

融資産に関しては、年間収入の係数は非有意となっている。ただし年間収入と 2004 年ダミーとの交差項は 10%の有意水準で、最近になるほど年間収入と金融資産の相関が高まっていることを示している。

このように、年間収入と資産は有意に正の相関関係にあるものの、最近になるほど両者の関係が明瞭でなくなっていることは図 5 でも確認できる。年間収入分位別に平均資産額をみると、分位が高いほど総資産額も多いものの、1994 年と比較すると 2004 年は分位による差が縮小している。また、2004 年に金融資産額がマイナスになっているのは、第 2～第 4 分位である。金融資産のマイナス幅は低分位ほど大きいのが、第 1 分位の平均金融資産額はわずかにプラスとなっている。つまり、低所得層ほど借金まみれになっているというわけではない。第 2 分位以上では持ち家取得のための借入れで金融資産がマイナスとなっているのに対し、第 1 分位は所得水準の低さから借入れ自体が困難であったり、返済の難しさから借入れ自体を避けたりしていると推察される。

3. 子どもの出生時の人的資源と経済状況

前節では「全消」を用いた分析から、0～1 歳児に着目し、中位と低位の間で所得格差や資産格差の拡大が観察されることを指摘した。本節では視点を変えて、現在のデータから出生時点に遡り、子どもの出生時の経済状況や人的資源を把握する。

(1) 父親の所得階層——どのような所得の男性のもとに子どもが生まれているのか？

子どもが利用可能な経済的資源としては、父親の所得、母親の所得、父母以外の家族（祖父母など）からもたらされる所得、そして公的移転など多様な源泉がある。しかしながら、母親の多くが第 1 子の出生時点で非労働力化していることを考慮すると、一般的には父親の所得が子どもの出生時点における最も重要な経済的資源になっていると考えられる。そこで本節では、父親の所得に着目して出生時点での格差が拡大しているかどうかを検討する。

子どもの出生時点における父親の所得を把握するには、本来であればパネル・データの利用が望ましい。しかし、利用可能なパネル・データは制約が多く、毎年の出生数も統計解析を行う上では十分でないというサンプル・サイズの問題がある。これに対してクロスセクション・データは、サンプル・サイズが大きい反面、調査時点の所得は把握可能であっても、出生時点に遡及するのが困難である。また、調査時点での父親の所得階層を用いると、父親の年齢が高いために高所得になるといった年齢の影響を除去できない。

さらに、パネル・データとクロスセクション・データの両方に付随する問題として、出生時点での父親の経済力格差をどのようにして計測すべきなのかということがある。たとえば、出生時点での子どものいる世帯全体の中での所得分位でとらえると、前述したよう

な年齢の影響が除去できない（出生時の父親は若いために所得が低だけかもしれない）。また、晩婚化・未婚化が進む中で、子どものいる世帯の父親だけを対象として格差を計測しても、自己選抜(self-selection)の問題が付随するため、子どもを持たない男性や独身の男性も含めた男性全体の中で父親が所得分布のどのあたりに位置しているのかを把握できない。

これらの問題に対処するため、以下の方法を用いて父親の所得階層を表す変数を作成する。

- ・ 「第13回出生動向基本調査夫婦票（2005年6月実施）」「同 独身者票」を接合し、有配偶者と独身者全体からなるサンプルを作成する。
- ・ 1952年生まれの男性を最年長として、5歳ごとのコーホートに分ける。
- ・ コーホート別に男性の年収5分位をとる。
- ・ 子どもの出生コーホート別に、父親の年収5分位の分布を観察する。

すなわち、この指標は子どもの父親が同世代の男性の中でどのあたりの所得階層に位置するかを示すものである。この方法の利点は以下の通りである。第1に、コーホート別の所得分位なので、年齢の違いをコントロールできる。第2に、所得分位なので出生時点に遡って年収データの実質化を行う必要がない。第3に、子どもを持たない男性や独身男性を含めた男性全体での所得分位なので、結婚や出産という選択が所得分布にもたらすバイアスを避けることができる。

留意すべき点としては、コーホート別に行っているものの、調査時点である2005年の年収に基づいて所得分位を計算していることがある。つまりこの方法では、現時点での所得分位が出生時点における所得分位と同一と仮定している。

図6は第1子の出生コーホート別に父親の所得分位の分布を示している。第1分位から第3分位までのシェアは1986-90年出生コーホート以降では若干の低下にとどまり、安定的に推移している。一方、第4分位のシェアは1986-90年出生コーホートでは21.1%を占めていたが、2001-05年出生コーホートでは17.8%と縮小している。最も変化が顕著なのは第5分位のシェアで、1981-85年出生コーホートでは20.0%であったものが、2001-05年出生コーホートでは25.5%まで拡大している。つまり、第1子の父親は、同世代の中でも高所得の男性である傾向が強まっている。

(2) 父母の教育年数——どのような学歴の男女のもとに子どもが生まれているのか？

つぎに、前節と同様の方法で、出生時点における人的資源を見るために、第1子の出生

コーホート別に父親の学歴水準の推移を示したものが表3である。単純に子どもの出生コーホート別に父親の学歴の推移をみただけでは、全体の高学歴化が進む中で父親の学歴格差が以前よりも拡大しているのか縮小しているのかを判断することが困難である。そこで、父親の属するコーホートの男性全員の教育年数からコーホート平均の教育年数を算出し、それを基準とする指数で父親の学歴を表す。さらに、学歴格差の動向を把握するため、1981-85年出生コーホートにおける父親の教育年数指数の分布を基準として、以降の変化をそれに対する指数で示している。

まず、p90/p50とp80/p50の推移に見られるように、中位以上の学歴格差は1980年代よりも40%程度と大幅に縮小している。その一方で、中位以下の学歴格差は1980年代よりも35%程度拡大している。とくに下位10%は相対的に低下が著しい。

つぎに、母親の教育年数指数について表4をみると、男性と同様に中位以上の学歴格差は縮小している。ただし、縮小度合いは30%程度で男性よりも小さい。中位以下の格差が拡大しているのも男性の場合と同様であるが、拡大度合いは男性よりもやや小幅である。

4. 第2子、第3子はどのような家庭に生まれているのか？

現在、子育て世帯に対する社会手当が、少子化対策の一環として、また、防貧対策として注目されている。この問題に関連してしばしば論点となるのが、出生順位による差をつけるかどうかという点である。ところが日本においてこの問題が取り上げられる場合に、第2子、第3子がどのような家庭に生まれているのかといった実態に基づく議論はほとんど見受けられない。そのため、出生順位による給付の差を設ける（あるいは設けない）場合に、どのような効果が生じるかを予想できない状況にある。

