慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	成育家庭の経済水準が子どもの地位におよぼす影響
Sub Title	Influence of economic status as family background on status attainment
Author	鹿又, 伸夫(Kanomata, Nobuo)
Publisher	慶應義塾大学法学研究会
Publication year	2017
Jtitle	法學研究 : 法律・ 政治・ 社会 (Journal of law, politics, and sociology). Vol.90, No.1 (2017. 1) ,p.496(47)- 516(27)
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	有末賢教授退職記念号
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00224504-20170128-0496

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

法学研究 90 巻 1 号（2017：1）

成育家庭の経済水準が子どもの地位におよぼす影響

鹿　又　伸　夫

1　グレート・ギャッツビー・カーブ
2　親の所得と成育家庭の経済水準
3　成育家庭の経済水準の測定
4　子どもの所得への影響
5　子どもの教育達成と職業達成への影響
6　結語

1　グレート・ギャッツビー・カーブ

2012 年にアメリカ経済諮問委員会・委員長クルーガー（A. B. Krueger）は、アメリカ社会における格差の拡大と世代間での貧富の固定化について、グレート・ギャッツビー・カーブ（the Great Gatsby curve）と表現して注目された。スコット・フィッツジェラルドの小説『華麗なるギャツビー』から命名されたものである。小説では、一代で財を築いてアメリカン・ドリームを実現した男性（ギャツビー）と、生まれながらに富裕だった女性をめぐるストーリーが展開されていた。クルーガーが危惧したのは、機会均等のもとで勤勉さと努力で誰でも成功できるというアメリカン・ドリームに逆行する傾向の顕在化だった。グレート・ギャッツビー・カーブは、M. コラック（Corak 2013a, 2013b）の研究にもとづきながら、所得格差が拡大することで世代間所得弾力性（Intergenerational Income Elasticity）も増大する変化が起きることを意味していた。世代間所得弾力性とは、親の所得と子どもの所得の関連の強さをさす。各国のジニ係数で測定された所得格差と世代間所得弾

力性とには正の相関関係があり、クルーガーは親世代の所得が子世代の所得を規定する関係が急速に強まることを懸念したのだった。

世代間所得弾力性の研究は、所得水準の世代間再生産という観点から、社会の平等性・公正さが損なわれていることへの問題提起をする。社会階層と社会移動の研究も、移動における機会の平等・不平等に注目して社会の開放性・閉鎖性について言及してきたが、世代間再生産という点では学歴や職業の再生産が扱われてきた。親の所得水準が子どもの教育達成、職業達成そして所得達成にどれほど影響するかという問題が重要であるにもかかわらず、学歴や職業の再生産に注目してきた理由には、二世代の所得を調査することの困難さもある。二世代の所得を正確に把握するには長期にわたるパネル調査が必要である。しかし日本でのパネル調査実施の歴史はまだ浅く、二世代で同じ年齢時の所得をカバーするにいたっていない。こうした事情は所得弾力性の研究でも同様で、親の所得をまず推定して、その推定値をもちいて所得弾力性を推定する方法がとられてきた。

階層と移動の研究では親の所得ではなく、成育家庭の経済状態にかんする変数を使用してきた。所得弾力性の研究では親の所得として父親の所得をとりあげることが一般的だったが、とくに地位達成の観点からすると、子世代（調査対象者）の成育期における出身家庭の世帯所得もしくは恒常的な経済水準の方が重要である。なぜなら、共稼ぎ夫婦、母子世帯、三世代同居の家庭などで育つ子どももいて、成育家庭の経済水準が子世代のその後の地位達成に影響すると考えられるからである。しかし、成育家庭での世帯所得そのものを調査で正確に把握することも、父親の所得と同様に困難である。そのため本稿では、成育期の家庭にあった財から経済水準を測定する方法について検討する。次節では既存研究における親の所得や成育家庭の経済水準の測定方法を概観し、その後に成育家庭の経済水準についての測定方法を提案し、その信頼性と妥当性を検討する。

2　親の所得と成育家庭の経済水準

親と子どもの所得の関連である世代間所得弾力性とは、親の所得が１％増

加したときに子どもの所得が何％増加するか（あるいは親の所得の 1 単位増分に対する子どもの所得の増分）を表すものである。各国での研究結果では 0.1 台から 0.6 台まで様々だが正の値が報告されており、親世代の所得格差が子世代の所得格差でも再現される傾向が確認されている（Solon 2002; Corak ed. 2004; Kan et al. 2015. などで各国での結果が整理されている）。

アメリカでの所得弾力性は、1980 年代までそれほど高くないとされていた。たとえば G. ベッカーは、親の賃金と子どもの賃金の間の単相関は 0.15 程度で、賃金格差は世代間で強く受け継がれるものではなく、上の世代からの影響は三世代のうちに消滅すると指摘していた（Becker and Tomes 1986; Becker 1988）[1)]。ところが 1990 年代に入って、操作変数（instrumental variable）をもちいた二段階最小二乗法による研究で[2)]、アメリカの所得弾力性が 0.4 以上で従来考えられていたよりも高いとする報告が現れてきた（Solon 1992; Zimmerman 1992）。

日本の世代間所得弾力性にかんする研究は少ない。「消費生活に関するパネル調査（家計経済研究所）」をもちいて上田貴子（Ueda 2009）は、親の所得との間で有配偶男性が 0.41 ～ 0.46、有配偶女性（ただし夫の所得）が 0.30 ～ 0.38、独身女性が 0.3 以下と推定した。ただしこれらの値は、操作変数法と比較したうえで採用された二段階の推定によるものである。「2005 年社会階層と社会移動全国調査（SSM 調査）」をもちいた吉田崇（2011）も過去の SSM 調査データを利用しながら、操作変数法とは異なる二段階推定で、40 歳時における父親と息子の所得弾力性を 0.35 程度と推定している。上田も吉田も、まず一段階目で父親の教育、職業、従業企業規模などから父親の所得を予測し、二段階目でその予測値から子どもの所得に対する弾力性を推定している[3)]。こうした方法では、二段階目の推定において、父親の所得予測値にくわえて、一段階目で使用した親の教育や職業などを投入する分析ができない[4)]。つまり、子どもの所得に対する親の教育や職業などの影響が、親の所得を媒介する影響（親の教育や職業→親の所得→子どもの所得）だけでなく、媒介しない影響（親の教育や職業→子どもの所得）もある場合にこれを分析できない。

