

子どもの数・出生順位と教育費との関係 ——子どもの質・量のトレードオフに関する実証分析[†]

戸田 淳仁

((株)クルートワークス研究所 研究員)

1. はじめに

日本のみならず多くの先進国では少子化が進み、将来における労働力不足や社会保障制度に関する問題が議論されている。わが国では合計特殊出生率が2005年に1.26まで下がり、その後徐々にではあるが回復しつつも2009年は1.37と、人口置換水準より低い水準が続いている。少子化の原因について、人口学のみならず経済学的な観点からも研究の蓄積があり、さまざまな要因が指摘されている¹⁾。

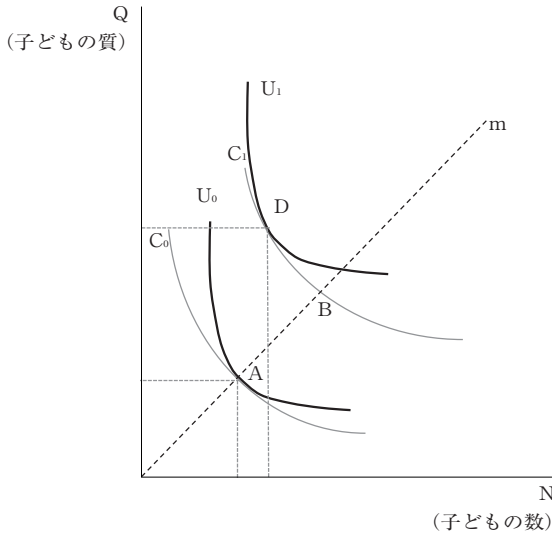
本研究では、子どもの質・量のトレードオフに焦点を当てる。子どもの質・量のトレードオフは少子化を説明する代表的な経済モデルであり、詳細は次節の説明に譲るが、次のように説明される。すなわち、少子化を出生選択という意味決定としてとらえ、夫婦は教育費用など子ども1人当たりにかかるコスト（子どもの質）を考えたいので、子どもを何人生むか（子どもの量）という意味決定を行う。その際、夫婦が子どもの量より質を増やすことが望ましいと考えているとすれば、子どもの質を増やすためにかかるコストが大きく、子どもの量は質ほどに増えない、またはかえって、量が減ってしまうことがある。そのため、子どもの質を増やそうとすれば量が減ってしまうというトレードオフ関係になっていると説明される。

子どもの質・量のトレードオフに基づく分析は出生行動に関する実証分析として、山口（2009）や阿部（2006）などによる、出生のタイミングを被説明変数としたハザードモデルによる分析があ

る。これらの分析は、ハザードモデルを用いて、何らかの動学的なモデルの誘導系を推定していると見ることができ、各時点での所得の影響を考慮している点で、厳密に言えば子どもの質・量のトレードオフを動学的に拡張したモデルの実証分析といえる。本研究では、これまでの実証研究を踏まえつつも、そもそも子どもの質・量のトレードオフは存在するのか、また、この理論モデルの想定が現実とマッチしているのかについて検討することを目的とする。

具体的には以下の2点を検討する。第1に、子どもの質を在学中の子どもの教育費用ととらえ、その教育費用と子どもの数との関係を見ることである。他に影響する要因をコントロールした上でも、子どもの数と教育費用が負に相関していれば、子どもの質・量のトレードオフが存在しているといえる。第2に、在学中の子ども教育費用²⁾は出生順位によって異なるかということである。子どもの質・量のトレードオフの背景理論では、出生順位が違って子どもの質は同じと想定している。そのため、例えば第1子が第2子より教育費用が大きければ、1つの可能性として第2子出生後に、事後的に教育投資の方針を決定ないし、変更していると言いうことができる。また、長男・長女に対して手厚く教育を施すという文化的な慣習があるとすれば、その慣習により第1子が教育の面で優遇されている可能性もある。いずれにせよ、この場合は子どもの質を事後的に決めており、子どもの質・量のトレードオフの背景理論のような静学モデルだけでは、出生行動を説明でき

図表-1 子どもの量と質の関係



出所: Ermisch (2003:112)

ないといえる (梅野 2006)。

また、教育費に関する研究では、小林 (2005) や都村 (2006) が指摘しているように、教育費の負担が世帯にとって過重なものであり、教育費援助の仕組み作りが指摘されている。彼らの分析では、世帯内における所得に対する教育費の比率を算出し、子育て世帯とそれ以外で比較するなどの分析にとどまり、子どもの質・量のトレードオフを念頭には置いていない。本研究では、後述するように、教育費を子どもの質と捉えるところに若干の問題はあるものの、日本において子どもの質・量のトレードオフを直接的に検討する最初の研究と考える³⁾。

次節以降の構成は以下のとおりである。2節では、子どもの質・量のトレードオフの背景にある理論と、そのトレードオフに関する実証分析の先行研究を紹介する。3節では利用するデータについて説明する。4節では世帯レベルの教育費用を説明するモデルの推定結果を紹介し、5節では世帯にいる各子どもの教育費用を説明するモデルの推定結果を紹介する。6節では結びにかえて分析結果の要約と今後の研究課題を提示する。

2. 理論的説明と関連する先行研究

(1) 子どもの質・量のトレードオフの背景となる理論

関連する先行研究を紹介する前に、本研究の理論的根拠となっている、子どもの質と量のトレードオフの背景となる理論について説明する (Becker 1960; Becker and Lewis 1973)⁴⁾。以下ではErmisch (2003) や加藤 (2001) を参考にして、理論モデルの概略を示す。

