

5.実証分析

5.1.消費財としての子供

本稿の目的は、子育てコストの増加が、出生率にどれほど影響を及ぼしているかを計量的に検証することである。基本的モデルとしては、Beker 型のモデルを用いつつ、子供の性格を消費財、投資財、生産財として定義付けるアプローチを行う。

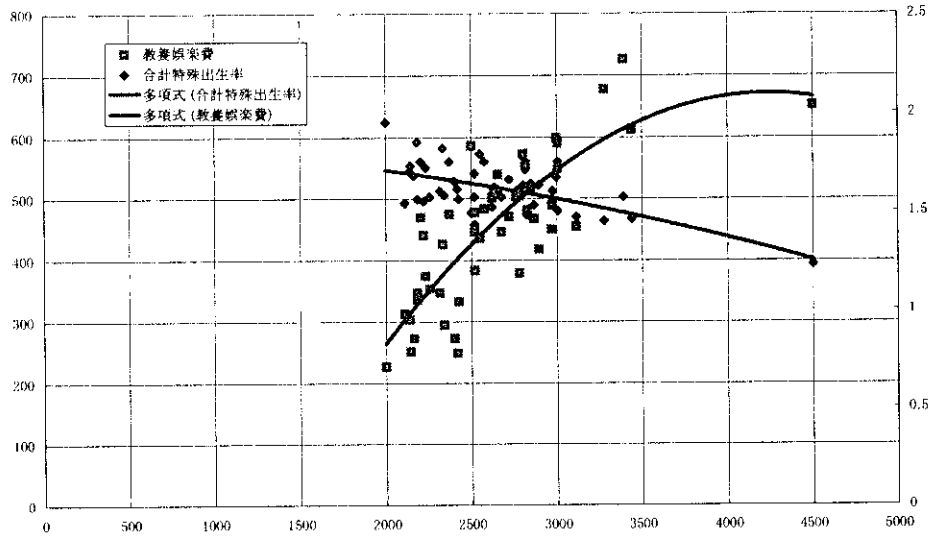
そこで、経済的側面から考えた子供の効用について考えてみたい。子供を保有することの効用は、第 1 に子供がいることで、かわいい、精神的喜びを得るというものである。もちろん子供の保有には教育費等の支出が伴うから、これはある一定の支出と引き換えに効用を得ようとする行為である。これは、他の一般的消費に対する支出と同様である。この意味においてここでは子供は消費財と同様の働きをしているとみなすことが出来る。子供が消費財と同様の働きをしているとして、なぜ近年、少子化が進行したのであろうか。それは、ある効用を得ようとするときに子供によって充足するよりも、他の財によって充足しようとする傾向が進むことを意味する。その原因の第 1 は、子供が下級財であった場合である。

図 1 には横軸に、各都道府県別での人口 1 人当たりの県民所得（千円）をとってある、これに対して左軸には 1 世帯あたりの年間教養娯楽関連支出額（千円）、右軸には合計特殊出生率（人）が示してある。合計特殊出生率は、15～45 歳の女性がもうけた子供の数を示し、女性が一生のうちにもうける子供の数を示す。この数字が小さいほど少子化が進んでいることを示す。グラフには傾向をわかりやすくするため 2 次式によって近似した傾向線を示してある。

グラフを見て分かるとおおり、所得水準が高くなるほど、1 世帯あたりの教養娯楽関連支出は高くなっているのに対し、合計特殊出生率は低くなっていく傾向が伺える。これは、同じ効用を得るのに、所得水準が高くなってゆくと、子供よりも教養娯楽といったサービス関連支出へとシフトしてゆくことがわかる。これにより、ある支出から精神的効用を得るのに例えば 2 人目、3 人目の子供をもうけるよりも、海外旅行のような支出へシフトしてゆくことが考えられる。

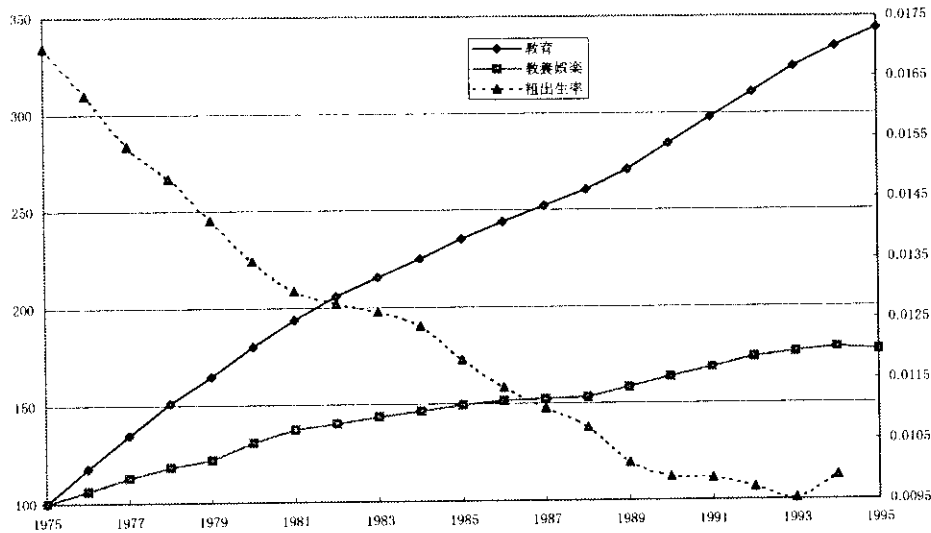
子供に消費財としての役割を見出すとき、近年少子化が進行してしまったと考えられる第 2 の原因は、教育費の上昇である。所得の上昇によって子供への支出が減少してしまう下級財の仮定を設けずとも、教育費が上昇すれば子育てコストが上昇し、やはり同じ効用を得ようとする場合に相対的に安価な財に支出することが考えられる。【図 2】は、1975 年を 100 とした場合の教育費と教養娯楽費の物価水準の 1995 年までの推移(左軸)と、1975 年から 1994 年までの時期の粗出生率（出生数÷総人口）を表した(右軸)ものである。1975 年から 1995 年までの間に、教育費の物価上昇は教養娯楽費の物価上昇を大きく上回っている。これは、相対的に教育費の値上がりの方が大きかったことを意味し、同じ予算である効用を得るのに教養娯楽費に支出した方が有利であることを示す。同時期の粗出生率が低下している結果からも、消費支出が教養娯楽部門にシフトした可能性を示す。

図1 所得水準と教養娯楽、出生率



資料：平成2年『国勢調査』、『家計調査』、『県民経済計算』

図2 物価上昇と粗出生率



5.2.投資財としての子供

次に、少子化が進んでしまう第2の原因として、子供の役割に老後の援助を期待するという側面について検討しよう。我が国では、高齢者の同居率が高く、子供に扶養されている高齢者が多い。このようなことから、子供をもうける理由として、老後の生活の援助を期待するということが考えられる。

老後の生活の頼りとしては、貯蓄や年金のような金融資産をよりどころとする方法も考えられる。貯蓄や保険を老後のための金融的投資と考えれば、子供は老後のための実物的

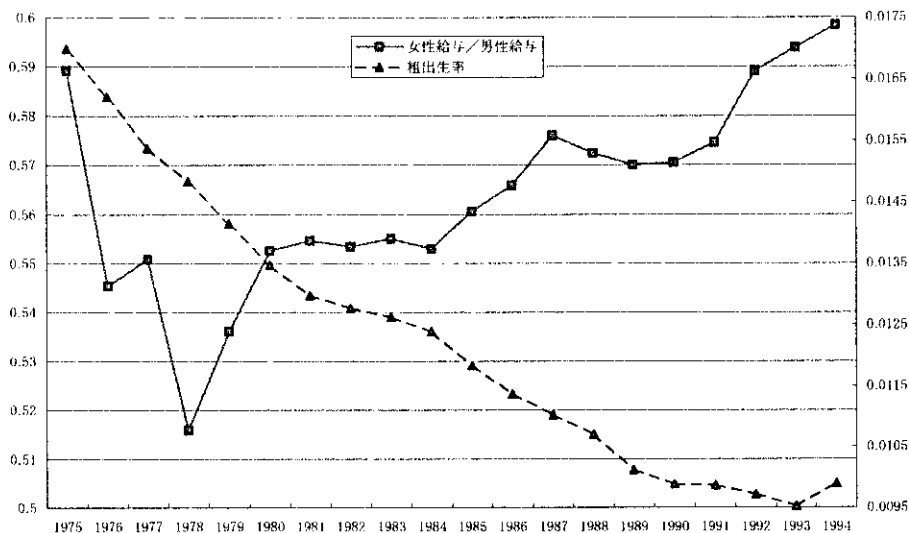
投資の役割になぞらえることが出来よう。子供にこのような投資財としての側面を見いだすとき、近年のこのような少子化はどのように説明されるであろうか？その理由の第1は、投資財としての魅力が薄れることにあろう。

