

国調査では 50%であるが、本調査や釧路調査は 40%前後とやや全国平均より低い¹⁰(表 4参照)。また、就労している者の業態の内訳をみると、本調査、釧路調査とも非正規が 80%以上を占め、稼得収入が期待できる正規に従事できているのは、ごく少数にすぎない。児童扶養手当受給者の稼働率は 84.5%(厚生労働省『平成 20 年度母子家庭の母の就業支援に関する年次報告』)という数値と比較しても、被保護母子世帯の就労率は他の低所得者母子世帯に比べ極端に低い。

無業者が多い一番の理由は、病気である。本調査で示した「疾病状況」は、本人の「主観的健康観」¹¹ではなく、先述した客観的データに基づいているが、具体的な稼働能力の活用が可能かどうかの判断や、可能であればどの程度の就労が可能かといった傷病の程度や仕事への影響については把握できない限界がある。

表 1 から、母病気ダミーは 0.53 で、母親の 53%がなんらかの病気を抱えている。また病名が 1 つではなく、複数の病気を罹患する者も多い¹²。とくに母親の精神疾患の罹患率が 2008 年調査で 33.4%、2010 年調査で 35.6%と高いのも特徴である。こうした体調が優れない者が多いことも、不就労、低収入の原因となっている。

(5) 収入

表 5 は、就労している者に限定した 1 ヶ月の平均月収(稼働収入のみで各種社会保障給付や仕送り額を除く)の平均値である。表 3 に示したように、本調査の標本に低学歴者が多いことを考慮し、学歴別・就労形態別に平均月収をあらわしている。標本数がかかなり限られるので注意が必要であるが、非正規か正規かで月収には差がみられるが、同じ就労形態のなかで比較すると、学歴は月収額に有意にプラスにはなっていない。藤原(2007)は被保護母子世帯の留保賃金水準を月額 15 万円と計算しているが、本調査のケースはほとんどがその水準に及ばない。釧路調査でも、有職者の年収は 100 万円未満が 3 分の 2 を占め、平均年収は 84.8 万円(月額約 7.1 万円)であった。

¹⁰JIL 調査を用いた藤原(2007)では、生活保護受給中の母親の就労率は 52%だが、非受給世帯の就労率は 89%と相当高い。

¹¹ 主観的健康観を用いた先行研究でも、被保護母子世帯の母親の健康状況は芳しくない。藤原(2007)は被保護母子世帯の主観的健康状態を分析しているが、「よくない」、「あまりよくない」の合計は 21%である。中園(2006)の釧路調査でも、主観的健康観が「健康」である者は 4 割に満たず、無職母子世帯では「健康」である者は 26.4%にすぎない。

¹² 2008 年調査では 214 人中 98 人が複数の病名をもち、16 人が精神疾患と身体疾患の両方を罹患している。2010 年調査では 104 人中 59 人が複数の病名をもち、13 人が精神疾患と身体疾患の両方を罹患している。

表5 本人雇用形態・学歴別の平均月収

	母の就労形態		本人学歴					合計
			中学卒	高校中退 (専修・専門学校中退)	高校卒 (大学中退)	専門学校卒	短大卒	
2008年調査	非正規	実数	30	10	34	2	4	80
		平均月収(円)	63,374	60,279	64,735	100,000	67,204	64,673
	正規	実数	3	4	6	0	1	14
		平均月収(円)	117,165	152,853	136,689		141,506	137,468
		合計	33	14	40	2	5	94
2010年調査	非正規	実数	7	8	19	0	0	34
		平均月収(円)	56,459	59,936	62,213	—	—	60,492
	正規	実数	1	3	3	0	0	7
		平均月収(円)	189,837	94,596	152,321	—	—	132,907
		合計	8	11	22	0	0	41

4. 貧困の世代間連鎖

(1) 本データでみる貧困の世代間連鎖の状況

表1でみるように、成育期に生活保護を受給した経験のある者(世代間受給歴)¹³は32%おり、2008年調査では68人(31.8%)、2010年調査では34人(32.7%)で、調査年による差はない。一方、釧路調査による生活保護を受給した経験率は14.8%で、田川調査の全標本では、児童期の生活保護歴は8.4%で本調査よりも低い結果であった。しかし、釧路調査は自己申告によるアンケートであるため、強いスティグマのある生活保護歴を記載しなかった可能性があること、また「わからない」「未回答」の合計が7.3%にもなることに注意しなければならない。一方、田川調査では同項目は保護台帳の必須記載事項ではなかったため、記録漏れによる過小推計の可能性を福岡県立大学附属研究所(2008)は言及している。それでも、保護第2、第3世代と若年世代ほど児童期の生活保護歴がある者が増加する傾向があり、昭和40年代生まれ以降の世代では29.4%と過小推計であったとしても、本調査とほぼ同程度の数値であった。さらに、同調査によれば、親や子ども、兄弟姉妹などの親族

¹³ 生活保護被保護中の世帯ではなく、一般世帯の児童が成人になるまでに一度でも生活保護を受ける可能性、すなわち一般世帯の子どもの生活保護経験率がどのくらいあるのかというデータは存在しない。そこで、生涯のうち交通事故に一度でもあう確率を計算する方法(国土交通省社会資本整備審議会第1回道路分科会平成14年3月5日)、つまり1年間で事故にあわない確率を期間分だけ累乗し、それを100%から引く方法と同様の考えにしたがって、1952-2008年までの各年齢別(0-19歳)の被保護率を事故確率(リスク)と見なし、その間で1回でも生活保護を経験する生活保護経験率を推計した。リスク変数をこの間の被保護率の年齢別平均値を使った場合は、19歳までが24.7%、17歳までが23.9%、15歳までが23.1%となる。同様に、この間の被保護率の中央値を使用すると、19歳までが20.0%、17歳までが19.4%、15歳までが17.7%であった。しかし、1960年代までは被保護率が高かったこと、本データの母親の平均年齢が約35歳であり、1970年代以降生まれが中心であったことから考慮すると、1952-2008年までの平均値や中央値での推計は過大になる可能性がある。そこで、1970年以降のデータに限定して推計すると、19歳までが15.6%、17歳までが14.9%、15歳までが13.1%となる。被保護世帯における成育期間と考えると15歳の13.1%が本データの比較対象になるであろう。ただし、この13.1%とてかなり過大推計になっている可能性がある。この計算法では、各年の生活保護経験率が独立に発生しているという前提がある。もちろん、貧困状態は一定期間続くため各年のリスクが独立とすると、生活保護経験率を過大に推計することになる。

などが「現在」生活保護を受給中という世帯(全標本中)は 47.8%であるが、昭和 40 年代生まれ以降の世代に限定すると56.5%になり、親族間の負の連鎖も若年世代になるほど強くなる傾向にある。

先述したように、本調査の標本は、昭和 40 年代生まれ以降の世代が 82%を占める若年者が多い特徴がある。よって、本調査における貧困の世代間の連鎖が他の調査に比べ高い結果となった要因の1つとして、親子間の貧困の連鎖がより強くなる傾向にある若年世代が相対的に多かったためと考えられる。この数値差についての詳細な検討は、今後の研究課題としたい。

