

Estimation of Cost of Children :

Using Japanese Household Expenditure and Asset Data

Nobuko Nagase

Ochanomizu University

ABSTRACT

Increase in the cost of children is often accounted for as one of the major causes of the recent decline in birth rates in Japan. This paper examines the cost of children by utilizing the 1343 observation of cross-sectional micro data of "Household Survey of Family Income and Expenditure" and "Family Savings Survey" of 1995 by the Statistics Bureau, Management and Coordination Agency, Japan. The two data sets were match-merged by household identifier for the estimation purpose. The estimation of child cost using Japanese micro data has rarely been conducted before.

First, the estimation of equivalence scales by the number and age group of children was attempted using the Engel's food share method. The estimation was given to the sub-sample of married couples whose main income earners are wage and salary earners in the age group less than 55 years old. The measure showed that equivalence scales for an additional child is 0.2 compared to a childless married couple. The scale is 0.13 for a child less than school age, and 0.28 to 0.30 for a child over 7 and under 22. When the cost of wife's labor supply was measured in the same way, the cost was around 0.05 to 0.10, indicating the reduction in the home production by wives' time use.

The Engel Model specification assumes the number of children, as well as household income to be fixed or predetermined. However, in life cycle models, both fertility and female labor supply are the variables to be determined. The recent decline in the number of children in average households may result not only from the increase in the short-term child cost but also from the decline in the long-term child benefit. The latter half of the paper attempts to see whether child benefit entails investment return to parents for post-retirement, or whether the major benefit to parents is in the enjoyment of child service consumption.

Ordinary least square regression showed that monetary capital accumulation, namely, total gross and net monetary savings, bank deposits, and private pension investments, significantly declined with the increase in the number of children in the household. On the other hand, investment to one's own housing positively correlated to the increase in the number of children. Children, therefore, were substitutes to monetary savings and complements to home ownership. However, when two-stage least square method was conducted using the number of children and monetary asset as two endogenous variables, the result showed that increase in child number caused the decline in monetary assets but not vice versa. This result implies that families do not view children as investments for old age, but as consumption. It also shows that the consumption of child service reduces couple's own consumption significantly not only in the short run but also in the long run. Children are also positively correlated with subsidized housing. A major policy implication deriving from result is the reduction in private child cost through social security, tax credit and subsidized housing for young families.

【論 文】

子どもコストの推計： 家計および資産面からの分析

永瀬伸子

(お茶の水女子大学)

【要 旨】

本稿は、1995年11月の『家計調査』と『貯蓄動向調査』の同一世帯標本をリンクさせて作成した家計・資産両面の個票データを基に、子どもの短期および長期のコストの推計を試みたものである。まずエンゲルの食費シェア関数を用いて子どもを持つ短期のコストを家計簿から推計した。夫婦のみからなる世帯と同じ消費水準を達成するために、6歳以下児1人のいる世帯で約1割、小学生以上の子ども1人は約25~30%の補償所得が必要、また子どもコストは小・中学で上がる山型を描くとの結果を得た。なお同じ方法で、共働き世帯は、家事労働の帰属所得の減少により、同額の消費支出を行っている妻が無業の世帯と比べ、5~10%の補償所得が必要との結果も得た。

ただしエンゲルモデルは、子ども数や世帯収入を外生変数として扱うから、公的年金の充実や妻の就業機会の拡大が、長期の選択としての子ども数に与える影響はわからない。そこで子どもを持つことが、金融・実物資産蓄積および妻の就業選択とどうかかわるか、クロス集計、最小自乗法、プロビット法、二段階最小自乗法を用いた分析を行った。子ども数を外生変数とすると、子ども数が増えるほど金融資産蓄積は低下し、また子ども数が増えるほど持ち家居住が増加する。しかし金融総(純)資産と子ども数の決定を内生化し、二段階最小自乗法で推計すると、因果関係は、子ども数の増加が世帯の金融資産を減らす方向であって逆ではないことが示された。子どもが貯蓄と代替的な老後資産として位置づけられ子どもの投資収益が下がったため少子化が進んだという仮説は否定された。ただし子どもは40歳前半半までの夫婦の金融総資産を1人あたり300万、純資産で600万円ほど低下させる。老後の夫婦の生活水準を低下させ、短期のみならず長期のコストも高いことが示された。なお住居形態は子ども数および資産蓄積に大きい影響を与える。持ち家、公営借家・公社・公団住宅居住の世帯では、民間賃貸住宅居住世帯に比べ、有意に子ども数が多く、一方社宅居住は大きく金融資産蓄積を高める。他方、女性の勤労収入の増加は金融資産、実物資産蓄積を有意に増やすが、子ども数に対しては、非有意ながら負の影響を与えることが示された。

はじめに

結婚後の出産タイミングの遅延が最近の調査で指摘されている(『出生動向基本調査平成9年』)。また理想の子ども数を持たない理由の上位に子どもの経済負担がしばしば指摘される。しかし子どもコストの推計は難しい問題を含んでいる。直接の出費に加えて、他の世帯員の消費水準の低下や、余暇時間の変化、さらには妻の離職の機会費用、家計の資産形成に与える影響までをも含めて考えるべきだからである。

少子化の主因を女性の雇用機会の拡大と育児の機会費

用の増加とする分析がある一方で(例えば津谷(1999)、新谷(1998)), 反対に専業主婦はむしろ依然女性の憧れでありつつも未婚生活の生活水準の高さが結婚の遅延を生じさせているとする分析(山田(1996))がある。これは子どもを持つことが生活水準をどれだけ引き下げるといふ短期の問題であろう。一方で公的年金制度の充実によって子どもを持つ意味が、老後の支え(投資)から楽しみ(消費)に変わったこと、しかし社会的には依然として子どもは投資である(公的年金等の支え手は後世代である)という外部性が少子化の歪みを拡大しているのではないかと疑われる(例えば永瀬(1997))。こちらはより長期(生涯)で見た子どもの費用負担と便益の享受

の問題であり、子どもコストの私的負担と社会的負担のバランスの問題でもある。

このように子どもコストの推計は重要な研究課題であるが、家計の個票データに基づいた子どもコストの推計は日本においてこれまでほとんどなされていない。本稿では、『家計調査』と『貯蓄動向調査』を連結し、子どもコストを家計面（フロー）および資産蓄積面（ストック）からとらえることを試みる。第1節ではデータについて述べる。第2節では、エンゲルモデルを用いて短期の子どもコストを推計する。すなわち子どもを持つことが、家計簿から見て、夫婦2人だけの世帯と比べてどれだけ生活水準を下げるかをもって子どもコストとし、その推計を行う。また特に女性の就業との関連に注目し、女性の就業コストも推計する。第3節では、子どもを持つことと、家計の金融資産（預貯金、有価証券、私的年金）および実物資産（住宅保有）の資産蓄積との関係、すなわちより長期の影響について考察する。第4節は、まとめである。

1 データについて

『家計調査』は家計簿等のフロー情報のみを含み、また『貯蓄動向調査』は貯蓄などストックの情報のみを含むが、『家計調査』の8月、9月、10月の調査開始世帯は『貯蓄動向調査』の調査対象にも含まれる。そこで『家計調査』1995年11月の個票データと、該当する『貯蓄動向調査』

から同一と見なされる世帯をマッチさせ完全照合データを作り^{*1}、世帯主が54歳以下の1,343の勤労者世帯を今回の分析対象とした。11月の家計調査を取り上げたのは、ボーナス月でなく、大きい出費変動が見られないためである。また勤労者世帯に限ったのは、勤労者世帯に限り、詳しい収入内容がわかるためである。

分析に使用する変数について簡単に述べる。子ども変数は、世帯にいる子どもの年齢、および当該者が世帯主の子もしくは孫であるかどうかにより作成した。表1-1に世帯主の年齢階級別に変数平均を示したが、例えば「18歳以下子ども数」、「22歳以下子ども数」は世帯主40～44歳階級でそれぞれ平均1.96人、2.00人である。また子どもの年齢階級別に見ると、例えば世帯主35～39歳層