ある投資財が魅力的であるか否かは、利回りによって説明される。利回りは収益を投下資本で除したものである。ここで、収益を老後に期待できる援助を金銭的に換算したものとすれば、投下資本に相当するものはその子供をもうけ、育てるのに投下する費用を金銭的に換算したものである。いわば子育てのコストである。この子育てのコストとして考えられるものには、直接的に目にみえる金銭的費用と、目にみえない間接的な費用（機会費用と呼ばれる）があげられる。直接的費用として最も代表的なものは、これまで取りあげてきた教育費である。この教育費が年を追うに従って上昇してきたことは前にも示した。ここでは、目にみえないコストとしての機会費用に着目したい。機会費用とは、*opportunity cost* の訳であり、何かを行うために何か別の物を得る機会(チャンス)を放棄するコストを示す。

子供をもうけることにより、女性は労働時間を減らし、育児のために時間を割かなければならない、これは短期的には当該年度の所得の減少を意味し、長期的には出産・育児による退職あるいは正社員からパートタイムへの転換による生涯賃金の減少を意味する。女性の賃金が低かった時期は、そのコストは小さいものであったが、賃金が増えればそれを遺失する機会費用はそれだけ大きくなることになる。例えば、女性が出産・育児のために、半年仕事を休むとすると、このことにより遺失する機会費用は年間収入が200万円の場合は、100万円であったが、年間収入が400万円になれば、そのコストは倍の200万円となる。図3では、1975年から1994年までの粗出生率の低下と、その時期の女性の賃金の上昇を示している。ただし、当該時期のインフレを含む一般的な賃金上昇を加味するため、男性賃金で除した相対比率で示している。これを見ると、1980年以降女性賃金の上昇により機会費用の増加により粗出生率が低下してきたことが分かる。

子供を老後のための投資財としてみなした場合、少子化を進める要因がもうひとつある。それは、老後の生活保障を子供だけに頼らず、公的な社会保障によってまかなうことが出来るようになってきたということである。この傾向は先進諸国において特に顕著である。先進諸国においては福祉国家の進展とともに、医療、福祉、年金等の社会保障が充実したため、老後の生活保障を子供だけに頼らずとも済ますことが出来るようになってきた。従って、極端な場合、全く子供をもうけずとも老後の生活保障について心配する必要がない状況も考えられる。従って、皮肉なことに一方で公的な老後生活保障システムが整備され充実すればするほど、他方で少子化が進展してしまうことになるのである。

図3 女子の機会費用と出生率



『国勢調査』、『賃金構造基本統計調査』各年版

5.3.生産材としての子供

子供をもうける理由を経済学的に考える第3の要素としては、子供を労働力として考えることである。農業を中心とした産業構造においては、農家にとって子供は将来の働き手として必要であった。これは子供を生産要素としての財＝生産材としてみなすことを意味する。しかし、近年産業構造が高度化し、需要が農林水産業を中心とした第1次産業から第2次産業、第3次産業へとシフトしてゆくに従って、労働集約的な産業から他の産業へと生産の中心が移って行き、労働力としての子供の役割は薄れてきた。従って、子供を生産材とみなす局面においても、我が国においては少子化が進行してゆくような環境にあることになる。

5.4.実証分析：データ

ここでは、上記の各側面に注目しながら、出生率の決定の実証分析を行う。ここでは、被説明変数として47都道府県の合計特殊出生率(TFR)である。なお期間は1985年から1994年までの10年間で、パネルデータとした。

説明変数としては以下のような変数を考慮した。

- ① 25歳～29歳世代の男性の賃金(2529MW)：これは、賃金の子供数に対する所得効果を見るため、予想される符号はプラスである。ここでは、賃金として所定内給与額を用いた。ここでは、下級財の効果を見るため、所得の自乗の項も加えて推計することとした。自乗項の推定係数は下級財ならばマイナスとなるはずである。
- ② 25歳～29歳世代の女性の賃金(2529FW)：女性に賃金の上昇による機会費用の増加の効果を見るため、所定内給与額を用いた。ここでの予想される符号はマイナスであ

る。

- ③ 教養娯楽支出(AMUR)：子供の下級財としての効果を別の面から検証するため、『家計調査』より、勤労者世帯の教養娯楽費支出の消費支出に対する比率を用いた。
- ④ 教育費の物価指数(EDUP)：教育費の金銭的コストの上昇の効果をj知るため、都道府県別(県庁所在地)に教育費の物価指数を作成した。1990年を100とした時系列の消費者物価指数に1992年時点の消費者物価地域差指数を乗じた。
- ⑤ 幼稚園定員数(KINDER)：ここでは幼稚園を通じた幼児の保育の供給が、家計の子育てコストをどの程度軽減しているかを知るため、0~4歳の幼児1人当たりの幼稚園定員数をしらべた。
- ⑥ 保育園(NURS)：上記の幼稚園と同様に、0~4歳の幼児1万人当たりの保育園定員数を調べた。
- ⑦ 住居費(HOUS)：子供数が多いほど、住居費がかさむことが子育てコストを増しているかという問題を検討するため、民間賃貸住宅の3.3平方メートルあたりの賃貸料を使用した。
- ⑧ 児童手当支給(PUB1)：公的な子育てコスト軽減の効果として、児童手当受給者数の0~4歳幼児の対する比率を使用した。
- ⑨ 児童福祉費支出(PUB2)：公的な子育てコスト軽減の効果として、県及び市町村の児童福祉費支出総額を、14歳以下の人口数で除したものをj用いた。
- ⑩ 婚姻率(WEDR)：我が国では婚姻が出生に決定的な影響を及ぼしていると言われる。この効果を知るため、人口1000人当たりの婚姻件数を用いた。
- ⑪ 平均初婚年齢(WEDAGE)：晩婚化の効果を知るため、平均初婚年齢(女性)をとった。婚姻が出生に重要な影響を及ぼしているとして、晩婚化により平均初婚年齢が上昇すれば、統計上は一時的に合計特殊出生率が減少する。しかし、時期が経過すれば平均出産年齢が後方にシフトするにすぎず、回復する。ところが、平均出産年齢の上昇が末子の出産をあきらめさせる効果を持っているとするならば、晩婚化は一時的な効果にとどまらず、構造的な影響を持ちうる。
- ⑫ 離婚率(DIVR)：もし、離婚の可能性が高く、かつ離婚後に養育費等の金銭的コストがかかると予想しているとするならば、離婚率の高さは少子化につながるかもしれない。そこで、人口1000人当たりの離婚件数を用いた。
- ⑬ 妊産婦保険指導数(PREG)：公的な子育てコスト軽減の効果として、母子衛生活動の効果を調べるため、妊娠届出数に対する妊産婦保険指導の比率をとった。
- ⑭ 社会保障収入(SSYR)：『家計調査』より、「実収入」に占める「その他の経常収入」の比率を使用した。「その他の経常収入」とは、社会保障の受給等である。
- ⑮ 世代間移転収入(GTYR)：『家計調査』より、実収入に占める特別収入の比率を使用した。特別収入とは、他の世帯からの受贈等である。もし世代間の所得移転が大きければ、子供の投資財としての役割が強調され、子供数が増加すると考えられる。
- ⑯ 税・保険料負担(TR)：『家計調査』より、税金や社会保険料(公的年金の保険料や健康保険料)などの非消費支出の実収入に占める比率を使用した。
- ⑰ 15-64歳の女性人口(2529FP0P)：本データは都道府県別に修正されたデータであるため、各都道府県の25歳~29歳の女性の人口でウエイト付けしてある。