以下では、子どもを経済的消費財とみなし、子どもに対する支出を πNQ と表す。ここでの N は子どもの数 (量) を示し、 Q は子どもの質を示し、子どもに対する教育や養育の費用など子ども1人当たりの質の向上にかける支出を金銭で表したものを意味する。通常消費財と異なり、子どもに対する支出額には、子どもの数だけでなく質的な要素も含まれるとする。また、 π は子ども1人にかける質1単位当たりの価格とする。夫婦は与えられた所得制約のもとで、効用を最大にするように子どもの数、質、その他の財の消費量を選択するとしよう。効用には子どもの数、質、その他の財の消費量が影響するとする。この効用最大化問題を解くと、子どもの質の価格 (経済学ではシャドープライスとよばれ、現実には観察できない価格) を導出でき、質の価格を p_Q とすると、 $p_Q = \pi N$ と書ける。子どもの質の価格は、子どもの数に比例して大きくなることを意味する。

所得が増加した時の効果 (比較静学) を考察するために図表-1 を利用する。通常消費者の行動問題と異なり、図表における予算制約は、 C_0 のように非線形となる。ある時点での子どもの質と量は、効用を最大化させる点Aで決まるとする。もし所得が C_0 から増加して予算制約が C_1 になったとしよう。このとき、通常消費者の行動問題では所得効果が発生するので、子どもの質と量は、原点と点Aを結んだ点線 m 上を推移することになるので、点Bになるはずである。しかし効果はそれだけではない。仮に、子どもの質に対する所得弾力性が量に対する所得弾力性よりも大きいとしよう。この仮定は、所得が増えるほど子ど

もの数を増やすよりは子どもに対する教育投資を増やすほうをより選好すると言い換えることもできる。この場合は、点Bよりも子どもの数を減らしつつ質を増やすと、さらに効用が大きくなる可能性がある。図表-1では効用が最大になる点をDとしているが、さらに質に対する所得弾力性が大きければ、最初の子どもの量の水準であった点Aよりも少なくなる可能性がある。こうして、所得が増加した場合、所得効果ではなく子どもの質に関するいわゆる「質の価格」効果が働いたため、質は増えるが量は減るというトレードオフ関係にあると説明できる。

(2) 実証分析の先行研究

次に、このようなトレードオフ関係が実際に存在するのか検証した先行研究について紹介したい。子どもの質・量のトレードオフの存在を確かめる実証研究は、欧米では盛んに研究されているので、欧米の実証結果を中心に紹介する。

Rosenzweig and Wolpin (1980) は、質・量のトレードオフを実証した初めての研究といえる。インドの家計データを用いて、双子を出産することが夫婦にとって外生的な子どもの数の増加ととらえ、外生的な子どもの数の増加により子どもの平均教育年数や耐久消費財の消費量が有意に低下し、トレードオフが存在すると結論づけた。その後、Holmlund (1988) やHanushek (1992) らによっても、トレードオフがあるという実証結果が得られている。

Black et al. (2005) による研究では、確かに子どもの数と教育水準の間には相関がみられるが、出生順位をコントロールしたり、子どもの数の操作変数として双子であったかどうかを利用した推定では、その相関が強くみられないという結論が得られた。子どもの数それ自体は、子どもの質に対しては大きな影響を与えず、出生順位の影響を通じて子どもの質に影響を与えるので、子どもの教育水準の決定要因としてさらに深く検討することを示唆している。Conley and Glauber (2006) は、子どもの数の操作変数として第1子と第2子の性の違いの情報を用いて、子どもの数が私立学

校に通学する確率や学校での成績評価について分析した。第1子と第2子の性の違いの情報を子どもの数の操作変数とする根拠として、親は子どもの性別が一方に偏ることを好まないとし、たとえば第1子と第2子がともに男の子であれば、もう1人子どもを作ろうとする傾向がある (Aslund and Gronqvist 2010)。その結果、夫婦に子どもが3人または4人いる場合は2人いる場合と比べて、第2子が男の子であれば私立学校に通学する確率や学校の成績が低下することが確認された。また、子どもの数が第1子の私立学校に通学する確率や第1子の学校の成績には影響を与えないとして、出生順位による教育投資の違いを示唆している。Kantarevic and Mechoulan (2006) は、世帯内の固定効果モデルを用いて、第1子であるほど高校卒業確率や就職後の賃金が高いことを示している。

また、Caceres-Delpiano (2006) は、双子が生まれることにより子どもの数が増えた時、子どもの教育水準には負の影響を与えないが、私立学校に進学する確率が低下することを指摘した。Aslund and Gronqvist (2010) も、Blackらの方法を利用し、子どもの数と教育水準との因果関係を調べているが、同様の操作変数を利用しても因果関係がみられないが、小学校や中学校の学校成績には負の影響を与えていると結論づけた。

以上のように、子どもの質をどのようにとらえるかという問題はあるものの、学校の成績など一部の子どもの質に関する変数については子どもの数と有意な関係があることがわかる。先行研究の結果をまとめると、子どもの数それ自体よりも出生順位による差が大きいこともわかった。これらの実証分析は欧米のものであるが、わが国でも同じようなことが観察されるだろうか。次節以降で分析していきたい。

3. データ

本研究で用いるデータについて以下で説明する。データは公益財団法人家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の第17回調査を利用す

図表-2 世帯の在学中子ども数別、子ども1人当たりの教育費

(a) 全サンプル					
単位：万円					
在学中子ども数	世帯数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1	289	39.2	42.6	0.0	215.0
2	349	46.2	40.4	1.0	285.0
3	106	47.5	47.2	1.0	359.7
4+	7	39.6	32.6	2.3	81.8

(b) (a)より子どもがすでに就業している世帯を除く					
単位：万円					
在学中子ども数	世帯数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1	239	33.5	40.1	0.0	215.0
2	320	44.9	39.5	1.0	285.0
3	102	47.7	48.0	1.0	359.7
4+	5	37.4	36.0	2.3	81.8

(c) (b)より追加出産希望のある世帯を除く					
単位：万円					
在学中子ども数	世帯数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1	175	34.2	36.7	0.0	212.0
2	283	47.6	40.3	1.0	285.0
3	95	50.0	48.9	4.7	359.7
4+	5	37.4	36.0	2.3	81.8