^{*1}マッチングキーは『家計調査』および『貯蓄動向調査』の世帯識別番号である。ただし家計調査の調査対象世帯は調査期間途中等に臨時交代する場合もあるため、両調査で世帯の年間収入が一致することを完全照合マッチングの判定基準とした。1995年の『貯蓄動向調査』5,481世帯のうち約半数強の2,875世帯、『家計調査』7,921世帯の36%がこうした形で照合出来たが、判定基準に照らし2,758世帯を完全照合データと見なした。このうち勤労者世帯は1,725世帯であり、世帯主の年齢階級が上がるほど、年金受給の非勤労者世帯が増加すること、また子どもコストというテーマから、世帯主55歳未満を分析対象とした。55歳以上の世帯主世帯の同居世帯員として子世代の子育て中の夫婦が含まれる可能性は論理的にはありうるが、続き柄等から確認した結果、こうした世帯はきわめて少ないと想像された。

表1-1 世帯の子ども数、妻の有業率

世帯主 年齢階級 (歳)	6歳以下 子ども数 (人)	7～13 歳以下 子ども数 (人)	14～22 歳以下 子ども数 (人)	22歳以下 子ども数 (人)	18歳以下 子ども数 (人)	妻有取 入率 (%)	妻有業 率 (%)	妻本格 就業率 (%)	他の世 帯員数 (人)	サンプ ル数 (人)
～24	0.563	0.000	0.000	0.563	0.563	12.5%	12.5%	62.5%	0.063	16
～29	0.825	0.063	0.000	0.888	0.888	25.0%	32.5%	21.3%	0.075	80
～34	1.179	0.154	0.000	1.333	1.333	19.4%	25.9%	15.9%	0.129	201
～39	1.012	0.748	0.035	1.795	1.787	22.4%	33.5%	13.4%	0.161	254
～44	0.374	1.128	0.494	1.996	1.958	32.8%	40.0%	20.8%	0.196	265
～49	0.079	0.565	1.062	1.705	1.404	39.7%	51.4%	25.3%	0.267	292
～54	0.017	0.077	0.809	0.902	0.434	36.2%	50.6%	24.3%	0.502	235
計	0.516	0.525	0.476	1.517	1.360	30.0%	40.0%	20.1%	0.241	1,343

注) 他の世帯員数とは、世帯員数から22歳以下の子ども数と2（世帯主と妻）を除き、0以上の正数とした変数である。22歳以上の子どもや世帯主の親などを含む。

妻本格就業率とは妻の勤労月収が8万円より多い世帯。

の平均値は「6歳以下子ども数」が1.01人、「7～13歳子ども数」が0.75人、「14～22歳子ども数」は0.04人である。ただしこの調査では、同居子どもしかわからず、独立した子ども、遊学中の子どもの情報がないという制約がある。

妻の就業状況については、「妻有業グミー」（世帯票に妻の職業が記載されている者）、「妻有収入グミー」（11月の『家計調査』で妻の勤労収入が報告されている者）を作成した。正社員かパートかで、女性の就業行動や就業時間が大きく異なることが知られている。直接の調査項目がないため、就業の本格度を測る代理指標とし非課税限度額を超える賃金かどうかを基準に「妻本格就業グミー」（妻の勤労収入が11月に8万円以上）をも作成した^{*2}。

なおこの調査は一人暮らしを対象としていないため世帯主29歳以下のサンプルは相対的に数が少なくなっている。また全体には核家族が8割を占めるが、片親を引き取る形の同居は世帯主の年齢の上昇とともに増え、世帯主が40歳代後半では二世帯同居世帯が2割近くとなる。

2 短期的な子どもコストの推計

2.1 短期的な子どもコストの推計—等価尺度の理論—

子どもコストの推計の一つの標準的な方法は等価尺度(equivalence scales)を用いる推計である。ここに子どものいない世帯と、子どもが1人、2人、3人等の世帯があるとしよう。同一の収入実額を受け取ったにしても、同居の子どもの数や年齢に応じて生活水準は異なるだろう。単純に、あるいはウェイトをつけて生活費を人数割りし、1人あたりの生活水準を比較する方法も考えられるが^{*3}、消費の規模の経済や子ども年齢をどう勘案すべきかという点で恣意的である。一方衣料費、教育費など子どものための支出を積み上げて子どもコストを積算する方法がしばしばとられるが(例えば働いても未来財団(2000))、この方法は、子ども出費の直接費用をとらえる

^{*2}有業であっても勤労収入がないはずの妻(自営業主、家族従業者)以外にも収入が計上されていない妻は相当数いた。これがたまたま無収入だったのか、前月に計上されていたのか、詳しい内容の検討は今後の課題として指摘するに留める。

^{*3}運用としては、1人目の大人を1、2人目の大人を0.7、子どもを0.5とウェイトづける簡便法は、実際にOECDやEUROSTATで採用されている(Van Praag, and Warneer (1997))

ものの、子ども出費のために大人のための財支出を抑制した場合でもその部分はコストに含まれない。

等価尺度を用いた推計では、ある世帯を基準とし、家族構成が異なる世帯が、基準世帯と同じ効用水準を達成するためには、その世帯にどれだけ貨幣額を与えなくてはならないかを計算し、この金額を子どもコストとする。

フォーミュラには、世帯属性が z である世帯が p の価格体系のもとで、効用水準 u を達成するための最小の費用であるコスト関数を $C(p, u, z) = X$ とする。同じ世帯属性を持つ世帯は同じ選好を持つものとし、また世帯属性 z は外生的に所与のものとする。ある基準世帯 z_r (例えば夫婦2人の世帯)に対して、 z_h (例えば未就学児が加えて1人いる世帯)における子どもコストは、

$$C(p, u, z_h) - C(p, u, z_r)$$

である。また

$$I(u, p, z_r, z_h) = C(u, p, z_h) / C(u, p, z_r)$$

が z_h 属性を持つ世帯を基準世帯に換算する等価尺度である。

子どもコストを支出構造から等価尺度によって推計する方法には Engel Model, Rothbarth Model, Prais and Houthakker Model などがある。日本でも先行研究として Prais and Houthakker Model を用いた Suruga (1993) や Engel Model を用いた武藤(1992)があるが、使われているデータが集計データであるため、子どもの年齢差や人数を考慮する点では制約があった。以下では個票を用いて Engel Model を推計する。

2.2 エンゲルの等価尺度による子どもコスト、妻の就業コストの推計

2.2.1 計量モデル

Engel Model は Muellbauer (1977), Deaton and Muellbauer (1986), B.M.S. Van Praag and M.F. Warneer (1997) によれば次のように書ける。

一般的な等価尺度

$$I(p, u, z_h, z_r) = C(p, u; z_h) / C(p, u; z_r)$$

に対して、仮に $C(p, u; z_h) = f(p, u)g(p, z_h)$ とすれば、等価尺度指数は

$$I(p, z_h) = g(p, z_h) / g(p, z_r)$$

と書き換えられる。さらに家計の面する価格が同一と仮定すれば

$$I(p, z_h) = g(p, z_h) / g(p, z_r) = m(z_h)$$

となり、

$$C(p, u; z_h) = m(z_h) C(p, u; z_r)$$

と書き換えることが出来る。 $m(z_h)$ が z_h という世帯属性を持つ家計の z_r に対するエンゲル型の等価尺度指標で

ある。

z_h の属性を持つ世帯の直接効用関数は、 q を財消費とすると、 z_r 換算では

$$u = u(q_h, z_h) = u(q_h/m(z_h))$$

z_r 換算された財への需要関数は、 z_r 換算された消費総額と価格の関数である。

$$q_h/m(z_h) = \phi[X_h/m(z_h), p]$$

シェア関数を z_r 換算の消費シェアで書き直すと以下のようである。

$$w_h = p_i q_i / X_h = p_i \phi[X_h/m(z_h), p] / [X_h/m(z_h)]$$

消費シェア w_i は、シェパードのレンマより

$$w_i = \partial \ln C(p, u_h, z_h) / \partial \ln p_i = \partial [\ln m(z_h) + \ln C(p, u_h)] / \partial \ln p_i \\ = \partial \ln C(p, u_h) / \partial \ln p_i$$