表6は、世代間の生活保護の受給歴と母親の学歴、過去の生活保護受給歴との関係をあらわしている。学歴との関係を見ると、中学卒・高校中退の割合は、明らかに世代間の受給歴が「あり」とする者が多い。生活保護制度において、本調査の対象者である母親が中学生前後の時代は、高校進学費用が生業扶助としては認められていなかった¹⁴。仮に中学3年生の時点で被保護世帯でなかったとしても、経済的に困窮していた可能性は十分考えられる。こうした生家での経済的な不利益が低学歴に直結したと考え、表3でみるように釧路調査や JIL 調査に比べ、本調査に低学歴の者が多いことも理解できる。

世代間での生活保護受給歴は、生家から独立した後の生活保護の受給歴にも影響を与えている。本調査の生活保護の受給歴がある世帯は 40.3%であり、田川調査の母子世帯では 57.8%であった。「平成 20 年被保護者全国一斉調査」では、保護歴がある者は 19.7%、母子世帯は 18.5%であることと比較しても、本調査や田川調査の受給歴は極端に高い特徴がある。表6は、生家と独立後の生活保護受給歴の関係をみたものであるが、生家でも生活保護の受給歴のある者の方が、生家から独立した後にも生活保護の受給歴があることが明らかに分かる。

表6 世代間の生活保護受給歴の有無と母親の学歴、過去の生活保護受給歴との関係

		学歴			生活保護の受給歴		
		中卒・高校中退	高卒以上	合計	なし	あり	合計
世代間受給歴なし	実数	105	111	216	159	57	216
	%	48.6	51.4	100.0	73.6	26.4	100.0
世代間受給歴あり	実数	69	33	102	31	71	102
	%	67.6	32.4	100.0	30.4	69.6	100.0
合計	実数	174	144	318	190	128	318
	%	54.7	45.3	100.0	59.7	40.3	100.0

注:いずれの関係も、Pearson のカイ二乗検定で、1%水準で有意である。

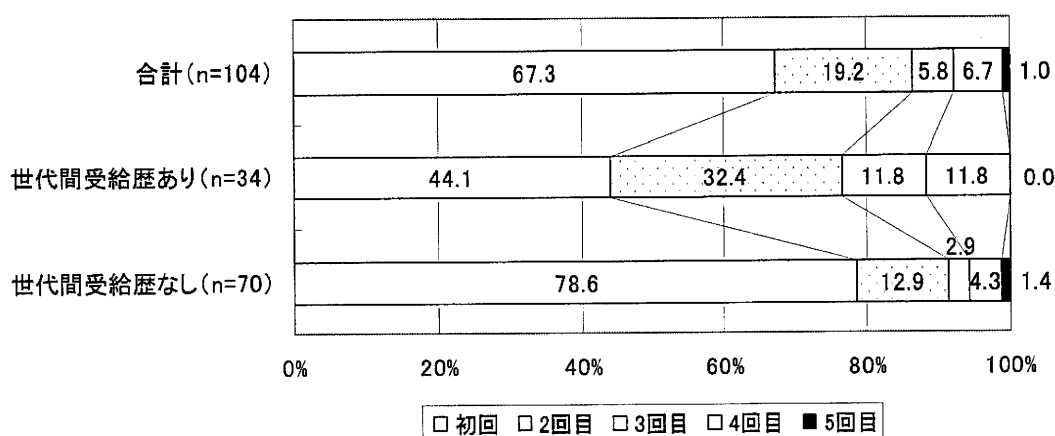
さらに、2010 年調査に限定されるが、世代間の生活保護受給歴の有無と生活保護受給

¹⁴生活保護制度ではこれまで高等学校への世帯内就学は認められていたものの、高校就学に必要な所要の費用については扶助費として支給されなかった。2005 年度から生活保護法および保護の実施要領が改正され、高校就学が認められ、所要の費用が生業扶助の「高等学校就学費」として支給されることとなった。

回数に関係についてみていこう。

図1に示すように、世代間の受給歴の有無にかかわらず、今回の受給が「初回」であるという回答が最も多いが、明らかに世代間の生活保護受給歴のある者の方が、複数回の生活保護受給歴をもつ。複数回の生活保護の受給歴とは、以下の2つのケースが考えられる。第1に、一度は経済的状況が好転して生活保護廃止に至ったが、再び経済的困窮に陥り、生活保護を受給する場合と、第2に生活保護受給は継続しているが、公営住宅転居などを理由に他市から転入し、生活保護受給は「継続」しながらも、現在の居住地での保護は「開始」となる場合である¹⁵。こうした理由の背景の1つには、世代間受給歴がある者は、先述したように労働市場での評価が不利益になる低学歴などの要素を多く抱えており、たとえ生活保護脱却に至ったとしても、その経済的状況は保護受給のボーダーにいる可能性は高い。そしてもう1つは、生活保護受給のスティグマが相対的に弱くなり、保護受給への心理的ハードルが低くなっている可能性である。また、図表には掲載していないが、生活保護の受給歴は、本人の年齢や就労状況、病気の有無、世帯人員数や10代の出産経験など他の変数とは相関がなかった。

図1 世代間の生活保護受給歴の有無と生活保護受給回数



注1: Fisher の直説法での検定で、1%水準で有意である。

2010年調査は、被保護母子世帯の母親の成育歴の情報を持っている¹⁶。表7から、被保護母子世帯の親世代も82.3%が、配偶者との離死別を経験している。そして、成育期に生

¹⁵ 生活保護受給者が転居を繰り返す問題は、道中(2009)pp.59-61を参照のこと。

¹⁶ 母親の子ども時代の成育歴には、単に経済的困窮にとどまらない、家族関係の破綻による離死別経験や複雑な家庭環境が多くみられる。本調査では、児童養護施設や母子寮で育ち、里親や祖父母に養育されていた者が13件(12.5%)見受けられた。また、サラ金など借金や多重債務による自己破産9件、父母の服役7件、中国残留孤児三世3件、外国籍2件、障害者2件、暴力団関係2件など複雑な家庭での成育歴が確認されている。

活保護受給歴(世代間受給歴)のない母子世帯のうち、その親が離死別して「いない」ケースは24.2%である。一方、成育期に生活保護受給歴のある母子世帯の親が離死別して「いない」ケースは5.9%にすぎない。つまり、成育期に生活保護受給歴のある世帯のほとんどがひとり親世帯だったかあるいはひとり親世帯を経験している¹⁷。したがって、33.3%(世代間受給歴、親との離死別経験がともにある者/全標本=32/96人)が母子二代で被保護母子世帯となっている可能性がある¹⁸。

表7 生活保護の世代間受給経験の有無と親との離死別経験回数

		なし	1回	2回	合計
世代間受給歴なし	度数	15	18	29	62
	%	24.2	29.0	46.8	100.0
世代間受給歴あり	度数	2	10	22	34
	%	5.9	29.4	64.7	100.0
合計	度数	17	28	51	96
	%	17.7	29.2	53.1	100.0

注:親との世代離死別経験については、「不明」が8サンプルある。

(2) 10代出産の影響

10代出産もまた高卒以上の学歴と成育後の生活保護受給経験に影響を与えている。10代出産を経験した母親のうち、高校以上の学歴である者は23.3%にとどまり、生家の独立後の生活保護受給経験も53.3%と極めて高い(表8参照)。このことから、10代での出産経験が、高校進学や卒業の阻害要因として被保護リスクを引き上げていることが確認できる。