注：全サンプルは、子どもから見て父母の両方がいる世帯に限定している

る。この調査の詳細については今号の特集の巻頭に譲り、本研究に関連した部分での調査の特徴について説明する。

この調査では、在学中の子どもの教育費について詳細に調査されている。在学中の子どものうち、1番年齢の高い子ども、2番目の子ども、3番目の子どもについて、通っている学校、教育費、自宅外の仕送り・住居費の支出について調査している。ここでの教育費とは1年間の教育関係の費用であり、具体的には①授業料・入学金・学校行事・教材代などの学校に払うお金、②通学定期代・制服や通学カバン、③学習塾やお稽古、家庭学習教材などの学校以外の学習にかかるお金（学校給食費や制服以外の洋服代、携帯電話代、お小遣いなどは含まない）を含む。

図表-2は、各世帯において在学中の子どもの数別に1人当たりの教育費を算出し、それを世帯ごとに平均したものである。全サンプルとは、後の分析に合わせるために子どもから見て父母の両方がいる世帯に限定したうえでのサンプルを意味する。在学している子ども数が1人の世帯の1人当たり教育費平均は39.2万円、2人の世帯は46.2万円、3人の世帯は47.5万円と、世帯の在学中子ども数が増えるにつれて1人当たりの教育費平均は

わずかに増加している。また、在学中の子どもの数が4人以上の世帯は全サンプルで7サンプル程度であるので、次節以降の分析では対象外とし、在学している子どもが1人から3人のサンプルに限定する。これは後の分析に合わせて、子どもがすでに就業している家計を除いた場合、またそれにさらに追加出産希望のある家計を除いた場合でも同様の傾向がみられる。子ども数が多い世帯では、すでに長子の学歴は高くなっている可能性があるため、通学する学

校別に教育費の違いを見る。

図表-3は、子ども1人ずつの教育費のデータを用いて、在学している学校別に教育費を集計した結果である。全サンプルの意味は、図表-2と同じであり、全サンプルで小学校に通う子どもの教育費平均は18.3万円、中学校は36.4万円、高校は57.1万円、短大・高専・専門学校は96.1万円、大学・大学院は127.7万円と、学校水準が上がるにつれて教育費の平均も上昇していることがわかる。また、全サンプルでの小学校の最大値が215万円、中学校が260万円と、水準の低い学校に在学している子どもでも教育費の高いサンプルがみられ、一部の子どもは授業料の高い私立学校に通っていることや、予備校や塾に通っていることが考えられる。

そこで、各学校に通う教育費の分布を把握するために図表-4のように学校別の分布図に注目する⁵⁾。大学・大学院以外では、平均あたりに頻度が集中し、それより上側に裾が広がっている分布となっている。この調査では残念ながら、子どもが私立学校に通っているのか、それとも塾や予備校に通っているかまでは調査されていない。そのため、たとえば塾や予備校に通う理由が、受験の合格のためであれば、中学受験であれば小学6

図表-3 在学している学校別教育費

(a) 全サンプル					
					単位：万円
在学している学校	子ども数	平均	標準偏差	最小値	最大値
小学校	573	18.3	20.2	0	215
中学校	298	36.4	32.5	0	260
高校	286	57.1	36.4	7	183
短大・高専・専門学校	43	96.1	41.9	0	200
大学・大学院	146	127.7	90.2	15	930
(b) (a)より子どもがすでに就業している世帯を除く					
					単位：万円
在学している学校	子ども数	平均	標準偏差	最小値	最大値
小学校	561	18.3	20.3	0	215
中学校	280	37.2	33.1	0	260
高校	231	58.1	37.0	7	183
短大・高専・専門学校	29	87.6	39.1	0	154
大学・大学院	123	131.2	95.1	15	930
(c) (b)より追加出産希望のある世帯を除く					
					単位：万円
在学している学校	子ども数	平均	標準偏差	最小値	最大値
小学校	436	18.6	17.7	0	111
中学校	255	36.5	31.6	0	260
高校	218	57.6	36.6	7	183
短大・高専・専門学校	27	90.0	39.3	0	154
大学・大学院	122	131.1	95.5	15	930

注：全サンプルは、子どもから見て父母の両方がいる世帯に限定している

年、高校受験であれば中学3年というように受験に近い学年になるほど教育費が高くなる傾向が想定される。

4. 世帯を単位とした 子ども1人当たり教育費の分析

本研究での分析は大きく2つのアプローチをとる。1つは世帯を単位として、世帯に複数の在学中の子どもがいる場合は、それぞれの子どもの教育費の合計を在学中子ども数で割ることで1人あたりの教育費を算出し、その1人当たり教育費を分析するものである。もう1つは子どもを単位として、それぞれの子どもの教育費を分析するものである。この分析では、世帯に複数の子どもがいる場合は子どもの教育費の情報をすべてプールしたうえで分析を行う。

本研究では、子どもの質の変数として教育費を利用する。子どもの質をどのようにとらえるかは難しい問題であり、先行研究によっては高校を卒業もしくは大学に進学した確率や、最終学歴、就職後の所得などを利用するケースが多い。残念ながら