そこでこの節では、子どもの人数別に第2子、第3子がいる世帯の経済的資源や親の教育水準を検討する。なお、出生プロセスが完結していない夫婦もいることから、ここでは第1子の出生コーホート別・現存子ども数別の比較を行う。すなわち、第1子の出生が同時期であれば、出生プロセスの局面もおおよそ一致していると仮定している。それによって、子ども数が少ないのが出生プロセスの途中にあるためなのか、それ以外の要因によるのかをコントロールすることが可能となる。

父親の所得階層については1.と同様の方法で同一世代内の全男性の年収5分位を使用している。第1子の出生コーホート別に2子がいる世帯と3子がいる世帯について、それぞれ所得分位の分布を示したものが図7、図8である。

図から把握できる傾向をまとめると、以下ようになる。

第1に、2子がいる世帯では第3分位までのシェアは55%前後とほぼ横ばいで推移している半面、第4分位のシェアは縮小し、代わりに第5分位のシェアが1981-85年出生コーホートの20.5%から1996-00年出生コーホートの27.3%へと大きく上昇している。

第2に、3子がいる世帯における第1～第3分位までのシェアは、1991-95年出生コーホートまでは60%以上を占め、同一世代の中でも中低所得層の男性が3子世帯の父に多い傾向がみられた。

ところが、第3に、1996年以降の出生コーホートでは、第4、第5分位が50%を占めるようになり、代わりに第2、第3分位のシェアが縮小している。つまり、1990年代後半以降にトレンドが反転し、同一世代の中でも高所得の男性が3子世帯の父となる傾向が生じている。このように、最近になるほど第2子、第3子の父親に占める高所得分位のシェアが高まっているが、第2子までに関しては、第1分位のシェアには低下がみられないことも注目される。

つぎに、父母の教育水準について、父母が属する世代の平均教育年数を100とした指数を用いて第1子の出生コーホート別に子ども数による違いを示したものが表3である。

まず、父母の平均教育水準（指数）を見る範囲では、現存子ども数が増えると若干教育水準が低下する傾向にあるものの、全体としては子ども数による差異は小さい。しかし、教育水準の中位についてみると、現存子ども数による差異が明確にある。たとえば、1986-90年に第1子が出生した世帯の父親の教育水準は、現存子ども数が3人になると大きく低下する。現存子ども数が2人までは、父親の教育水準は同世代の男性の平均を上回っているが、3人になると平均を30%ほど下回るようになる。

興味深いのは母親の教育水準である。1986-90年に第1子を出産した母親で一人っ子の母親の半数以上は、平均を20%上回る高学歴者が占めている。一方、同じ時期に第1子を出産した母親でも、2子、3子がいる場合は、平均よりも低い学歴が半数以上を占めている。1991-95年に第1子を出産した母親になると、2子までは平均以上の学歴が半数以上を占めている。

5. 考察

本稿では、子どもの出生時における経済的・人的資源に着目して計測を行った。主な発見は以下の通りである。

- ・所得格差は明確な拡大傾向はみられないが、所得分布における低所得層が増加しつつある。
- ・資産格差は所得格差と比較して非常に大きい。
- ・所得・資産のいずれについても、中位と低位との格差が拡大している。
- ・親の学歴面でも、中位と低位との格差が拡大している。
- ・近年では、第3子は経済的に豊かな階層で生まれる傾向が強まっている。その半面、低所得層で生まれる第3子の割合は一定である。

本稿の分析は予備的なものに過ぎないが、多少の政策的なインプリケーションが得られると考えられる。まず、子ども同士での所得格差には明確な拡大傾向はみられないものの、低所得層が増加していることは注目される。一般的に所得が低い子どもほど資産も少ない

ことから、ライフイベントに対する脆弱性が高いと考えられる。したがって、低所得層の子どもがライフイベントによって極端に悪化した状況に陥らないためのセーフティーネットの整備が求められる。

参考文献

阿部 彩 2005 「子どもの貧困－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 2006 「貧困の現状とその要因」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配 格差拡大と政策の役割』東京大学出版会, pp.111-137.

阿部 彩 2008 『子どもの貧困』岩波新書

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.

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, pp.54-64.

大石亜希子 2006b 「所得格差の「所得格差の動向とその問題点」貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編『経済格差の研究』中央経済社, pp.19-36.

小塩隆士 2006 「所得格差の推移と再分配政策の効果」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配 格差拡大と政策の役割』東京大学出版会, pp.11-54.

盛山和夫 2003 「階層再生産の神話」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本評論社, pp.85-103.

山野良一 2008 『子どもの最貧国・日本』光文社新書

Blank, R. M. 1997 *It Takes a Nation: A New Approach to Fighting Poverty*. New York: Princeton University Press, Russell Sage Foundation.

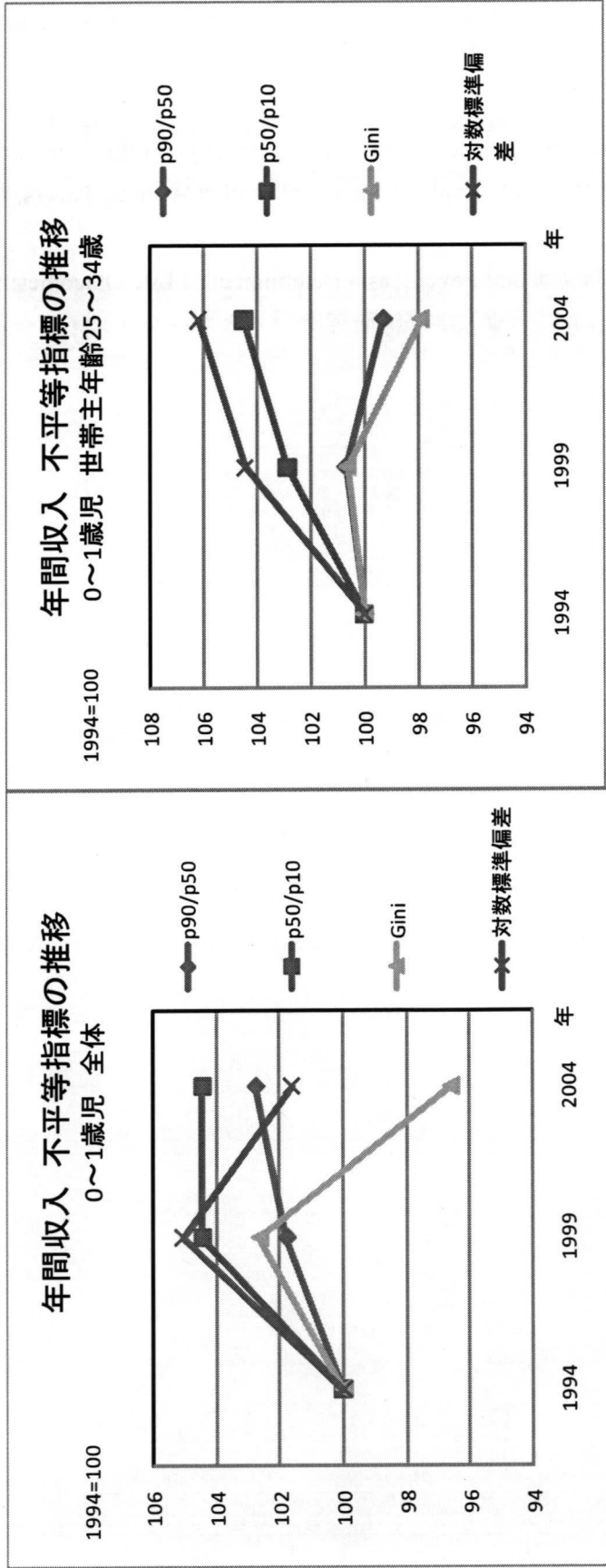
Bowles, S., H. Gintis and M. O. Groves eds. 2005 *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*. Princeton, Princeton University Press.