表8 10代での出産経験の有無と母親の学歴、生活保護の受給歴

		学歴			生活保護の受給歴		
		中卒・高校中退	高卒以上	合計	なし	あり	合計
10代出産経験なし	度数	128	130	258	162	96	258
	%	49.6	50.4	100.0	62.8	37.2	100.0
10代出産経験あり	度数	46	14	60	28	32	60
	%	76.7	23.3	100.0	46.7	53.3	100.0
合計	度数	174	144	318	190	128	318
	%	54.7	45.3	100	59.7	40.3	100.0

注:Pearson のカイ二乗検定で学歴は1%水準、生活保護の受給歴は5%水準で有意である。

5. 多変量解析による分析結果

(1) 成育後の生活保護受給歴の要因分析

次に、世代間の生活保護受給の連鎖と10代での出産経験が、成育後の過去の生活保

¹⁷ 成育期の生活保護受給歴(世代間受給歴)と母子世帯の親の離死別回数にはFisherの直接法での検定で、有意な関連がある。

¹⁸ 離死別期間と被保護期間が重なっているという前提のもとである。

護受給歴に与える影響を検討する。被説明変数に成育後の生活保護受給歴の有無(あり=1、なし=0)に、説明変数に本人年齢のほか、生活保護に陥りやすい要因として、世代間の生活保護受給歴ダミー、10代出産経験ダミー、母親の病気ダミーを用いて、ロジスティック分析を行った。その結果、成育後の生活保護経験に、世代間の生活保護受給歴と10代出産経験が有意にプラスの影響を与えることが確認できた(表9参照)。

表9 成育後の生活保護受給歴のロジスティック分析

	B	標準誤差	Wald	有意確率	Exp(B)
本人年齢	0.022	0.017	1.614	0.204	1.022
世代間受給歴ダミー(あり=1)	1.842	0.273	45.353	0.000	6.306 ***
10代出産経験ダミー(あり=1)	0.656	0.335	3.838	0.050	1.927 **
母病気ダミー(あり=1)	0.243	0.259	0.886	0.347	1.276
定数	-2.064	0.674	9.386	0.002	0.127 ***
決定係数	0.23				
標本数	318				

注:***P<0.01、**P<0.05

さらに、高卒以上の学歴形成(高卒以上=1, 中卒=0)を被説明変数とし、成育期の生活保護経験(世代間受給歴)と10代出産経験を説明変数にロジスティック分析を行った結果、成育期の生活保護経験と10代出産経験が有意にマイナスの影響を与えていることが確認できた(表10参照)。

表10 高卒以上の学歴のロジスティック分析

	B	標準誤差	Wald	有意確率
世代間受給歴ダミー(あり=1)	-0.723	0.257	7.909	0.005 ***
10代出産経験ダミー(あり=1)	-1.137	0.334	11.616	0.001 ***
定数	0.226	0.146	2.404	0.121
調整済み決定係数	0.094			
標本数	318			

注:***P<0.01、**P<0.05

(2) 受給期間に与える影響

次に、先述した諸要因が現在受給している生活保護の受給期間に与える影響を分析した。ここで記載された「受給期間(月数)」とは、現在保護継続中の生活保護の受給期間であり、人生での累積受給期間ではない。受給期間(月数)を被説明変数にし、表11の説明変数をもとに重回帰分析を行った結果、母親の病気や成育期の保護受給経験(世代間受給歴)は影響を与えず、高卒以上の学歴は有意に期間を短くする一方、母親の年齢は受給期間を長期化する効果が確認できた(表11参照)。

表 11 受給期間の回帰分析

	標準化されて いない係数 B	標準誤差	標準化係数 ベータ	t 値	有意確率
(定数)	-6.469	8.161		-0.793	0.429
本人年齢	1.363	0.218	0.340	6.238	0.000 ***
高卒以上ダミー(高卒以上=1)	-9.379	3.443	-0.148	-2.724	0.007 ***
母病気ダミー(病気あり=1)	2.562	3.425	0.041	0.748	0.455
世代間受給歴ダミー(あり=1)	-2.290	3.711	-0.034	-0.617	0.538
調整済み決定係数	0.122				
標本数	311				

注：***P<0.01、**P<0.05

(3)世帯の抱える課題

①DV、非嫡出子と児童虐待

本調査では児童虐待の経験の有無を記載している。虐待経験は、現在の虐待だけでなく、過去の経験を含めている。ただし、加害者が前父か母親か、虐待の種類、程度、被害者の児童も特定していない。表1でみるように、児童虐待の経験率は 9.1%(世帯ベース)で、世帯内での経験者が 1 人だけと仮定すると、人員ベースの経験率は最低 4.76%となる。小林ほか(2002)の推計では、2000 年時点の日本の児童虐待罹患率は 0.154%、アメリカでも 1.22%とされている。この数値から試算された児童虐待の経験率は全児童の2%前後(杉山 2004)であり、本調査の経験率は最低でも全国平均の2倍以上となる。

DV 経験がある世帯において、児童虐待の発生率は 24.3%と高く、DV と児童虐待の相関は強い(表 12 参照)¹⁹。さらに非嫡出子がいる世帯では同発生率は 18.6%で、非嫡出子と児童虐待の間にも関係性がみられる。

表 12 DV 経験の有無、非嫡出子の有無と児童虐待の経験

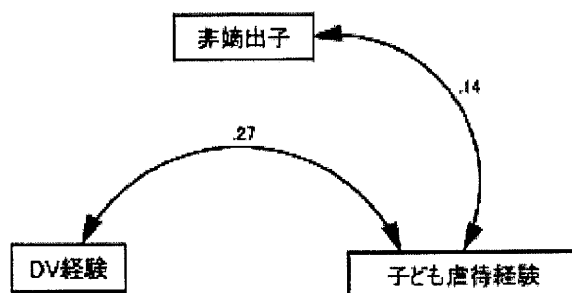
		児童虐待経験		合計
		なし	あり	
DV歴なし	度数	236	12	248
	%	95.2	4.8	100.0
DV歴あり	度数	53	17	70
	%	75.7	24.3	100.0
合計	度数	289	29	318
	%	90.9	9.1	100.0
非嫡出子なし	度数	241	18	259
	%	93.1	6.9	100.0
非嫡出子あり	度数	48	11	59
	%	81.4	18.6	100.0
合計	度数	289	29	318
	%	90.9	9.1	100.0

注：Pearsonのカイ二乗検定で 1 %水準で有意である。

¹⁹ 八木ほか(2007)によれば、DV 被害女性の子どもに対する虐待は、身体的虐待は少なく、ネグレクト(32.6%)や心理的虐待(45.8%)が多い傾向にある。

図2は、児童虐待経験と非嫡出子、DV 経験のパス図にし、共分散構造分析を行い、標準化された推計値をまとめたものである。非嫡出子とDV経験それぞれが子どもの虐待経験と関係があるが、その計数は各 0.14 と 0.27 という数字で、DV経験のほうが非嫡出子よりも2倍の影響があることが分かる。しかし、数値はいずれも小さく、児童虐待の背景には、その他の要因が大半を占めることが分かる。