他方で、階層と移動の研究や貧困の世代間連鎖の研究では、親の所得では

なく、成育家庭の経済水準を測定する方法が使われてきた。そうした方法の第1として、「平均的な世帯とくらべた世帯年収」にかんする設問の使用がある。「日本版総合社会調査（JGSS調査）」にみられる設問では、回答者が15歳だった時の世帯収入を、当時の平均的な世帯とくらべた5段階から選択するものになっている。Oshio et al.（2010）は、2000～03年と2005～06年のJGSS調査データを使い、この設問から測定された子ども期の貧困（平均より少ない場合とかなり少ない場合）が、調査時における貧困（等価所得の中央値の半分以下）をもたらしやすい有意な影響をもつと報告している。しかし、回答者が15歳時に成育家庭の世帯年収額を知ることじたいが考えにくい。同様に平均世帯年収の額を知ることも考えられず、平均的な生活水準を思いだせるにしても、それは自分が居住していた地域、通学していた学校などに準拠して回顧すると考えられる。つまり、多重な意味で信頼性に疑問がある。

第2の方法は15歳時の「暮らしむき」についての設問から測定するものである。SSM調査では、「あなたのお宅のくらしむき」が「ふつうのくらしむき」とくらべて、「豊か」から「貧しい」まで5段階から選択する設問があり、この調査データを使用する研究で頻繁に使われてきた[5)]。これは主観的な貧富感について回顧してもらう設問である。しかし、「ふつうのくらしむき」は、平均的な世帯年収と同様に「ふつう」という準拠点に左右される。また、回答者の心理的作用が紛れこんでいる可能性も否定できない。小さい頃は貧しかったが努力して今の生活をかちえたとか、昔の生活はゆとりがあってよかったといった情緒的回顧が、15歳時の暮らしむきの評価を左右する可能性である。

成育家庭の経済水準を測定する第3の方法は、15歳時に家庭にあった財の設問を利用するものである。SSM調査では動産、不動産、耐久消費財を複数あげて（2005年調査では計19項目）、それぞれの保有を調べている。財の保有にかんする設問は、回顧による記憶違いや錯誤による時期のずれが含まれうるが、回答の主観性を排除することができる。平均的世帯年収やふつうの暮らしむきを想起する必要はなく、これらと成育家庭の年収や暮らしむきを比較する必要もない。

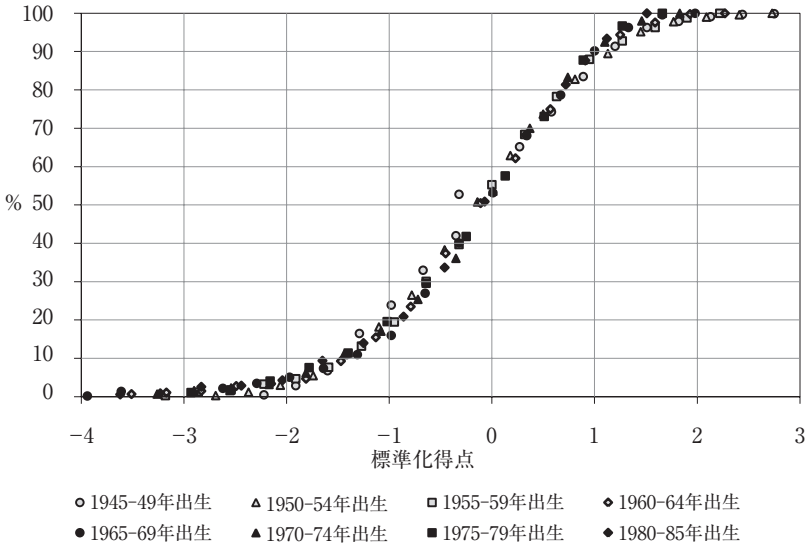
財の保有にかんする設問は、保有していた財の合計数として変数化されて使われることが多く、地位達成の中でも教育達成に顕著な影響をもつことが報告されている。たとえば 1995 年 SSM 調査をもちいた杉野勇（1998）は、教育達成（本人の教育年数）の分析に保有していた財（項目数は 14）の合計数を投入して、父親と母親の教育（年数）、父親の職業（威信スコア）、学校外教育、家庭の文化的環境[6]などよりも、財保有数の方が強い効果をしめしたことを指摘している。また同じデータを使用した尾嶋史章（2002）は、財の 14 項目と 10 年間隔の出生コーホート変数を数量化Ⅲ類に投入し、それから得られた得点を使用している。分析結果から、教育達成（本人の教育年数）に対するその得点の影響力は、1936～45 年出生にくらべて 1946～60 年出生で強くなり、1961～70 年出生で弱まったと指摘しているが、前 2 者の出生時期の者では中学 3 年生時の成績と同程度の強い影響力だった。

成育家庭における財保有から作成した変数が子どもの地位達成とくに教育達成に影響することは報告されてきたが、杉野（1998）のように財の保有数をそのまま使用することには問題がある。財の項目に耐久消費財が比較的多く含まれ、耐久消費財の普及時期と回答者の出生時期に財保有の合計数が左右されるからである。出生が古い時期の者は合計数が少なく、新しい時期の者は多くなり、成育家庭の経済状態を各出生コーホートで同じく測定したものといえない。尾嶋（2002）はこの問題に対処するために上記のように数量化Ⅲ類の得点を使ったと思われる。しかしこの得点は、各財についてコーホートによって異なる普及時期の影響を除去したものにならない[7]。