なお推計にあたり、対数値をとってある。

5.5.計量結果

上に述べたデータと仮定のもとに、実際に計量分析を行った結果が以下の通りである。

表 7地域ダミーを使わない場合の出生率の推計結果。

OLS Without Group Dummy Variables					
Ordinary least squares regression Weighting variable = FPOP2529					
Dep. var. = LOGTFR Mean= .441336008 , S.D.= .1258407341					
Model size: Observations = 470, Parameters = 18, Deg.Fr.= 452					
Residuals: Sum of squares= .9501676333 , Std.Dev.= .04585					
Fit: R-squared= .872066, Adjusted R-squared = .86725					
Model test: F[17, 452] = 181.24, Prob value = .00000					
Diagnostic: Log-L = 791.0035, Restricted(b=0) Log-L = 307.7864					
LogAmemiyaPrCrt.= -6.127, Akaike Info. Crt.= -3.289					
Panel Data Analysis of LOGTFR [ONE way]					
Unconditional ANOVA (No regressors)					
Source	Variation	Deg. Free.	Mean Square		
Between	5.26004	46.	.114349		
Residual	2.16700	423.	.512292E-02		
Total	7.42703	469.	.158359E-01		
Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
LOGMW252	5.354341250	1.6111766	3.323	.0010	5.3435343
MW25292	-.4986711419	.15016877	-3.321	.0010	28.569220
LOGFW252	-.4201690503	.82572993E-01	-5.088	.0000	5.1488541
LOGAMUR	-.3625641975E-01	.20531204E-01	-1.766	.0781	-3.0097363
LOGEDUP	.8109382231E-01	.47434985E-01	1.710	.0880	4.4875768
LOGKINDR	-.2589197777E-01	.15638704E-01	-1.656	.0985	-.94078632
LOGNURS	.3951677496E-01	.21862461E-01	1.808	.0713	-1.2715516
LOGHOUS	-.2128690190	.21348900E-01	-9.971	.0000	8.2506719
LOGPUB1	-.1966636877	.26415454E-01	-7.445	.0000	-2.4418539
LOGPUB2	-.6790389144E-01	.23683738E-01	-2.867	.0043	4.4477261
LOGWEDR	.9625431439E-03	.60499140E-01	.016	.9873	1.7898162
LOGWEDAG	.5777842060	.24914536	2.319	.0208	3.2528232
LOGDIVR	.1514102006	.39841466E-01	3.800	.0002	.31001721
LOGPREG	-.7035552636E-02	.36753551E-02	-1.914	.0562	-.59709938
LOGSSYR	-.1147320882E-01	.64337507E-02	-1.783	.0752	-3.6367753
LOGGTYR	.2663432372E-01	.76573978E-02	3.478	.0006	-3.8090313
LOGTR	-.1935835302	.29095120E-01	-6.653	.0000	-1.8525719
Constant	-12.85997265	4.3663538	-2.945	.0034	

本推計は、時系列データと地域別のクロスセクションデータをプールしたセミ・パネルデータと考えられる。そこではじめに地域、期間に関するダミーを使用しないプールデータとしての回帰分析である。

- ① 25歳～29歳世代の男性の賃金(MW2529)については、予想通り有意に正の結果が得られている。これにより、賃金の子供数に対する所得効果を確認できた。次に、

所得の自乗の MW25292 の項は、有意にマイナスとなっている。

- ② 25 歳～29 歳世代の女性の賃金(2529FW)は、有意にマイナスとなっており、女性の賃金の上昇による機会費用の増加が、子育てコストとして作用していることを示している。
- ③ 教養娯楽支出の消費に占める割合(AMUR)は、10%水準で有意となっており、①の所得の自乗項との結果と合わせ、子供が下級財としての性格を持ちうることを示している。
- ④ 教育費の物価指数(EDUP)は、ここでは予想に反して有意にマイナスとならなかった。
- ⑤ 幼稚園定員数（人口対比）(KINDER)は、プラスの符号を予想したが、ここではマイナスの計数が推定されている。
- ⑥ 保育園定員数（人口対比）(NURS)は予想通り、プラスの符号が推定されている。
- ⑦ 3.3 m²あたり住居費(HOUS)は有意に負の係数が推定されている。
- ⑧ 児童手当支給(PUB1)と⑨ 児童福祉費支出(PUB2)は、正の符号を予想したが、負の符号が有意に推定されてしまっている。
- ⑩ 婚姻率(WEDR)は予想通り正の符号であるが有意ではない。いっぽう⑪ 平均初婚年齢(WEDAGE)は、初婚年齢が高いほど子供数が低いとの予想であったが、有意に正の結果が推定されている。
- ⑫ 離婚率(DIVR)の高さも予想に反し、有意に正の係数が推定されている。
- ⑬ 妊産婦保険指導数(PREG)の届出妊娠件数に対する比率は、予想では正の係数であったが、符の係数が推計されている。
- ⑭ 社会保障収入(SSYR)の実収入に占める割合は、世代間の扶養の必要性を低め、予想通り、マイナスの結果を示している。
- ⑮ 世代間移転収入(GTYR)の実収入に占める比率は有意にプラスの結果を示しており、世代間扶養の考え方が子供を投資財的な意味に置いているとも考えられる。
- ⑯ 税・保険料負担(TR)の非消費支出の実収入に占める割合が高いほど、少子化が進む可能性を示している。これは、可処分所得の減少を通じた所得効果であると考えられる。

地域ダミーを使用すると、決定係数が 0.97 まで改善される。有意となっている係数を検討すると、男性の所得の対数値と、自乗値は予想通りである。児童手当の支給(PUB1)は、ここでは有意にプラスに推計されている。また晩婚化(WEDAG)は有意に少子化を招いているとの結果が得られている(表 8 参照)。

地域・年ダミーを使用した場合は、決定係数が 0.98 まで改善されるものの、有意となる係数が少なくなる。ここではほとんど所得の効果のみで決定される結果となっている(表 9 参照)。

表 8 地域ダミーを使った場合の出生率の推計結果。

Least Squares with Group Dummy Variables					
Ordinary least squares regression Weighting variable = FPOP2529					
Dep. var. = LOGTFR Mean= .4413360008 , S.D.= .1258407341					
Model size: Observations = 470, Parameters = 64, Deg.Fr.= 406					
Residuals: Sum of squares= .1815169303 , Std.Dev.= .02114					
Fit: R-squared= .975560, Adjusted R-squared = .97177					
Model test: F[63, 406] = 257.24, Prob value = .00000					
Diagnostic: Log-L = 1179.9966, Restricted(b=0) Log-L = 307.7864					
LogAmemiyaPrCrt.= -7.585, Akaike Info. Crt.= -4.749					
Estd. Autocorrelation of e(i,t) .000000					
Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
LOGMW252	9.409784158	1.1516785	8.170	.0000	5.3435343
MW25292	-.8943694453	.10907128	-8.200	.0000	28.569220
LOGFW252	-.1218406283E-01	.65350440E-01	-.186	.8522	5.1488541
LOGAMUR	.9881323463E-03	.10612116E-01	.093	.9259	-3.0097363
LOGEDUP	-.3747952647E-01	.42746996E-01	-.877	.3811	4.4875768
LOGKINDR	-.3378393546E-01	.56285190E-01	-.600	.5487	-.94078632
LOGNURS	-.1672402617	.64927596E-01	-2.576	.0103	-1.2715516
LOGHOUS	-.6038330742E-01	.16421731E-01	-3.677	.0003	8.2506719
LOGPUB1	.1509544921	.39679877E-01	3.804	.0002	-2.4418539
LOGPUB2	-.1397159344	.37425196E-01	-3.733	.0002	4.4477261
LOGWEDR	.6030993810E-01	.44477932E-01	1.356	.1758	1.7898162
LOGWEDAG	-.7575220255	.33144471	-2.286	.0227	3.2528232
LOGDIVR	.1920733265	.26722366E-01	7.188	.0000	.31001721
LOGPREG	-.1538185015E-02	.72966383E-02	-.211	.8331	-.59709938
LOGSSYR	-.6778647619E-02	.35501738E-02	-1.909	.0568	-3.6367753
LOGGTYR	.5420061654E-02	.39312165E-02	1.379	.1687	-3.8090313
LOGTR	.1843766706E-01	.19147413E-01	.963	.3361	-1.8525719