つまり価格ベクトル p が基本的には変動しないことを仮定すれば、 w_i は u_h によって変動する厚生尺度となる。

Tsakloglou(1991)の定式化にならない、

消費シェア $= b_0 + b_1 \ln C + b_2^* (\text{子ども数などの世帯属性}) + b_3^* (\text{その他の変数})$

を推計式とする。 C は消費支出、消費シェアは C に占める消費の割合である。

武藤(1992)と同様に消費シェア1は消費全体を含め、消費シェア2は消費から一般外消費を除き推計した。エンゲル型等価尺度は、

$$\exp(-b_2/b_1)$$

によって求めることができる。

子ども数の等価尺度を計測するため、説明変数として「18歳以下子ども数」のみを入れるケースと、子ども年齢の差を考慮するために「6歳以下子ども数」、「7歳～13歳子ども数」、「14歳～22歳子ども数」を説明変数とする推計の2種を行った。なお同居成人数も生活費に影響を与えるため、夫婦以外、子どもとして考慮した以外の家族人員数を「他の世帯人員数」として説明変数に加えた。

消費支出 C は、世帯の食費や水道・光熱費、被服費、教育費等の総計である『家計調査』の「消費支出」の値を用いた。ただしここでいくつかの帰属所得の問題がある。

例えば貸家世帯の「家賃」は計上されるが、持ち家の帰属家賃は計上されていない。そのために他の条件を一定にすると、家賃分だけ持ち家世帯では、消費シェアの分母が小さくなり、消費シェアが高めとなる。そこで「持ち家ダミー」を入れ、家賃支出の差を考慮した。

また家事労働は、消費支出としてデータに出てこないが、世帯の実消費の水準にきわめて大きい影響を与える

帰属所得を発生させる。例えばベビーシッターのサービスを購入する世帯では、分母の消費支出は大きくなり消費シェアは小さくなる。一方、無業の母親が子どものケアをする場合には明らかに育児サービスが消費されているが何も計上されない。家事労働時間は、妻の有業・無業や妻の労働時間と強い関連があることが知られているが(例えば総務庁『社会生活基本調査』)、現実の家庭内生産は特定できないため、ここでも「妻有業ダミー」、「妻本格的就業ダミー」などを説明変数に加えて考慮する。

最後にライフサイクルの差異を考慮するため、5歳刻みでの年齢階級ダミーを入れた。

2.2.2 推計結果

計測結果は表2-1である。外消費を除いた消費シェア(消費シェア2)の係数を用いると、18歳以下の子どもが一人増えた場合、子どもなしの夫婦と同じ効用水準に夫婦の効用水準を戻す場合、22%の世帯の消費支出増が必要という結果である。外消費も入れた消費シェア1ではやや低めの17%程度である。

子ども年齢別の結果を消費シェア2で見ると、6歳以下の子ども数1人の増加は、13%のコスト増であるが、7～13歳児1人の増加は30%ともっとも高く、14～22歳以下では少し下がり27%であり、子どもコストが子ども年齢の上昇によって山型に増えた後にやや低下することが示されている。なお夫婦以外の成人家族人員数1人の増加は23%程度のコスト増と計測されている。ここでいう成人家族は同居高齢者や同居の23歳以上の子どもなどである。

子どもを2人持つコストを子どもの年齢別に計算すれば、未就学児1人と小学生1人がいる世帯は、夫婦2人世帯と比べて47%、小学生1人と中学生以上が1人(14～22歳以下児)いる世帯では65%の消費額の増加を伴ってはじめて、夫婦2人のみで暮らす世帯と同じ消費水準を享受できるというのがこの結果である。

ただし消費シェアから子どもコストを推計する Engel Model では一般に子どもコストを高めに推計すること、一方、酒・タバコ・理容などの成人財消費の減少を補償する成人財の支出額から子どもコストを推計する Rothbarth Model は子どもコストを低めに推計する特性があることが指摘されている。例えば Tsakloglou(1991)は同じデータを用いて Engels Model と Rothbarth Model から子どもコストを推計しているが、前者では、子ども1人のコストを約30%、後者では約10%と推計している。日本のデータを用いた推計として、先行研究では『全国消費実態調査』の集計データを用いた武藤(1992)があり、17%(1984年調査)と14%(1989年調査)である

表2-1 消費シェアの推計

説明変数	消費シェア1		消費シェア2		消費シェア1		消費シェア2	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
消費支出対数	-0.14852***	29.69	-0.142890***	31.50	-0.1499***	30.38	-0.1443***	32.26
6歳以下児数					0.0115***	3.15	0.0178***	5.38
7～13歳児数					0.0339***	9.69	0.0373***	11.76
14～22歳児数					0.0333***	8.77	0.0345***	10.02
子ども数	0.02378***	9.08	0.027920***	11.75				
年齢階級30～34歳	0.00806	0.77	0.018768**	1.98	0.0119	1.16	0.0218**	2.33
年齢階級35～39歳	0.03270***	3.15	0.038673***	4.11	0.0289***	2.81	0.0348***	3.74
年齢階級40～44歳	0.06628***	6.29	0.071703***	7.50	0.0464***	4.29	0.0546***	5.56
年齢階級45～49歳	0.07870***	7.59	0.090168***	9.58	0.0515***	4.68	0.0665***	6.67
年齢階級50～54歳	0.07187***	6.56	0.090030***	9.06	0.0492***	4.41	0.0693***	6.85
妻有業ダミー	0.01122***	2.15	0.002988	0.63	0.0054	1.03	-0.0021	0.44
夫婦以外の就業者あり	0.00443	0.95	0.001859	0.44	-0.0035	0.75	-0.0062	1.47
持ち家ダミー	0.02006***	3.82	0.020882***	4.38	0.0176***	3.40	0.0186***	3.97
他の家族人員数	0.02555***	5.56	0.026256***	6.30	0.0297***	6.53	0.0303***	7.33
定数項	2.02417***	32.78	1.90138***	33.96	2.0521***	33.70	1.9281***	34.93
調整済み決定係数	0.4364		0.4788		0.4569		0.4981	
等価尺度								
18歳以下子ども数	1.174		1.216		1.080		1.132	
6歳以下児数					1.254		1.295	
7～13歳以下児数					1.249		1.270	
14～22歳以下児数					1.219		1.234	
他の家族人員数	1.188		1.202		1.354		1.466	
6歳以下+13歳以下					1.566		1.645	
13歳以下+22歳以下					1.036		0.986	
妻が就業者	1.078		1.021					

注) 他の家族人員数とは、夫婦および子(22歳以下)以外の家族人員数。

消費シェア1は一般外消費をも含む、2はこれを除く。

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ (以下の表でも同様)。

が、今回の計測値でもっとも近い関数型のものを取り上げると17～22%が対応する(帰属家賃を除き持ち家ダミーを入れたケース)。Suruga(1993)は消費シェアによる子どもコストを20から30%と仮定した上で、消費シェア以外のシェア関数の変動を含めた子どもコストを1人あたり10%から20%と推計している。本推計では、子ども1人あたり年齢階級別に約13～30%と示され、先行研究の範囲内の結果である。子ども年齢の影響を、日本の95年の個票データを用いて明示的に示した点が本分析の新しい貢献である。

なお持ち家ダミー等は帰属家賃がない分を修正しており、予想通り有意に正である。調整済み決定係数は他の諸国の例と比べても比較的高く、説明変数だけで家計間の消費の変動の5割弱程度を説明できている。

2.3 エンゲルの等価尺度による妻の就業コストの推計

同じ表2-1の計測結果から、妻の就業コストを同様に等価尺度で計測する。ここでは z_r は夫のみが働いている世帯であり、 z_h は妻も働いている世帯である。

$$I(p, z_h) = g(p, z_h) / g(p, z_r) = m(z_h)$$

この計測が正当化されるには、妻の就業収入が、夫の就業収入と同様、短期的には変更できない既決の外生変数であり、かつある世帯タイプを表すという仮定を置く必要がある。伝統的な Engel Model では、武藤(1992)、Suruga(1993)をはじめ、消費支出の基である世帯収入を誰が稼得したかについて明示的な考慮はされてこなかった。しかし妻が有収入であれば、世帯収入が増える一方で、家事の外部化など基本的な支出も増えるであろう。

同じ金銭的な消費支出を行っている世帯について、無償の家事労働が減少する共働き世帯では、生活水準は下がるのだろうか、あるいは影響はないのだろうか。妻の収入額そのものが、長期的には変動しうる点は次節で扱うとして、この仮定に基づき、その計測を子どもコストの推計と同様の方法で試みる。消費額が同一でも、妻の労働時間に依存して食費シェアが上昇（妻有業グミーの係数が有意に正）すれば、共働きの生活水準はより低いということになる。