3　成育家庭の経済水準の測定

親の所得を正確に把握することには困難があり、また上述のように地位達成の観点からは、父親の所得よりも成育家庭の経済水準の方が重要だった。階層と移動の研究では、財の保有から成育家庭の経済状態を測定することが試みられ、教育達成については一定の成果が得られていた。しかし、財によって普及時期が違うため、出生時期の相違によって財保有（数）が左右されるという問題を解消できていない。これを解消する方法として、SSM 調

図1　15歳時生活水準の累積比率％：
出身家庭の財所有数の出生コーホート別標準化得点

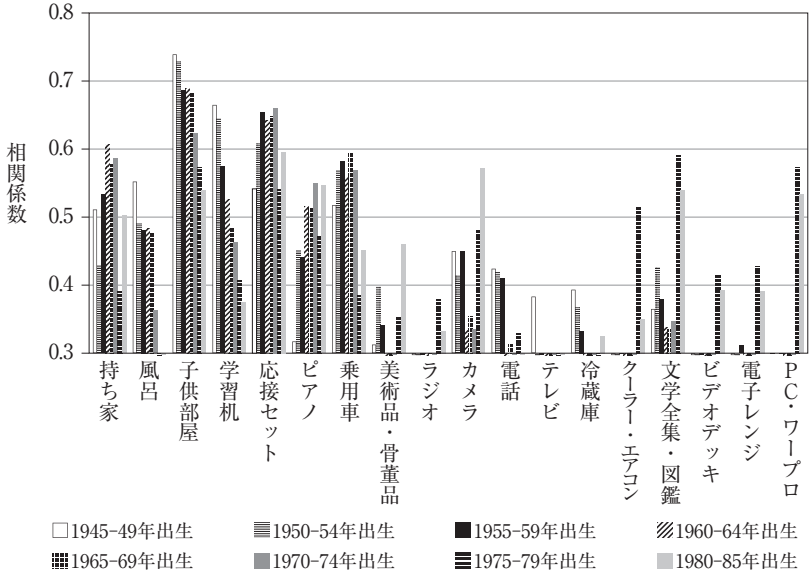


査データをとりあげ、財の保有数を出生時期別に標準化する方法を提示する。単純すぎる方法に思えるかもしれないが、結論を先取りしていえば信頼性と妥当性を確認することができた。

以下では2005年SSM調査を具体例としてとりあげ、成育家庭における経済状態を測定する方法について検討する。この調査では15歳時に家庭にあった財にかんする質問が継続的に設けられており、2005年調査では19項目の財があげられている。そのうち田畑の所有は親が農業に従事する場合にほぼ限定されるので、田畑をのぞく18項目の合計保有数を5年間隔の出生コーホート別に標準化した得点とした。標準化前の保有数の信頼性係数αは0.885で[8]、標準化は男女を合併しておこなった。

図1は標準化得点の累積比率で出生コーホート別にしめしてある。左側から右側へ、財保有が少ない方から多い方への累積比率となっている。得点0（平均値）から得点－1までにコーホート間のズレは少しあるが、分布はほぼ一致した。その分布は、各コーホートにおいて、得点－1が財所有の少な

図２ 「財ごとの保有」と「財の保有数」の相関係数：
出生コーホート別



い方から約 20％目、平均値０が少ない方から約 53～54％目、得点１が少ない方から約 90％目（多い方から 10％目）になった。標準化得点なので似た分布になりやすいが、ほぼ同じ分布形状は、財保有からみた経済的な格差状態をどのコーホートでも同様に測定するという点での信頼性をしめす。ただし、財の保有数が多い場合の正の標準化得点の絶対値よりも、財の保有数が少ない場合の負の得点の絶対値が小さくなる傾向がある。つまり、成育家庭の経済状態が豊かである場合よりも、貧しい場合をやや強調する測度になっている。

次に、財保有数の構成概念妥当性つまり財保有数が実質的に何を測定しているかについて、「財ごとの保有」（ダミー変数）と標準化する前の「財の保有数」の相関係数をコーホート別に検討した。図２にしめした相関係数は、各財が家庭にある場合に、合計した保有数が多くなる関係がどれほど強いかをしめす。財ごとの保有は財保有数に含まれるのですべて正の相関となるが、

相違を見やすくするために 0.3 以上の相関係数をしめしてある。

比較的に高い相関係数が各コーホートで一貫してみられたのは、持ち家、風呂、子供部屋、学習机、応接セット、ピアノ、乗用車などで、これらは 0.4 から 0.6 までの相関が多い。住居用の財が多く住居が広く、学習用の物的環境が良好な場合に、財保有数が多いことを意味する。つまり財保有数は、生育家庭の経済力にもとづく生活水準、とくに居住環境そして子どもの学習環境に反映された側面をおもに測定しているといえる。経済的な余裕があると住環境と子どもの教育環境を整えることが、出生時期にかかわらず、優先されてきたといえる。経済状態を財保有というストック面から測定したものだが、購入・蓄積あるいは相続された財は生育家庭の一時的ではなく恒常的な家計水準を反映していると考えられる。以下では、財保有数をコーホート別に標準化した得点を「15 歳時生活水準」変数と記す。

4　子どもの所得への影響

ここからは、15 歳時生活水準（以下では生活水準と略記）変数が子ども世代（回答者本人）の地位におよぼす影響をみることによって、この変数の内的妥当性つまり有効な影響が経験的に確かめられるかを検討する。まず、子どもの所得への影響をみるが、SSM 調査では暮らしむきの主観的評価の設問もあるので、これを投入した場合との比較もおこなう。暮らしむき変数は、15 歳時の「豊か」「やや豊か」「ふつう」「やや貧しい」「貧しい」にそれぞれ２、１、０、－１、－２をあたえて数値化した。

