

子育て支援策の出生率に与える影響： 市区町村データの分析*

阿部 一知**

(東京電機大学教授)
(世界銀行調査部アドバイザー)

原田 泰***

(株式会社大和総研チーフエコノミスト)

はじめに

日本の出生率の低下によって、多くの人々が日本経済の将来に不安を抱いている。このため、出生率の回復を目的とした政策が議論されているが、政策コストとその効果について明確に考慮しているものは少ないように思われる。

本稿は、日本の合計特殊出生率の要因を、市区町村ベースのデータによって分析する。これまでの出生率の要因分析は、日本全体あるいは都道府県ベースのデータ、あるいはサーベイによる家計の個表データによって行われてきた。しかし、これらは、政策変数と結びつけて分析されていなかった場合が多い。そこで、出生率を決定する要因は理解できても、出生率に影響を与える政策について考えることが困難だった。本稿は、市区町村別のデータを、出生率決定の要因変数と政策変数とを結合して分析することにより政策効果を明らかにすることを試みる。この目的のためには、市区町村ごとのデータは、保育所などの整備状況や住宅費が異なるなどより多くの情報を持っている。1998～2002年における市区町村別の合計特殊出生率の推計値が、厚生労働省によって公表されていることから、これを被説明変数として、市区町村別の各種の説明要因による推計を試みる。

*本稿は「豊かさ研究会(事務局斉藤恒孝)」のプロジェクトの一部として計画されたものである。斉藤氏から研究についての基本的な発想をいただいたことを感謝する。

**1980年東京大学法学部卒、1992年ハワイ大学 Ph.D in Economics, 1980～2001年経済企画庁、1993～1996年アジア開発銀行エコノミスト、2001年より東京電機大学、2008年世界銀行調査部へ出向中。著書：『日中韓 FTA - その意義と課題』(2008)日本経済評論社(共編)、『日中韓直接投資の進展』(2003)日本経済評論社(共編)、『中国の WTO 加盟と日中韓貿易の将来』(2002)日本経済評論社(共編)。

***1974年東京大学農学部農業経済学科卒業、1979年ハワイ大学 MA in Economics, 1974～2004年経済企画庁(環境庁、総合研究開発機構、外務省、郵政省、財務省への出向を含む)、2004年より現職。著書：『日本国の原則』(2007)日本経済新聞出版社、『昭和恐慌の研究』(2004)東洋経済新報社(岩田規久男氏他との共著、日経・経済図書文化賞受賞)、『長期不況の理論と実証』(2004)東洋経済新報社(浜田宏一氏他との共編著)。

得られた結果を先取りして述べれば以下のようなことになる。地域の所得と子供の養育にかかる女性の時間費用の高さは、出生率に負の影響をもたらす。地価で代表される住宅費の高さも、出生率に負の影響を及ぼす。また、教育への志向の高さ、保育環境の未整備は、出生率に負の影響を及ぼす。児童手当は、効果が小さい(巨額の財政支出を必要とする)。また、手当での制度設計を適切なものとしないと、かえって出生率に負の影響を及ぼすこともありうる。保育所の整備は、特に都市部において、児童手当の、おそらく4分の1程度のコストで、出生率を回復させうる。ただし、その効果は、出生率を0.1程度回復させるにとどまるだろう。また、たとえそれが4分の1程度であっても子供を1人増加させるコストは2,780万円にもなる。地価の下落も、出生率の回復にある程度の効果をもっている。これは、巨額の財政支出を伴わない方策である。

1. 日本の出生率の地域的な特色

市区町村別の合計特殊出生率は、厚生労働省の「人口動態保健所・市区町村別統計」が、1998～2002年の5年間の平均値を推計、公表している。この統計における市区町村は2000年12月31日時点のものであるが、本稿では、2000年時点の市区町村コードになるべく準拠しつつ、推計に使用する他の変数のコードとの突合せも考慮して、3,234の市区町村の分類を用いる。

こうした合計特殊出生率の全国、ブロック別、規模別の統計値(市区町村データの単純平均と標準偏差)を表1にまとめた。ブロックごとの出生率は、南関東、北海道、近畿が低く、沖縄、九州、東北が高い。ブロック間の格差は大きく、最高の沖縄と最低の南関東で0.6の差がある。なお、九州、近畿などのブロックは、標準偏差が大きい。これはブロック内におけるバラツキが大きいことを示している。