表 9 地域・年ダミーを使った場合の出生率の推計結果。

Least Squares with Group Dummy Variables and Period Effects					
Ordinary least squares regression Weighting variable = FPOP2529					
Dep. var. = LOGTFR Mean= .4413360008 , S.D.= .1258407341					
Model size: Observations = 470, Parameters = 74, Deg.Fr.= 396					
Residuals: Sum of squares= .1185639049 , Std.Dev.= .01730					
Fit: R-squared= .983996, Adjusted R-squared = .98105					
Model test: F[73, 396] = 333.53, Prob value = .00000					
Diagnostic: Log-L = 1280.0823, Restricted(b=0) Log-L = 307.7864					
LogAmemiyaPrCrt.= -7.968, Akaike Info. Crt.= -5.132					
Estd. Autocorrelation of e(i,t) .000000					
Variable	Coefficient	Standard Error	t-ratio	P[T >t]	Mean of X
LOGMW252	11.39462837	.98009505	11.626	.0000	5.3435343
MW25292	-1.067600054	.92646115E-01	-11.523	.0000	28.569220
LOGFW252	.2149392861E-01	.59971473E-01	.358	.7202	5.1488541
LOGAMUR	-.4476229434E-02	.89883868E-02	-.498	.6187	-3.0097363
LOGEDUP	-.1914178924E-01	.39869706E-01	-.480	.6314	4.4875768
LOGKINDR	.1751731918E-01	.46810991E-01	.374	.7084	-.94078632
LOGNURS	-.1077077795	.55430986E-01	-1.943	.0526	-1.2715516
LOGHOUS	.3938451116E-02	.14799922E-01	.266	.7903	8.2506719
LOGPUB1	.2679849529E-01	.39649536E-01	.676	.4995	-2.4418539
LOGPUB2	.3242187520E-01	.38951554E-01	.832	.4056	4.4477261
LOGWEDR	.7773094190E-01	.48259575E-01	1.611	.1079	1.7898162
LOGWEDAG	-.8920286323E-01	.31667267	-.282	.7783	3.2528232
LOGDIVR	-.3009599404E-01	.32290273E-01	-.932	.3518	.31001721
LOGPREG	.7907812487E-02	.60196244E-02	1.314	.1896	-.59709938
LOGSSYR	-.3326888267E-02	.30083952E-02	-1.106	.2694	-3.6367753
LOGGTYR	-.2370647127E-03	.32764866E-02	-.072	.9424	-3.8090313
LOGTR	.1204800911E-01	.17683140E-01	.681	.4960	-1.8525719
Constant	-30.04132180	3.0166513	-9.958	.0000	

5.6.まとめ

本節では、少子化の原因を経済的なファクターに求め、都道府県別の1985年から1994年までの10期間のパネル・データを用いて、回帰分析を行った。

その結果、25歳～29歳世代の男性の賃金については、所得効果として正の結果が得られている。いっぽう、25歳～29歳世代の女性の賃金は、有意にマイナスとなっており、代替効果を示している。

政策的な変数としては、人口対比の保育園定員数についてプラスの符号が推定されており、保育政策が出生率を引上げる可能性を示している。また、税・保険料負担の実収入に占める割合が高いほど、出生率が低くなっており、租税負担の軽減も少子化対策として考慮の対象に入れられなければならない。

3. 結婚行動の分析

小川 浩

1. はじめに

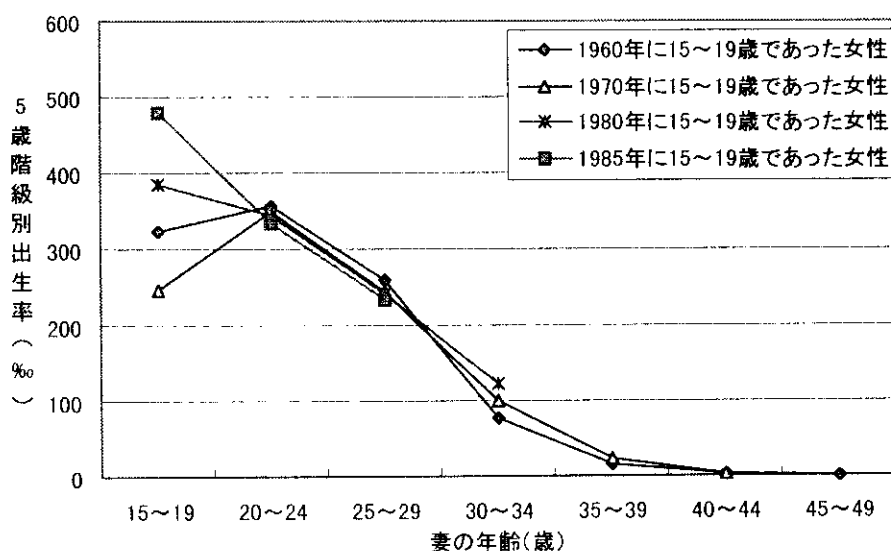
わが国における少子化の一つの原因に少結婚化（晩婚あるいは非婚化）がある。公的あるいは私的な制度が結果的に少結婚化をもたらしているとするならば、制度を適切に変更する（公的制度）、あるいは変更を促すような政策手段を取る（私的制度）ことにより少子化に歯止めをかけられる可能性がある。このためには、少結婚化現象がなぜ起きているかという点についての分析が必要である。結婚に関するモデルとしては Becker によるものが広くもちいられているが、このモデルは(1)結婚前の独身者は男女共に単身世帯(2)結婚後は夫婦世帯となる。という前提の元に成り立つモデルであり、成人しても親と同居しているケースが多いわが国の若年独身者、特に女性の結婚行動を説明するフレームワークとしては必ずしも適切ではない。

本研究では、Becker のモデルを独身の女性の大半は親と同居しているというわが国の実態に合わせて、親の収入にも着目してモディファイした。「国民生活基礎調査」を用いた分析では、確かに親の収入と娘の結婚にはかなりの関係があることが確認できた。

2. 少子化と少結婚（晩婚あるいは非婚）化

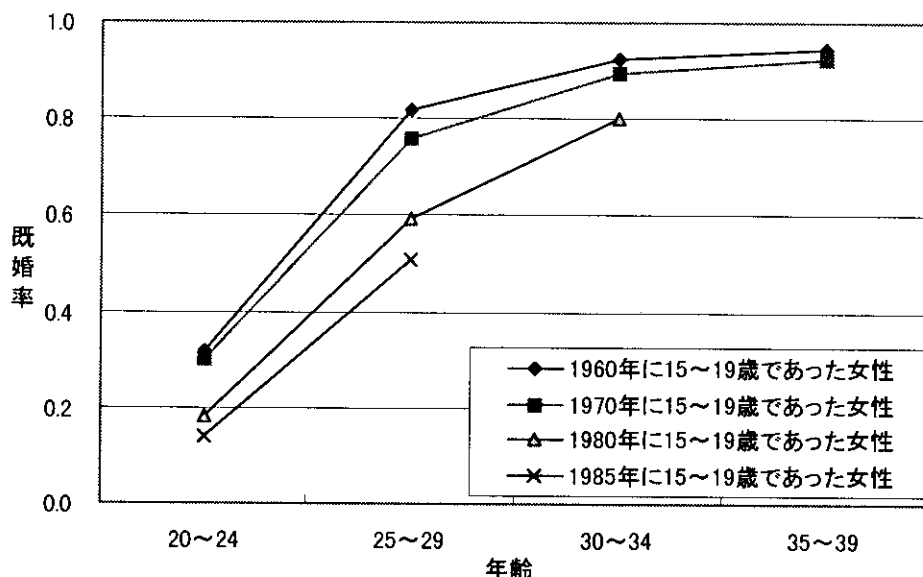
わが国における少子化現象は、大きく分けると2つの要因によるものと考えられる。(1)女性が生涯に産む子供の数自体が減っている(2)結婚する女性の数が減っている。である。まずこの2つのどちらの要因が現在の少子化に効いているのかを把握しておくことにする。

