議論だけ行うことは適当ではない。その理由は3つある。1つは、財源の裏づけがなければ社会保障制度は成り立たないことである。このことは多言を要すまい。2つ目は、社会保障は(それ自体が目的であるかどうかは別にして)所得再配分機能を有していることである。所得再配分とは、誰かに一旦は正当に帰属した所得の一部を「奪い」、それを他の誰かに「付け替える」ことである。つまり、所得再配分の半面は費用の調達にあるが、これは給付に比べるかに

難しい。3つ目は、財源や財政の設計は制度の理念・性格・内容と密接に関係することである。比喩的に言えば、社会保障の金（財源）には「色がついている」のである。子ども手当を例にとれば、財源を公費で賄う場合には必要原則に基づく配分（端的に言えば所得制限）の議論が絶えずつきまとう。また、「控除から手当へ」というフレーズが安易に使われるが、必要経費論に由来する所得控除と社会手当の支給は単純な並列・代替関係にあるわけではない。さらに、子ども手当には19%の地方負担、6%の事業主負担が入っている（数字は平成23年度予算案ベース）が、児童手当と子ども手当の理念の異同を含め、地方や事業主に対し負担を求める根拠・正当性が問われる。いずれにせよ、社会保障において財源や財政がもつ意味は給付に勝るとも劣らないが、社会保障の財政に焦点をあてた法学研究の蓄積はさほど多いとは言えず、社会保障を財政法学の観点から論じた本著は貴重である。

第2は、法解釈学的重要性である。社会保障法は実定法学であり、実定法学の基礎は法解釈学である。もちろん、これは社会保障法全体を通じる理念・理論の考察や歴史分析・比較法分析（以下「理論・歴史・比較分析」という）の重要性を否定するものではない。こうした研究が法解釈学に“深み”を与えることは間違いないが、現行法の解釈が疎かであれば理論・歴史・比較分析の視座は曖昧なものとなる。法解釈と理論・歴史・比較分析が両々相まって社会保障法学は地に足が着いたものになる。しかし、緻密な法解釈が行われている社会保障法の体系書が登場するようになったのは、それほど昔のことではない。また、法解釈学では判例の分析が不可欠であるが、昨年発刊された堀勝洋『年金保険法』（法律文化社）などの例外はあるものの、基礎理論、判例分析、解釈論が有機的に組み合わせられた著作はさほど多いわけではない。そうした中で、本書は社会保障全般にわたり緻密な解釈論が展開されており、社会保障法の解釈学への貢献という意味でも意義がある。

第3は、異なる分野からのアプローチの重要性である。評者は財源や財政に関する分析が社会保障法学になじまないとは思っていない。むしろ、財源や財政に関する規範的考察や解釈論は社会保障法学が最も本領を発揮できる領域であり、社会保障政策の「立ち位置」を明らかにする意味でも重要だと考えている。ただし、これは社会保障法学の「専売特許」という意味ではな

い。法学の世界に限っても、財政法、租税法、行政法をはじめ各分野からこの問題にアプローチすることは可能かつ有用である。もちろん、各分野のアプローチの方法や姿勢が異なる以上、そこには見解の相違が生まれる。一例だけ挙げれば、社会保険料の租税法主義の適用の是非について、社会保障法学者は社会保険料の特殊性を強調するのに対し、財政法学者や租税法学者は租税法主義の適用があると考え傾向が強い。実際、旭川訴訟に関する最高裁判決に対する評価は、社会保障法学者とそれ以外の法学者の間では食い違いがみられる。しかし、「このような姿勢の違いは、それぞれに理由のあることであるから、問題を鮮明にして、両者の徹底した主張をぶつけ合い論争することを厭うべきではない」（本書19頁）という著者の指摘は重要である。異なる見方や批判を内在的に受けとめ、それを乗り越えることで学問は発展する。本書は社会保障法の世界に浸かっていると気がつかない視点を提供し社会保障法学に刺激を与える著作である。