こうしたデータから、都市部と地方部(本稿では人口が比較的少ない市町村を意味する)における出生率の差が想像できる。そこで、人口規模によって市区町村を分類し、そのグループごとの統計値をとると、人口が多い市区町村のグループほど出生率が低くなっている傾向が確かにかがえる。ただし、そうした傾向は、人口10万人以上の市区において明確であり、さらに政令指定都市において顕著である。人口10万人未満、5万人未満、3万人未満、人口1万人未満と規模が小さくなるにしたがって、出生率は高くなる。また、ブロックの中核的な政令指定都市は、おしなべて出生率が低い。特に、東京23区においては、区の出生率の単純平均が1を割り込んでいる¹⁾。

2. 子供の数を決定する要因

Beckerの一連の著作(特にBecker[1965])は、広範な応用分野をもつ家計生産理論を提唱した。これによれば、家計が消費するのは家事生産物であり、その生産量は、家族が費やす時間(家事生産時間)と購入した財を投入要素とする関数となる。家計は、時間を制約条件として、家事生産時間と財の相対価格を参照しながら、効用を最大化するように家事生産物を生産・消費するのである。

¹⁾ 単純平均の数字は、出生率の高い人口の少ない市町村のウェイトを大きく計算することになり、全国の合計特殊出生率よりも高くなる。ちなみに、全国の合計特殊出生率を1998年から2002年まで平均すると1.35となる。

表1：全国・地域別の合計特殊出生率

	単純平均	標準偏差	サンプル数	備考：ブロック中枢都市（単純平均）
全国	1.53	0.22	3234	
北海道	1.41	0.16	221	札幌（1.09）
東北	1.63	0.17	399	仙台（1.26）
南関東	1.29	0.19	291	東京23区（0.99）、横浜（1.25）
北関東・甲信	1.51	0.15	369	
北陸	1.58	0.14	206	
東海	1.47	0.14	312	名古屋（1.25）
近畿	1.45	0.22	363	京都（1.12）、大阪（1.23）、神戸（1.20）
中国	1.58	0.19	307	
四国	1.53	0.16	207	
九州	1.65	0.23	509	福岡（1.18）
沖縄	1.93	0.26	50	
政令指定都市	1.18	0.18		
人口10万人以上	1.32	0.19	334市区	
人口10万人未満	1.55	0.21	2900市町村	
人口5万人未満	1.56	0.20	2657市町村	
人口3万人未満	1.57	0.21	2398市町村	
人口1万人未満	1.60	0.21	1480町村	

（出所）厚生労働省「人口動態保健所・市区町村別統計」（1998～2002年の5年間の平均値）

（注）市区町村データを地域ごとに単純平均。

ここでは、この理論に基づいて、子供の数の需要関数を求めてみる。議論はWillis[1973]と同様であるが簡略化している。個々の家計の効用関数は、家事生産物ベクトル Z_i で決定されると仮定する。すなわち、効用水準 U は、

である。家事生産物 Z_i の生産関数は以下のような形である。

$$Z_i = f^i(t_i, x_i) \quad t_i \geq 0, x_i \geq 0$$

$$t_i = [t_{i1}, t_{i2}, \dots, t_{iv}], \quad x_i = [x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im}]$$

家事生産物 Z を生産するには、家族 v 人のそれぞれの時間投入 t とともに m 種類の消費財投入 x を必要とする。子供の数 N と子供サービス C （子供一人当たりの質 Q と子供の数 N の積）を、それぞれ効用関数に入る家事生産物の一つと考える。子供一人当たりの質 Q の生産には、家族の時間投入と各種の消費財の購入を必要とするので、

$$C = NQ = Nf(t_c, x_c), \quad t_c = [t_{c1}, t_{c2}, \dots, t_{cv}], \quad x_c = [x_{c1}, x_{c2}, \dots, x_{cm}]$$

と表せる。 t_c と x_c は、家族が子供全員に費やす時間投入と消費財投入である。生産関数は、限界生産性逓減、一時同次を仮定している。子供サービス以外の家事生産物を集計した「合成財」を S とすれば、家計効用関数は、

$$U = U(N, Q, S)$$

と書き直せる。家計は、これを財（予算）と時間の制約の下で最大化しようとする。制約は、家計が得ることができる消費財と子供サービス（ $C=NQ$ ）の総量に限界があるからである。具体的な制約条件は、

$$Y = H + wL = px, \quad T = t + L$$

である。簡略化のため、夫は育児に寄与できないとすると、予算制約は、(i)家計の所得 Y が家計の資産と夫の所得の合計 H と、妻の労働所得（妻の賃金率 w と妻の労働時間 L の積）の合計に等しく、(ii)さらにそれが財の購入額 px と等しいことである。時間制約は、妻のすべての時間 T が、妻の育児時間 t と労働時間 L の和となることである。