表 1 は、20～60 歳で就労する回答者の対数就労所得（万円単位の所得の対数）に対する影響を、男女別に重回帰分析で検討した結果である。女性で暮らしむき変数を投入した場合をのぞいて、偏回帰係数 b も標準偏回帰係数 β も正で、成育期の生活水準が高いほどその後の就労所得が高くなる関係を確認できる。この関係は、男女ともに、暮らしむきを投入した場合よりも、生活水準を投入した場合の方が顕著に表れている。暮らしむきと生活水準とでは測定単位が違うので標準偏回帰係数で比較すると、男性では暮らしむきが 0.052、生活水準が 0.211 で、主観的貧富感である暮らしむき変数よりも、財

保有から作成した生活水準の方が強い影響関係を推定している。

男性の生活水準の偏回帰係数は 0.130 だが、これは標準化得点 1 の増加が対数就労所得を 13％増加させることを意味する。同じデータを使った吉田（2011）では父親所得（予測値）と息子所得のあいだの弾力性が 0.35 程度と報告されており、これとくらべるとかなり低い。ただし、これらの数値は、独立変数（父親所得と生活水準）の測定単位が違うので単純に比較できない[9)]。

図 1 から、生活水準変数の値が 1 の場合に生育家庭の経済状態が上位からほぼ 10％目、－1.5 の場合に下位からほぼ 10％目に該当するといえる。これをもちいて、男性での生活水準の偏回帰係数を、対数所得ではなく万円単位の所得に対する効果に変換すると、経済状態が上位 10％目だと就労所得が約 14％増の 1.139 倍［= exp（1.130 × 1）］となり、下位 10％目だと約 18％減の 0.823 倍［= exp（1.130 × －1.5）］となる。

表 2 は、就労者に限定しない 20-60 歳の男女について、対数等価所得に対する暮らしむきと生活水準の影響を分析した結果である[10)]。暮らしむきよりも生活水準に強い影響が現れることは対数就労所得と同じだが、強い影響が男性だけでなく女性でもみられる。生活水準の標準偏回帰係数は男性で 0.243、女性で 0.251 と、女性の方がやや強い影響力となっている。偏回帰係数を使って万円単位の所得に対する効果に変換すると、男性では、経済状態が上位 10％目だと等価所得が約 16％増の 1.155 倍［= exp（1.144 × 1）］で、下位 10％目だと約 19％減の 0.806 倍［= exp（1.144 × －1.5）］になる効果である。女性では、上位 10％目だと約 17％増の 1.165 倍［= exp（1.153 × 1）］で、下位 10％目だと約 20％減の 0.795 倍［= exp（1.153 × －1.5）］になる効果で、男性での効果よりもやや大きい。

さらに 61 歳から 70 歳の高齢層について、対数等価所得に対する影響を検討した結果が**表 3** である。生活水準の係数は、20-60 歳の場合とくらべて男性はほぼ同じだが、女性ではやや強い影響が推定されている。万円単位の所得に対する効果に変換すると、上位 10％目だと等価所得が約 19％増の 1.188 倍［= exp（1.172 × 1）］で、下位 10％目だと約 23％減の 0.773 倍［= exp（1.172 × －1.5）］になる効果である。

上記の結果は、第 1 に、生活水準変数は就労所得に対しても等価所得に対

表１　対数就労所得に対する影響（重回帰分析、20-60 歳）

	男性				女性			
	暮らしむき投入		生活水準投入		暮らしむき投入		生活水準投入	
	b	*β*	*b*	*β*	*b*	*β*	*b*	*β*
切片	5.724**		5.744**		5.167**		5.162**	
年齢[1]	0.233**	0.418	0.224**	0.402	−0.041*	−0.056	−0.041*	−0.057
年齢２乗[2]	−0.140**	−0.279	−0.135**	−0.269	−0.001	−0.002	0.000	0.000
15 歳時暮らしむき	0.038*	0.052			−0.006	−0.006		
15 歳時生活水準			0.130**	0.211			0.069**	0.086
調整済み R^2	0.164		0.206		0.001		0.008	
N	1529		1529		1381		1381	

b　偏回帰係数、*β*　標準偏回帰係数　　*$p<0.05$　**$p<0.01$

1）　年齢＝(調査時年齢－20)/10　　2）　年齢２乗＝[(調査時年齢－40)/10]^2

表２　対数等価所得に対する影響（重回帰分析、20-60 歳）

	男性				女性			
	暮らしむき投入		生活水準投入		暮らしむき投入		生活水準投入	
	b	*β*	*b*	*β*	*b*	*β*	*b*	*β*
切片	5.590**		5.602**		5.515**		5.544**	
年齢	0.098**	0.176	0.091**	0.165	0.112**	0.194	0.094**	0.164
年齢２乗	−0.017	−0.035	−0.013	−0.028	−0.040**	−0.077	−0.037*	−0.071
15 歳時暮らしむき	0.049*	0.071			0.109**	0.150		
15 歳時生活水準			0.144**	0.243			0.153**	0.251
調整済み R^2	0.025		0.079		0.042		0.085	
N	1305		1305		1403		1403	

b　偏回帰係数、*β*　標準偏回帰係数　　*$p<0.05$　**$p<0.01$

表３　61 歳以上の対数等価所得に対する影響（重回帰分析、61-70 歳）

	男性				女性			
	暮らしむき投入		生活水準投入		暮らしむき投入		生活水準投入	
	b	*β*	*b*	*β*	*b*	*β*	*b*	*β*
切片	7.736**		7.343**		6.768**		6.372**	
年齢	−0.402**	0.160	−0.402**	0.165	−0.298**	−0.126	−0.217**	−0.092
15 歳時暮らしむき	0.081**	0.121			0.121**	0.194		
15 歳時生活水準			0.142**	0.222			0.172**	0.272
調整済み R^2	0.036		0.071		0.049		0.084	
N	454		454		427		427	

b　偏回帰係数、*β*　標準偏回帰係数　　*$p<0.05$　**$p<0.01$

しても、暮らしむき変数より強い影響を一貫してしめした。第２に、女性の就労所得に対する影響は暮らしむき変数ではみられず、生活水準変数では弱かった。これは、就労しない専業主婦がこれまで多かったこと、非正規雇用で低賃金の女性就労者が多いことがもたらしたと考えられる。しかし第３に、等価所得に対する生活水準変数の影響は 20-60 歳の就労世代だけでなく、61-70 歳の高齢層でも確認され、むしろ女性での効果が男性のそれよりもやや大きいものだった。