表2-1の通り、外食費を含まない食費シェア2を見ると、共働きであることに有意な影響は見られないが、外食費を含めるシェア1を見ると有意に正であった。何を食費と見るべきか、食費の定義は難しいが、妻が就業している場合、「外食」は娯楽であるよりは、食べるための一方法としての役割が高まるだろう。食費シェア1を用いると、妻の就業コストは、4~8%と推計される。

この数値が比較的低いのは、家事に支障のない範囲内の妻の就業が多いからかもしれない。労働時間はデータにないため、月収8万円以上を妻の本格的就業としてのグミー変数とすると、有意性、係数ともにやや上がり、妻の本格的な就業に伴うコストは10%程度と推計された。

この推計結果は、同額の消費支出を行っている世帯において、夫のみが働く世帯と、共働き世帯とを比べると、後者の享受している生活水準が約4~10%低いこと、特に妻が本格的に就業する場合に就業コストが高まることを示したものである。

この結果は、世帯月収が同じであれば、それがすべて夫の月収であろうと、夫婦それぞれの稼得所得の合計であろうと、同じ負担と給付を受けるべき同一の所得水準として評価できるという第3号被保険者と共働き世帯との公平に関する厚生労働省の見解（例えば『年金白書』平成11年版 p. 217に紹介）に否定的な実証的根拠を示す結果である。ただし子どもコストの大きさに比較すれば、妻の就業コストは小さいものと推計されたことも指摘したい。つまり子どもコストが実質所得に与える差を全く勘案せずに社会保険料の徴収が行われていることの不公平の方が大きいとも言える。

また結果のみを述べると、妻の就業によって支出が上がる項目は、その他消費支出（理容サービス・用品、身の回り用品、たばこ、小遣い、交際費、仕送り金）である。一方、下がる項目は保健医療、教養娯楽費、（有意水準は低いが）家具家事用品である。一般に時間がかかる消費項目は妻が就業者の世帯で消費水準が低下している。例えば教養娯楽には消費時間がかかる。また医療は

待ち時間がかかる。消費以外では特に貯蓄が大きく増加する傾向が見られる。

3 長期的な子どもコストと子ども需要

3.1 生涯を見通した子ども需要と経済モデル

しかしながら、これまでの方法は長期的な視点に欠けている。Engel Modelは、世帯の子ども数は既決の変数とした上で、家族構成の異なる家族間の生活水準を比較する標準的な手法である。しかし長期の視点で考えれば、第1に、子ども数は、世帯が自ら選ぶものとなっている。もちろん今日でも短期の子どもコストの高さ故に希望の子ども数を持ってないことはある。また現在でも「子どもは授かりもの」の側面も残る。しかし長期の視点にたつてははじめから子どもを持たない（あるいは少数持つ）ことを計画する者も増えているだろう。少子化の要因説明のヒントを得るためには、子どもを持つことが今期の生活水準に与える影響だけではなく、中年期や老年期の生活水準に与える正のあるいは負の影響にも視野を広げて、そのコストと便益を考察する必要がある。

第2に、Engel Modelは、家計収入は既決のものとして扱うが、今日妻は比較的容易に仕事に就き家計収入を増やすことが出来る。ただし妻が得る賃金は、過去の就業履歴に依存するものでもある。出産は就業を抑制するが離職は妻の再就職賃金を大きく下げることがわれわれは知っている*4。つまり女性が先を見通して、出産と就業との決定を行なっている側面をも勘案した上で、子どもを持つコストを考察する必要がある。

本節では、子どもを持つことのより長期の影響を、家計の金融資産、実物資産投資との関係、そして女性が就業することとのかかわりを見ながら明らかにしたい。子どもの出産数の選択と貯蓄との関係についての予想は、子どもを消費と見るモデルと投資と見るモデルとで異なる。この両モデルにおいて、子ども数と収入、貯蓄の経路がどう関連するか、以下簡単に検討する。

<消費としての子どもモデル>

消費としての子どもの選択モデルの代表的なものは、Willis(1973)の子ども数と質の選択のモデルである。Willis(1973)は子どもへの需要を「子どもの質」、「子ども

*4『出生動向基本調査』平成9年によれば既婚女性の7割が第1子出産後は無職となる。しかし少ない就業継続者の賃金水準は離職者に比べ高いことが示されている。

の数」の需要に分け、また子どもが親の時間投入と財投入の双方によって家庭内で生産され、消費される財であることを明示的に取り入れた。その結果、女性の賃金上昇、男性の賃金上昇を通じた（無業者を含めた）女性の留保賃金の上昇が、子どもコストを上昇させ、また所得水準全般の上昇が、数よりも「質」への需要を高める可能性を指摘した。このモデルの子どもコストとは、子どもの「質」の選択という親の嗜好を反映したものであり、また実際の出費だけではなく、親の時間の機会費用を含めたものである。

Willisのモデルは一期モデルであり、貯蓄についての示唆はないが、ライフサイクルでの選択に発展させたモデルとしては、例えばStafford(1987)、Walker(1995)などがある。彼らのモデルは、子を持つことが、親（特に母親）の時間投入および財投入を必要とすると想定する点でWillisのモデルを継承しており、また一人あたりの子どものコストは所与ではなく、親の「質」の選択による点をも継承している。彼らのモデルがWillisと異なるのは、女性の就業履歴がラーニング・バイ・ドゥーイングを通じて女性の生涯賃金を引き上げるという異時点間の側面を取り上げる点である。一方で、子どもが出生直後ほど時間集約的とすれば、妻の時間配分には強い綱引きが起こる。こうして彼らのモデルは、女性の就業と出産タイミングについてより強い関心を払う。このタイプのモデルからの知見として、Hotz et al.(1997)は、①資本市場に借入れ制約という不完全性がある場合、子育てに十分な貯蓄を得るまで妻が就業を続ける。②離職によって妻の賃金が減耗する場合、初期の妻の人的資本が低ければ早めの出産が起こり、高ければ出産遅延が起こる、といった点を予想する。

<投資としての子どもモデル>

Willisのモデルが、「子どもを持つ喜び」、消費として「子ども」をモデル化したのに対して、子どもは親が老いるころに成長し労働力となる側面に光をあてるのが、子どもを引退期のための「貯蓄」として見るモデルである。Becker(1981)は、「子ども」が金融資産が十分供給されない時代の主要な「貯蓄手段」であったと形容している。すなわち現役期には親は自分の消費の一部を減らして子どもへの投資にあて、一方、引退後には、子どもから仕送りを受けるといったモデルを提示している。Nerlove and Raut(1997)は、高齢期の親の養い手として子どもを持つ側面を扱ったモデルのサーベイを行なっているが、このモデルは「貯蓄手段の充実」が進み、「賦課方式の年金制度」が導入されると、子ども需要が低下することを

予想する*5。今日にあって、子どもを貯蓄手段と見る単純化はいささか非現実的かもしれないが、このモデルは、子どもへの支出と老後のための他の貯蓄との間に一定の代替性があることを予想するものである。

3.2 分析の方法

本節では、フローとストックを連結した作成データを利用し、諸金融資産残高、持ち家状況、夫婦の就業収入と、子ども数との関連を、実証的に分析する。特に世帯主収入、妻の勤労収入、その他の世帯状況（居住地域、他の同居世帯員の有無）を勘案した上で、子ども数が家計の資産状況にどのような影響を与えているかに注目する。

子どもを持つことに、今日でも老後の生活保障といった投資的な側面もあるのならば、子どもが少ない世帯では、子ども資産と類似の金融資産（例えば私的年金）の投資が増えるといった一定の代替性が見られるはずである。もっとも多子世帯の金融資産蓄積が一般に無子世帯のそれを下回ったとしても、これがすぐさま「子どもの老後投資的側面」を表すものとも言えない。「消費としての子ども」から解釈すれば、子ども消費に親が高い嗜好を持つ結果、（貯蓄のライフサイクルモデルが妥当し、完全子見であれば）、親が自身の低い消費水準を選択し、結果として引退期の親消費に備えるために必要な貯蓄額も低くなるからである。この場合、貯蓄の低下の度合いは、親の引退期の低い消費水準（の選択）を表すものとなる。一方、貯蓄に王朝モデルが妥当すれば、すなわち子どもの先行きを思いやり子どもに意図的に遺産を残すことを想定すれば、子どものいる世帯で貯蓄がより高いという結果も導出可能である。この場合、親は長期にわたって自らの消費を切りつめ、貯蓄を増やすことを選択する。