Duncan, G.J., Brooks-Gunn, J. eds., 1997. Consequences of growing up poor. Russell Sage, New York.

Förster, M. and M. d'Ercolre, 2005 “Income distribution and poverty in OECD countries in the second half of the 1990s” OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 22.

Oshio, T. and M. Kobayashi 2009 “Child Poverty as a Determinant of Life Outcomes: Evidence from nationwide surveys in Japan,” 一橋大学経済研究所ディスカッション・ペーパー

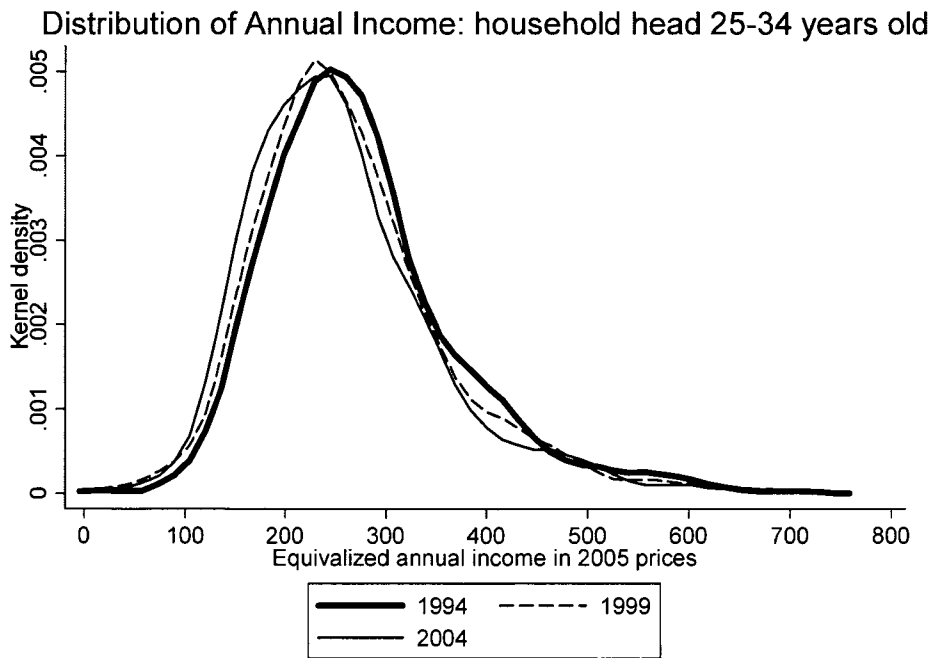
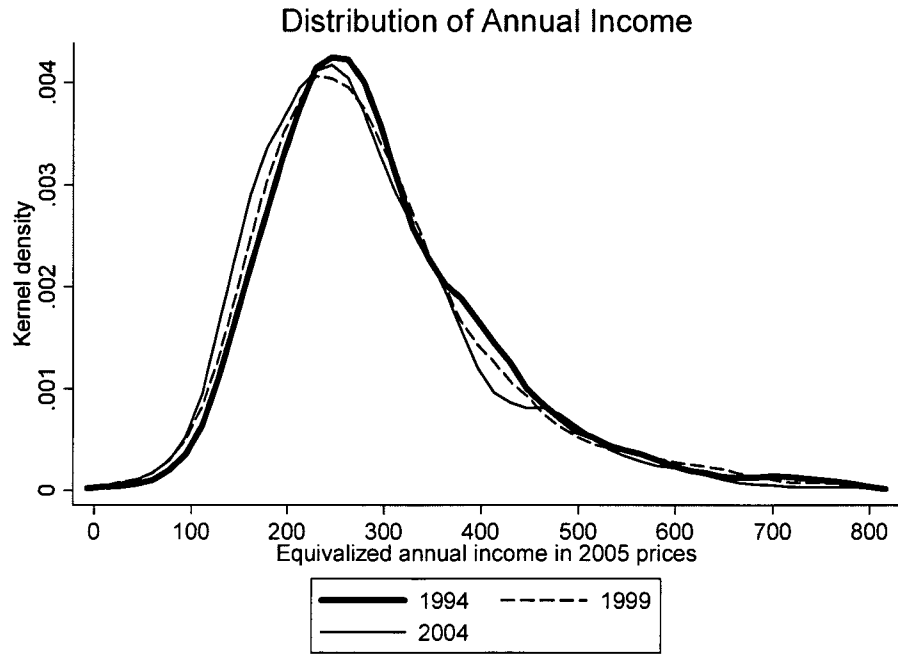
図1 年間収入格差の推移
(0～1歳児全体・世帯主年齢25～34歳)