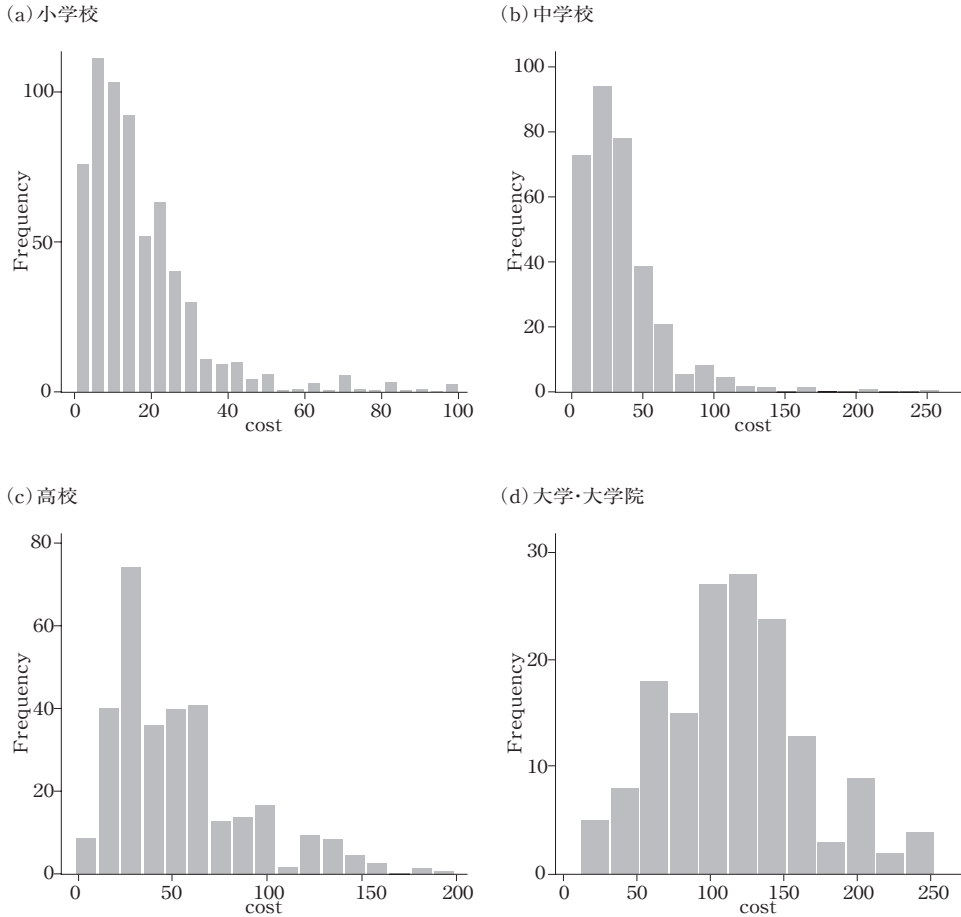
ら、利用したデータには教育投資を行った結果生じる最終学歴や学校の成績を十分に収集できず、これらの変数を子どもの質として利用することができない。そこで、教育投資は費用をかければかけるほどリターンが得られるという暗黙の仮定を置き、教育投資にかけた教育費を本研究では子どもの質を表す変数とする。

本節では前者について説明し、後者は5節で説明する。分析サンプルの基本統計量は図表-5にある。

在学中子ども1人当たり教育費（対数値）を被説明変数とした分析では、以下

の変数を説明変数とする⁶⁾。世帯における子どもの数⁷⁾は子どもの質・量のトレードオフを検証するために必要であるが、3節でみたように通学する学校で教育費が大きく異なるので、通学する学校でコントロールする。また、父母の学歴と年間所得でもコントロールする⁸⁾。学歴が高い親ほど子どもに対して熱心に教育するために教育投資を大きくする可能性や、仮に教育投資を一種の消費財とみると、所得が大きいくほど教育に対する支出も増える可能性もあり、このような背景をふまえてコントロールする。なお、年間所得は父母それぞれの勤労所得、非勤労所得、そしてほかの家族からの贈与等も含める。また、データの制約上、未就学児の教育費は世帯全体の支出額しかわからないので、世帯に複数の未就学児がいた場合、それぞれの未就学児にどれほどの支出がなされているのかわからない。そのため、本研究では、未就学児の教育費の分析は対象外とし、実証分析では未就学児ダミーでコントロールするだけにとどめた。また、その他に影響を与える変数として、住宅ローンを保有している世帯は1、それ以外は0をとる住宅ローンダミーと、地域ダミーでコントロー

図表-4 在学している学校別 教育費の分布図



注: 横軸の単位は万円。ただし、小学校では教育費110万円以上の6サンプル、大学・大学院では教育費400万円以上の2サンプルを除いている

ルする。なお、地域ダミーは政令指定都市ダミーとその他の市ダミーの2つであり、ベースは町村在住者となる。

また、分析サンプルを以下のように設定した。第1に、「全サンプル」と以下では呼ぶが、在学中の子ども数が1人以上3人以下でかつ、父母両方のいる世帯に限定したサンプルである。このように限定した理由は、在学中の子ども数が4人以上の場合は3節でみたようにサンプルサイズが少ないために除外し、父母の両方いない世帯、本調査は女性を対象としているので、母親のみの単親世帯（母子家庭）は、父母両方いる世帯と教育費の決定メカニズムが異なると思われるので除外した。第2に、全サンプルよりすでに就業している

子どものいる世帯を除いたサンプルを用いる。その理由は、就業している子どもがいる場合は、その子どもより金銭の贈与等があり、ほかの世帯と異なる可能性があるためである。そして、就業している子どもを除外することで、サンプルに偏りが多少生じるが、第1子（長子）が就学している1番上の子どもに対応させることで、第1子が第2子以降に比べ教育費が高いかどうかを調べることもできる。そして第3に、就業している子どもがいる世帯だけでなく、追加出産希望のある世帯を除外したサンプルでも分析を行った。その理由は、追加出産希望のある世帯では、出産のための費用や、まだ生まれていない子どもの教育投資も念頭に置いて教育費が決定されるため、ほかの世