図2 家族内の困難さの関係



②母親と子どもの病気の関係

被保護世帯の母親の罹患率の高さは先述した通りだが、母子の健康状態にも有意に相関関係がみられた(表13参照)。さらに母子間の身体的な疾患数については、相関係数が0.415となり有意な相関が確認できた。

表13 母親の病気と子どもの病気の関係

		子どもの病気		合計
		なし	あり	
母病気なし	度数	130	19	149
	%	87.2	12.8	100.0
母病気あり	度数	109	60	169
	%	64.5	35.5	100.0
合計	度数	239	79	318
	%	75.2	24.8	100.0

注: Pearson のカイ二乗検定で、1%水準で有意である。

(4) 不利益の蓄積が就業に与える影響

以上、(1)から(3)まで考察してきた課題が、経済的自立の基盤である就労に与える影響をみてみよう。就労の有無を被説明変数に、説明変数に本人年齢、労働市場において重要な指標となる学歴、母親の精神疾患の数、世代間の生活保護受給歴、生活保護受給歴をダミーにロジスティック分析を行った結果、高卒以上の学歴は就業に有意にプラスの影響を与えているが、母親の精神疾患数は有意にマイナスの影響を与えることが確認できた(表14参照)。一方、成育期の生活保護受給歴やこれまでの生活保護受給経験は影響がなか

った。表には記載していないが、一般に女性の就業率に強い影響を与える「末子の年齢」は相関がなく、被保護世帯の場合は「保護の補足性の原理」のもと稼働能力の活用が強く求められるため、母親の不就労は「子どもが小さいうちは働かない」という理由で仕事をえり好みしているわけではないことが分かる。

表14 就労ロジスティック分析

	B	標準誤差	Wald	有意確率	Exp(B)
本人年齢	0.004	0.015	0.054	0.817	1.004
高卒以上ダミー (高卒以上=1)	0.517	0.246	4.406	0.036	1.677 **
母親の精神疾患数	-1.06	0.236	20.1	0	0.347 ***
世代間受給歴ダミー (あり=1)	0.18	0.289	0.386	0.535	1.197
生活保護受給歴ダミー (あり=1)	-0.261	0.27	0.931	0.335	0.77
定数	-0.287	0.576	0.248	0.618	0.751
調整済み決定係数	0.126				
標本数	318				

注：***P<0.01、**P<0.05

さらに、稼働所得を被説明変数にし、稼働所得ゼロの世帯が多いことを考慮し、Tobit分析を行った(表15参照)。この分析においても、有意だったのは母親の精神疾患数であった。

このことから、被保護母子世帯の就労行動を左右するのは健康と学歴という人的資本が決定的に重要であることが確認できた²⁰。

表15 稼働所得Tobit分析

	係数	標準誤差	t値	P> T	{95% Conf. Interval}	
本人年齢	933.2142	736.4472	1.27	0.206	-515.763	2382.191
母親の精神疾患数	-53328.4	10230.9	-5.21	0	-73457.9	-33198.9
高卒ダミー	19336.74	11655.83	1.66	0.098	-3596.38	42269.86
cons	-37379.4	27651.68	-1.35	0.177	-91784.7	17025.93
/sigma	89106.93	6229.102			76851.03	101362.8

obs.summary: 185 left-censored observations at inc ≤ 0
133 uncensored observations
0 right-censored observations

6. データ分析から確認できた事柄

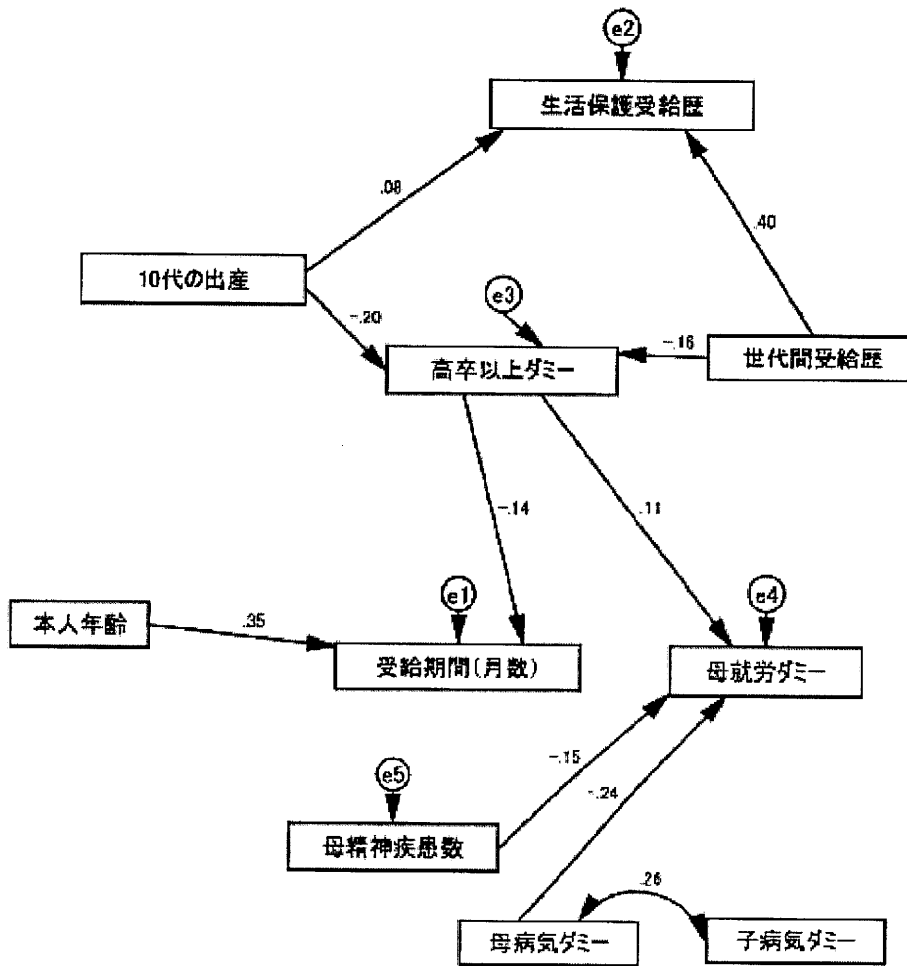
²⁰釧路調査(中園 2006)でも、勤労収入は本人年齢、学歴、雇用形態とは有意にプラスの関係がみられるが、「末子の年齢」とは無関係という結果であった。

以上の分析でみたように被保護母子世帯には、多くの困難が蓄積し、それが相互に密接に関連していることが確認できた。最後に共分散構造分析の手法を使って、これらの状況を包括的に分析してみよう。分析結果はパス図によって示される(図3参照)。標準化された推計値はすべて有意である。被保護母子世帯が抱えるハンディは、成育期の生活保護経験(世代間受給歴)、10代での出産経験、高卒未満の学歴という過去の出来事に起因する部分が多い。そして、この3つの出来事は相互に密接に影響を与え、貧困の世代間連鎖の可能性を高めている。そして、高卒未満の学歴というハンディは、現在の就労においても大きなハンディとなる。学歴のハンディと加齢により生活保護受給期間が長期化することになる。さらに、就労への阻害要因として大きいのは母親の健康である。