IV

社会保障制度の具体的内容に論及する著作の宿命であるが、社会保障の制度改正が頻繁に行われるとともに、制度の基本にかかわる重要な判決も出されており、加筆の必要性が生じる。また、今日のように政策の揺れ動きが激しい場合、社会保障と財政をめぐる新たな論点も登場する。著者には本書発刊後の法律改正等を踏まえた改訂版——改革の動きが急であるため論文の方が適当かもしれないが——を著していただきたいと念願しているが、その際、こうした論点に対する見解も是非含めていただきたく思う。紙幅の制約上、すべて列挙することはできないのは残念であるが、評者が特に関心を抱いている事項を3つだけ挙げておきたい。

第1は、消費税の目的税化をめぐる問題である。社会保障と税制の一体改革とりわけ消費税率の引上げが大きな政治課題となっている。評者は社会保障の安定財源を確保するため消費税率の引上げには賛成であるが、（国民の理解を得やすくするという政治的意味合いは別にして）社会保障目的税化には法的に詰めるべき論点が少なくないと考えている。1つは、消費税と社会保障の間にはガソリン税と道路建設のような受益と負担の直接的な関係が存在するわけではない。また、社会保障は義務的経費が多く歳入に応じ歳出を伸縮すべき性格のものではない。2つ目は、消費税収（国の

「取り分」の用途を基礎年金・高齢者医療・介護（以下「3経費」という）に限定することは、現在でも毎年の予算総則において規定されている。問題は、消費税込の地方の「取り分」（地方消費税のほか消費税のうち地方交付税により地方に配分されている分を指す。合計で消費税込の43.6%を占める）まで社会保障目的税とするかどうかである。これは、国・地方の社会保障の財政負担および消費税込の配分のあり方という根本問題にかかわる。3つ目は、3経費の所要額（平成23年度予算案の国の歳出額）は17.1兆円にのぼり、これは消費税率の5%程度の引上げでは「賄える」金額ではない。換言すれば、目的税と言っても、3経費に「充てる」にすぎず、その「隙間」は高齢化の進展等に伴い拡大していく。いずれにせよ、社会保障財政法が「社会保障に特有な資金調達と管理及び社会保障給付のための経費に関する法」だとすれば、消費税の社会保障目的税化をめぐる問題は看過できない論点のほずである。

第2は、社会保障をめぐる国と地方の財政規律の関係である。昭和23年に地方財政法が制定されたときは、国と地方公共団体の経費の負担原則は「利害の帰属」に着目して決めるという、一種の「割り勘」的な考え方が採られていた。昭和24年のシャープ勧告はこの考え方を否定し、機関委任事務（現在では法定受託事務）であれ地方公共団体に配分された事務については、当該地方公共団体がその経費の全額を負担すべきであるという考え方を打ち出した。現行の地方財政法9条の規定はこのシャープ勧告の考え方の系譜に属するものであるが、一方で10条から10条の4では例外規定を設け（生活保護や国民健康保険給付費をはじめ社会保障費の多くはこの例外に含まれる）、シャープ勧告前の利害帰属主義的な考え方が採られている。簡単に言えば、現行の地方財政法は考え方がすっかりしないだけでなく、現行の地方財政法は社会保障をめぐる国と地方の財政関係を規律する役目をほとんど果たしていないように評者には思われる（拙稿「憲法と社会保障の実施責任・財政責任の規律」本誌41巻4号参照）。また、国の補助金を一括交付金とするべきだという議論があるが、社会保障には生活保護に限らずナショナル・ミニマムにかかわるものがあり一括交付金になじむかという論点があるほか、一括交付金と地方交付税の相違も必ずしも判然としない。地方分権が進む中で、国と地方の事務の配分問題および財政負担の規律のあり方