以下では、子どもと家計の金融資産蓄積との関係、子どもと持ち家所有との関係、子どもと女性の就業との関係をまず簡単なクロス集計で示す。続いて、子ども数を既決の外生変数として、それが金融資産蓄積、持ち家所有に与える影響について、最小自乗法、およびプロビッ

*5家計の貯蓄と子ども数、賦課方式の年金制度の充実との関連について、既存の経済モデルのすべてが負の代替性を予想している訳ではない。一般的なライフサイクルモデルは、年金制度と子ども数は無関係であるが貯蓄率は低下することを予想する。また王朝モデルは、（子どもの厚生に対する関心が高い親は保険料の上昇と相殺するように遺贈を増やすため）年金制度が子ども数とも貯蓄率とも無関係であることを予想する。一方、子どもを一種の老後投資と見るモデルにあっては、年金制度の充実が子ども数および貯蓄率を低下させると予想するのである。

ト法による推計を行う。最後に、子ども数と資産蓄積が内生的に決定されるものとして二段階最小自乗法での推計を行う。

3.3 子ども数と家計の金融・実物資産：クロス集計

3.3.1 子ども数と預貯金残高

世帯主の年齢階級別に、18歳以下の子どもの人数と預貯金残高平均^{*6}を見ると、図3-1の通り、世帯主年齢の上昇とともに、預貯金の蓄積が進むものの、各年齢階級で、子ども数が増えるほど預貯金が減る関係が見られる。子ども数0人のグループは、子どものいる世帯と比べて、明らかに預貯金残高平均が高い。30~34歳層では子ども2人の平均334万円(中位数158万円)に対して子ども0人では647万円(中位数356万円)であって、平均値では約300万円、中位数で約200万円の差がある。年齢層が上がっても、全般に預貯金貯蓄残高の差が有意に見られる^{*7}。また紙面の都合上示さないが、年間の総貯蓄額も、子ども数が増えるほど低下し、とくに子ども数3人以上の30歳代後半から40歳代前半では、貯蓄の取り崩しが起きている。例えば30歳代後半、子ども数1人の年間貯蓄額は平均で59万円、一方、子ども3人の年間貯蓄額はマイナス16万円であった。

図3-1 子ども的人数と預貯金残高

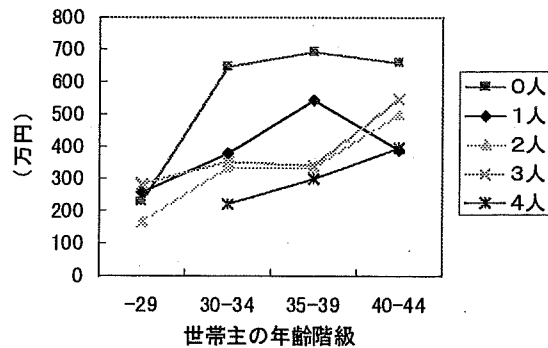


表3-1 18歳以下の子ども的人数と世帯の所得分位 (人)

世帯主の年齢階級 (歳)	全 体				持ち家世帯			
	第1四分位以下	第2四分位以下	第3四分位以下	第3四分位より上	第1四分位以下	第2四分位以下	第3四分位以下	第3四分位より上
~29	1.04	0.72	0.84	0.76	1.75	1.33	1.25	1.00
~34	1.33	1.53	1.45	1.10	1.20	1.67	1.13	1.53
~39	1.87	1.86	1.83	1.58	2.16	2.00	2.04	1.59
~44	1.84	2.13	1.91	1.94	2.06	2.08	2.00	1.98

3.3.2 子ども数と居住形態

次に実物資産である住宅の保有と18歳以下子ども数とのクロス集計をみると、諸金融資産変数とは逆に、持ち家保有世帯ほど、子ども数が多い。賃貸世帯間では、民間賃貸住宅で無子世帯が多く、社宅や公営・公社・公団住宅では子ども数はより多い。世帯所得が高く豊かだから「持ち家」も「子」も持てるのか、それとも持ち家は世帯所得と別に子ども数を増やす傾向があるのかを見るために、18歳以下の子ども数を、世帯の所得階級四分位別に集計したものを表3-1に示した。子ども数は、同じ年齢階級では、世帯年収が上がるほどやや低い傾向が見られるが、同じ所得階級、同じ年齢階級では、持ち家世帯で明らかに子ども数が多かった。つまり「持ち家」は、世帯所得とは独立の子ども数と正の関係を示している。

3.3.3 子ども数と妻の就業

表3-1では、20歳代から30歳代の後半の出産世代で、世帯所得が低い階級で子ども数が多い傾向が示されたが(例えば世帯主30歳代前半では第1四分位以下の世帯収入の場合、子ども数は1.33、第3四分位以上の場合、子ども数は1.10)、子どもを持つために妻が離職することが一因だろうか。世帯主の年齢階級別に世帯収入を四分位に分け、子どもがなく妻が有収入である世帯がどこに属するかを見ると、表3-2の通り、世帯主29歳まで階級の43%が、30~34歳階級では8割が年齢階級内の上位4分の1の所得階級に属していた。一方妻が無収入で有子の世帯では、その割合は13%、16%である。つまり子を

^{*6}預貯金貯蓄残高とは、銀行、郵便局、信用金庫、信用組合、農業共同組合、労働金庫、その他の金融機関での平成7年12月末の預貯金の現在高合計である。

^{*7} 子ども0人と1人以上とで貯蓄行動、資産蓄積行動は明らかに異なるとして、1人以上では2人、3人と子ども数が増えた場合に平均値に有意な差が見られかを検定すると、30~34歳層の子ども1人と2人とは統計的に有意な差はないが、35~39歳層は、有意水準1%で棄却された。2人と3人との差は統計的に有意ではない。

表3-2 子ども及び妻の収入の有無と年齢階級別に見た年収分布

世帯主年齢階級 (歳)	妻有収入・子なし・世帯年収階級				妻無収入・子あり 世帯年収階級			
	第1四分位	第2四分位	第3四分位	第4四分位	第1四分位	第2四分位	第3四分位	第4四分位
~29	7%	21%	29%	43%	28%	30%	30%	13%
~34	14%	0%	7%	79%	29%	29%	25%	16%
~39	14%	0%	43%	43%	29%	25%	29%	17%
~44	0%	0%	0%	100%	28%	29%	23%	21%

持たない妻の就業継続が、若い世代の世帯収入と子ども数の負の相関の一因と言える。ただし妻が無収入で子のない世帯、妻が有収入で子のある世帯は上の集計に含まれておらず、こうした層は20~29歳層では4割(それぞれ31%、8%)、30~34歳層では25%(それぞれ13%、12%)いる。世帯主の収入を見ると、20~29歳層では子どもの有無にかかわらず妻が離職している世帯は、年収平均が高く、一方子どもがいて共働きの世帯の世帯主収入は低めの傾向があった。つまり夫の所得が低い場合は、生涯の選択として共働きが選択されていると考えられる。しかしその一方で、一定額を稼得するまで妻が出産タイミングを遅らせ就業を継続するという、資本市場不完全の場合の女性の就業のライフサイクル理論の予想と整合的な状況も出てると解釈できるだろう。ただし就業と出産タイミングの決定についてのより詳細な分析は、本データでは限界もあり、今後の課題としたい。

3.4 子ども数と金融・実物資産の計量分析

3.4.1 子ども数と諸金融資産残高

クロス表では二変数の関係しかわからない。この節では、他の諸変数を考慮した上で、子ども数が金融・実物資産投資とどのようにかわるかを計量的に分析する。まずは、世帯収入や世帯主の年齢階級の影響等を考慮した上で、子ども数が金融資産にどう影響するか、最小自乗法で推計した。被説明変数として金融総資産、金融純資産、預貯金残高、有価証券残高、私的年金払い込み残高等を用いた^{*8}。金融総資産は、預貯金以下すべての金融資産の計、金融純資産は、ここから借入金を除いたものである。推計式には、子ども数の他に以下の説明変数を入れた。

^{*8}本来であれば、金融資産間のポートフォリオセレクションを第1段階目で推計した上で、各金融資産別の残高推計をすべきであろう。

金融資産残高

= F(子ども数, 世帯主勤労収入, 妻の勤労収入, 世帯主年齢, 世帯主年齢自乗, 持ち家ダミー, 持ち家ローン無しダミー, 社宅ダミー, 公営住宅・公社・公団ダミー, 他の家族員数)

