

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が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、操作変数によるトー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な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、親の子どものための支出と公的な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)