15 歳時の成育家庭における財保有から測定した生活水準変数の影響は、主観的貧富感を測定する暮らしむき変数にくらべて、子どもの就労所得に対しても等価所得に対してもより大きな影響を検出する。経済的な貧富に世代間再生産の強い傾向があると仮定するならば、生活水準変数は成育家庭の経済状態をより有効に測定しているといえる。

ただし、ここまでみてきた所得に対する生活水準変数の影響は、地位達成過程を媒介する間接的影響も含むと考えられる。成育家庭の経済状態は、教育達成そして職業達成に影響し、そしてこれらが就労所得や等価所得に影響する。こうした地位達成過程に媒介される間接的影響と媒介されない直接的影響が、それぞれどの程度の割合をしめるかという問題も

重要だが本稿ではとりあげない。本稿での目的は、財保有から測定した成育家庭の経済状態が、各地位達成に対して無視できない影響を（間接的影響と直接的影響を含む総影響として）もつことについて、明示することにある。

5　子どもの教育達成と職業達成への影響

5-1　教育達成への影響

前節での所得に対する影響についで、ここでは教育達成（学歴達成）と職業達成に対する影響を確認する。**表４**は男性、**表５**は女性の学歴達成について、暮らしむき変数と生活水準をそれぞれ多項ロジット分析に投入した結果である。男女ともに、擬似決定係数（McFadden）R_L^2 は生活水準を投入した場合の方が大きい。また暮らしむきと生活水準の中学卒と大学卒に対する係数は、その絶対値が生活水準の方が大きい。暮らしむきと生活水準とでは測定単位が異なるが、レンジは前者が４だが後者は各コーホートで５以上である。これらから、成育家庭の経済状態による学歴格差について、暮らしむき変数よりも生活水準変数の方がより大きく推定する。

本人学歴（子どもの学歴）の基準カテゴリーは高校卒なので、男性で生活水準が上位 10％目（標準化得点が１）だと、高校卒になるよりも中学卒に 0.512 倍［＝ exp（－0.669 × 1)］、大学卒（大学院を含む）に 1.929 倍［＝ exp（0.657 × 1)］なりやすい効果になっている。男性で生活水準が下位 10％目（標準化得点が－1.5）だと、高校卒になるよりも中学卒に 2.728 倍［＝ exp（－0.669 × － 1.5)］、大学卒に 0.373 倍［＝ exp（0.657 × － 1.5)］なりやすい。つまり、成育家庭の生活水準が高いと中学卒にはなりにくく大学卒になりやすく、生活水準が低いと大学卒になりにくく中学卒になりやすい。

生活水準の効果は女性でも同様だが、男性よりやや大きい（係数は中学卒に対して－0.796、大学卒に対して 0.929)。また、男性では高校卒とくらべて短大卒（高等専門学校を含む）になりやすい／なりにくい傾向はなかったが（係数は 0.000)、女性では生活水準が高いと大学卒についで短大卒になりやすい（係数は 0.674)。つまり、生育期の生活水準が高いと高学歴になる傾向、そし

表４　男性の学歴達成に対する影響
（多項ロジットの係数、高校卒を基準とする係数、20-70 歳）

	本人学歴			本人学歴		
	中学卒	短大卒	大学卒	中学卒	短大卒	大学卒
切片	−0.759**	−3.673**	−0.909**	−0.568**	−3.541**	−1.238**
1946-55 年出生	−0.414**	0.797**	0.367**	−0.592**	0.752	0.539**
1956-65 年出生	−1.838**	0.929*	0.551**	−2.237**	0.854*	0.860**
1966-75 年出生	−1.679**	0.429	0.451**	−2.131**	0.333	0.770**
1976-85 年出生	−1.425**	0.798	0.536**	−2.103**	0.637	0.996**
15 歳時暮らしむき	−0.567**	−0.257	0.449**			
15 歳時生活水準				−0.669**	0.000	0.657**
χ_L^2		487.3			675.3	
df		15			15	
擬似決定係数 R_L^2		0.085			0.118	
N		2626			2626	

*p<0.05　**p<0.01

表５　女性の学歴達成に対する影響
（多項ロジットの係数、高校卒を基準とする係数、20-70 歳）

	本人学歴			本人学歴		
	中学卒	短大卒	大学卒	中学卒	短大卒	大学卒
切片	−0.408**	−2.740**	−3.680**	−0.304**	−3.004**	−4.040**
1946-55 年出生	−1.193**	0.714**	1.118**	−1.257**	0.763**	1.180**
1956-65 年出生	−2.506**	1.392*	1.828**	−2.858**	1.553**	2.033**
1966-75 年出生	−2.696**	1.609	2.206**	−3.162**	1.830**	2.515**
1976-85 年出生	−2.834**	1.735	2.604**	−3.459**	2.043**	3.022**
15 歳時暮らしむき	−0.699**	0.521	0.822**			
15 歳時生活水準				−0.796**	0.674**	0.929**
χ_L^2		1050.7			1238.4	
df		15			15	
擬似決定係数 R_L^2		0.156			0.184	
N		3049			3049	