図1 有配偶女性の年齢別出生率（出生コウホート別）



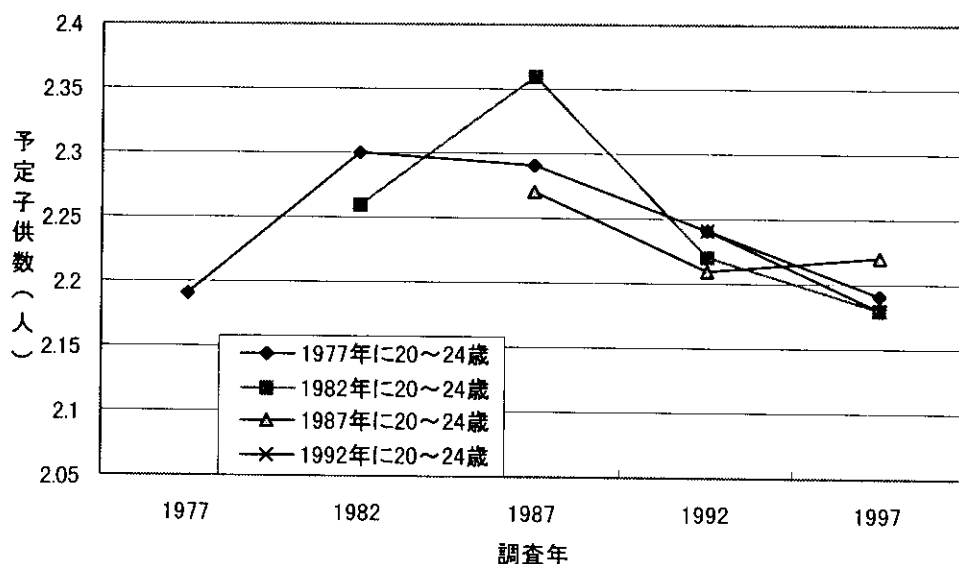
資料：「人口の動向」1998, 国立社会保障・人口問題研究所編

図2 女性の既婚率（出生コウホート別）



資料：「国勢調査」1960~1995, 総務庁統計局

図3 妻の年齢別予定子供数（出生コウホート別）



資料：「出産力調査」1977,1982,1987「出生動向基本調査」1992,1997, 国立社会保障・人口問題研究所

図1は結婚している女性がどのような出産パターンで子供を産んでいるかを示したものである。図1が示すことは、「ここ20年ほどのデータを見る限り、結婚していさえすれば出生コウホートを問わず出産のパターンはよく似ている」ということである。15~19歳層だけはコウホートごとに大きなばらつきがあるが、この年齢層での既婚率は各コウホート共に1%前後であるため大勢に影響はない。

図2は図1と同じコウホートの年齢別既婚率を示している。こちらは図1とは違い、出生コウホートごとに晩婚化（あるいは非婚化）が大幅に進んでいることが読み取れる。25～29歳層では、1960年に15～19歳であったコウホートは80%以上が結婚していたのに対し、1985年に15～19歳であったコウホートでは50%強に低下している。

図1では若いコウホートの将来の出産パターンが不明であるため、50歳未満の妻を対象に調査した予定子供数を図3に示す。このデータによると、調査時点ごとの予定子供数の変動はコウホートを問わず同じ傾向で変動していることがわかる。つまり、予定子供数の変動は世代効果というよりは時代効果によるものであり、調査時点の景気や人々の将来への期待に影響されている可能性が強いと言えるだろう。

図1、図3に示されるように、ここ20年ほどのデータを見る限り、結婚していれば出産パターンは世代を問わず安定しており、また結婚している女性で調査した予定子供数も世代による変動はほとんどないと言える。変動しているのは、図2に示された結婚行動だけである。

有配偶出生率が高い年齢層での既婚率が低下すれば全体としての出生率は低下する。わが国における近年の出生率低下の大部分は晩婚化あるいは非婚化（以下ではこの2つを合わせて少結婚化と呼ぶ）に起因していると考えていいであろう。

平成10年度版の「厚生白書」ではこの点について要因分解を行っている。その結果(表1-15)によると、平成2～7年の合計特殊出生率の変化量(-0.12)は年齢別有配偶率の変化による影響(-0.15)+年齢別出生率の変化による影響(0.03)である。この結果からみても、近年の少子化は少結婚化に起因するものと扱ってよいであろう。そのため、以下では少子化現象の原因を分析する代わりに「少結婚化がなぜ起こっているか」の分析を行うことにする。

3. 結婚の経済学

3.1. Becker のモデル ---- アメリカ式結婚

結婚という行動をその一連の研究で Becker は経済学的な費用-便益の枠組みで説明している。このモデルは結婚行動を説明する標準的なモデルとして多くの実証研究で利用されているため、ここで大まかな枠組みだけ見ておこう。Becker のモデルは以下のような仮定を置いた場合、個人の効用最大化行動の結果として結婚という行動が取られると説明する。その仮定とは、

1. 結婚前の個人は単身世帯であること
2. 結婚後の夫婦は夫婦世帯となること

である。つまり、世帯という観点から見ると、Becker の考えている結婚は単身世帯が2つ集まって夫婦世帯を構成する行為ということになる。つまり、結婚前と結婚後の比較は単身世帯×2 と二人世帯×1 を比べる。ということになる。二人世帯の方が家計内の分業(市場労働と家計内生産)を行うことにより、より高い効用を得ることができる場合は結婚する。逆に、分業の効果があまりない場合には結婚しない。というストーリーである。男性の市場賃金の方が高いケースを仮定すると、このような分業は男性が市場労働を主と

し、女性が家計内生産を主とするという形で行われるのが効用最大化の条件となる。つまり、女性は労働市場からの自らの所得を失う代わりにより高い夫の所得を手に入れ、かつ、より多くの家計内生産を行うことができることになる。このような分業はわが国では結婚・出産による女性の引退行動はM字型の年齢別労働力率としてよく知られている。また、効用最大化の条件からは結婚のメリットは労働市場における男女の賃金格差が大きければ、また家計内生産における男女の生産性差が大きければ大きくなるはずである。

3.2.日本での先行研究

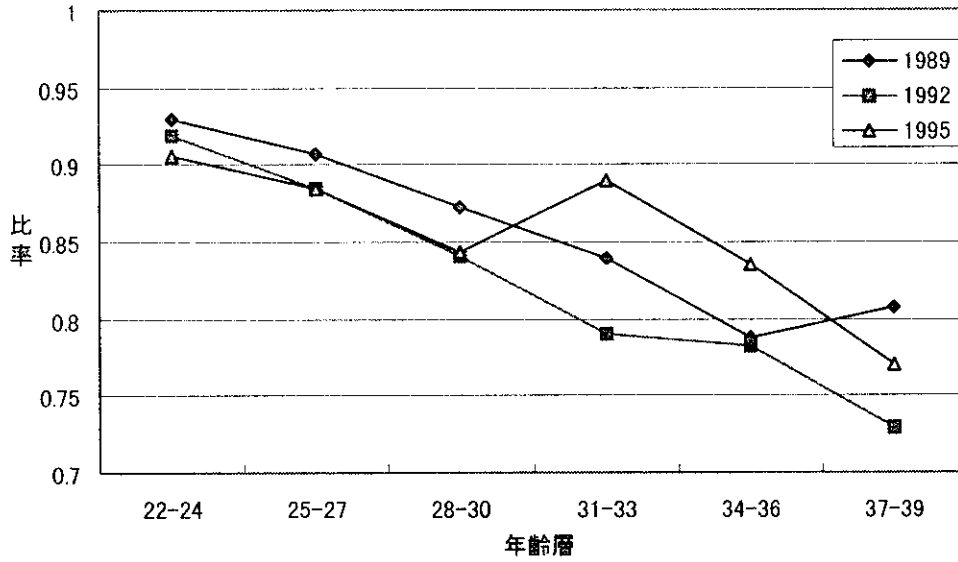
まず Becker のモデルを使った結婚に関する国内の先行研究をいくつか参照してみよう。[小椋・ディークル 1992]では国勢調査による県別データを時系列的にプールして結婚確率の変化を説明しているが、男女の賃金格差については 25~29 歳および 30~34 歳では有意であるがごく限られた影響しか持たず、女性の賃金率も非常に小さな影響しか持たないという結果になっている。パネルデータを使って未婚・結婚の変化を直接計測した[滋野・大日 1998]では、女性の所得金額および所得金額の 2 乗項は 10%水準で有意であり、符号はそれぞれ正、負となっている。しかしながら効果の大きさは平均(年収 246.8 万)周辺での限界的效果で年収が 1 万円増えると 1 年間に結婚する確率が 0.0005 程度とやはりかなり小さな影響しかない。このように、わが国のデータを使った結婚確率の推定では、データの種類や推定方法を変えても男女の賃金格差あるいは女性の賃金水準が結婚行動に与える影響について Becker のモデルから予想されるような明確な関係は見出されていない。