は社会保障の重要問題であるが、財政法学の観点からはこうした問題はどのように捉えられるのだろうか。

第3は、財政制約が強まる中で必要な社会保障費用をいかに確保するかという問題である。混合診療はこの点にかかわる重要問題であるが、本書では、「社会保障の給付が限られた財源を基にして実施されることを踏まえて、財源を尊重する趣旨があることを根拠とした法解釈が、さまざまな場面で登場する」と述べた上で、「東京地裁平成19・11・7（判例時報1996号3頁）において問題とされた、いわゆる混合診療は、保険診療の対象にならないとする行政解釈の根拠として主張される可能性もあるが、法解釈の限界を超えるものである」（48頁）という比較的簡単な言及にとどまっている。ここで引用されている東京地裁判決（混合診療禁止の法的根拠はないとした判決）に対しては、社会保障法学者の間では文理解釈に拘泥しすぎであること等を理由に批判が強い（評者も本誌44巻2号の判例研究で同判決を批判した）。また、平成21年9月29日に出された控訴審判決は1審と正反対の判旨・結論となっている。ちなみに、社会保障法学者が東京地裁判決を批判する実質的な理由は、混合診療を全面解禁すれば医療の「階層消費」に繋がると考えているためであり、公金・公財政尊重主義に立っているからではない。そのことはともかく、混合診療は、有限な医療資源を合理的に配分する基準を定立できるか、日進月歩の技術革新と公的医療保険の適用をいかに調和させるか、といった根本問題に加え、解釈論と政策論が交錯する難しい問題である。本書刊行後に出された控訴審判決の評価を含め混合診療をめぐる問題は財政法学者の目にはどのように映るのか、是非確井教授のお考えを伺いたく思う。

V

以上、本書の社会保障法学の研究に及ぼす意義や今日的な論点との関係を中心に論評した。一口で言えば、本書は、財政法学（プラス行政法学）の視点から社会保障全般にわたり緻密な解釈論が行われている労作であり、社会保障法学の研究の発展に寄与するとともに社会保障法学に刺激を与える専門学術書である。また、本書は、実務家、社会保障論・社会福祉論の研究者や学生など社会保障法学の研究者以外にも有用な著作である。是非、一度手にとってみることをお勧めしたい。（しまぎき・けんじ 政策研究大学院大学教授）

季刊社会保障研究 (Vol. 46, Nos. 1~4) 総目次

凡例：I, II, III…は号数, 1, 2, 3は頁数を示す。

巻頭言

不確実性とリスクにどう向き合うか	小 塩 隆 士	I	2
最低生活費裁定の難しさ	岩 田 正 美	II	84
政策提言を前提としたデータ整備のあり方 —医療・介護政策の場合—	西 村 周 三	III	190
社会保障実態調査から政策研究の展開にむけて	高 橋 重 郷	IV	324

Foreword

How Should We Deal with Risk and Uncertainty?	TAKASHI OSHIO	I	2
Difficulties of Defining a Minimum Budget Standard	MASAMI IWATA	II	84
Arranging Data for Policy Purposes: The Case for Health and Long-term Care Policy	SHUZO NISHIMURA	III	190
Promoting Research Studies for Policies Based on the National Survey on Social Security	SHIGESATO TAKAHASHI	IV	324

特集：年金制度の経済分析—不確実性やリスクを考慮した分析の展開—

金融資本市場の変化が公的年金積立金運用政策の在り方に及ぼす影響	米 澤 康 博	I	4
マクロ経済変動と社会保障財政—状態空間モデルによる予測—	畑 農 鋭 矢	I	12
マイクロシミュレーションモデルを用いた公的年金の所得保障機能の分析	稲 垣 誠 一	I	23
経済前提の変化が年金財政に及ぼす中長期的影響 —マクロ計量モデルによる年金財政の見通し—	佐 藤 格	I	35
雇用リスクと最低保障年金の厚生分析	山 田 知 明	I	47