この親の健康状態の悪化は、子どもの健康とも相関がある。親子の健康状況の関連性については、より深い分析が必要であるが、母親の健康悪化が、栄養や生活習慣、食生活といったなんらかのルートで子どもの健康悪化につながっている可能性もある。この結果、長期的な子どもの健康状態を悪化することになれば、健康を通じたさらなる貧困の連鎖の可能性もある。

家庭内では別のハンディもある。DVと児童虐待の間に関連があり、さらに非嫡出子の存在と児童虐待の間にも関連が確認され、家庭内の課題が累積している状況が分かった。

図3 被保護母子世帯の抱えるハンディの関係



7. 政策インプリケーション

(1)子どもの成育環境の重要性と関連分野と協力した研究手法の開発

本稿では、子どもの成育環境が成長後にも重要な影響を与え、少なくとも被保護母子世帯においては世代間での貧困が連鎖している可能性が高いことが確認できた。しかし、図3のパス図で示したように、被保護母子世帯の抱える様々な重荷の相関関係は確認できても、その因果関係、住宅環境や地域・近隣環境も含めた複雑な関連性、子どもの連鎖までは明確に分析できず、依然として貧困連鎖のブラックボックスには未解明の部分が多く残されている²¹。こうした限界の克服には、パネルデータのように同一世帯の継続的な観察分析や質的調査が必要であり²²、これらの研究蓄積の上で、有効な支援政策、プログラム開発がなされる

²¹ 世代間の貧困連鎖に関する研究手法については、Corcoran (2001)、Aber and Ellwood(2001)、Seccombe and Ferguson(2006)を参考にせよ。

²² 関連分野の研究動向とアプローチについては、小西(2008)がコンパクトにまとめている。

べきであるが、その課題は少なくない。今後、経済学のみならず多くの関連分野による共同研究が不可欠である。

昨今、子どもの貧困率の上昇や国際比較が注目されているが、一時点の貧困・格差の分析はスナップショット比較にすぎないというEsping-Andersen(2005)²³の指摘もあり、ライフコースにわたる動態的な研究が不可欠である。こうした研究は、Bradburyらによって精力的に研究が進められている²⁴。

世代間貧困・所得格差や連鎖に関する研究は、心理学、社会学、経済学、社会疫学など様々な研究分野にまたがっている²⁵。これらの研究では、貧困連鎖の原因としては、①親子間で伝わる遺伝的要素と②本稿でも確認したような親の生活状況が子どもの成育環境に与える影響がある。遺伝と環境のどちらの影響が大きいのか、いわゆる「氏か育ちか」は古くから議論されるテーマである。①について、双生児の研究などから子どもの能力、とくに学力につながるIQは生得的であるという研究が多い一方で、②の親の生活状態、すなわち幼児期の環境は子どもの成長に重要な影響を与え、ほぼ生涯にわたってその影響が続くという研究も数多くある。Wilkinson and Pickett(2006)は、親の状況は出産前から子どもに影響を与えており、経済不安、所得格差からくる心理的なストレスは、妊婦を通じて胎児に影響を与え、ストレスによってもたらされる出生時の低体重は心臓病の発生率など生涯にわたって健康を悪化させると指摘する。英国では、所得階層によって家族内の口論回数に大きな差があり、幼少期の家族内の争いといった家族関係の不安定さは、子どもの病気や発達に影響を与える。英国では、恵まれない環境の家に生まれた子どもは、恵まれた環境に住む子どもに比較して3歳時点で1年の知育の遅れが発生する。

またNisbett(2009)は、親の社会経済的な地位が子どもの遺伝的な能力の発揮を左右するとしている。

家族と教育の関係についても多くの研究が進んでいる。「再生産理論」で有名なBourdieuら(1991)は「文化資本」という概念を使って、本を読む、芸術を鑑賞するといった日々の文化的な関心や、習慣、すなわち家族の文化的水準もまた子どもの学力格差・教育格差につながり、格差や貧困の連鎖をもたらすと論じた。教育社会学の分野では、Lareau(2003)は親の学校への関わり方に対する観察や家庭への泊まり込みなどによる観察という参与観察方法を採用している。親と学校の関わり、親の子育て方法と子どもの生活分析を

²³ Esping-Andersen(2004)は、親の教育水準、親の所得と子どものリテラシーの間には強い相関があることを確認し、親子(父息子)間での格差の連鎖の国際比較を行っている。

²⁴ たとえば、Bradbury, Jenkins and Micklewright (eds.) (2001)は、低所得世帯における子どもが翌年にも高い割合で低所得でいること、貧困状態の継続性、経済成長の効果が限定的である可能性を明らかにしている。

²⁵ Pinker(2002)は、進化心理学、行動遺伝学、社会生物学、政治哲学、経済学を含めて議論の広がりを展望している。

行い、階級によって子育て方法が異なることを確認している²⁶。

(2) 子どもの成育過程への介入政策の動向と今後の課題

日本の子ども達がおかれている状況はどのように評価できるだろうか。OECD(2009)では、子どもをめぐる諸環境について、物質的豊かさ、住宅・環境、教育的豊かさ、健康・安全、リスク行動、学校生活の質から比較している(表 16 参照)。日本はほとんどの項目で中位あたりであり、上位にある国は、やはり子どもの貧困率の低い北欧各国が多く、下位にある国もまた子どもの貧困率が高い国が多い傾向がある。

表 16 OECD30 カ国の子どものウェルビーイングに関する政策指標の順位

	物質的豊かさ	住宅と環境	教育的豊かさ	健康と安全	リスク行動	学校生活の質
1位	ノルウェー	ノルウェー	フィンランド	スロバキア	スウェーデン	アイスランド
2位	デンマーク	オーストラリア	韓国	アイスランド	日本・韓国	ノルウェー
3位	ルクセンブルク	スウェーデン	カナダ	スウェーデン	—	オランダ
4位	フィンランド	アイスランド	オランダ	デンマーク	ノルウェー	イギリス
5位	オーストリア	アイルランド	アイルランド	チェコ	スイス	スウェーデン
日本の順位	22位	16位	11位	13位	2位	データなし

出典：OECD(2009) p.23 より筆者作成

子どもの成育環境の整備については、2010 年度中に法律案要項の完成を目指して内閣府で「新システム」の議論が進んでいる。しかし、その議論は、幼保一体サービスの確保とその財源の議論に集中しがちである。すべての子どもと家庭に最善の環境を保障することを目標にした新システムにおいては、虐待、障害、不安定な家庭環境といった劣悪な環境にいる子どもたちへのセーフティネットの確保、質の高いサービスを確実に保障する仕組みを導入する必要がある。

江戸川区、板橋区、埼玉県、釧路市などの一部の先進的な自治体・福祉事務所では、低所得、母子、生活保護被保護世帯にいる中学 3 年生などに対する生活支援、教育支援が行われているものの、国の制度としての位置、財政措置も不安定であるため全国的な広がりになっていない²⁷。