図表-5 分析サンプルの基本統計量

	図表-5 全サンプル		図表-6 全サンプル	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
子どもの教育費(対数値)	3.328	1.043	3.270	1.121
世帯における子どもの数	2.207	0.701	2.368	0.694
2番目の在学中子どもダミー			0.350	0.477
3番目の在学中子どもダミー			0.085	0.279
在学中の学校				
小学校ダミー	0.366	0.482		
中学校ダミー	0.194	0.396	0.220	0.414
高校ダミー	0.233	0.423	0.210	0.407
短大・高専・専門学校ダミー	0.016	0.124	0.033	0.179
大学・大学院ダミー	0.153	0.360	0.108	0.311
その他の学校ダミー	0.007	0.084	0.004	0.063
母親の最終学歴(ベース:中学・高校)				
短大・高専・専門学校ダミー	0.437	0.496	0.435	0.496
大学・大学院ダミー	0.112	0.316	0.109	0.312
父親の最終学歴(ベース:中学・高校)				
短大・高専・専門学校ダミー	0.163	0.370	0.163	0.370
大学・大学院ダミー	0.329	0.470	0.331	0.471
父母の年間所得(対数値)	1.849	0.463	1.880	0.451
未就学児ダミー	0.248	0.432	0.181	0.385
住宅ローンダミー	0.515	0.500	0.516	0.500
政令指定都市ダミー	0.252	0.435	0.254	0.435
その他の市ダミー	0.664	0.473	0.659	0.474
サンプルサイズ	705		1245	

帯と比べて教育費の決定メカニズムが異なる。以上のことを考慮し3つのサンプルを作成した。

図表-6は分析結果をまとめたものであり、分析は最小二乗法を用いる⁹⁾。世帯における子どもの数の係数は、どのサンプルでもマイナスで有意であり、通学している学校をコントロールしても子ども数が多いほど教育費が低くなっており、子どもの質・量のトレードオフと整合的な結果になっている。また、小学生や中学生のいる世帯では教育費が有意に低い傾向にある。また、父親については一部の推定式ではあるが、父母の教育水準が高いほど教育費が有意に高くなる傾向がある。これは父母の所得をコントロールしても有意であるため、教育水準が高いほど教育熱心であり教育投資を積極的に行っている可能性がある。また、未就学児ダミーや住宅ローンダミー、地域ダミーは有意になっていない。

以上の結果は世帯単位で分析した結果であるので子どもの質と量のトレードオフを確認できたが、

もう1つの検討課題である、出生順位によって教育費に差があるのかについては確認できない。そこで、次節では世帯単位ではなく、子ども1人1人を分析の単位として、もう1つの検討課題について分析する。

5. 子どもを分析単位とした教育費の分析

本節では子ども1人1人を分析の単位として前節と同じような分析を行う。被説明変数は、その子どもにかけられた1年間の教育費(対数値)である。説明変数も前節と同じであるが、以下の分析では、在学中の子どものうち1番上の子どもか、2番目か3番目かという情報があるため、在学中の子どものうち1番上から2番目の在学中子どもダミー、(在学中の子どものうち1番上から)3番目の在学中子どもダミーを説明変数に含める。ただしこの変数は、すでに就業している子ど

図表-6 世帯を単位とした在学中の子ども1人当たり教育費の実証分析

	(1)	(2)	(3)
	全サンプル	(1)のうち就業していない子どもを持つ世帯に限定	(2)かつ追加出産希望のない世帯に限定
世帯における子どもの数	-0.198*** (0.044)	-0.218*** (0.051)	-0.184*** (0.052)
子どもの在学している学校			
小学校ダミー	-1.483*** (0.171)	-1.269*** (0.234)	-1.294*** (0.250)
中学校ダミー	-0.903*** (0.170)	-0.693*** (0.234)	-0.751*** (0.248)
高校ダミー	-0.456*** (0.162)	-0.277 (0.230)	-0.343 (0.244)
短大・高専・専門学校ダミー	0.097 (0.213)	0.199 (0.279)	0.165 (0.290)
大学・大学院ダミー	0.201 (0.159)	0.395* (0.226)	0.349 (0.237)
その他の学校ダミー	-0.726*** (0.273)	-0.280 (0.503)	-0.338 (0.472)
母親の最終学歴(ベース:中学・高校)			
短大・高専・専門学校ダミー	0.175*** (0.064)	0.179** (0.070)	0.129* (0.075)
大学・大学院ダミー	0.200* (0.102)	0.220** (0.107)	0.215** (0.104)
父親の最終学歴(ベース:中学・高校)			
短大・高専・専門学校ダミー	0.145* (0.080)	0.164* (0.087)	0.143 (0.094)
大学・大学院ダミー	0.178** (0.073)	0.183** (0.081)	0.183** (0.086)
父母の年間所得(対数値)	0.361*** (0.087)	0.398*** (0.096)	0.415*** (0.111)
未就学児ダミー	-0.123 (0.093)	-0.107 (0.094)	-0.040 (0.103)
住宅ローンダミー	-0.022 (0.058)	-0.052 (0.063)	-0.067 (0.069)
政令指定都市ダミー	0.167 (0.109)	0.134 (0.117)	0.124 (0.114)
その他の市ダミー	0.025 (0.100)	-0.020 (0.108)	-0.011 (0.104)
定数項	3.697*** (0.270)	3.486*** (0.324)	3.456*** (0.349)
サンプルサイズ	705	629	526
自由度修正済み決定係数	0.513	0.505	0.509

注: 被説明変数は在学中子ども1人当たり教育費の対数値。推定方法は最小二乗法。全サンプルは、在学中の子ども数が1人以上3人以内で、かつ世帯に父母の両方がそろうている世帯に限定した。
()内の値は分散不均一に頑健な標準誤差。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを表す

ものいる世帯を除いたサンプルでは、第1子が在学中の子どものうち1番上となる。そのため、2番目の在学中子どもダミーは第2子ダミー、3番目の在学中子どもダミーは第3子ダミーと読み替

えることができ、出生順位の違いを見ることが出来る。また、学歴ダミーについて、前節の分析ではその世帯に学校に在学している子どもがいるかないかという意味でダミー変数を作成していた

図表-7 子どもの教育費の実証分析 (1)