3.3.修正 Becker モデル --- 日本式結婚

上述の通り、わが国のデータを使った実証分析では、Becker のモデルをそのまま使った場合、モデルからは非常に効果があるはずの変数の効果が小さい、あるいは有意性が低いという結果がでてくる。複数の全く異なったデータを用いた実証分析でこのような結果が出ているということは、わが国における結婚行動を説明するためには Becker のモデルには不適切な部分があると考えるのが自然であろう。

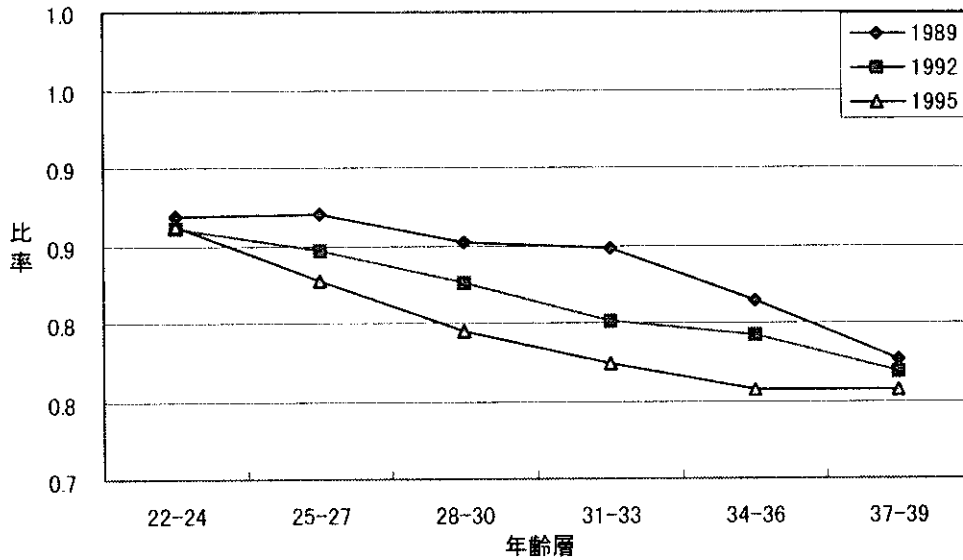
Becker のモデルのアイデア自体は効用最大化行動であり、この部分には特に問題があるとは思われない。問題があるとすれば、モデルの大前提となっている世帯のあり方であろう。図 4 に、「国民生活基礎調査」の世帯・世帯員の諸表から求めた、未婚女性かつ親と同居している比率の変動を示す。また、図 5 は同様に男性についてまとめた比率である。これらの図より明らかなように、わが国の独身者の多くは親と同居しており、結婚行動は Becker のモデルが仮定しているような単身世帯×2→夫婦世帯ではなく、親同居独身者×2→夫婦世帯と考える方が自然である。

図4 未婚女性に占める親同居者比率



資料：「国民生活基礎調査」1989,1992,1995 第1巻、第3巻より作成

図5 未婚男性に占める親同居者比率



資料：「国民生活基礎調査」1989,1992,1995 第1巻、第3巻より作成

このことは、結婚前の独身者は父親の所得と母親の家計内生産を享受しているが、結婚すると夫婦世帯となるため二人で労働市場からの所得と家計内生産を負担しなければならない。ということの意味する。特に未婚女性に限定すると単身者は年齢が上昇するに従い増加するものの、37～39歳層でも20%程度であり、未婚女性の大部分は親と同居していると考えられる。つまり、結婚相手は父親の所得と母親の家事サービスを失ってもなお余りがあると女性に思わせない限り結婚できないことになり、結果的に女性の意思決定には父親の所得や母親の家事サービスの評価というのが大きく効いていると考えるべきであろう。

3.4.社会学からの視点

同様の主張は社会学の分野では[山田 1994]に見られる。山田は結婚が女性にとって「生まれ変わり」であり、低成長化で女性の父親世代より経済的レベルが高くなれない男性が増えたことが結婚難の一因であるとしている。「つまり、高度成長期には、女性は高い階層に生まれ変わることが可能であり、男性も適当な（自分よりも低学歴、低経済力の親を持つ）女性と結婚することが可能になった。しかし、オイルショック後の低成長下では皆婚の諸条件は失われ結婚難を再来させる。これは 2 つの理由による。一つは、女性の親の相対的な高学歴、高経済力化であり、もう一つは、女性自身の高学歴化、社会進出である([山田 1994, P27-28])」また、男女交際の機会が増大することによる「もっといい人があるかもしれない」という選択遅延の心理により結婚の決断がしにくくなる。ということも挙げている。

本研究で用いている「国民生活基礎調査」では家事サービスに使っている時間、結婚に至るまでの交際期間などのデータは調査されていないため山田の主張を直接的に検証することは困難であるが、Becker モデルを日本の実態にあわせて修正したものとはほぼ同様な考え方が社会学の分野でもあることは興味深い。

4. 分析結果

4.1.分析に用いるデータ

以下では「国民生活基礎調査」1989, 92, 95 年の世帯類型別にみた所得割合と一世帯当たり平均所得額を利用して、これから結婚する人を中心に世帯類型を整理した図表を用いる。これは、「国民生活基礎調査」で調査されている世帯類型あるいは続柄は世帯主中心のものであり、結婚行動を考慮する際に重要である若い世帯員の分析には向かないからである。具体的には(1)親と同居している未婚者、(2)单身未婚者、(3)夫の親と同居している夫婦で子供がいる、(4)夫の親と同居している夫婦で子供がいない、(5)妻の親と同居している夫婦で子供がいる、(6)妻の親と同居している夫婦で子供がいない、(7)夫婦で子供がいる、(8)夫婦のみ、(9)その他の未婚者、(10)その他の既婚者、(11)死別・離別。である。図 4、図 5 ではこの再構成したデータを用いている。

4.2.データの概要

表 1～表 3 に若い女性を中心に読み直した世帯類型シェア、表 4～表 6 に若い男性を中心として読み直したものを示す。どちらの表でも、時間が経過するに従い親と同居している比較的若い未婚者のシェアが上がっている。これはすでに見た比較的高出生率の高い若い世代の未婚率の上昇は親と同居している独身者の増加による部分が多いことを意味する。この点を重視して、以下の分析では女性の単身世帯については無視している。

図 6 および図 7 はそれぞれ女性の年齢と既婚率および親同居未婚女性の両親の総収入/既婚男性の収入と既婚率を示している。図 6 をみると、年次が 1989→1992→1995 と経過するにつれ同じ年齢での既婚率が低下していることがわかる。しかし、これでは「なぜ既婚率が低下しているか」についてはなんの情報も得られない。

図 7 を見ると、年齢別に見た場合とは年次間の既婚率が異なる。1989 年が全般的に高

いのは同じであるが、1992年は29歳まで1995年より既婚率が低く、29歳過ぎに逆転している。

表7に図7に示したデータを用いてロジスティック曲線のあてはめを行った結果を示す。この結果は図7の中に「推定値」としてプロットしてある。日本では離婚率が比較的低く、また重婚が禁止されているため結婚行動は線形ではなくロジスティック曲線になることが予想されるが、表7での決定係数は0.9575であり予想通りの行動となっていることを示している。

表1 女性の年齢階級別世帯類型シェア(1989年)

	22-24歳	25-27歳	28-30歳	31-33歳	34-36歳	37-39歳
未婚・親同居	69.69%	37.52%	15.63%	9.65%	4.49%	3.59%
未婚・単身	5.26%	3.82%	2.29%	1.85%	1.21%	0.86%
既婚・夫の親と同居・子あり	3.12%	10.53%	20.69%	22.66%	24.85%	24.63%
既婚・夫の親と同居・子なし	2.70%	4.04%	3.02%	1.51%	1.02%	0.89%
既婚・妻の親と同居・子あり	0.56%	1.97%	2.93%	3.66%	3.05%	3.35%
既婚・妻の親と同居・子なし	0.47%	0.53%	0.72%	0.78%	0.45%	0.25%
夫婦と子のみ	8.85%	25.58%	42.35%	51.66%	56.41%	58.20%
夫婦のみ	6.98%	13.73%	9.30%	4.44%	4.15%	3.13%
未婚その他	1.49%	1.01%	0.51%	0.34%	0.41%	0.49%
既婚その他	0.14%	0.09%	0.08%	0.13%	0.04%	0.09%
離別・死別	0.74%	1.18%	2.46%	3.32%	3.92%	4.51%