表3-3が結果である。

金融総資産残高の決定の推計結果を見ると、最左欄の係数では、子ども数一人の増加が、金融資産を98.726引き下げるという結果が出ている。子ども一人の増加が金融資産を98万円下げると読める。ただし95%の信頼区間を見ると、44万円から129万円という幅がある数字である。他の資産についても、有価証券以外すべての金融資産について有意に負の影響が見られた。18歳未満の子ども数1人あたり、金融純資産で121万円、預貯金で88万円、私的年金払い込み総額で10万円減少するというのが推定された係数の示すところである。

この他の変数を見ると、予想される通り、世帯主勤労収入はどの金融資産項目についても有意に正、妻の勤労収入は有価証券残高以外は有意に正である。一方、世帯主年齢が上昇するほど、引退期に近づくため、金融資産総額が増加すると予想したが、私的年金を除いてどれも有意ではなかった。また妻の勤労収入の係数は夫のそれよりも高い場合が多く、妻の収入の1円の増加は、同額の夫の収入増以上に資産蓄積に向けられていた。2節では、フローで見て、妻が就業している世帯の貯蓄額が高いことを指摘したが、ストックでも同様の効果が見られた。

持ち家については、遺贈を受け持ち家に居住している世帯は初期賦存の高い世帯として金融資産残高が高いことを予想した。遺贈の有無は調査にないため、住宅ローンなしの持ち家を遺贈と見なし、説明変数に加えた。なお55歳未満の持ち家世帯のうち住宅ローンのない世帯は43%である。実際にローンなく持ち家に住む世帯は、他に比べて有意に金融資産が高かった。また社宅住まいも、民間借家と比べ、金融資産総額が345万円増、信頼区間

表3-3 金融総資産、純資産、および各金融資産項目の推計

説明変数	金融総資産		金融純資産		預貯金残高		有価証券残高		私的年金払込総額	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
子ども数	-98.726***	4.53	-121.295***	4.22	-88.097***	4.78	-10.630	1.15	-10.233**	2.94
世帯主所得	0.00082***	7.24	0.00050***	3.33	0.00052***	5.44	0.00030***	6.19	0.00007***	3.79
妻の勤労所得	0.00092***	4.26	0.00064**	2.24	0.00095***	5.19	-0.00003	0.31	0.00013***	3.88
世帯主年齢	-52.646	1.08	-86.749	1.35	-36.666	0.89	-15.980	0.77	-14.086*	1.81
世帯主年齢自乗	68.040	1.40	108.978*	1.70	48.876	1.19	19.163	0.93	15.984**	2.06
持ち家ダミー	20.194	0.31	-1131.674***	13.27	22.989	0.42	-2.795	0.10	3.854	0.37
持ち家住宅ローンなしダミー	458.139***	7.66	1649.503***	20.90	406.379***	8.03	51.760**	2.03	19.142**	2.00
社宅ダミー	345.585***	4.68	309.424***	3.18	232.090***	3.72	113.495***	3.61	11.647	0.99
公営住宅ダミー	82.968	0.90	7.446	0.06	74.345	0.95	8.623	0.22	-11.355	0.77
他の家族員数	18.329	0.57	-2.43114	0.06	18.492	0.68	-0.162	0.01	-9.050*	1.76
定数項	-429.470***	3.10	-600.722***	3.29	-267.023**	2.28	-162.447***	2.75	-38.247*	1.73
調整済み決定係数	0.1650		0.3019		0.1583		0.0492		0.0516	

95%で見れば、199万円から488万円の区間で金融資産総額を増加させていた。一方公営借家・公社・公団住まいの場合も家賃は低いと考えられるが、資産項目には有意な影響を及ぼしてはいなかった。

3.4.2 子ども数と家計の住宅資産：プロビット分析

持ち家の居住と、子ども数との関係を、世帯収入や土地価格など、他の説明変数の影響を勘案した上で見るために、持ち家住まいを1とするプロビット分析を行った。

持ち家
= F(子ども数, 土地価格, 世帯主年齢, 世帯主年齢自乗, 世帯主勤労収入, 妻の勤労収入, 他の家族員数, 地域ダミー)

持ち家居住の説明変数としては、持ち家の価格、夫の収入、妻の賃金率、遺贈の有無、家族人員の多さ（とくに日本の賃貸住宅は平均面積が狭いため）などが考えられる。遺贈については、データからはわからないが、高齢者との同居（他の家族員数）や地域ダミーがある程度これを代理するだろう。土地価格は本データにはないため1995年の市別、県別地価公示を用いた（市については、市の住宅地平均、町村については、県の住宅地平均を代理してインプットした）。妻の賃金率はわからないため妻の勤労収入を変数として用いた。

表3-4が推計結果である。金融資産とは逆に、子ども数が多いほど、持ち家居住が増加する。世帯主年齢が高いほど持ち家居住は増え、また他の家族員が一人増加すると持ち家率が20%上がるのは、親から住宅資産を譲

り受ける者が増える影響を一部反映したものと想像される。土地価格の係数は予想通り負である。興味深いのは、世帯主の収入水準は持ち家取得に有意な影響を及ぼさないが妻の勤労収入が有意に持ち家取得を高めることである。住宅取得目的の妻の就業と住宅取得目的のある世帯の低い貯蓄率との関連を明示的に扱った先行研究に吉川(1992)がある。表3-4は妻の就業収入の増加が持ち家取得に正の効果を与えることを示しているが、因果関係

表3-4 持ち家世帯の分析

説明変数	プロビット分析 持ち家取得 55歳未満		
	係数	t値	偏微係数
子ども数	0.1374805***	3.22	0.0545352
土地価格	-0.0000019***	5.79	-0.0000007
世帯主年齢	0.2059622***	3.34	0.0808997
世帯主年齢自乗	-0.0017914***	2.35	-0.0007051
世帯主所得	0.0000002	1.00	0.0000001
妻の勤労所得	0.0000014***	3.15	0.0000005
他の家族員数	0.5003378***	7.83	0.2060389
北海道東北ダミー	0.0345064	0.25	0.0150092
関東ダミー	0.4702313***	3.36	0.1762991
中部ダミー	0.3004883**	2.28	0.1224725
近畿ダミー	0.6180935***	4.37	0.2233139
中国ダミー	0.1238793	0.71	0.0494314
四国ダミー	0.1973631	1.07	0.0776195
定数項	-6.6331400***	5.45	
調整済み決定係数	0.2131		
サンプル数	1343		

は実は逆かもしれない。

3.4.3 子ども数と資産蓄積の内生性：二段階最小自乗法による推計

ここまでは各推計式において、その説明変数をその時点での既決の外生変数とする推計を行ってきた。しかしこの設定では、子ども数、金融資産投資、実物投資等が相互に依存して決定される側面をとらえていない。

郵政省郵政研究所『家計における金融資産選択に関する調査』1992年実施によれば、貯蓄の目的は、40歳代前半までは「病気目的」、「教育目的」、「老後目的」が回答者の5割を超えれば一線に並び、「住宅目的」が若干下がつて3割弱を占める（複数回答、金融資産の貯蓄をする目的、高山・ホリオカ・太田(1996)より引用）。ただしその貯蓄目標額は、病気目的や教育目的の600万円前後と比べると、「老後目的」が家計平均で2,250万円、「住宅目的」が家計平均で1,990万円と、この2つの目的額は突出して高いことがわかる。

もし各家計が子ども数を決定した後に貯蓄をするのであれば、子どもは外生変数であろう。実際「教育目的」の貯金はそうしたものと想像される。しかし例えば「住宅」取得のための頭金を貯める目標のもとに、出産タイミングや子ども数を調整しつつ女性が就業を続けるとすれば、貯蓄と子ども数あるいは住宅取得も内生的に決まるものとなる。

以下では、二段階最小自乗法によって、「子ども数」および「金融総資産額」、あるいは「子ども数」および「金融純資産額」を内生変数として推計を行った。世帯主は44歳以下と比較的若い層に限定した。これは世帯主の年齢階層が上がるほど、子どもが独立、あるいは18歳以上となり、「18歳以下の子ども数」が育てた子ども数を代理しなくなるからである。説明変数は、世帯主年齢、住宅形態、夫婦それぞれの勤労収入、他の家族員数、居住地、持ち家でローンがない世帯であるかどうかを共通の外生変数とした。また金融資産については、土地価格を、子ども数については地域ダミーを外生変数として入れた。共通しない説明変数が多い方が推定上望ましいが、これ以外の適当な変数は見いだせなかった**。