推定方法:	OLS			FE		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全サンプル	(2)のうち就業していない子どもを持つ世帯に限定	(2)かつ追加出産希望のない世帯に限定	全サンプル	(4)のうち就業していない子どもを持つ世帯に限定	(5)かつ追加出産希望のない世帯に限定
世帯における子どもの数	-0.068* (0.038)	-0.072* (0.043)	-0.037 (0.044)			
2番目の在学中子どもダミー	-0.196*** (0.052)	-0.196*** (0.055)	-0.206*** (0.057)	-0.085 (0.056)	-0.089 (0.058)	-0.098 (0.063)
3番目の在学中子どもダミー	-0.283*** (0.101)	-0.304*** (0.106)	-0.331*** (0.111)	-0.049 (0.113)	-0.061 (0.116)	-0.069 (0.125)
在学している学校(ベース:小学校)						
中学校ダミー	0.694*** (0.064)	0.701*** (0.066)	0.679*** (0.072)	0.732*** (0.091)	0.735*** (0.092)	0.755*** (0.098)
高校ダミー	1.211*** (0.061)	1.203*** (0.063)	1.189*** (0.069)	1.507*** (0.131)	1.528*** (0.138)	1.560*** (0.149)
短大・高専・専門学校ダミー	1.823*** (0.105)	1.722*** (0.127)	1.761*** (0.130)	2.204*** (0.216)	2.180*** (0.239)	2.248*** (0.247)
大学・大学院ダミー	1.866*** (0.075)	1.881*** (0.079)	1.878*** (0.084)	2.334*** (0.193)	2.361*** (0.205)	2.383*** (0.216)
その他の学校ダミー	1.014** (0.394)	1.198* (0.655)	1.179* (0.637)	1.661*** (0.204)	1.796*** (0.336)	1.810*** (0.337)
母親の最終学歴(ベース:中学・高校)						
短大・高専・専門学校ダミー	0.142*** (0.050)	0.129** (0.054)	0.071 (0.057)			
大学・大学院ダミー	0.217*** (0.077)	0.233*** (0.080)	0.220*** (0.079)			
父親の最終学歴(ベース:中学・高校)						
短大・高専・専門学校ダミー	0.137** (0.063)	0.161** (0.068)	0.168** (0.074)			
大学・大学院ダミー	0.211*** (0.058)	0.219*** (0.064)	0.248*** (0.067)			
父母の年間所得(対数値)	0.319*** (0.063)	0.324*** (0.070)	0.306*** (0.078)			
未就学児ダミー	-0.173** (0.081)	-0.174** (0.082)	-0.088 (0.088)			
住宅ローンダミー	0.000 (0.046)	-0.027 (0.049)	-0.013 (0.053)			
政令指定都市ダミー	0.153* (0.091)	0.143 (0.096)	0.157 (0.097)			
その他の市ダミー	-0.001 (0.082)	-0.009 (0.087)	0.005 (0.087)			
定数項	2.068*** (0.154)	2.085*** (0.168)	2.045*** (0.176)	2.495*** (0.089)	2.507*** (0.089)	2.505*** (0.104)
サンプルサイズ	1245	1133	981	1245	1133	981
自由度修正済み決定係数	0.531	0.521	0.526	0.568	0.562	0.573
世帯数	-	-	-	709	630	527

注: 被説明変数は教育費の対数値。推定方法は(1)~(3)式が最小二乗法、(4)~(6)式が世帯の固定効果モデル。全サンプルは、在学中の子どもの数が1人以上3人以内でかつ世帯に父母の両方がそらっている世帯に限定した。()内の値は分散不均一に頑健な標準誤差。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを表す

図表-8 子どもの教育費の実証分析 (2)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
在学している学校：	小学校	中学校	高校	短大・高専・ 専門学校	大学・ 大学院
世帯における子どもの数	-0.051 (0.093)	-0.109 (0.080)	-0.051 (0.069)	0.125 (0.106)	0.122* (0.073)
2番目の在学中子どもダミー	-0.219** (0.109)	-0.296** (0.116)	-0.127 (0.086)	0.058 (0.216)	-0.000 (0.113)
3番目の在学中子どもダミー	-0.349* (0.188)	-0.374* (0.202)	0.155 (0.260)		-0.039 (0.191)
母親の最終学歴(ベース:中学・高校)					
短大・高専・専門学校ダミー	-0.028 (0.107)	0.210* (0.107)	0.186** (0.088)	0.331* (0.174)	-0.018 (0.094)
大学・大学院ダミー	0.204 (0.130)	0.147 (0.174)	0.240** (0.120)	0.562*** (0.175)	0.043 (0.185)
父親の最終学歴(ベース:中学・高校)					
短大・高専・専門学校ダミー	0.380*** (0.121)	-0.066 (0.147)	-0.077 (0.106)	0.056 (0.166)	0.124 (0.172)
大学・大学院ダミー	0.485*** (0.125)	0.116 (0.117)	0.174 (0.109)	-0.588** (0.218)	0.064 (0.095)
父母の年間所得(対数値)	0.297* (0.161)	0.405*** (0.142)	0.231** (0.098)	0.224 (0.155)	0.211 (0.130)
未就学児ダミー	-0.086 (0.117)	-0.216 (0.179)	0.306 (0.275)		-0.049 (0.133)
住宅ローンダミー	-0.073 (0.094)	-0.023 (0.108)	0.179** (0.086)	-0.131 (0.160)	0.006 (0.099)
政令指定都市ダミー	0.116 (0.172)	0.324 (0.275)	0.151 (0.162)	-0.062 (0.229)	0.105 (0.121)
その他の市ダミー	-0.137 (0.159)	0.119 (0.250)	0.083 (0.134)	-0.461* (0.256)	0.111 (0.114)
定数項	2.182*** (0.350)	2.677*** (0.321)	3.238*** (0.263)	4.049*** (0.527)	3.821*** (0.367)
サンプルサイズ	412	252	249	40	135
自由度修正済み決定係数	0.145	0.155	0.157	0.315	0.052