先進国のなかでは貧困世帯への包括的な支援を導入している国が増えている。たとえば、アメリカのヘッド・スタート(Head Start)、英国のシュアスタート(Sure Start)カナダのフェアスタート(Fair Start)、オーストラリアのベストスタート(Best Start)²⁸、韓国のウィスタート(We Start)²⁹などがある。

アメリカは、2200 万人の貧困世帯の児童に対して、保健、保育、教育面からの補助支援

²⁶ Lareau(2003)を参照のこと

²⁷ 板橋区の福祉事務所における取り組みは池谷(2008)、釧路市の取り組みは、釧路市福祉部生活福祉事務所編集委員会(2009)が、詳しい。

²⁸ 詳細な情報はオーストラリア・ビクトリア州 DEECD(就学前教育・教育促進局)のホームページ(<http://www.education.vic.gov.au/ecsmanagement/beststart/>)を参照せよ。

²⁹ W は Welfare の W、E は Education の E を意味している。

政策であるヘッド・スタート計画を1964年(経済機会法)より実施している³⁰。

受験競争が加熱している韓国でも、出発点における不平等が大きな課題になり、民間団体により保健・福祉・教育の包括的支援としてウイスタート運動が展開されている。12歳以下の貧困児童・家庭に対して、ボランティア、自治体、公共機関、保育所、小学校、病院と地域住民が連携して、細かい支援を行っている。基本事業は、「We Start マウル(=村・まち)づくり」が、貧困層の子ども200~300人程度の地域を選定して展開されており、ウイスタート市営センターから保育士や社会福祉士が困難世帯に派遣され、生活支援や栄養面での指導、就労サポートを行っている。そのほか、地域児童センターによる教育、福祉、健康への包括的なサポートや、青少年放課後アカデミーによる低所得世帯の小学校4年生から中学生2年までの思春期の子どもたちへのサポートなどが広がっている³¹。

英国でもブレア政権下で、人生のスタートにおいて子どもにベストの環境を保障する目的で、1999年からシュアスタート(Sure Start)を導入し10年計画の貧困対策、貧困地域を指定して子どもと家族を対象にした支援サービスを進め、人生早期における介入政策を進めている。2003年からシュアスタート・子どもセンターをさらに拡充し、全国展開が進められ、2004年と2006年の子ども法により政策を加速している³²。

さらに注目すべきことは、シュアスタート全国評価(National Evaluation of Sure Start=NESS)による政策実行、地域分析、費用効果といった評価機構の立ち上げである。

成育の重要性、社会、経済、地域、家族健康、学力といった面からプログラムの有効性、費用対効果分析が行われている³³。

このように各国で貧困世帯の子どもや家族に対する支援が広がり、さらにそのプログラムをより効果的にするための評価も進んでいる。この点から見ると、日本での世代間の貧困連鎖防止に向けた政策の進展は遅れているが、政策以前の問題として、実態把握、そして代表制を持ちうる十分なデータ数に基づく実証研究が不足している。本論文で取り上げたデータも特定地域のものにすぎず、その結果も決して全国を代表しているわけではない。大型研究による事実の把握とそれに基づく政策、支援プログラムの開発が求められる。

<参考文献>

青木紀(2003)「貧困の世代内再生産の現状—B市における実態」青木紀編著『現代日本の「見えない」貧困』明石書店,pp.31・83

³⁰ ヘッドスタート計画の歴史は、添田(2005)が詳しい。

³¹ 相馬(2008)参照のこと。

³² 英国の動向については、埋橋(2009)が詳しい。シュアスタートの政策効果評価については The Sure Start Journey A Summary of Evidence

(<http://www.dcsf.gov.uk/everychildmatters/research/publications/surestartpublications/1983/>)が公表されている。

³³ こうした評価報告書は、ロンドン大学 Birkbeck カレッジの NESS のホームページから入手できる。
(<http://www.ness.bbk.ac.uk/>)

- 青砥恭(2009)『ドキュメント高校中退ーいま、貧困がうまれる場所』ちくま新書
- 浅井春夫・松本伊知朗・湯澤直美編(2008)『子どもの貧困 子ども時代のしあわせ平等のために』明石書店
- 阿部彩(2005)「子どもの貧困ー国際比較の視点から」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, pp.119-142
- 阿部彩・大石亜希子(2005)「母子世帯の経済状況と社会保障」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, pp.143-161
- (2006)「相対的剥奪の実態と分析ー日本のマイクロデータを用いた実証研究ー」社会政策学会編『社会政策における福祉と就労』法律文化社, pp.251-275
- (2008)『子どもの貧困』岩波新書
- 池谷秀登(2008)「生活保護現場からみる子どもの貧困」浅井・松本・湯澤編所収
- 石井加代子・山田篤裕(2009)「年齢階級・世帯類型別にみた日本の貧困動態の特徴ー慶應義塾家計パネル調査(KHPS)に基づく貧困動態分析」『社会政策研究』第9号 pp.38-63
- 岩田正美・濱本知寿香(2004)「デフレ不況下の『貧困の経験』」樋口美雄・太田清編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, pp.203-233
- 埋橋玲子(2009)「イギリスのシュアスタートー貧困の連鎖を断ち切るための未来への投資・地域プログラムから子どもセンターへ」『四天王寺大学紀要』第48号, pp.377-388
- 大石亜希子(2005)「子どものいる世帯の経済状況」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, pp.29-52
- (2007)「子どもの貧困の動向とその経済的帰結」国立社会保障・人口問題研究所『季刊社会保障問題研究』第43巻第1号, pp.54-64
- 小塩隆士(2010)『再分配の厚生分析 公平と効率を問う』日本評論社
- 戒能民江(2006)『DV防止とこれからの被害者当事者支援』ミネルヴァ書房
- 釧路市福祉部生活福祉事務所編集委員会(2009)『希望をもって生きるー生活保護の常識を覆す釧路チャレンジ』全国コミュニティライフサポートセンター
- 後藤玲子(2006)「正義と公共的相互性ー公的扶助の根拠ー」『思想:福祉社会の未来』No.983, 2006年3月号, pp.82-99
- (2007)「潜在能力アプローチにおける社会的選択問題ー『すべての個人に基本的潜在能力を保障する』社会的評価は形成可能か?ー」国立社会保障・人口問題研究所『季刊社会保障研究』第43巻第1号, pp.15-26
- 小西祐馬(2008)「先進国における子どもの貧困研究」浅井・松本・湯澤編所収
- 小林登ほか(2002)「児童虐待および対策の実態把握に関する総合的研究」平成13年度厚生科学研究費補助金 総合的プロジェクト研究分野 子ども家庭総合研究事業
- 佐藤俊樹(2000)『不平等社会日本ーさよなら総中流』中公新書
- 佐藤嘉倫・吉田崇(2007)「貧困の世代間連鎖の実証研究」労働政策研究・研修機構『日本労働研究雑誌』49(6), pp.75-83
- 杉山登志郎(2004)「子ども虐待は、いま」『そだちの科学』日本評論社、2004年4月号、通巻2号、