資料出所: 「国民生活基礎調査」1989年第1巻、第3巻より作成

表2 女性の年齢階級別世帯類型シェア(1992年)

	22-24歳	25-27歳	28-30歳	31-33歳	34-36歳	37-39歳
未婚・親同居	71.63%	43.32%	20.15%	10.44%	6.28%	3.89%
未婚・単身	6.36%	5.67%	3.83%	2.77%	1.74%	1.45%
既婚・夫の親と同居・子あり	2.31%	8.89%	14.81%	21.55%	23.19%	24.52%
既婚・夫の親と同居・子なし	2.31%	2.60%	2.62%	1.95%	1.37%	0.99%
既婚・妻の親と同居・子あり	0.27%	1.06%	2.33%	3.58%	4.03%	4.23%
既婚・妻の親と同居・子なし	0.76%	0.91%	0.73%	0.91%	0.55%	0.37%
夫婦と子のみ	7.38%	20.91%	42.18%	50.18%	54.26%	55.88%
夫婦のみ	6.45%	14.23%	10.73%	5.22%	4.35%	3.77%
未婚その他	2.00%	1.06%	0.87%	0.27%	0.18%	0.21%
既婚その他	0.00%	0.05%	0.05%	0.05%	0.00%	0.08%
離別・死別	0.53%	1.30%	1.70%	3.09%	4.03%	4.60%

資料出所: 「国民生活基礎調査」1992年第1巻、第3巻より作成

表3 女性の年齢階級別世帯類型シェア(1995年)

	22-24歳	25-27歳	28-30歳	31-33歳	34-36歳	37-39歳
未婚・親同居	70.65%	45.49%	23.80%	13.72%	8.52%	5.40%
未婚・単身	7.39%	5.92%	4.41%	1.70%	1.67%	1.62%
既婚・夫の親と同居・子あり	2.40%	6.22%	11.00%	17.02%	19.76%	24.99%
既婚・夫の親と同居・子なし	1.08%	3.35%	2.23%	2.35%	1.52%	1.82%
既婚・妻の親と同居・子あり	0.44%	1.13%	1.85%	2.15%	4.18%	2.98%
既婚・妻の親と同居・子なし	0.20%	1.04%	0.44%	0.55%	0.58%	0.66%
夫婦と子のみ	8.41%	20.87%	39.32%	50.45%	53.84%	53.96%
夫婦のみ	6.31%	13.02%	13.83%	8.73%	5.80%	3.84%
未婚その他	2.50%	1.53%	0.98%	0.35%	0.42%	0.35%
既婚その他	0.00%	0.00%	0.11%	0.15%	0.10%	0.00%
離別・死別	0.64%	1.43%	2.02%	2.84%	3.61%	4.39%

資料出所: 「国民生活基礎調査」1995年第1巻、第3巻より作成

表4 男性の年齢階級別世帯類型シェア(1989年)

	22-24歳	25-27歳	28-30歳	31-33歳	34-36歳	37-39歳
未婚・親同居	76.15%	55.43%	34.13%	21.35%	14.26%	9.85%
未婚・単身	11.48%	8.25%	5.92%	3.84%	3.25%	2.84%
既婚・夫の親と同居・子あり	1.16%	4.75%	11.36%	17.47%	23.29%	22.18%
既婚・夫の親と同居・子なし	1.27%	3.65%	3.64%	3.52%	2.13%	1.66%
既婚・妻の親と同居・子あり	0.32%	0.95%	1.94%	2.83%	2.98%	3.31%
既婚・妻の親と同居・子なし	0.05%	0.40%	0.24%	0.55%	0.35%	0.22%
夫婦と子のみ	4.28%	14.11%	29.03%	41.66%	47.15%	53.70%
夫婦のみ	3.60%	10.86%	12.28%	7.41%	4.42%	3.73%
未婚その他	1.59%	1.05%	0.73%	0.41%	0.66%	0.41%
既婚その他	0.00%	0.15%	0.10%	0.14%	0.08%	0.13%
離別・死別	0.11%	0.40%	0.63%	0.82%	1.43%	1.98%

資料出所: 「国民生活基礎調査」1989年第1巻、第3巻より作成

表5 男性の年齢階級別世帯類型シェア(1992年)

	22-24歳	25-27歳	28-30歳	31-33歳	34-36歳	37-39歳
未婚・親同居	75.15%	56.56%	37.12%	21.71%	15.23%	11.28%
未婚・単身	12.16%	10.23%	7.82%	5.39%	3.98%	3.38%
既婚・夫の親と同居・子あり	1.48%	3.39%	8.84%	16.22%	18.12%	22.13%
既婚・夫の親と同居・子なし	1.27%	3.01%	3.63%	3.64%	2.66%	1.94%
既婚・妻の親と同居・子あり	0.26%	0.49%	1.43%	2.35%	3.32%	3.42%
既婚・妻の親と同居・子なし	0.11%	0.55%	0.31%	0.35%	0.09%	0.38%
夫婦と子のみ	4.44%	12.64%	27.25%	39.67%	49.00%	51.06%
夫婦のみ	3.23%	11.21%	11.81%	9.03%	6.21%	4.43%
未婚その他	1.64%	1.37%	1.12%	0.35%	0.24%	0.17%
既婚その他	0.00%	0.11%	0.05%	0.00%	0.00%	0.04%
離別・死別	0.26%	0.44%	0.61%	1.30%	1.14%	1.77%

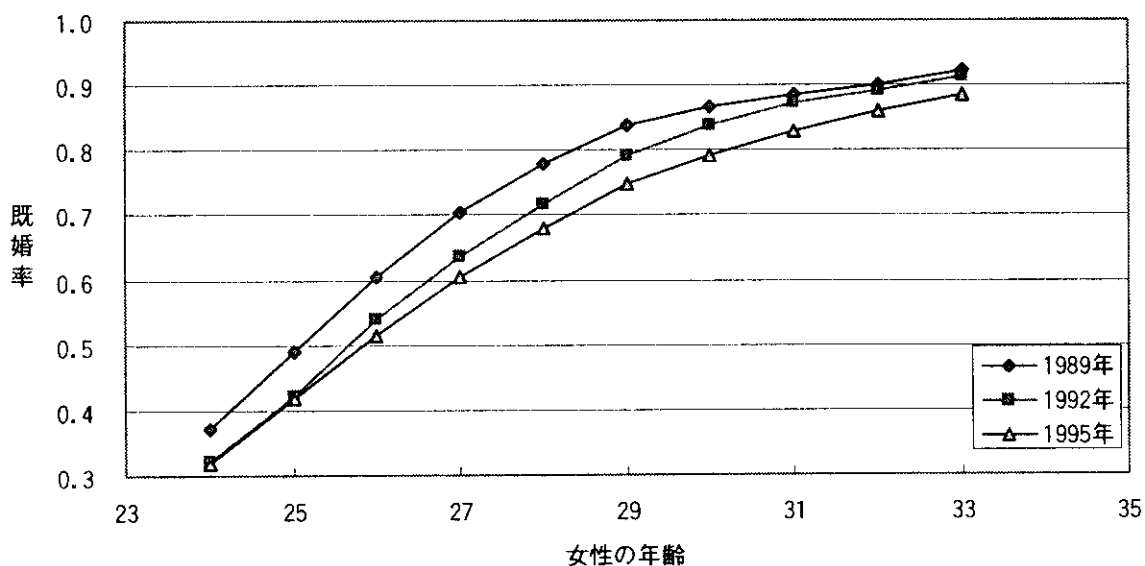
資料出所: 「国民生活基礎調査」1992年第1巻、第3巻より作成

表6 男性の年齢階級別世帯類型シェア(1995年)

	22-24歳	25-27歳	28-30歳	31-33歳	34-36歳	37-39歳
未婚・親同居	76.04%	57.18%	35.83%	23.57%	15.95%	13.01%
未婚・単身	12.19%	11.99%	9.26%	6.89%	5.10%	4.16%
既婚・夫の親と同居・子あり	1.10%	3.15%	7.16%	12.02%	15.79%	19.46%
既婚・夫の親と同居・子なし	0.95%	2.15%	3.01%	3.02%	2.76%	2.40%
既婚・妻の親と同居・子あり	0.26%	0.99%	0.85%	1.80%	1.86%	3.20%
既婚・妻の親と同居・子なし	0.05%	0.61%	0.62%	0.32%	0.21%	0.32%
夫婦と子のみ	4.83%	13.48%	26.24%	39.88%	48.86%	50.11%
夫婦のみ	3.31%	8.62%	15.16%	10.91%	7.81%	4.85%
未婚その他	1.10%	1.44%	0.91%	0.42%	0.43%	0.32%
既婚その他	0.00%	0.00%	0.00%	0.16%	0.16%	0.05%
離別・死別	0.16%	0.39%	0.97%	1.01%	1.06%	2.13%