推計式は以下の通りである。

子ども数 = F(金融資産総額(または金融純資産額), 世帯主勤労収入, 妻の勤労収入, 世帯主年齢, 世帯主年齢自乗, 住宅形態ダミー, 他の家族員数, 地域ダミー)

**子どもの価格変数として県別女性賃金も検討したが推計は特に改良はされなかった。

金融総資産額(または金融純資産額) = F(子ども数, 世帯主勤労収入, 妻の勤労収入, 世帯主年齢, 世帯主年齢自乗, 住宅形態ダミー, 他の家族員数, 土地価格)

「金融総資産」との二段階推計の結果を、表3-5に示した。最左列には、二段階最小自乗法の結果と比較するために、子ども数の決定の最小自乗法の結果を掲載した。

二段階最小自乗法を試みると、金融総資産を蓄積するかわりに子ども数を減らすという因果関係は有意に見られなくなり、子ども数が多いため金融総資産残高が減るという因果関係が明確なものとなった。子ども一人あたり、金融総資産が約300万円(金融純資産の結果は表には示さないが約600万)減少するというのが推計結果であり、最小自乗法の結果よりもはるかに大きい負値が示された。子ども数の決定にこの他に有意な影響を及ぼすのは、「持ち家」、「社宅」、「公営住宅・公社・公団住宅ダミー」、「世帯主年齢」である。ここでも民間借家世帯住まいの場合、子ども数が0.3人から0.4人程度減少することが有意に示された。なお関東、近畿といった大都市を含む地域では、説明変数によらない別の地域的な要因によって有意に子ども数が低い。Willisのモデルで重要な女性の賃金率であるが、データの制約から妻の勤労所得そのものを説明変数とした場合、あるいは県別女性賃金で代替した場合、いずれも非有意ながらマイナスの影響を及ぼしているが、影響は明確ではなかった。一方、世帯主の勤労収入については、非有意ながら逆に子どもを増やす効果が見られ、金融純資産との二段階推定のケースでは有意に正の係数が見られた。世帯主収入の場合は、わずかながらその増加が子ども数を増やす可能性を示唆している。

金融総資産の決定因を見てみよう。「子ども数」が金融資産を大きく減らす効果があることは既に述べたが、一方で、社宅住まいである場合、またローンがなく持ち家に住む世帯(遺贈など)である場合に、大きく金融資産が増える効果が見られる。また夫婦それぞれの勤労収入が多いほど有意に資産蓄積はすすむ。つまり高い住宅コストを払わざるを得ない世帯が複数の子どもを持った場合、金融資産蓄積は大きく下がり、夫婦の老後の生活水準を大きく下げることが示されている。また他の家族員数が多い場合**にも有意に増加する。なお土地価格変数

**「他の家族員」は、「18歳以上の子ども」、および、「同居高齢者等」を指すものであり世帯主年齢によって意味が変化しうる変数である。既に働いている子か、進学中の子か、また同居高齢者も就業者か引退者かで金融資産蓄積に与える影響は変わると考えられる。実際この変数は世帯主の年齢幅を変えると符号は不安定であった。

表3-5 家計が持つ子ども数と金融資産残高：二段階最小自乗法による推計(世帯主44歳以下)

説明変数	18歳以下の子ども数				金融総資産	
	最小自乗法		二段階最小自乗法		係数	t値
	係数	t値	係数	t値		
18歳以下の子ども数					-296.640***	2.30
金融総資産	-0.0001783***	3.34	0.0001840	0.16		
世帯主年齢	0.1182452***	2.62	0.1133753***	2.32	50.309	1.44
世帯主年齢自乗	-0.0008780	1.38	-0.0008839	1.35	-0.2801	0.61
世帯主所得	0.0000007***	3.90	0.0000005	1.19	0.00060***	4.34
妻の勤労所得	-0.0000003	1.01	-0.0000007	0.60	0.00089***	3.62
社宅ダミー	0.2829663***	3.11	0.2067170	0.80	267.181***	3.95
公営住宅ダミー	0.3630329***	2.99	0.3895200***	2.59	35.692	0.38
持ち家ダミー	0.2944462***	3.40	0.2921547***	3.27	84.289	1.25
持ち家ローン無しダミー	0.1668397*	1.68	0.1036806	0.46	224.198***	3.16
土地価格					-0.00025	1.40
他の家族人員数	0.0184420	0.31	-0.0144797	0.12	98.705***	2.37
北海道東北ダミー	-0.0939117	0.87	-0.1061865	0.91		
関東ダミー	-0.5141145***	5.49	-0.5692446***	2.85		
中部ダミー	-0.1516497	1.45	-0.2253348	0.88		
近畿ダミー	-0.4065928***	3.72	-0.4613748**	2.23		
中国ダミー	-0.0148023	0.10	-0.0694249	0.30		
四国ダミー	-0.0286805	0.21	-0.0984454	0.37		
定数項	-1.6792050**	2.08	-1.4755780	1.40	-1013.066*	1.69
調整済み決定係数	0.21870		0.1738		0.0338	
サンプル数	816					

は、金融総資産を説明変数とした場合は有意な影響を及ぼさないが、住宅ローンが考慮される「金融純資産」を説明変数とした計測では、予想通り資産蓄積に有意にマイナスの影響を及ぼした。なお説明しない他の項目については、「金融純資産」を説明変数にした場合にも類似の傾向が見られた。

4 おわりに

本稿は、1995年の『家計調査』および『貯蓄動向調査』を連結することで作成した各家計の家計簿および資産状況の個票データから、「子どもコスト」の推計を試みた。

まずは、短期の子どもコストの推計として、伝統的な等価尺度の理論を用いた推計を行った。本稿では Engel Model, すなわち食費シェアが低い世帯ほど厚生が高いという経験的事実を用いて、子どものいる世帯の食費シェアから子どもコストを推計する方法をとった。結果として子ども1人のコストは家計消費の約2割と推計された。また子どもコストは年齢別には山形を描き、小学生、次いで中学生以上の子どもコストがもっとも高く、

未就学児童がもっとも低いという結果を得た。小学生、中学生以上の計2人を持つ世帯の子どもコストは家計消費の約6割と推計された。高い数値であるが、その意味するところは、小・中学生を持つ年代の夫婦について、子どもがいない夫婦で同額の消費支出を行っている世帯の「夫婦自身」の消費を基準とすると、子どもがいる「夫婦自身」の物質的な消費を同水準にするためには、6割の所得増が必要ということを示している。Engel Model はもともと子どもは外生的に与えられ選択できないと見る立場である。もし夫婦の選択として子どもを持っているのであるならば、子どもは夫婦に対して、所得の6割に相当する非金銭的な満足度を親に与えていると言う解釈も出来る。一方で自身の物質的な生活水準を重視する者が増加したため少子化が起きているとも解釈できる。

なお同じ方法で妻が有業の場合と無業の場合を比較し、妻の就業の短期コストを推計した場合、結果は妻の就業収入によっても差はあったが、就業コストは家計の5から10%であった。これは同額の金銭的な消費支出を行う他の条件は同じ2つの世帯を比較した場合、妻が(特に)本格的に就業した世帯が享受する厚生は、無償の家

事労働の減少分下がることを数値としてはじめて実証し示したものである。なお食費シェアから計測する方法は子どもコストをやや高めに計測する。その一方で食費シェアのみで見るとこの方法は妻の就業コストは低め推計であろう。