pp.2-9。

- 相馬直子(2008)「韓国 出発点の不平等と少子化のはざまで一子育ての社会化をめぐるジレンマ泉千勢・一見真理子・汐見稔幸編『世界の幼児教育・保育改革と学力』明石書店,pp186-213
- 添田久美子(2005)『「ヘッド・スタート計画」研究』学文社
- 橋木俊詔・八木匡(2009)『教育と格差 なぜ人はブランド校を目指すのか』日本評論社
- 東京都福祉保健局(2005)「児童虐待の実態Ⅱ」
- 中面桐代(2006)「第2部 母子世帯の母親の就労支援に関するアンケート調査」釧路公立大学地域経済研究センター『釧路市の母子世帯の母への就労支援に関する調査報告』
- (2008)「自立支援プログラムの充実のために—生活保護自立支援プログラムと母子自立支援プログラム」(独)日本労働政策・研修機構所収、pp.211-234
- 中村晋介(2010)「生活保護受給者の自立阻害要因と自立支援策」『福岡県立大学人間社会学部紀要』第19巻第1号,pp.37-50
- (独)日本労働政策・研修機構(2008)『母子家庭の母への就業支援に関する研究』労働政策研究報告書 No.101
- 福岡県立大学附属研究所(2008)『生活保護自立阻害要因の研究—福岡県田川地区生活保護廃止台帳の分析から—』受託研究「田川郡における被保護者の自立阻害要因に係る分析」報告書
- 藤原千沙(2007)「母子世帯の階層分化—制度利用者の特徴からみた政策対象の明確化」家計経済研究所『季刊家計経済研究』No.73、2007Winter、pp.10-20
- 藤原千沙・湯澤直美(2010)「被保護母子世帯の開始状況と廃止水準」法政大学大原社会問題研究所『大原社会問題研究所雑誌』No.620,pp.49-63
- 益田早苗・浅田豊(2004)「虐待する親のリスク要因に関する実態調査—青森県の児童相談所における過去8年間の相談事例の分析から」『子どもの虐待とネグレクト』Vol.6、No.3 pp.372-382
- 松本伊知朗他(2010)『子ども虐待問題と被虐待児童の自立過程における複合的困難の構造と社会的支援のあり方に関する実証的研究』平成 20・21 年度厚生労働科学研究報告書(政策科学総合研究事業)
- 松本伊知朗編(2010)『子ども虐待と貧困』明石書店
- 道中隆(2007)「保護受給層の貧困の様相」生活経済政策研究所『生活経済政策』, No.127, August 2007 pp.14-20
- (2009)『生活保護と日本型ワーキングプア—貧困の固定化と世代間継承』ミネルヴァ書房。
- 八木安理子・吉野絹子・刈野正美(2003)「市民意識における暴力連鎖—DV と児童虐待の関連から—」日本子ども虐待防止学会『子どもの虐待とネグレクト』Vol.5、No.1 pp.206-214
- (2007)「親の暴力が DV 加害および児童虐待に与える影響—市民調査による男女比較—」『子どもの虐待とネグレクト』Vol.9、No.1 pp.46-54
- 安田尚道・塚本成美(2010)『社会的排除と企業の役割—母子世帯問題の本質』同友館
- 山野良一(2008)『子どもの最貧国・日本』光文社新書
- Aber, J.L., and D.T.Ellwood, (2001). "Thinking about children in time". in B. Bradbury, S. Jenkins, and J. Micklewright (Eds.), *The dynamics of child poverty in industrialized countries*, Cambridge University Press

- Blandon, J., P. Gregg and L.Macmillan(2006)"Explaining Intergenerational Income Persistence: Noncognitive Skills, Ability and Education", Working Paper No.06/146, Centre for Market and Public Organization University of Bristol
- Bradbury, B. S., Jenkins, and J. Micklewright (eds) (2001) *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries.*, Cambridge University Press,
- Bourdieu, Pierre; Passeron, Jean-Claude (1970) *La Reproduction : Éléments pour une théorie du système d'enseignement*, Minuit. (邦訳:ピエール ブルデュー、ジャン・クロード パスロン (著), 宮島 喬 (翻訳) (1991)『再生産—教育・社会・文化』、藤原書店)
- Carneiro, P. and J.J. Heckman (2003) "Human Capital Policy", in Heckman J.J. and A. Krueger (eds.), *Inequality in America: What Role for Human Capital Policies*, MIT Press, pp.77-239
- Corcoran M (2001). "Mobility, Persistence, and the Consequences of Poverty for Children: Child and Adult Outcomes." in Sheldon H. Danziger and Robert H. Haveman (Eds.), *Understanding Poverty*, Russell Sage Foundation Books, pp.127-161
- D'Addio, A.C. (2007) "Intergenerational Transmission of Disadvantage :Mobility or Immobility across Generations? A Review for OECD Countries", OECD Social, Employment and Migration Working Paper, No.52
- Duncan, G., and J. Brooks-Gunn (eds) (1997) *Consequences of Growing Up Poor.*, Russel Sage Foundation
- Evans, Gary W., and Michelle A. Schamberg (2009) "Childhood Poverty, Chronic Stress, and adult working memory" in *PNAS EARLY EDITION*, <http://www.pnas.org/content/early/2009/03/27/0811910106.full.pdf>
- Esping-Andersen, G. (2004). "Unequal Opportunities and the mechanisms of social inheritance". in Corak, M (Eds.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge University Press.
- (2005) "*Inequality of Incomes and Oportunities*", in Giddens, Anthony and Patric Diamond, eds., *The New Egalitarianism*, Policy Network
- Lareau, Annette (2003), *Unequal Childhoods: Class, Race, and Family Life*", University of California Press,
- Marmot, Michael and Richard G. Wilkinson, (1999) *Social Determinants of Health* Oxford University Press, (邦訳:マイケル・マーモット、リチャード・ウィルキンソン編(西 三郎, 鏡森 定信訳) (2002)『21世紀の健康づくり 10の提言』日本医療企画)
- Marmot, Michael (2004) *The Status Syndrome: How Social Standing Affects Our Health and Longevity*, Henry Halt and Company, LTD, (邦訳:マーモット(鏡森定信・橋本英樹監訳) (2007)『ステータス症候群 社会格差という病』日本評論社.)
- Nisbett, Richard E. (2009), *Intelligence and How to Get It: Why Schools and Cultures Count*, W W Norton & Co Inc. (邦訳:リチャード・ニスベット(水谷淳訳) (2010)『頭のでき—決めるのは遺伝か、環境か』ダイヤモンド社)
- OECD (2008) "*Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*" (邦訳:OECD(小島克久・金子能宏訳) (2010)『格差は拡大しているか OECD 加盟国における所得

分布と貧困』明石書店)

——(2009) “Doing Better For Children”