Special Issue: Economic Analysis of Public Pension System

Public Pension Investment Fund Management under Capital Market Changes	YASUHIRO YONEZAWA	I	4
Macroeconomic Volatility and Social Security Financing	TOSHIYA HATANO	I	12
Microsimulation as a Tool for Evaluating the Income Security Function of the Pension Scheme	SEIICHI INAGAKI	I	23
The long-term influence on the public pension by the change of the economic environment	ITARU SATO	I	35
A Welfare Analysis of Social Security Reform under Employment Risk	TOMOAKI YAMADA	I	47

特集：最低生活保障のあり方：データから見えてくるもの

低所得世帯と被保護世帯の生活実態 —消費パターンとウェル・ビーイング—	阿 部 彩	II	86
消費の社会的強制と最低生活水準	菊 池 英 明	II	101
高齢期の新たな相対的貧困リスク	山 田 篤 裕	II	111
世帯収入による貧困測定を試み —1999-2005年の貧困率と世帯主の特徴との関連について—	西 村 幸 満	II	127
低所得者に対する社会保障のあり方 —住宅と生活満足度—	上 枝 朱 美	II	139

Special Issue: Evaluating Subsistence-Level Social Security in View of the Data

Well-being and Consumption Patterns: Comparison of

Low-Income Households and Welfare Recipients	AYA ABE	II	86
Necessary Consumption and Minimum Living Standards	HIDEAKI KIKUCHI	II	101
New Risks of Poverty among Elderly People in Japan	ATSUHIRO YAMADA	II	111
Measuring Relative Income Poverty in Japan: Trends in Poverty Rates by Household Type between 1999 and 2005	YUKIMITSU NISHIMURA	II	127
Social Security for Low-Income Households: Housing and Life Satisfaction	AKEMI UEDA	II	139

特集：医療・介護政策に関する実証的検証

地域の介護サービス資源量の増加が高齢の長期入院患者の

退院先・在院日数に与える影響の検証	徳 永 睦・橋 本 英 樹	III	192
死亡場所の差異と医療・介護サービス供給の関係の分析	泉 田 信 行	III	204
医療資源の偏在が受診行動範囲，診療日数，医療費に与える影響について —国民健康保険レセプトデータに基づく実証的検証—	野 口 晴 子	III	217
高齢期の介護ニーズが在院日数に与える影響 —福島県三春町医療・介護個票データを用いた分析—	菊 池 潤	III	235
住民ボランティア運営型地域サロンによる 介護予防事業のプロジェクト評価	平 井 寛・近 藤 克 則	III	249
新予防給付導入による介護サービス利用回数変化とアウトカム —検討会報告書と異なる分析手法による異なる所見—	徐 東 敏・近 藤 克 則	III	264

Special Issue: Empirical Analysis of Health and Long-term Care Policy

The Association of Regional Long-term Care Capacity

with Hospital Length of Stay and Probability to Discharge Home among Elderly Inpatients with Long Hospital Stay	MUTSUMI TOKUNAGA and HIDEKI HASHIMOTO	III	192
The Effect of Health and Long Term Care Services on Death at Home	NOBUYUKI IZUMIDA	III	204
How does the allocation of Medical Resources Impact Accessibility to Hospital Care and Medical Expenses: An Empirical Analysis Based on National Health Insurance Claim Data	HARUKO NOGUCHI	III	217
Micro Data Analysis of the Effect of Long Term Care Needs on Hospital Stay	JUN KIKUCHI	III	235
Evaluating a Care Prevention Program Utilized Community Salon	HIROSHI HIRAI and KATSUNORI KONDO	III	249
Evaluating Care Prevention Benefits from the Long-term Care Insurance in Japan: Using an Analytical Approach Differing From the Discussion Report to Provide a Different View	DONGMIN SEO and KATSUNORI KONDO	III	264

特集：人々の暮らしと共助・自助・公助の実態—「社会保障実態調査」を使った分析—

親の子どものための支出・経済的援助と社会保障給付との関係 —代替的關係と補完的關係に関する実証分析—	金 子 能 宏	IV	326
---	---------	----	-----