Engel Model は、子ども数も、夫や妻の就業収入も外生的に所与のものとして推計する点で限界も多い。子どもが偶発的に授かる贈り物であり、妻の就業に選択の余地がなければ、このモデルで十分であるが、今日われわれは長期的な見通しに立って子ども数を選択し、就業を選択している側面も強い。この場合は、子どもコストと子ども便益の比較で子ども数が選択され、何らかの理由で子どもコストが上昇したか、あるいは子ども便益が低下したかによって子ども数が減少したと考えられる。そもそも子どもを持つのは、子どもが可愛いからなのだろうか(しかし可愛い子どもを持つ時間コストが上昇し、また一人あたりの子どもにかけたいお金が増えたため子ども数が減少したのだろうか)。それとも家族の「子どもの育成・老後の助け合い」という世代間の助け合いのメカニズムが、賦課方式の年金制度の充実とともに脆弱化したために、子どもを育てる私的収益が減少し、子どもが持たれなくなったのだろうか。このような視点で子ども数と金融資産の蓄積、実物資産の取得との関係について考察したのが第3節である。子ども数を持つことが、積極的に他の資産蓄積を減らす代替性をもたらしていれば、後者の理論が支持されたこととなる。結果として第3節から明らかになったのは次の点である。子ども数と金融資産には、代替性があり、子ども数と持ち家には補完性が見られる。ただし子ども数と金融資産の因果関係は、金融資産を持つために子ども数を減らしたのではなく、子ども数が多い結果として金融資産が減少したという方向性である。つまり老後投資として子どもが持たれるという仮説は支持されなかった。資産蓄積の低下の度合いは、世帯主44歳以下の層で、子ども1人あたり金融総資産残高で300万円、金融純資産残高で600万円ほどである。このことは子どもを持つことが、現在ばかりでなく、老後の夫婦自身の消費生活水準を下げる選択であることを示している。もう一つ興味深い点として次の点が明らかになった。住居の居住形態が、家計の金融資産蓄積にも子ども数にも大きい影響を与えていることである。持ち家、あるいは公的補助つき住宅に居住する世帯では、民間賃貸住宅住まいの世帯と比べて子ども数が有意に増える効果が見られた。一方、社宅住まいの場合は、金融資産が有意に増える効果が見られた。持ち家を親から譲り受ける予定があるか、自分で購入しなくてはなら

ないかは、親の居住地と子の職場が近距離にあるかなど、個人がコントロールしがたい世帯個別の事情に依存する。また社宅が提供されるかどうか、企業の個別の事情であり、しかも社宅は減少傾向にある。しかし本分析は、住宅事情の改善が、子ども数に明確な正の影響を与えることを実証的に示している。

女性の就業と、子ども・資産選択との関連については、本稿は、女性の就業が家計の金融資産・実物資産(持ち家)の取得に有意な正の影響を与えること、一方、子ども数には非有意ながらマイナスの影響を与えることを示した。ただしより詳細な出産と就業の選択に関する分析は、本稿に残された課題である。

この長い分析から子どもコストについて明らかになったことは何であろうか。まずは短期的にも長期的にも子どもコストは「かなり高い」ということである。これほど高価であるということは、それだけ子どもに高い価値を置く社会であることを示す。反面、高価であるからこそ多くの者が子どもを持たないことを選択するようになっているのだろう。

本稿が少子化に対する対策として、政策に対して与えるインプリケーションは次のとおりである。①子どもを持つ世帯、特に若い世帯に対しての家賃補助つき住宅を増加させる。②子どもを持つコストを引き下げる方向で社会保障制度を充実させる。具体的には、児童手当の充実や有子世帯に対する社会保険料上の優遇、育児コストを引き下げる政策である。この点については稿を改めて述べたいが、例えば年金・医療等の制度を見ても、低収入の主婦に対する徴収上の考慮はあるが、子ども負担の考慮という視点は全くない。しかし社会保険料の負担は、実に税額の二倍近い重さである¹¹からその修正が必要である。また妻の出産タイミングのずれを解消するためには、子どもをケアする者の就業コストを引き下げるような政策—例えば労働時間の多様化や保育の充実など—や保育コストの税額控除なども重要であろう。

¹¹ 国からの移転、あるいは税・社会保険料の負担の側面については、稿を改めて述べたいが、本データによれば、世帯主35-39歳層平均で子ども数2の世帯で税金2.5万円、社会保険料4.3万円を支払っている。これに対して、子ども数0の世帯では、税金は3.0万円とやや重い、社会保険料4.5万円と全く軽減はない。賦課方式とは世代間扶養の年金を指し、日本の制度は賦課方式の度合いが強い。基礎年金はほぼ完全賦課方式、厚生年金でさえ後世代負担部分が7割以上とされており、出生数(および経済成長)に、給付は依存している。それにもかかわらず、社会保険料に子ども数の勘案がなく負担が税よりも重い。一方で児童手当はきわめて限られたものである。

参考文献リスト

- 働子ども未来財団, 2000, 『子育てコストに関する調査研究報告書』
- 重川純子, 1997, 「妻の就業形態別—勤務形態・職種別—家計構造比較」『季刊家計経済研究』第35号, 24-36ページ。
- 新谷由里子, 1998, 「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因—1980年代以降の出生行動の変化との関連より—」『人口問題研究』第54巻第4号, 46-62ページ。
- 高山憲之・チャールズ・ユウジ・ホリオカ, 1996, 『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』日本評論社。
- 津谷典子, 1999, 「出生率低下と子育て支援政策」『季刊社会保障研究』第34巻4号, 348-360ページ。
- 永瀬伸子, 1997, 「子どもの養育の経済分析：研究系譜と展望」東洋大学経済研究会『経済論集』第22巻2号69-96ページ。
- 永井暁子, 1997, 「ライフステージ前半の子育てによる家計への影響」『季刊家計経済研究』第35号, 37-49ページ。
- 武藤博道, 1992, 「日本における子育てコストと子ども需要」『日本経済研究』第22号, 119-136ページ。
- 山田昌弘, 1996, 『結婚の社会学』丸善。
- 吉川洋, 1992, 「家計貯蓄と住宅需要」『日本経済とマクロ経済学』東洋経済新報社, 173-210ページ。
- Becker G.S., 1981, *A Treatise on the Family* Harvard University Press.
- Becker G.S. and H.G. Lewis, 1993, "On the Interaction Between Quality and Quantity of Children", *Journal of Political Economy* Vol. 81 pp. S279-S288.
- Deaton, A.S., 1997, *The Analysis of Household Surveys*, The Johns Hopkins U.P.
- Deaton, A.S., and J. Muellbauer, 1986, "On Measuring Child Costs: with Application to Poor Countries", *Journal of Political Economy* Vol. 94 pp. 720-745.
- Stafford, F., 1987, "Women's Work, Sibling Competition, and Children's School Performance," *The American Economic Review* Vol. 77. No. 5 pp. 973-980.
- Hotz, V. J., J. A. Klerman and R.J. Willis, 1997 "The Economics of Fertility in Developed Countries, in M.R. Rosenzweig and O. Stark eds., *Handbook of Population and Family Economics* Vol. 1A Elsevier Science BV pp. 275-347.
- Montgomery, M. and J. Trussell, 1986, "Models of Marital Status and Childbearing" in O. Ashenfelter and R. Layard ed., *Handbook of Labor Economics* Vol. 1 Elsevier Science BV pp. 205-271.
- Muellbauer J., 1977, "Testing the Barten Model of Household Composition Effects and the Cost of Children" *Economic Journal* Vol. 87 pp. 460-488.
- Nerlove M., and L.K. Raut, 1997 "The Growth Models with Endogenous Population: A General Framework", M.R. Rosenzweig and O. Stark eds., *Handbook of Population and Family Economics* Vol. 1B Elsevier Science BV pp. 1117-1174.
- Suruga, T, 1993, "Estimation of Equivalence Scales Using Japanese Data," *Economic Studies Quarterly* Vol. 44, No. 2, pp. 169-177.
- Tsakoglou, P., 1991, "Estimation and Comparison of Two Simple Models of Equivalence Scales for the Cost of Children," *Economic Journal*, pp.343-357.
- Willis, R., 1973, "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy* Vol. 81 No. 2 Part II, pp. s14-s16.
- Walker, J., 1995, "The Effect of Public Policies on Recent Swedish Fertility Behavior", *Journal of Population Economics*, No. 5, pp. 51-85.

謝辞

本稿は、働統計研究会 総務庁委託調査『統計的マッチングにより発生する誤差の要因等の検証に関する調査研究会報告書平成11年度』（座長 吉澤正）における永瀬伸子「統計間のマッチングによる実験：子どもコストと資産形成および妻の就業が家計構造に与える影響」を再構成したものである。吉澤正筑波大学教授、美添泰人青山学院大学教授、椿広計筑波大学助教授、荒木万寿男青山学院大学講師をはじめとする研究会メンバーおよび総務庁統計局の担当の方々から多くのご教示をいただいた。また本誌レフェリーからも有益なコメントをいただいた。心から御礼申し上げます。

キーワード：子どもコスト、女性就業、資産、等価尺度、完全照合マッチング