*p<0.05　**p<0.01

て低いと低学歴になる傾向は男性よりも女性の方が大きく推定されている。

5-2　離学後職業への影響

表６（男性）と表７（女性）は、本人が最後の学校を終了した直後の離学後職業に対する生活水準変数の影響を多項ロジットで分析した結果である。暮らしむき変数を投入した場合の結果は紙幅の関係で省略するが、暮らしむきよりも生活水準の係数の方が絶対値が大きくなり、統計的に有意になる傾向が一貫してみられた。また、擬似決定係数も生活水準投入の場合の方が大きかった[11)]。

離学後職業は、SSM 職業分類にもとづきながら、「自営（従業員数 30 人未満で家族従業者を含む）」と「非正規雇用（臨時雇用・パート・アルバイト、派遣社員、契約社員、嘱託）」「無職」を設定してある。また離学後に管理的職業に就く者はきわめて少ないので専門的職業と合併し、大企業と小企業を従業員数 300 人以上と未満で分けて大小のホワイトカラーとブルーカラーとした。

各係数は、離学後職業の小企業ホワイトカラーを基準カテゴリーとして推定している。男性では、成育家庭の生活水準が高いと、専門管理になりやすく、大企業・小企業ブルーカラー、農業、非正規、無職になりにくい。逆に生活水準が低いと、前者になりにくく、後者の職業群になりやすい。下位 10％目で計算すると、とくに小企業ブルーカラーに 2.546 倍［＝ exp（－0.623 × －1.5）］、ついで無職に 2.027 倍［＝ exp（－0.471 × －1.5）］、非正規に 1.935 倍［＝ exp（－0.440 × －1.5）］、大企業ブルーカラーに 1.814 倍［＝ exp（－0.397 × －1.5）］なりやすい。大企業ホワイトカラーおよび自営になる傾向は、小企業ホワイトカラーになる傾向とほとんど違いがない。ただし、これらの傾向は小企業ホワイトカラーになる場合と比較した相対的な傾向であり、基準カテゴリーを他に変更すると係数とその有意水準は変わる。

男性では生活水準が高かった場合にブルーカラー・農業そして非正規・無職など低い地位になりにくく、低かった場合にはこれらの低い地位になりやすい。女性では、生活水準の高低によってなりやすい／なりにくい傾向が「ホワイトカラー上層・自営」と「ブルーカラー・農業」に二分されている。

表６　男性の離学後職業に対する影響（多項ロジットの係数、20–70 歳）

	離学後職業（基準カテゴリー＝小企業ホワイトカラー）							
	専門管理	大W	自営	大B	小B	農業	非正規	無職
切片	−0.210	0.546**	−0.369*	0.076	0.986**	0.121	−0.735**	−2.688**
1946–55 年出生	0.079	−0.068	−0.400	0.337	−0.300	−0.698**	0.050	0.358
1956–65 年出生	0.390	−0.007	−0.932**	−0.201	−0.684**	−1.722**	−0.049	0.344
1966–75 年出生	0.356	−0.064	−0.907**	−0.108	−0.357	−2.130**	0.304	0.506
1976–85 年出生	−0.105	−0.146	−0.691	0.277	−0.151	−1.513**	1.585**	2.932**
15 歳時生活水準	0.192*	0.058	0.093	−0.397**	−0.623**	−0.250*	−0.440**	−0.471**
χ_L^2	457.8							
df	40							
擬似決定係数 R_L^2	0.044							
N	2567							

大W＝大企業ホワイトカラー、大B＝大企業ブルーカラー、小B＝小企業ブルーカラー　　*p<0.05　**p<0.01

表７　女性の離学後職業に対する影響（多項ロジットの係数、20–70 歳）

	離学後職業（基準カテゴリー＝小企業ホワイトカラー）							
	専門管理	大W	自営	大B	小B	農業	非正規	無職
切片	−1.403**	−0.643**	−0.960**	−1.452**	−0.369**	−0.871**	−0.468**	−0.633**
1946–55 年出生	0.690**	0.310	−1.088**	0.236	−0.416*	−1.904**	−0.707**	−0.476*
1956–65 年出生	1.114**	0.433*	−1.684**	−0.264	−0.641**	−2.360**	−0.375	−0.458*
1966–75 年出生	1.062**	0.350	−1.910**	−1.101**	−0.726**	−4.145**	−0.088	−0.917**
1976–85 年出生	1.339**	0.447	−1.480**	1.523*	−0.473	−3.178**	1.034**	−0.051
15 歳時生活水準	0.255**	0.433**	0.442**	−0.423**	−0.395**	−0.367**	−0.100	0.168*
χ_L^2	651.5							
df	40							
擬似決定係数 R_L^2	0.053							
N	3009							

大W＝大企業ホワイトカラー、大B＝大企業ブルーカラー、小B＝小企業ブルーカラー　　*p<0.05　**p<0.01

生活水準が高（低）いと前者になりやすく（なりにくく）後者になりにくい（なりやすい）。また、非正規になる／ならない傾向はとくになく、生活水準が高（低）かった場合に無職になる（ならない）傾向がややみられる。非正規雇用については、成育家庭の生活水準が低かったことで（おそらく低学歴に媒介されて）離学後の就労が不利になった側面と、家族の経済状態が良かったためにあえて正規の就労をせずに嘱託やアルバイトとして就労した側面が混合された結果だろう。無職については、悪い経済状態からの不利が生じたことよりも、良い経済状態の場合に就労せずに「花嫁修業」「家事手伝い」として就労しないことが多かったことが反映されていると考えられる。

5-3　調査時職業への影響

調査時職業は、離学後職業と違って管理的職業が多くなっているので、これを専門的職業と区別した分類にしてある。その調査時職業に対する生活水準変数の影響を多項ロジットで分析した結果を男性について表８、女性について表９にしめした[12)]。男性では、生活水準がもたらす影響は離学後職業に対するものと類似しているが、生活水準が高（低）かった場合に専門や管理になる（ならない）傾向がより顕著になっている。また、離学後職業に対する影響では、生活水準が低（高）かった場合に「大小ブルーカラー、農業、非正規、無職」になりやすかった（なりにくかった）が、これらのうち大企業ブルーカラーへの影響は弱まっていた（有意水準が５％から１％になった）。また、小企業ブルーカラーと非正規への影響を表す係数値は（前者は－0.623から－0.355へ、後者は－0.440から－0.313へと）小さくなり、農業および無職への影響はほとんどなくなっていた（有意水準が１％から非有意になった）。