生活保障の不安定化に関する分析

- 「生活費用の担い手」の動態へのアプローチ—……………西 村 幸 満 IV 342
- 子ども期の貧困が成人後の生活困難（デプリベーション）
に与える影響の分析……………阿 部 彩 IV 354
- 退職者における予期しない出来事が生活水準と暮らし向きに与える影響……………暮 石 渉 IV 368
- 社会的・経済的要因と健康との因果性に対する諸考察
—「社会保障実態調査」および「国民生活基礎調査」を用いた実証分析—……………野 口 晴 子 IV 382

Special Issue: Living Standard and Social Security:**Findings from the National Survey on Social Security and People's Life**

Relation between Parents' Expenditure and Economic Support

- for Children and Social Security Benefits ……………YOSHIHIRO KANEKO IV 326

An Analysis of the Instability of Life Security in Japan:

- Dynamics in Breadwinner Status……………YUKIMITSU NISHIMURA IV 342

- The Effect of Child Poverty on Deprivation in Later Years……………AYA ABE IV 354

- The Effect of Unexpected Events on the Standard of Living and
the Wellbeing of Retirees ……………WATARU KUREISHI IV 368

Relations between Socioeconomic Status and

- Health among Japanese Adult Populations ……………HARUKO NOGUCHI IV 382

投稿（論文）

年金制度と生活保護制度

- 高齢期の所得保障スキームの在り方をめぐって—……………山 重 慎 二・高 畑 純一郎 I 58
- 介護保険事業所（施設系）における
介護職員のストレス軽減と雇用管理……………堀 田 聰 子 II 150
- 少子高齢化，ライフサイクルと公的年金財政……………蓮 見 亮・中 田 大 悟 III 274

Article

Pension System and Public Assistance Program:

- From the Viewpoint of Income Maintenance in Old Age
……………SHINJI YAMASHIGE and JUNICHIRO TAKAHATA I 58

Human Resource Management to Reduce Job Stress among Caregivers

- in Japan's Long-Term Care Insurance Facilities……………SATOKO HOTTA II 150

The Dwindling Birthrate and Aging Population, Lifecycle

- and Public Pension Finances……………RYO HASUMI and DAIGO NAKATA III 274

投稿（研究ノート）

- 日本における病院勤務医の過剰労働と医療サービス……………加 藤 竜 太・柿 中 真 II 164
- 現物給付供給に地方政府の課税能力と租税構造が与える影響について
—OECD18カ国のパネルデータを用いた実証分析—……………古 市 将 人 III 290
- 夫の出生・育児に関する休暇取得が出生に与える影響……………水 落 正 明 IV 403
- 登録ヘルパーの労働供給と労働希望時間のミスマッチ……………岸 田 研 作・谷 垣 静 子 IV 414
- 経済的支援が子ども数と女性の労働供給に与える影響
—児童手当と保育サービス利用への補助に関する
モデル・シミュレーション分析—……………坂 爪 聡 子 IV 426

Research Note

Unpaid Work of Hospital Employed Physicians and Medical Service Staff in Japan	RYUTA RAY KATO and MAKOTO KAKINAKA	II	164
Taxation Power, Tax Structure and Benefits in Local Governments: Evidence from Eighteen OECD Countries	MASATO FURUICHI	III	290
The Influence of Husbands' Taking Child-Related Leave on Fertility	MASAAKI MIZUOCHI	IV	403
Mismatch between Part Time Home-Helpers' Actual Working Hours and the Working Hours they Hope	KENSAKU KISHIDA and SHIZUKO TANIGAKI	IV	414
The Effects of Child Allowances and Child Care Subsidies on Fertility and Female Labor Supply	SATOKO SAKAZUME	IV	426