(注) 年間収入は等価尺度による調整済み。

(出所) 総務省統計局「全国消費実態調査」より筆者作成。

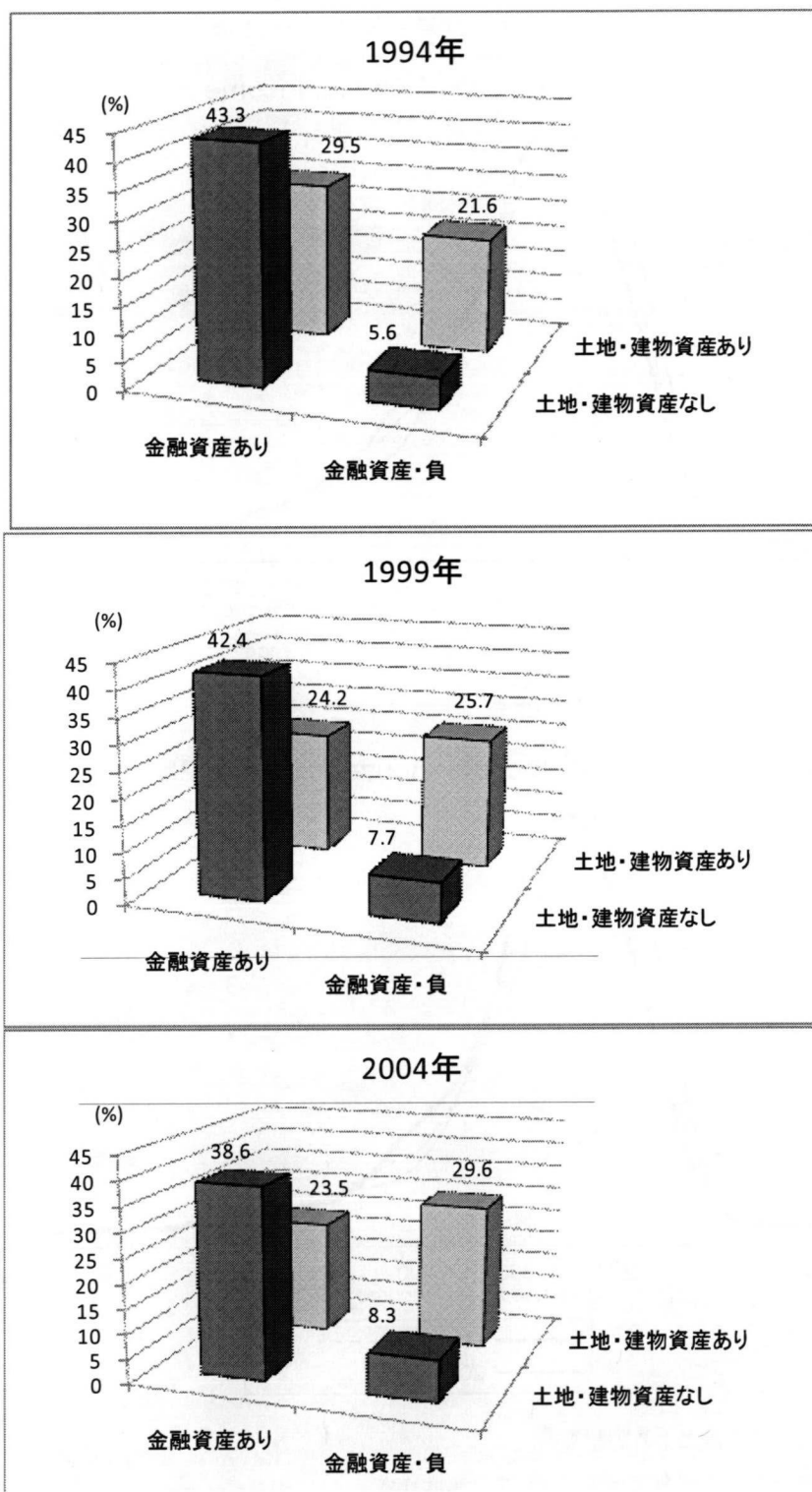
図2 年間収入のカーネル密度推定
(0~1歳児全体・世帯主年齢25~34歳)