男性での調査時職業に対する生活水準の影響は、離学後職業に対する影響にくらべて高い地位への影響が顕在化する一方で、低い地位への影響は弱まるか消失していた。他方の女性での生活水準の影響は、離学後職業に対しては非正規と無職をのぞく各職業が二分される影響だったが、調査時職業に対する有意な影響は小企業ブルーカラーの係数（－0.463）にしかみられない。

成育家庭の経済状態は、男女ともに離学後の職業に影響するが、そこから時間が経過した調査時の職業に対しては、男性では高い地位への影響が強く

表８　男性の調査時職業に対する影響（多項ロジットの係数、20–70 歳）

	調査時職業（基準カテゴリー＝小企業ホワイトカラー）								
	専門	管理	大W	自営	大B	小B	農業	非正規	無職
切片	0.204	−3.058**	0.711**	−0.840**	0.001	0.639**	−2.205**	−0.826**	−1.854**
年齢	0.194	1.572**	−0.017	0.582**	−0.024	0.063	0.463**	0.010	0.284*
年齢２乗	−0.196*	−0.506**	−0.257**	0.118	0.027	0.093	0.313**	0.518**	0.632**
15 歳時生活水準	0.335**	0.419**	0.122	0.069	−0.252*	−0.355**	−0.060	−0.313**	−0.194
χ_L^2	1286.5								
df	27								
擬似決定係数 R_L^2	0.113								
N	2521								

大W＝大企業ホワイトカラー、大B＝大企業ブルーカラー、小B＝小企業ブルーカラー　　*p<0.05　**p<0.01

表９　女性の調査時職業に対する影響（多項ロジットの係数、20–70 歳）

	調査時職業（基準カテゴリー＝小企業ホワイトカラー）								
	専門	管理	大W	自営	大B	小B	農業	非正規	無職
切片	0.430*	−4.668**	0.174	−1.858**	−3.750**	−1.185**	−5.139**	0.789**	0.327
年齢	0.096	0.954	−0.303**	0.855**	0.985**	0.341**	1.505**	0.400**	0.403**
年齢２乗	−0.157*	−0.172	−0.019	0.001	−0.324	−0.055	−0.024	−0.021	0.239**
15 歳時生活水準	0.118	0.336	0.222	0.058	−0.351	−0.463**	−0.124	−0.144	−0.069
χ_L^2	651.5								
df	27								
擬似決定係数 R_L^2	0.064								
N	2990								

大W＝大企業ホワイトカラー、大B＝大企業ブルーカラー、小B＝小企業ブルーカラー　　*p<0.05　**p<0.01

なる一方で、女性では各職業への影響がほとんどなくなってしまう。

男性で高い地位への影響が強まるのは、専門資格取得や昇進の際に成育家庭の経済状態による影響が顕在化するためと考えられる。専門職については、離学後や就業開始後の資格試験で専門資格が取得されることも多いからである。管理職については、勤続する中での昇進が一般的である。ただし、成育家庭の経済状態による影響が調査時職業で顕在化するのは、学歴によって媒介される影響が強まるためとも考えられる。他方の女性で各職業への影響がなくなるのは、学歴や離学以降の職業キャリアと関連なく、有配偶者では結婚・出産などによる就労中断そして非正規への再就労や専業主婦の持続が多かったためだろう。また配偶者の地位（学歴・職業・所得）も関係していると考えられる。

6　結語

成育期における財の保有・非保有から成育家庭の経済状態を測定する方法を提示して、その測度の信頼性と妥当性を検討してきた。提示した15歳時の成育家庭における財保有数を5年間隔の出生コーホート別に標準化した15歳時生活水準変数は、各コーホートで同様な格差状態をしめす点で信頼性をもっていた。また、標準化前の財保有数は、財ごとの保有と相関係数をコーホート別に検討した結果、生育家庭の経済力にもとづく生活水準、とくに居住環境そして子どもの学習環境をおもに測定していた。財保有数をコーホート別に標準化した15歳時生活水準変数は、出生時期と財の普及時期による保有数の多寡を調整したものになっており、成育家庭の恒常的な経済水準についての近似的指標とすることができる。

地位達成における到達地位として就労所得、等価所得、学歴、離学後職業、調査時職業をとりあげ、これらに対する15歳時生活水準変数の影響を検討した結果、暮らしむきとして質問する主観的貧富感にくらべてより強い影響が検出された。生活水準変数は、女性の就労所得および調査時職業に対する影響をのぞき、その他に対しては一貫して強い影響をしめした。女性では、就労所得に対する影響は弱く、調査時職業に対する影響はほとんどみられな

かった。しかし、学歴と等価所得に対しては、男性にくらべてやや大きな格差をもたらしていた。こうした男女間の相違は、女性の地位達成過程が男性と異なることを示唆する。女性では、結婚・出産・育児などのライフコース・イベントにともなう就労中断や非正規雇用への再就労、あるいは専業主婦の持続が多かったこと、そして配偶者の地位が関係していると考えられる。

本稿では、生育家庭の経済状態の影響が、男性だけでなく女性でも長い時間が経過した後の等価所得にまでおよぶこと、女性での教育達成と等価所得に対する影響が男性でのそれらよりもやや大きいことが確認された。確認した影響は、地位達成過程の媒介そして女性ではそのライフコース・イベントや配偶者地位の影響まで含む擬似的影響である。しかし、生活水準変数は、男女の地位達成における各到達地位に対して、「暮らしむき」にかんする主観的貧富感よりも明確で顕著な影響をしめし、妥当性の観点からより有効だと判断される。「平均的な世帯とくらべた世帯年収」の設問から成育家庭の経済状態を測定する方法については、直接的な比較をおこなわなかったが、その信頼性について根本的な疑問がある。子世代のなんらかの到達地位を従属変数としてとりあげて検討する場合、本稿で提示した方法で作成した変数（もしくはそれ以上の信頼性と妥当性を確かめた変数）によって、成育家庭の経済状態による影響を統制すべきである。