動向

平成20年度 社会保障費—解説と分析—	国立社会保障・人口問題研究所企画部	III	301
---------------------	-------------------	-----	-----

Report and Statistics

Cost of Social Security in Fiscal Year 2008 National Institute of Population and Social Security Research Department of Research Planning and Coordination		III	301
--	--	-----	-----

判例研究

社会保障法判例 —社会福祉法人が、その設置に係る通所介護事業所等について、常勤の管理者を置かないなど不正な行為により市から介護報酬を受けたとして、市が同法人に対して当該介護報酬相当額の損害賠償請求をすべきであるとされた事例—	小西啓文	I	70
社会保障法判例 —自動車損害賠償保障法上の政府保障事業による損害のてん補と労災保険の年金給付との調整—	島村暁代	II	176
社会保障法判例 —身体障害者が介護者の介護を受けて鉄道・バスに乗車する際、介護者に対しても運賃割引があることを説明しなかった行為につき、身体障害者福祉法9条4項2号に定める情報提供義務違反があるとされた事例—	太田匡彦	III	308
社会保障法判例 —国民健康保険一部負担金減免取扱要領が不合理であること等を理由として、減免不承認処分を裁量権の範囲を逸脱したもので違法とした事例—	常森裕介	IV	437

Report and Statistics

Social Security Law Case	HIROFUMI KONISHI	I	70
Social Security Law Case	AKIYO SHIMAMURA	II	176
Social Security Law Case	MASAHIKO OHTA	III	308
Social Security Law Case	YUUSUKE TSUNEMORI	IV	437

書評

江口隆裕著『変貌する世界と日本の年金——年金の基本原則から考える——』	西村 淳	I	78
西川真規子著『ケアワーク 支える力をどう育むか スキル習得の仕組みとワークライフバランス』	西村 幸満	II	184
中野敏子著『社会福祉学は「知的障害者」に向き合えたか』	岡部 耕典	III	317
碓井光明著『社会保障財政法精義』	島崎 謙治	IV	445

Book Review

Takahiro Eguchi, <i>Changing Pension Systems in the World and Japan</i>	JUN NISHIMURA	I	78
Makiko Nishikawa, <i>Restructuring Care Work and Care Relations</i>	YUKIMITSU NISHIMURA	II	184
Toshiko Nakano, <i>How Social Welfare Studies Address People with Intellectual Disabilities</i>	KOSUKE OKABE	III	317
Mitsuaki Usui, <i>Detailed Studies on Social Security Finance Law</i>	KENJI SHIMAZAKI	IV	445
季刊社会保障研究 (Vol. 46, Nos. 1~4) 総目次		IV	449
General Index to the Quarterly of Social Security Research (Vol. 46, Nos. 1~4)		IV	449

『季刊社会保障研究』執筆要項

1. 原稿の分量

原稿の分量は原則としてそれぞれ下記を上限とします。図表については各1つにつき200字に換算するものとします。

- (1) 論文：16,000字 (4) 判例研究：12,000字
 (2) 研究ノート：16,000字 (5) 書評：6,000字
 (3) 動向：12,000字

2. 原稿の構成

(1) 見出し等

本文は、必要に応じて節、小見出しなどに分けてください。その場合、ⅠⅡⅢ…→123…→(1)(2)(3)…→①②③…の順に区分し、見出しを付けてください。

(2) 注釈

注釈を付す箇所に上付きで1) 2) …の注釈番号を挿入し、注釈文などは本文末尾に一括して記載してください。注釈番号は論文末までの通し番号としてください。

(3) 参考文献

論文の末尾に参考文献を列挙してください。表記の方法は下記を参考にしてください。

天川 晃 (1986)『変革の構想—道州制の文脈』大森 彌・佐藤誠三郎『日本の地方政府』東京大学出版会。

毛利健三 (1990)『イギリス福祉国家の研究』東京大学出版会。

本澤巳代子 (1991)「ドイツの家族機能と家族政策」『季刊社会保障研究』Vol.27, No.2。

Ashford, Douglas E. (1986) *The Emergence of the Welfare State*, Basil Blackwell.