(注) 年間収入は等価尺度による調整済み。

(出所) 総務省統計局「全国消費実態調査」より筆者作成。

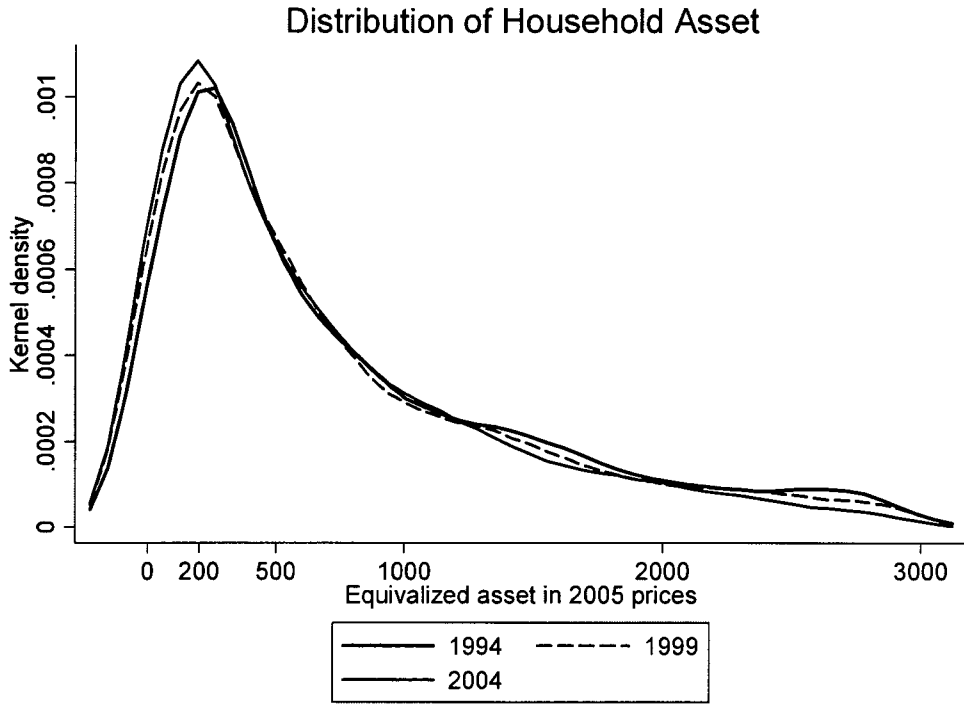
図3 土地・建物資産の保有状況と金融資産の状況の関係



(注) 各資産額は等価尺度による調整済み。

(出所) 総務省統計局「全国消費実態調査」より筆者作成。

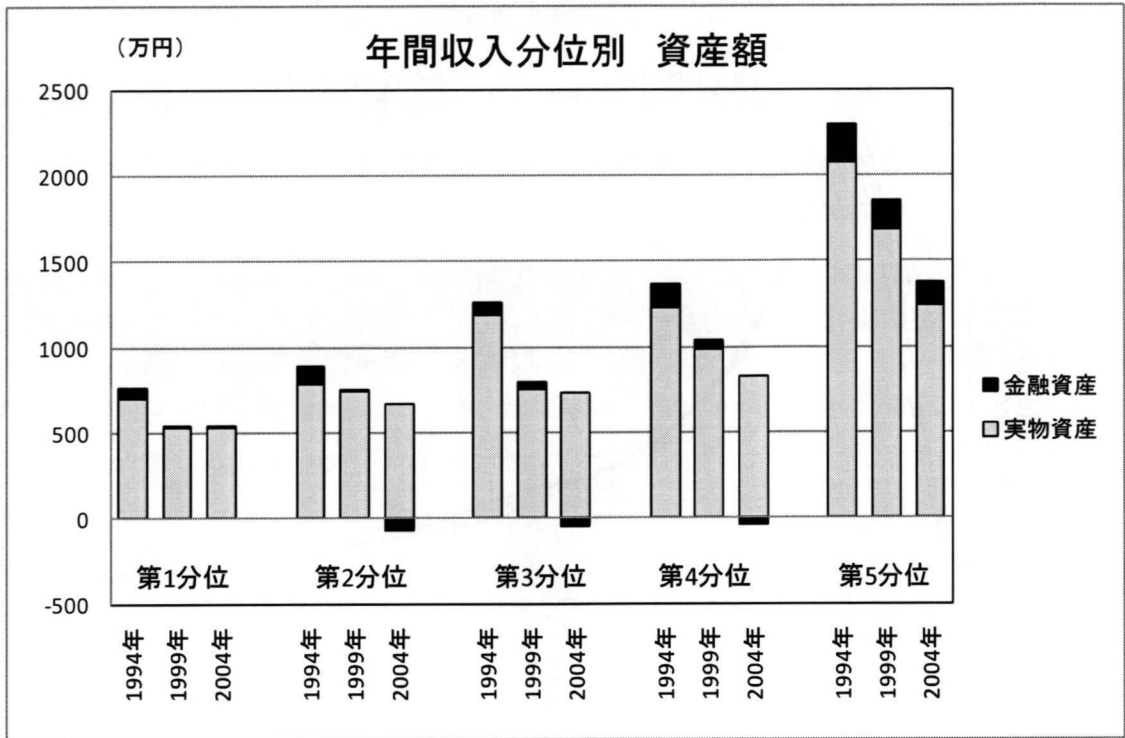
図4 総資産のカーネル密度推定
(0~1歳児全体)