1）　子世代の成育期における親の所得を備えたウィスコンシン縦断調査データをもちいたスーウェルとハウザーの地位達成研究（Sewell and Hauser 1975）も、低い所得弾力性を指摘するものとして頻繁に言及されてきた。この研究では、父親の所得・教育・職業や息子の教育を投入したうえで、息子の所得に対する父親の所得の偏回帰係数がほぼ 0.1 以下（標準偏回帰係数で 0.15 以下）だと報告されていた。

2）　この方法は、短期的な変動による測定誤差を修正した恒常所得（permanent income）の推定などのために使用される。しかし、実際上は操作変数の条件（独立変数と相関があり、かつ誤差との相関が 0 である）に一致する変数を見つけることは困難とされている（松下 2015）。

3）　上田（Ueda 2009）は調査時の「親の所得」を「父親」の教育、職種、従業企業規模から予測させ、定年前の所得推定値をもちいた所得弾力性を計算してい

るので、父親と子どものあいだの所得弾力性である。

4) 親の所得予測値とその予測にもちいた変数を同時に投入すると、これらのあいだに共線性が発生する。

5) 2007 年実施の「社会保障実態調査（国立社会保障・人口問題研究所）」でも「暮らしむき」にかんする設問があり、阿部（2011）は 5 段階の回答項目のうち「大変苦しい」を 15 歳時の貧困として、調査時の貧困への影響を分析している。

6) 学校外教育は塾・予備校、家庭教師、通信制添削のそれぞれの経験がある場合の合計数である。また家庭の文化的環境は、子どもや小学生の頃に家族が「本を読んでくれた」、家族で「クラシックのレコード鑑賞やコンサートに行った」「美術展や博物館に行った」経験にかんする設問の回答から作成された変数である。

7) 尾嶋（2002: 138、注(3)）は数量化Ⅲ類の分析結果を提示していないが、普及率の低い財の保有が得点を正の方向に増加させ、普及率の高い財の非保有が得点を大きく減少させると説明している。つまり、出生コーホートによって財の普及率は異なるが、各財の保有・非保有による得点の増減は各コーホートに共通して同一にされている。また、得点と出生コーホートの関係については言及されていないが、若いコーホートほど得点を高め、分析で使われた得点にはその影響が加算されていると推測される。

8) 田畑を加えた 19 項目の信頼性係数 α は 0.866 で、田畑を除外した 18 項目の α の方がやや良好だった。

9) 標準偏回帰係数ならば影響力の大きさを比較できるが、吉田（2011）では、本人の教育年数を追加した場合についてだけ、父親の所得（予測値）の標準偏回帰係数を全体で 0.106、被雇用者で 0.078 と報告している。これらよりも、男性での生活水準変数の標準偏回帰係数は 0.211 で大きい。

10) 等価所得は、世帯年収を世帯人数の平方根で除してもとめた。

11) 暮らしむき変数を投入した場合の擬似決定係数 R_L^2 は男性で 0.032、女性で 0.041 だった。

12) ここでも暮らしむき変数を投入した場合は省略しているが、その擬似決定係数 R_L^2 は男性で 0.108、女性で 0.062 であり、生活水準を投入した結果よりもやや低かった。

文　献

阿部彩. 2011「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」『季刊・社会保障研究』46(4): 354-67.

Becker, G. S. 1988 “Family Economics and Macro Behavior.” *American Economic*

Review 78(1): 1-13.

Becker, G. S. and N. Tomes. 1986 “Human Capital and the Rise and Fall of Families.” *Journal of Labor Economics* 4(3) pt.2: S1-S39.

Corak, M. ed. 2004 *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.

Corak, M. 2013a “Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility.” *Journal of Economic Perspectives* 27(3): 79-102.

Corak, M. 2013b “Inequality from generation to generation: the United States in Comparison.” in R. Rycroft (ed.) *The Economics of Inequality, Poverty, and Discrimination in the 21st Century*, Santa Barbara, CA: ABC-CLO.

Kan, K., I. Li and R. Wang. 2015 “Intergenerational Income Mobility in Taiwan: Evidence from TS2SLS and Structural Quantile Regression.” *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy* 15(1): 257–84.

松下幸敏. 2015「多重回帰と操作変数法」『日本労働研究雑誌』657: 10–11.

尾嶋史章. 2002「社会階層と進路形成の変容―90 年代の変化を考える―」『教育社会学研究』70: 125–41.

Oshio, T., S. Sano and M. Kobayashi. 2010 “Child poverty as a determinant of life outcomes: Evidence from nationwide surveys in Japan.” *Social Indicators Research* 99(1): 81–99.

Sewell, W. H. and R. M. Hauser. 1975 *Education, Occupation and Earnings: Achievement in the Early Career*. New York: The Academic Press.

Solon, G., 2002, “Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility,” *Journal of Economic Perspectives* 16(3): 59–66.

杉野勇. 1998「女性の地位形成構造―学歴と職業威信のパス解析による―」盛山和夫・今田幸子編『女性のキャリア構造とその変化』1995 年 SSM 調査研究報告書 12: 53–73.

Ueda, A. 2009 “Intergenerational Mobility of Earnings and Income in Japan.” *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy* 9(1): Article 54.

吉田崇. 2011「世代間所得移動からみた機会の不平等」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会 : 71–86.

Zimmerman, D. 1992 “Regression toward Mediocrity in Economic Stature.” *American Economic Review* 82(3): 409–29.