Heidenheimer, A. (1981) "Education and Social Entitlements in Europe and America", in P. Flora and H. Heidenheimer eds., *The Development of Welfare state*, Transaction Books.

Majone, G. (1991) "Cross-National Sources of Regulatory Policy Making in Europe and the United States", *Journal of Public Policy*, Vol.11, Part 1.

インターネットのサイトを引用する場合は、そのページのタイトル、URL、および最終確認日を明記してください。

(例) United Nations Development Programme (2010) Human Development Report 2010,
<http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2010/> (2010年10月5日最終確認)

3. 引用方法

本文または注釈において、ほかの文献の記述を引用する、または、参照する場合は、その出典を以下のように引用文の末尾に亀甲括弧で明記してください。この場合、当該引用文献を論文末尾に参考文献として必ず挙げてください。

(例) …〔西尾 (1990), p.45〕 …〔Derthick (1991), p.91〕

…〔平岡 (1990), pp.57-59〕 …〔McCurdy (1991), pp.310-311〕

ただし、本文中における、ほかの文献の引用または参照について、その出典を注釈で示す場合は、亀甲括弧は必要ありません。

(例) 1) 西尾 (1990), p.45

また、注釈などで、参考文献として列挙しない文献を挙げる場合は、上記の参考文献の表記に準じてその著者名、著書・論文名、頁などを記載してください。

(例) 1) 西尾勝 (1990)『行政学の基礎概念』東京大学出版会, p.45。

4. 表記

(1) 年号

原則として西暦を用いてください。元号が必要な場合は西暦の後に括弧書きで挿入してください。ただし、元号を用いることが慣例となっている場合はその限りではありません。

(2) 敬称

敬称は略してください。

(例) 宮澤健一教授は→宮澤は 貝塚氏は→貝塚は

5. 図表

図表にはそれぞれ通し番号および表題を付け (例参照)、出所がある場合は必ず明記してください。図表を別ファイルで作成した場合などは、論文中に各図表の挿入箇所を指定してください。

(例) <表1>受給者数の変化 <図1>社会保障支出の変化

6. 原稿の提出方法など

(1) 原稿の提出方法

投稿論文を除き、本誌掲載用の原稿は原則としてデータファイルを電子メールに添付する方法で提出してください。ファイル容量などの理由により、電子メールに添付する方法での提出が困難な場合は、CD-Rなどの媒体に記録の上、郵送で提出してください。また、当方で受信したファイルの読み込みができない、あるいは、特殊文字の認識ができないなどの場合には、紙媒体による原稿の提出をお願いすることがありますので、その際にはご協力ください。

原稿のデータファイルが存在しない場合は、紙媒体の原稿を郵送にて提出してください。

(2) 図表について

図表を別ファイルで作成している場合は、当該図表ファイルも提出してください。提出方法は、原稿の提出方法と同様です。データファイルが無い場合は、図表を記載した紙媒体の資料を郵送してください。

(3) 投稿論文の提出方法

投稿論文については、『季刊社会保障研究投稿規程』に従い、紙媒体に印字したものを郵送により提出してください。審査を経て採用が決定した場合には、前2項に従って当該論文のデータファイルを提出していただくことになります。

 海外社会保障研究 No.174 目次

特集：医師・看護師の養成と役割分担に関する国際比較

- 特集の趣旨 ……………尾形 裕也
 アメリカの病院における医療専門職種の役割分担に関する組織的要因
 - 医師・看護師・Non-Physician Clinicianを中心に - ……………早川 佐知子
 カナダの現状：看護師の教育・登録・業務範囲を中心に ……………泉田 信行
 フランスにおける医師と看護師の役割分担
 - 看護師の「固有の役割」を中心に - ……………篠田 道子
 デンマークにおける医師と看護師の役割分担 ……………山田 ゆかり
 イギリスにおける医師・看護師の養成と役割分担 ……………白瀬 由美香