(注) 総資産は耐久財を含む。等価尺度による調整済み。

(出所) 総務省統計局「全国消費実態調査」より筆者作成。

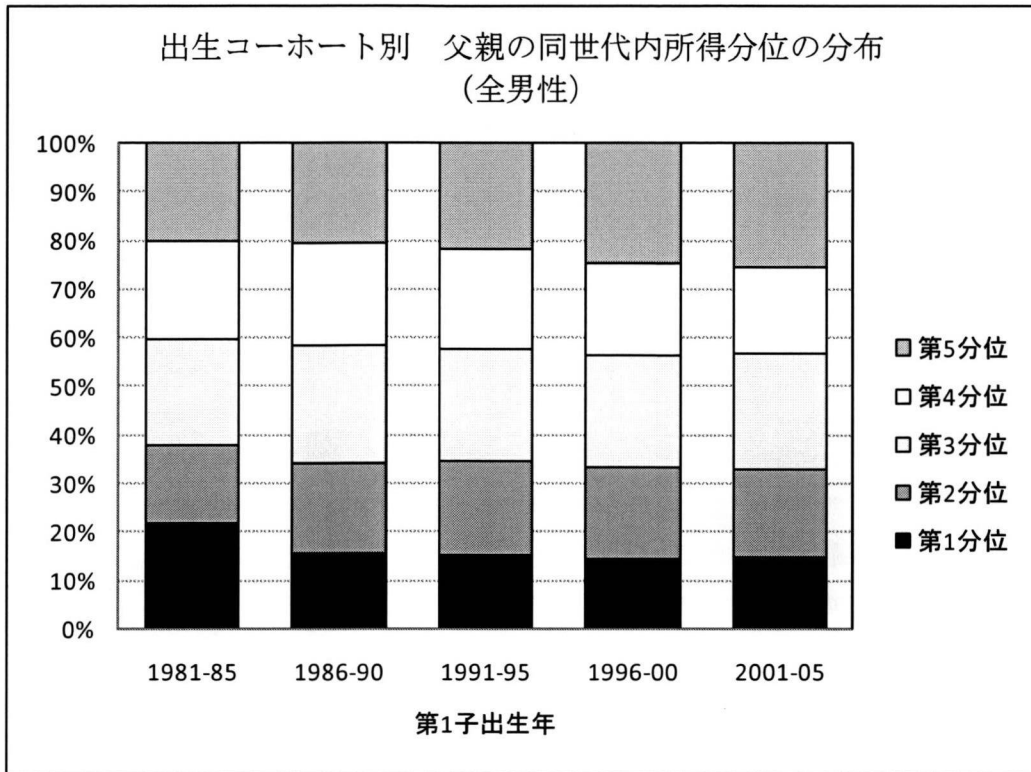
図5 年間収入5分位階層別 資産額



(注) 総資産は耐久財を含む。等価尺度による調整済み。

(出所) 総務省統計局「全国消費実態調査」より筆者作成。

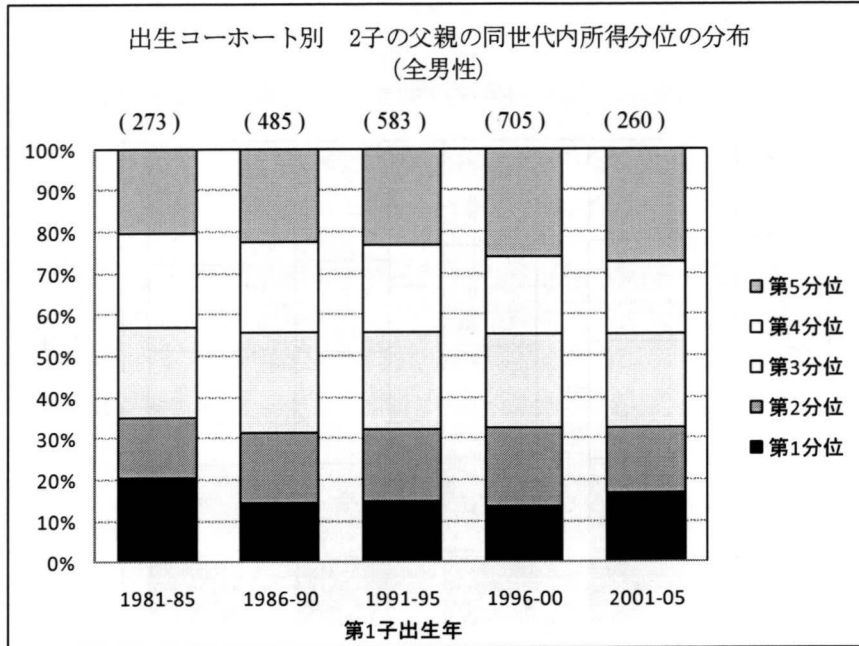
図6 出生コーホート別 父親の同世代内所得分位の分布（全男性）



(注) 「第13回出生動向基本調査」に基づき計算。第1子出生5,569人のうち父親の年収が把握可能な4,617人について。1980年以前出生コーホートについてはサンプル・サイズが小さいため省略。父親の所得分位の計算には、同調査の対象で出生年が判明している男性10,915人のうち年収が把握可能な9,627人を使用。

(資料) 国立社会保障・人口問題研究所「第13回出生動向基本調査」夫婦票・独身者票。

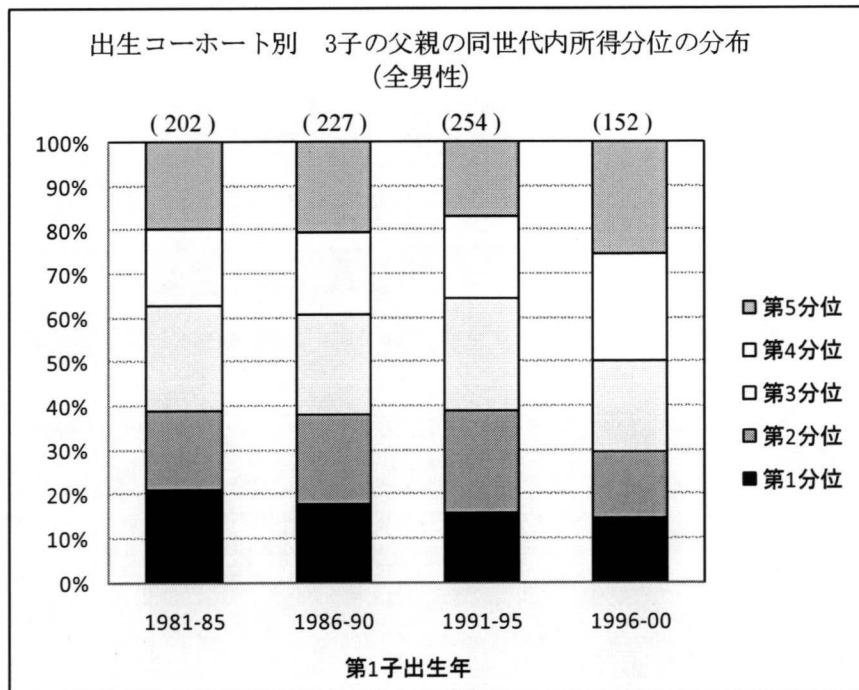
図7 出生コーホート別 2子の父親の同一世代内所得分位の分布 (全男性)



(注) 2子のいる 2,797 世帯のうち、父親の年収が把握可能な 2,342 世帯について。1980 年以前出生コーホートについてはサンプル・サイズが小さいため省略。カッコ内は標本数。

(資料) 国立社会保障・人口問題研究所「第 13 回出生動向基本調査」夫婦票・独身者票。

図8 出生コーホート別 3子の父親の同一世代内所得分位の分布 (全男性)



(注) 3子のいる 1,092 世帯のうち、父親の年収が把握可能な 877 世帯について。1980 年以前出生コーホートと 2001 年以降出生コーホートについてはサンプル・サイズが小さいため省略。カッコ内は標本数。

(資料) 国立社会保障・人口問題研究所「第 13 回出生動向基本調査」夫婦票・独身者票。

表1 分析対象子ども数と世帯主年齢の分布

世帯主年齢	1994	1999	2004	1994	1999	2004
	分析対象標本数			構成比(%)		
25歳未満	146	132	95	4.0	4.1	3.7
25-34歳	1,949	1,781	1,352	53.2	54.8	52.6
35-44歳	1,129	964	800	30.8	29.6	31.2
45-54歳	125	120	121	3.4	3.7	4.7
55-64歳	241	182	148	6.6	5.6	5.8
65-74歳	64	69	48	1.7	2.1	1.9
75歳以上	7	4	4	0.2	0.1	0.2
総数	3,661	3,252	2,568	100.0	100.0	100.0

(出所) 総務省統計局「全国消費実態調査」より筆者作成。

表2 年間収入と資産の関係の推定結果：0~1歳児

(N=9021)

	OLS		IV	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
総資産				
年間収入	3.308 ***	0.674	3.303 ***	0.752
年間収入×1999年	-0.224	1.250	-0.229	1.163
年間収入×2004年	-1.886 **	0.872	-1.889 **	0.877
R-squared	0.130		0.130	
F値(OLS)/ χ^2 値(IV)	101.6		427.3	
実物資産				
年間収入	3.141 ***	0.669	3.172 ***	0.599
年間収入×1999年	-0.382	1.198	-0.348	1.184
年間収入×2004年	-2.286 ***	0.850	-2.263 ***	0.841
R-squared	0.152		0.151	
F値(OLS)/ χ^2 値(IV)	212.9		390.8	
金融資産				
年間収入	0.166	0.125	0.131	0.130
年間収入×1999年	0.157	0.358	0.119	0.372
年間収入×2004年	0.400 *	0.206	0.374 *	0.202
R-squared	0.146		0.131	
F値(OLS)/ χ^2 値(IV)	123.4		455.7	

(注) ***1%, ** 5%, * 10%水準で有意。OLSの標準誤差はrobust standard errors。IVの標準誤差はbootstrapで修正している。他の説明変数は、年ダミー、年ダミーと世帯主年齢の交差項、65歳以上の世帯員数、持ち家ダミー。持ち家ダミーのIVとして世帯員数を使用している。