注: 被説明変数は教育費の対数値。推定方法は最小二乗法。全サンプルは、在学中の子どもの数が1人以上3人以内、世帯に父母の両方がそろっており、かつ世帯に就業している子どもがおらず、母親の追加出生意欲がない世帯に限定した。
()内の値は分散不均一に頑健な標準誤差。***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを表す

ため、1世帯で複数の学校ダミーが1になる場合がある。しかし、以下の分析では子ども1人1人を単位としているため、在学している学校ダミーは各サンプル1つしか1をとらないようになっており、前節の分析と意味合いが違うことに注意されたい。

図表-7に結果がまとめられている。(1)~(3)式は最小二乗法による分析、(4)~(6)式は、Kantarevic and Mechoulan (2006)のように世帯の固定効果をとった分析である¹⁰⁾。世帯の固定効果をとると、世帯内で同一となる子どもの数や

父母の学歴や所得の効果を識別することは不可能であるため、在学中の子どもダミーと在学している学校ダミーの係数のみを表示している。

子どもの数については、(1)式と(2)式において10%有意水準であるが、係数は負となっており有意である。この結果は子どもの質・量のトレードオフの主張と整合的であるが、(3)式のように追加出産希望のない母親に限定すると、子どもの数は有意となっていない。子どもの数が負となるか全く影響を与えないかは推定式に異なり、頑健な結果は得られていないといえる。

また、2番目の在学中子どもダミー、3番目の在学中子どもダミーは(1)～(3)式のいずれにおいても有意であり、負の係数となっている。在学する学校でコントロールしても(2)式や(3)式でも有意であるため、第1子は第2子や第3子と比べ教育費が高いと言える。ただし、この結果は(4)～(6)式のように世帯の固定効果をとった場合は有意ではない。世帯の固定効果を取り、世帯固有の属性をすべてコントロールすると、その世帯が教育熱心であり教育投資を積極的にするかどうかという要素もコントロールされるので、世帯の教育投資に対する態度をコントロールすると、どの子どもに対しても教育費に差をつけないと言える。むしろ(1)～(3)式において、第2子や第3子と第1子との教育費の差がみられるのは、在学している学校をコントロールしてもなお表れる、受験に近い学年に達しているか否かといった情報を反映している可能性がある。

そのほかの変数について確認しておくと、父母の学歴や年間所得は、前節の分析結果とほぼ変わらず有意な影響がみられる。未就学児ダミーは推定式によっては有意となっていない。

以上のように、推定によって出生順位の影響が異なるので、さらに在学している学校にサンプルを分けて分析を行った。その結果は図表-8にまとめられている。その結果、2番目の在学中子どもダミー、3番目の在学中子どもダミーは小学校(10%有意水準)と中学校のみで有意となっており、高校以上の学歴では有意となっていないが、学歴の高いところでは1番上ではなく2番目以降の子どもが少ないことも関係しているかもしれない。

そのほかの結果を見ておくと、子どもの数については有意ではないが、大学・大学院に通う子どもについては、子どもの数の係数が正で10%有意水準ではあるが有意である。結果の解釈は多くあるかもしれないが、子どもの数が多い場合、大学での教育費を多くすることで、高校以下の学校に通学する子どもたちにも上の学校に進学するインセンティブを与えているのかもしれない。また、父母の学歴についてみてみると、高校や短大・高

専・専門学校に通学する子どもについて、母親の学歴が高いほど教育費が高くなっており、高学歴の母親は、大学受験や専門学校などの卒業後をにらみ、教育投資を積極的に行っているかもしれない。また、父親については、小学校に在学する子どもでは父親の学歴が高いほど教育費が高い。この理由はよくわからないが、父母で学歴の効果が異なることは興味深い。父母の年間所得は短大・高専・専門学校、大学・大学院では有意ではないが、その他の学校では正で有意となっている。

6. 結びにかえて

在学中の子ども1人ごとの教育費が調査されている「消費生活に関するパネル調査」の第17回調査のデータを用いて、子どもの質・量のトレードオフが日本でも存在するのかを以下の2つの観点から検討してきた。第1に、子どもの質を在学中の子ども教育費ととらえ、その教育費用と子どもの数の関係を見ることである。第2に、子どもの教育費は出生順位によって異なるかということである。

結果をまとめると、子どもの質と量の関係は、4節の世帯単位の分析では負の相関がみられたが、5節の子ども1人単位の分析では一部の推定式によって負の相関がみられただけにすぎず、あまり頑健な結果が得られていないといえる。そのため、トレードオフが存在するかどうかは今後の詳細な分析が求められる。また、出生順位によって教育費の違いはみられるが、世帯の固定効果をとると教育費の違いが見られなかった。世帯の教育投資に対する態度をコントロールすると、どの子どもに対しても教育費に差をつけない解釈を提示した。出生順位によって教育費に差がないことは、Becker (1960) を嚆矢とした子どもの質・量のトレードオフを説明した理論の前提に、ある程度の正当性があることが示唆される。

以上の分析ではいくつかの限界があり今後の研究が期待される。第1に、1年間の教育費(教育支出)を子どもの質としてとらえているが、先行研究のように学校の成績や大学進学率、最終学歴

の水準や就職後の所得などいくつかの変数が子どもの質として使われている。考えられる他の変数を使って分析しても、同じような結果が得られるのかについては今後の課題である。第2に、今回の分析では操作変数を用いた因果関係を特定する分析を行っていない。さらに豊富なデータを用いて因果関係を特定していくことはこの研究分野に大きく貢献することができると思う。