- Pekkarinen, T., R. Uusitalo and S. Pekkala (2006), “Education Policy and Intergenerational Income Mobility: Evidence from the Finnish Comprehensive School Reform”, IZA Discussion Paper, No. 2204, Bonn
- Pinker, Steven (2002) *The Blank Slate: The Modern Denial of Human Nature*, Viking Penguin (邦訳: スティーブン・ピンカー (山下篤子訳) (2004) 『人間の本性を考えるー心は「空白の石板」か (上・中・下巻)』日本放送出版協会
- Schiller, Bradley R. (2008), *Economics of Poverty and Discrimination, the 10th Edition*, Pearson Education Inc. (邦訳: ブラッドリー・シラー (松井範惇訳) (2010) 『貧困と差別の経済学』ピアソン桐原)
- Schweinhart, L. and J. Montie (2004), “Significant Benefits: The High/Scope Perry, Pre-School Study through Age 40”, High/Scope Educational Research Foundation, World Bank Presentation
- Secombe, Karen and Susan J. Ferguson (2006). *Families in Poverty: Volume I in the “Families in the 21st Century Series”*. Pearson
- Sheehan, S. (1976) *Welfare Mother*, Houghton Mifflin
- Sherman, Arloc (1994) *Wasting America’s Future : The Children’s Defense Fund Report on the Costs of Child Poverty*, Beacon Press
- Wilkinson, Richard G. (2006), *The Impact of Inequality: How to Make Sick Societies Healthier*, New Press (邦訳: ウィルキンソン (池本幸夫・片岡洋子・末原睦美訳) (2009) 『格差社会の衝撃ー不健康な格差社会を健康にする法』書籍工房早川)
- Wilkinson, Richard G. and Kate Pickett (2006) *The Spirit Level: Why more equal societies almost always do better*, Allen Lane (邦訳: リチャード・ウィルキンソン、ケイト・ピケット (酒井泰介訳) (2010) 『平等社会』東洋経済新報社)

第3章:等価尺度の推計と比較—全国消費実態調査と生活扶助基準から—

渡辺 久里子(慶應義塾大学大学院経済学研究科修士課程)

要旨

本研究では、「全国消費実態調査」の匿名データから消費上の等価尺度を推計し、それを生活扶助基準から算出した制度的等価尺度と比較した。この比較検証は、生活保護制度や相対的貧困が示す最低生活費の算出において重要な意味をもつものと考えられる。

推計の結果、等価尺度の推移を時系列で見ると、子どものいる世帯の消費上の等価尺度は過去20年で低下傾向にあった。制度的等価尺度(=生活扶助基準における等価尺度)は横ばいになっていたが、母子加算・高齢加算の縮減・廃止に伴って、低下する世帯もあった。また、相対的貧困率の推計に用いられた等価尺度は、日本の消費上の等価尺度から乖離しており、この等価尺度で貧困率を推計すれば、結果が異なってくることを示唆された。

1. はじめに—等価尺度の概念とその重要性—

本研究では、「全国消費実態調査」の匿名データから消費上の等価尺度(equivalence scale)を推計し、それを生活扶助基準から算出した制度的等価尺度と比較する。等価尺度を推計することによって、①異なった世帯構成の世帯間の厚生水準比較に利用することができ、したがって望ましい税・社会保障給付の参考水準を求めるのに利用できる、②家計構成要因も考慮に入れた所得分布、あるいは不平等測度、貧困尺度が計測可能となる(Suruga1993)ため、社会政策上重要になっている。

等価尺度とは、世帯によって異なる「世帯規模の経済性」の程度を調整し、異なる世帯間の厚生水準を比較するための尺度である。例えば、ある生活水準を達成するために必要な2人世帯の所得は、単身世帯の倍とはならない。言い換えれば、世帯所得が20万円の単身世帯と40万円の2人世帯では、2人世帯のほうが高い厚生水準にあると考えることができる。

等価尺度は、任意の基準世帯の等価尺度を1.0とし、それ以外の比較世帯は基準世帯の比として表される。例えば、夫婦世帯を基準世帯¹とした場合、単身世帯の等価尺度が仮に0.60と決定されれば、単身世帯は夫婦世帯の60%の所得があれば同じ程度の生活状況にあるとみなすことができる。同じように、夫婦・子ども2人世帯では1.24であるとする、夫婦世帯と同じ生活水準を達成するためには124%の所得が必要となる。

¹ どの世帯構成を基準世帯とするかによって、等価尺度は推計値が変わってくる。従来は、子どもが追加された場合に、比較しやすいということもあって、夫婦世帯が基準となるが多かった。基準世帯の研究については、Whiteford(1985)を参照のこと。

等価尺度は 1 つのパラメータに要約して表されることが多い。経済的ウェルビーイング (economic well-being) もしくは「調整済み」所得を W 、世帯の総可処分所得を D 、世帯規模を S とすると、

$$W = \frac{D}{s^e}, e \in [0, 1] \quad (1)$$

という式になる。等価弾力性 e の値がゼロならば、世帯規模によって所得を調整しないことを意味する。値が 1 ならば、世帯人員 1 人当たりの所得となり、所与の生活水準を達成するために、たとえば、3 人世帯では 1 人世帯の 3 倍の所得が必要とみなされる。

前述したように、等価尺度の推計を行うことは、①水平的に公平な社会保障給付体系の構築、②貧困率・不平等測度の推計、という 2 つの観点から社会政策上重要となっている。

第 1 の観点については、特定の社会保障給付ではどの世帯でも同程度の厚生水準を達成できるように、給付体系を設計する必要があることである。

例えば、生活保護制度における生活扶助は、個人の年齢別給付と世帯人数別の給付を組み合わせることによって「世帯規模の経済性」を調整し、どのような世帯においても同じ厚生水準が達成できるように給付体系が設計されている。

しかし現行の給付体系では、多人数世帯の「世帯規模の経済性」の調整が不十分で、給付額が割高になっているとの指摘(生活保護制度の在り方に関する専門委員会(2004))がされており、世帯人数の増加によって、どの程度給付額を上げるべきであるのか、という実証研究が必要となっている。

第 2 の貧困率・不平等測度の推計という観点からは、貧困率や不平等度の推計をする際には、所得を世帯単位から「世帯規模の経済性」を調整した個人単位に変換する必要があるため、等価尺度が推計に大きく影響を与えることである。イギリスにおいては、貧困率測定に用いる等価尺度を変更した²ことによって、貧困率、特に子どもの貧困率が高くなった(Bradshaw2008)。

日本においては、2009 年秋に厚生労働省から相対的貧困率の推計が公表されたが、この推計で用いられた貧困基準「世帯員 1 人当たり等価可処分所得の中位 50%」は、「世帯人員の平方根の逆数」を等価尺度として、「世帯規模の経済性」を調整した 1 人あたり可処分所得を算出している。

「世帯人員の平方根の逆数」という等価尺度は OECD 尺度と呼ばれ、所得格差・貧困率の国際比較をする際に近年よく用いられているが、日本における研究蓄積から導き出されたものではないため、日本の相対的貧困率の推計にも適用できたかどうか疑問視されている(唐鎌 2010)。

そこで、本研究では「全国消費実態調査」の匿名データから消費上の等価尺度を推計し、それを生活扶助基準から算出した制度的等価尺度と比較し、実際の消費とどの程度乖離しているのか検討する。第 2 節では、等価尺度の概念を詳細に説明する。第 3 節では、消費上の等価尺度の推計

² イギリスではそれまで McClement スケールを用いていたが、「子どもの等価尺度が栄養学的に不十分であり、極端に小さすぎる。」という批判(Muelbauer1979)があった。「世帯員数の平方根の逆数」のほうが子どもの等価尺度が大きかったため、変更したことによって、子どもの貧困率が大きく上方にシフトした。