(出所) 総務省統計局「全国消費実態調査」より筆者作成。

表3 第1出生コーホート別 父親の教育年数分布

(1981-85年出生コーホート=100)

第1子出生年	p50/p10	p20/p50	p80/p50	p90/p50
1981-85	100.0	100.0	100.0	100.0
1986-90	100.0	100.0	93.3	100.0
1991-95	155.2	155.4	60.1	60.1
1996-00	155.2	150.2	62.1	64.6
2001-05	160.5	153.1	60.9	62.5

(注) 父親の属するコーホートの平均教育年数に対する指数をとり、子どもの出生コーホート別に分布をみたもの。1981-85年出生コーホートにおける格差を基準とした指数。平均教育年数は、第12回および第13回の「出生動向基本調査」(夫婦票・独身者票) 調査対象者のうち、1952年以降生まれで学歴が判明している22,360人の男性について計算。

(資料) 国立社会保障・人口問題研究所「第12回出生動向基本調査」「第13回出生動向基本調査」

表4 第1出生コーホート別 母親の教育年数分布

(1981-85年出生コーホート=100)

第1子出生年	p50/p10	p20/p50	p80/p50	p90/p50
1981-85	100.0	100.0	100.0	100.0
1986-90	87.6	88.8	112.6	112.6
1991-95	100.7	102.0	98.1	98.7
1996-00	144.2	146.1	68.5	72.8
2001-05	152.7	146.1	68.5	68.5

(注) 母親の属するコーホートの平均教育年数に対する指数をとり、子どもの出生コーホート別に分布をみたもの。1981-85年出生コーホートにおける格差を基準とした指数。平均教育年数は、第12回および第13回の「出生動向基本調査」(夫婦票・独身者票) 調査対象者のうち、1952年以降生まれで学歴が判明している23,268人の女性について計算。

表5 父母の教育水準（同一世代の平均教育水準を100とする指数）

第1子出生年		1人	2人	3人
1981-85	父・平均	103	98	98
	父・中位	70	70	70
	母・平均	101	101	97
	母・中位	83	83	83
	標本数	(100)	(775)	(520)
1986-90	父・平均	106	105	98
	父・中位	109	109	70
	母・平均	103	101	98
	母・中位	119	83	73
	標本数	(221)	(1,170)	(593)
1991-95	父・平均	108	103	98
	父・中位	109	109	70
	母・平均	104	100	99
	母・中位	119	112	73
	標本数	(366)	(1,370)	(564)
1996-00	父・平均	102	100	97
	父・中位	109	105	68
	母・平均	101	99	95
	母・中位	112	112	72
	標本数	(925)	(1,400)	(255)

（注意）指数はそれぞれ男女別に、有配偶者・独身者すべてからなるサンプルについてコーホート別に作成している。

付表

	全 体			うち 世帯主年齢25～34歳		
	1994年	1999年	2004年	1994年	1999年	2004年
年間収入				年間収入		
P90	461	460	446	P90	406	392
P50	276	270	260	P50	261	250
P10	171	160	154	P10	172	160
p90/p50	(1.673)	(1.702)	(1.719)	p90/p50	(1.556)	(1.566)
p50/p10	(1.614)	(1.685)	(1.685)	p50/p10	(1.520)	(1.564)
Gini coef.	0.239	0.245	0.231	Gini coef.	0.205	0.206
対数標準偏差	0.438	0.460	0.445	対数標準偏差	0.381	0.399
総資産				総資産		
P90	2,771	2,376	1,937	P90	2,166	1,657
P50	572	490	436	P50	397	364
P10	91	50	23	P10	79	43
p90/p50	(4.8)	(4.8)	(4.4)	p90/p50	(5.5)	(4.5)
p50/p10	(6.3)	(9.8)	(19.0)	p50/p10	(5.0)	(8.5)
Gini coef.	0.670	0.655	0.662	Gini coef.	0.673	0.657
実物資産(耐久財含む)				実物資産(耐久財含む)		
P90	2,576	2,195	1,864	P90	2,227	1,963
P50	309	225	400	P50	127	114
P10	41	39	33	P10	40	37
p90/p50	(8.3)	(9.8)	(4.7)	p90/p50	(17.5)	(17.2)
p50/p10	(7.5)	(5.8)	(12.0)	p50/p10	(3.2)	(3.1)
Gini coef.	0.714	0.657	0.622	Gini coef.	0.742	0.693
実物資産(土地・建物)				実物資産(土地・建物)		
保有	0.511	0.499	0.531	保有	0.393	0.380
金融資産				金融資産		
P90	665	649	660	P90	524	495
P50	134	94	70	P50	125	81
P10	-538	-828	-953	P10	-532	-847
金融資産 <0	0.272	0.334	0.379	金融資産 <0	0.249	0.324
うち貯蓄				うち貯蓄		
P90	733	748	747	P90	569	545
P50	222	216	210	P50	188	177
P10	43	30	25	P10	44	27
貯蓄なし	0.034	0.029	0.041	貯蓄なし	0.029	0.028

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））
「子育て世帯のセーフティネットに関する総合的研究」
平成 21 年度分担研究報告書
「わが国における避妊の現状と女性の健康及び社会的・経済的地位
との因果関係についての実証的研究」
分担研究者 野口晴子（国立社会保障・人口問題研究所・
社会保障基礎理論研究部・第二室長）

研究要旨

日本社会において人口の少子高齢化が急速に進む中、女性の結婚・出生行動（意志決定自体の確率、及び、意志決定のタイミング）と、学歴、就業、家族構成等の女性を取り巻く社会的・経済的諸環境との複雑な因果関係を読み解こうと試みる数多くの科学的・実証的研究がなされてきた。本研究の目的は、こうした先行研究に学びつつ、わが国における避妊の現状と女性の健康、及び、社会的・経済的地位とがどのように関わっているか、その因果関係についての実証的分析を行うことにある。国立社会保障・人口問題研究所によって収集された『出生動向基本調査』（第 10-12 回）（1987 年のみ第 9 次『出産力調査』）の独身者票を用いた分析の結果、①未婚女性の性経験については、経年的に学歴の効果が薄れつつあり、性経験について二極化が進んでいること、しかしながら、②避妊行動については明らかに中卒と高卒以上との間に分布の違いがあり、そのため、妊娠や中絶・流産リスクについても学歴による分布の違いがあること、避妊・妊娠・中絶・流産に対する質問のある 1997 年調査を用いると③大卒以上の高学歴や 200 万以上の都市部居住といった要因が避妊行動を促進し、年齢 cohort から導出した 1987 年における避妊知識が中絶・流産といったリスクを引き下げること、④避妊経験のないことが、有意に妊娠・流産・中絶回数を有意に引き上げること、最後に⑤性経験の有無は調査時点における経済的 status（賃金、正規職員、大企業・官公庁での就労）に有意な効果はないが、妊娠（妊娠については、避妊経験がある群のみ）及び中絶が大企業・官公庁での就労にマイナスの効果があった。また、避妊経験のある群では、中絶・流産経験者の賃金が有意に未経験者を上回っていた。平成 22 年度においては、独身者票に引き続き既婚女性についての分析を進める。