研究ノート

- 中国上海市と北京市におけるホームヘルプサービスの現状
 ……………鄭 小華・黒田 研二・関川 芳孝

書評

- 長谷川千春著『アメリカの医療保障：
 グローバル化と企業保障のゆくえ』……………天野 拓
 池本美香編著『子どもの放課後を考える
 諸外国との比較でみる学童保育問題』……………西村 智

季刊社会保障研究 投稿規程

1. 本誌は社会保障に関する基礎的かつ総合的な研究成果の発表を目的とします。
2. 本誌は定期刊行物であり、1年に4回（3月、6月、9月、12月）発行します。
3. 原稿の形式は社会保障に関する論文、研究ノート、判例研究・評釈、書評などとし、投稿者の学問分野は問いません。どなたでも投稿できます。ただし、本誌に投稿する論文等は、いずれも他に未投稿・未発表のものに限ります。
4. 投稿者は、審査用原稿1部とコピー1部、要旨2部、計4部を送付して下さい。
5. 採否については、編集委員会のレフェリー制により、指名されたレフェリーの意見に基づいて決定します。採用するものについては、レフェリーのコメントに基づき、投稿者に一部修正を求めることがあります。なお、原稿は採否に関わらず返却しません。
6. 原稿執筆の様式は所定の執筆要項に従って下さい。
7. 掲載された論文等は、他の雑誌もしくは書籍または電子媒体等に収録する場合には、国立社会保障・人口問題研究所の許諾を受けることを必要とします。なお、掲載号の刊行後に、国立社会保障・人口問題研究所ホームページで論文等の全文を公開します。
8. 原稿の送り先、連絡先——〒100-0011 東京都千代田区内幸町2-2-3
 日比谷国際ビル 6F
 国立社会保障・人口問題研究所総務課業務係
 電話 03-3595-2984 FAX 03-3591-4816

編集後記

本特集は、2007年に研究所が実施した「社会保障実態調査」に基づいている。調査対象者の負担軽減から、厚生労働省の「国民生活基礎調査」と接合して情報を補完している。新しい試みは、より豊富な調査項目による分析を可能にしている。二次利用も可能である。

(Y.N.)

編集委員長

西村 周三 (国立社会保障・人口問題研究所長)

編集委員

岩田 正美 (日本女子大学教授)

岩本 康志 (東京大学教授)

遠藤 久夫 (学習院大学教授)

小塩 隆士 (一橋大学経済研究所教授)

菊池 馨実 (早稲田大学教授)

新川 敏光 (京都大学教授)

永瀬 伸子 (お茶の水女子大学教授)

高橋 重郷 (国立社会保障・人口問題研究所・副所長)

松本 勝明 (同研究所・政策研究調整官)

東 修司 (同研究所・企画部長)

勝又 幸子 (同研究所・情報調査分析部長)

金子 能宏 (同研究所・社会保障基礎理論研究部長)

阿部 彩 (同研究所・社会保障応用分析研究部長)

編集幹事

川越 雅弘 (同研究所・企画部第1室長)

野口 晴子 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第2室長)

西村 幸満 (同研究所・社会保障応用分析研究部第2室長)

佐藤 格 (同研究所・社会保障基礎理論研究部研究員)

菊池 潤 (同研究所・社会保障応用分析研究部研究員)

黒田有志弥 (同研究所・社会保障応用分析研究部研究員)

季刊

社会保障研究 Vol. 46, No. 4, Spring 2011 (通巻191号)

平成23年3月25日 発行

編集

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号

日比谷国際ビル6階

電話 (03) 3595-2984

<http://www.ipss.go.jp>

印刷

大和総合印刷株式会社

〒102-0072 東京都千代田区飯田橋1丁目12番11号

電話 (03) 3263-5156 FAX (03) 3263-0470