† 本稿に示されている意見は著者個人によるものであり、所属機関によるものではない。本稿に残る誤りはすべて著者に帰する。

注

- 1) 伊達・清水谷 (2004) による出生率低下の決定要因に関するサーベイ論文では (1) 女性の就業と賃金上昇による機会費用の増大、(2) 子育て費用の増加、(3) 成人した子どもから親への所得移転の減少、(4) 都市部の狭い住宅事情、(5) 核家族化の進行の下で子どもの面倒を見てくれる祖父母・親戚の不在、(6) 保育サービスの不十分さ、(7) 育児支援を目的とした企業支援の不十分さ、(8) 児童手当制度のあり方、などが出生率低下の決定要因として指摘されている。
- 2) 在学中の子どもに限定している理由は 3 節で説明されている。
- 3) 関連する研究として、山口 (2009) は質・量のトレードオフより、所得の効果は子どもの数が増えるほど出産行動に対してはマイナスの影響を与えるとした上で、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」を用いて実証分析したところ、第2子のいる世帯では夫の所得が高いほど出産のタイミングが遅れるという結論を得ている。
- 4) 子どもの質・量のトレードオフの背景となる理論は、その後、Willis (1973) により、女性にとっての出産の機会費用を考慮したモデルに拡張されているし、Becker and Tomes (1976) により親が子どもの能力形成に関する投資を明示したモデルに拡張されている。本研究では出産の機会費用を無視しているので、本節ではもっとも単純なモデルを紹介している。
- 5) 短大・高専・専門学校についてはサンプルサイズが53と他に比べて小さいで、分布図は表示しないことにした。
- 6) 教育費に対数をとる際に、教育費がゼロの世帯 (子供) に対しては対数値を計算することができない。しかし本サンプルでは教育費がゼロである子どもは8サンプルであり、これらは無視しても結果に大差はないとして対数値をとっている。
- 7) 先行研究に合わせて、在学中子ども数ではなく子どもの数を説明変数とする。なお、子どもの数は、未就学児数 (小学生未満)、在学中子ども数 (小学生～大学・大学院生)、すでに就職している子どもの数の合計である。

- 8) 年間所得は対数値をとっている。所得の影響が非線形の可能性も鑑み、説明変数に年間所得 (対数値) の二乗項を含めて分析も行ったが、二乗項の係数は有意にならなかった。
- 9) 先行研究では、双子かどうか、子どもの性などを子どもの数の操作変数として、子どもの数が質に与える因果関係をみている。本稿では、データの制約より最小二乗法で相関がどの程度あるか確認するにとどめた。
- 10) 世帯の固定効果がないことを帰無仮説としたF検定を行った結果、F値は (4) 式61.01、(5) 式56.75、(6) 式56.36であり、どの推定式でもその帰無仮説は棄却された。

文献

- 阿部正浩, 2006, 「雇用と所得の環境悪化が出生行動に与える影響——出生率低下の一背景」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会』日本評論社, 115-134.
- 梅野祐樹, 2006, 「長男・長女は得をする? : 子どもの数と出生順位による教育格差——ノルウェーの事例から」『日本労働研究雑誌』554: 113-114.
- 加藤久和, 2001, 『人口経済学入門』日本評論社.
- 小林雅之, 2005, 「教育費の家計負担は限界か——無理する家計と大学進学」『季刊家計経済研究』67: 10-21.
- 伊達雄高・清水谷論, 2004, 「日本の出生率低下の要因分析——実証研究のサーベイと政策的含意の検討」内閣府経済社会総合研究所 Discussion Paper No.94.
- 都村聞人, 2006, 「子育て世帯の教育費負担」『京都大学大学院教育学研究科紀要』52: 65-78.
- 山口一男, 2009, 『ワークライフバランス——実証と政策提言』日本経済新聞社.
- Aslund, O. and H. Gronqvist, 2010, "Family Size and Child Outcomes: Is There Really No Trade-off?," *Labour Economics*, 14: 130-139.
- Becker, G. S., 1960, "An Economic Analysis of Fertility," *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton: National Bureau of Economic Research, 209-231.
- Becker, G. S. and H. G. Lewis, 1973, "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children," *Journal of Political Economy*, 81: S279-S288.
- Becker, G., and N. Tomes, 1976, "Child Endowments, and the Quantity and Quality of Children," *Journal of Political Economy*, 84: S143-S162.
- Black, S. E., P. J. Devereux and K. G. Salvanes, 2005, "The More The Merrier? The Effect of Family Size and Birth Order on Children's Education," *Quarterly Journal of Economics*, 120: 669-700.
- Caceres-Delpiano, J., 2006, "Impact of Family Size on Children's Well-being: Evidence from Twins Experiment," *Journal of Human Resources*, 41: 738-754.

- Conley, D. and R. Glauber, 2006, "Parental Educational Investment and Children's Academic Risk: Estimates of the Effects of Sibship Size and Birth Order from Exogeneous Variation in Fertility," *Journal of Human Resources*, 41: 722-737.
- Ermisch, J., 2003, *An Economic Analysis of the Family*, Princeton: Princeton University Press.
- Hanushek, E. A., 1992, "The Trade-off between Child Quantity and Quality," *Journal of Political Economy*, 100: 84-117.
- Holmlund, B., 1988, "Sibling Position and Achievement: the Case of Sweden," *Scandinavian Population Studies*, 7: 100-107.
- Kantarevic, J. and S. Mechoulan, 2006, "Birth Order, Educational Attainment, and Earnings: An Investigation Using the PSID," *Journal of Human Resources*, 41: 755-777.
- Rosenzweig, M. R. and K. I. Wolpin, 1980, "Testing the Quantity-Quality Fertility Model: The Use of Twins as a Natural Experiments," *Econometrica*, 48: 227-240.
- Willis, R. J., 1973, "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, 81: S14-S64.
- とだ・あきひと (株) リクルートワークス研究所 研究員・公益財団法人 家計経済研究所 嘱託研究員。主な論文に、「職種経験はどれだけ重要になっているのか——職種特殊的人的資本の観点から」(『日本労働研究雑誌』594, 2010)。労働経済学、応用計量経済学専攻。