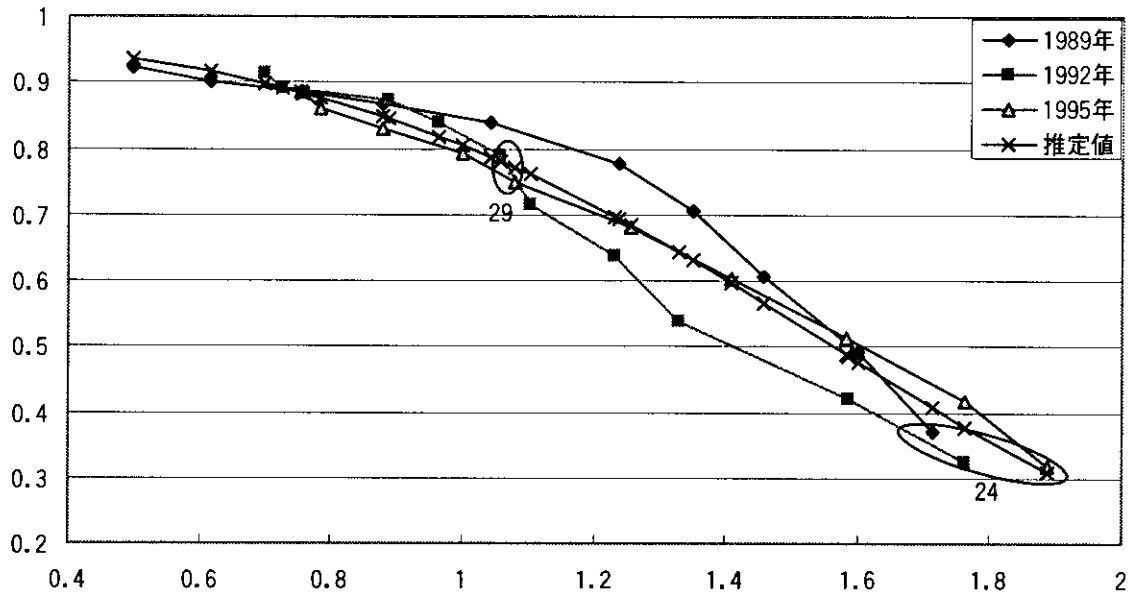
資料出所: 「国民生活基礎調査」1995年第1巻、第3巻より作成

図6 女性年齢別既婚率



資料: 「国民生活基礎調査」1989, 1992, 1995 第1巻、第3巻より作成

図 7 親夫収入比と女性既婚率



資料：「国民生活基礎調査」1989, 1992, 1995 第1巻、第3巻より作成

表 7 親夫収入比と既婚率のロジスティック曲線 fitting

決定係数	0.9575	関数式：ロジスティック	$y = k / (1 + a \exp^{-b x})$
修正決定係数	0.9560	係数 a	0.019749
重相関係数	0.9785	定数項 b	-2.50932
修正重相関係数	0.9777	上限値 k	1

分散分析表

要因	偏差平方和	自由度	平均平方	F 値	P 値	判定
回帰変動	27.0054	1	27.0054	630.5284	0.0000	**
誤差変動	1.199234	28	0.04283			
全体変動	28.20463	29				

資料：「国民生活基礎調査」1989, 92, 95年第1巻、第3巻より作成

表 8 親同居未婚女性年齢別父親平均年齢

娘の年齢	1989年	1992年	1995年
24	54.51	54.72	54.98
25	55.61	55.70	56.05
26	56.62	56.86	57.06
27	57.75	57.97	57.82
28	58.51	59.07	58.71
29	59.78	60.04	59.54
30	60.80	61.23	60.63
31	62.15	62.17	61.56
32	63.14	62.96	62.53
33	64.35	64.11	63.76

資料：「国民生活基礎調査」1989, 92, 95 年第1巻、第3巻より作成

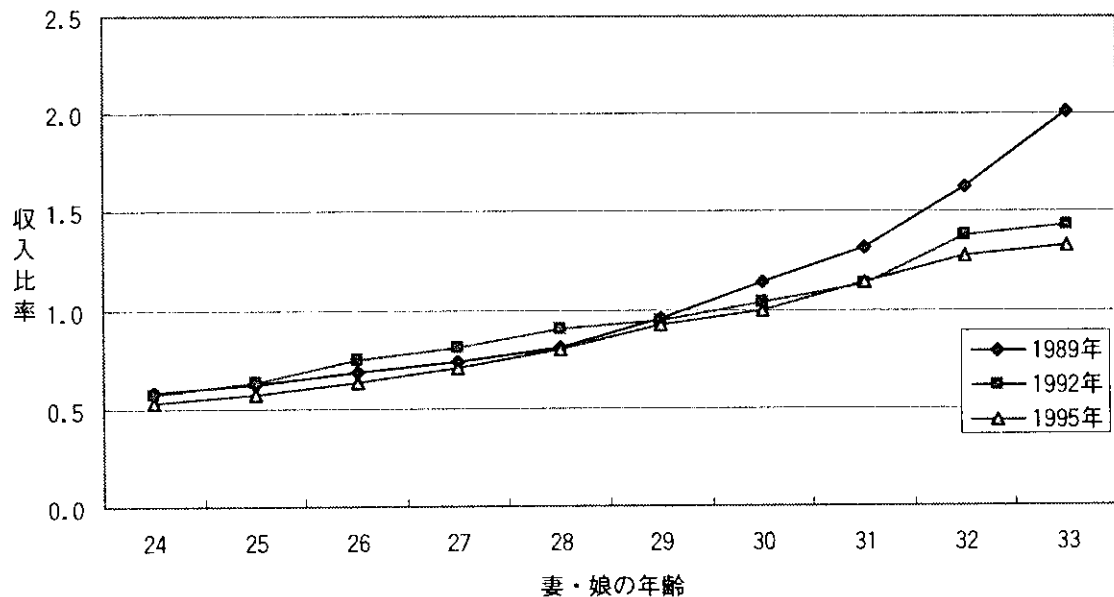
4.3.親の収入と夫の収入

図7に示したように、我が国における親同居女性の結婚行動は親の収入と夫の収入の比に大きく依存している。つまり、近年の少結婚化現象はこの比の時間的変化によるものであると考えられる。そこで、3時点での夫収入/親収入比¹を年齢別に比較したものが図8である。1989年と1995年では1989年の線が上方に位置するため年齢別既婚率の差が説明可能であるが、1992年は29歳までは1989年より上方にあり、これだけで見ると29歳までは1989年よりも既婚率が高くなっているべきである。しかし、実際には図6に示したようにこの24~29歳においても1989年より1992年の既婚率は低い。この点については後述する。

29歳以降については、1989年と1992, 95年で傾向が異なり、1989年は相対的な夫の収入が急速に増えて行くが1992, 95年の変化はなだらかなものとなっている。

このような変化は(1)夫の収入の伸びが3時点で異なる(2)両親の収入の変化が3時点で異なる。の理由によって生じるがどちらの要因が大きいかであろうか。妻あるいは娘が24歳のときの収入を1として年齢別の変化を計算したものを図9, 図10に示す。図9から分かることは、夫の収入の伸びには3時点でほとんど違いがない。ということである。それに引き替え図10より読みとれるように両親の収入は娘が29歳のときを境に1989年と1992, 95年では低下のしかたに大きな差がある。1989年は娘が29歳(このときの父親の平均年齢は59.78歳)以降で急速に親の収入が低下していくが、1992, 95年ではこのような急速な低下は見られない。つまり、収入比の時点間の変化は、若い男性の収入スケジュールの変化というよりは未婚女性と同居している両親の収入スケジュールの変化によると言えるであろう。

図8 夫の収入/娘同居親の収入



資料：「国民生活基礎調査」1989, 1992, 1995 第1巻, 第3巻より作成

¹ このグラフでは収入比の変化を大きくするために分子が他のグラフと逆になっている。つまり、比