A. 研究目的

日本社会において人口の少子高齢化が急速に進む中、女性の結婚・出生行動（意志決定自体の確率、及び、意志決定のタイミング）と、学歴、就業、家族構成等の女性を取り巻く社会的・経済的諸環境との複雑な因果関係を読み解こうと試みる数多くの科学的・実証的研究がなされてきた（今田・平田（1992）；国立社会保障・人口問題研究所（1998、2003）；永瀬（1999）；白井（2001）；岩澤（2002）；福田（2005）、他多数）。本研究の目的は、こうした先行研究に学びつつ、わが国における避妊の現状と女性の健康、及び、社会的・経済的地位とがどのように関わっているか、その因果関係についての実証的分析を行うことにある。

B. 研究方法

本研究では、国立社会保障・人口問題研究所によって収集された『出生動向基本調査』（第 10-12 回）（1987 年のみ第 9 次『出産力調査』）の独身者票を用い、基本統計量、Kernel (Gaussian) 分布、及び、Nested logit による性経験、避妊行動、そして、それに伴う、妊娠・流産・中絶のリスク分析

を行い、同じく Kernel (Gaussian) 分布と propensity score matching 推定法を用いて性経験、妊娠・流産・中絶リスクが、独身女性の社会経済的状況（賃金・正規の被雇用者・大企業・官公庁での就業）に与える効果について分析を行った。

C. 研究結果及び考察

国立社会保障・人口問題研究所によって収集された『出生動向基本調査』（第 10-12 回）（1987 年のみ第 9 次『出産力調査』）の独身者票を用いた分析の結果、①未婚女性の性経験については、経年的に学歴の効果が薄れつつあり、性経験について二極化が進んでいること、しかしながら、②避妊行動については明らかに中卒と高卒以上との間に分布の違いがあり、そのため、妊娠や中絶・流産リスクについても学歴による分布の違いがあること、避妊・妊娠・中絶・流産に対する質問のある 1997 年調査を用いると③大卒以上の高学歴や 200 万以上の都市部居住といった要因が避妊行動を促進し、年齢 cohort から導出した 1987 年における避妊知識が中絶・流産といったリスクを引き下げること、④避妊経験のないことが、有意に妊娠・流産・中絶回数を

有意に引き上げること、最後に⑤性経験の有無は調査時点における経済的 status（賃金、正規職員、大企業・官公庁での就労）に有意な効果はないが、妊娠（妊娠については、避妊経験がある群のみ）及び中絶が大企業・官公庁での就労にマイナスの効果があった。また、避妊経験のある群では、中絶・流産経験者の賃金が有意に未経験者を上回っていた。平成 22 年度においては、独身者票に引き続き既婚女性についての分析を進める。

D. 結論

本研究では、未婚女性の性行動について、わが国における避妊の現状と女性の健康及び社会的・経済的状況(SES)との因果関係についての実証的研究を行った。本年度においては、独身女性のみを対象としたが、既婚女性の避妊行動は出産という女性にとっての機会費用と直結することであり、未婚の女性よりもSESとの因果関係が有意に推定される可能性が高い。したがって、来年度においては、引き続き、既婚女性の避妊行動についての実証分析を進めることとする。

E. 健康危険情報 特になし

F. 研究発表・学会発表 特になし

G. 知的財産権の出願・登録状況 特になし

わが国における避妊の現状と女性の健康及び社会的・経済的地位 との因果関係についての実証的研究

野口晴子

(国立社会保障・人口問題研究所)

2010年3月

1. 分析の目的

日本社会において人口の少子高齢化が急速に進む中、女性の結婚・出生行動（意志決定自体の確率、及び、意志決定のタイミング）と、学歴、就業、家族構成等の女性を取り巻く社会的・経済的諸環境との複雑な因果関係を読み解こうと試みる数多くの科学的・実証的研究がなされてきた（今田・平田 1992；国立社会保障・人口問題研究所 1998、2003；永瀬 1999；白井 2001；岩澤 2002；福田 2005、他多数）。本研究の目的は、こうした先行研究に学びつつ、わが国における避妊の現状と女性の健康、及び、社会的・経済的地位とがどのように関わっているか、その因果関係についての実証的分析を行うことにある。

2. 分析の背景

1994年に開催されたカイロ国際人口・開発会議において、子どもを産むか産まないか、産むとすればいつ、何人産むかを女性が自己決定する権利を中心課題として、広く女性の生涯にわたる健康の確立とそのための健康支援という Reproductive Health/Rights（性と生殖に関する健康と権利）が提唱されて以来、賛否両論様々な議論が世界中でなされている。妊娠可能性のある女性人口うち、避妊行動をとっている比率は、発展途上国では平均10%、先進国では平均75%であり、日本では、約60%前後で推移している

（Bongaarts and Westoff 2000；国立社会保障・人口問題研究所 2007）。妊娠・出産の過程は、女性にとって（また、女性の意志決定によって、その子どもにとっても）、精神的・肉体的のみならず、社会的・経済的にも、ライフサイクルを大きく左右する可能性が非常に高く、したがって、女性の自己決定は十分に尊重されるべきである（平成10年『厚生白書』<<http://www.hakusho.mhlw.go.jp/wpdocs/hpaz199801/b0024.html>>）。

3. 分析の内容

Reproductive Health/Rightsの背景として、女性が妊娠の確率とタイミング双方をコントロールする手段としての、経口避妊薬（ピル又はOC：oral contraceptive）や子宮内避妊器具（IUDまたはIUCD：Intra-uterine (Contraceptive) Device）等、「避妊」のテクノロジーの発展と普及があげられる。Blake and Das Gupta (1975)、Birdsall and Chester (1987)、Goldin and Katz (2000a, 2000b) は、時系列分析を用いて、外生的要因としての米国におけるピルに対する規制緩和（解禁・普及）と、女性のライフサイクルに対する選択、及び、社会的・経済的地位の改善・向上とが密接に関わっていることを示している。例え