Becker らの議論により、上記の制約条件は、均衡値においては、この家計が消費する総額（富の総量）の最小値 I を実現することと同値である。すなわち、

$$I = \pi_c NQ + \pi_s S = \pi_c C + \pi_s S$$

π_c と π_s は、それぞれ子供サービス C と消費財 S の潜在価格である。家計の需要を導出する効用最大化問題は、この条件を満たしつつ効用を最大化することとなる。ここから、子供の質 Q 、子供の数 N 、消費財 S の需要関数は、パラメータ I 、 π_c と π_s によって決定されることとなる。具体的には、

$$N^* = N^*(I, \pi_c, \pi_s)$$

である。最大化の二次条件からは、子供の数の潜在価格 ($P_N = Q\pi_c$ 、消費財との相対価格をとっている) の上昇が子供の数を少なくすることが言える。つまり、子供の質の均衡値 (Q) が高い、妻の賃金や養育の機会費用による子供サービスの潜在価格 (π_c) が高い、などの場合には子供の数は少なくなる。子供サービスと消費財が普通財であれば、夫の賃金の増加などで富の総量が増加すると、両方への需要は増加する。子供サービスは、子供の数と一人当たりの質の積であるから、子供サービスの富総量に対する弾性値は、それぞれの弾性値の和となる。子供一人当たりの質の弾性値が、子供の数の弾性値よりも、かなりの程度大きいことが、実証上知られている²⁾。つまり、家計の所得の増加などは、子供サービスが通常財である限り、「所得効果」により子供サービスを増やすが、子供の質の増加に大きな部分が費やされる（質と量が代替的である）。均衡する子供の数を少なくする結果も、理論的にあり得る³⁾。

理論モデルの結果をまとめると、子供の数は、家計の所得、妻の賃金、子供をつくり、望む質まで育てる実質費用、によって決定されることとなる。

Willis[1973]は、上記のような比較静学モデルを提示するとともに、1960年のアメリカにおける出生率について実証分析を行っている。具体的には、アメリカの1960年センサスの1000分の1抽出統計から得られた、家計個表データ（サンプル数約9,200、白人女性、婚姻中、離婚歴なし、夫と同居）を用いて、子供の数を、夫の所得、妻の教育年数（妻の賃金と労働機会の高さの代理変数）と、これらの積（相互作用）、都市ダミー、コーホート変数で回帰した。夫の所得と妻の教育年数の係数は、ともに負で有意だった。相互作用の係数は正の有意である。これは、妻の教育年数の水準が大きいほど（この場合約12年以上）、妻が働いている家計の割合が大きくなり、所得の増加が子供の数の増加につながりやすくなることを意味している。

子供の数の経済理論は、本稿の分析対象である市区町村の出生率の決定にも適用できる。合計特殊出生率は、「一人の女性が一生のうちに何人の子供を産むか」というものであり、市区町村の年齢構成の影響が除去されるため、子供の数の実証分析に、直接、使用することが可能である。

²⁾ 子供の数と質の代替については、Willis[1973]のほか、Becker and Lewis[1973]を参照。

³⁾ Willisなどは、女性の労働市場への参加の有無によって、子供サービスの潜在価格の決定メカニズムが変わるモデルを提起しているが、複雑になるためここでは省略する。

3. 日本における既存の実証分析

日本における代表的な実証分析としては、原田・高田[1993]、森田[2006]、樋口・松浦・佐藤[2007]などがある。

原田・高田[1993]は、都道府県ベースで、合計特殊出生率を被説明変数とし、家計収入、女性賃金、住宅費、進学率、教育費を説明変数として対数線形の回帰分析（不均一分散に対処するためウェイト付最小二乗法を使用）を行っている。家計収入は所得変数、女性賃金は子供を産む女性の機会費用を表し、前者は正（理論的には負もあり得る）、後者は負の係数を符号条件とする。住宅費は、住宅敷地の価格、進学率は、大学進学率、教育費は、小中高校生一人当たりの教育支出を使用している。

森田[2006]は、原田・高田と同様の理論的基礎と分析手法をとりながら、サーベイ・データによって、児童手当の出生率に及ぼす影響を検証している。ここでは、778の家計の個票サンプル（2002年調査）について、世帯子供数、及び、世帯理想子供数／予定子供数の2種類を被説明変数とし、説明変数として、養育費（衣食、医療、教育などにかかる費用）、所得、その他の外生変数（夫婦の年齢、夫婦の学校教育年数、最年長の子供の年齢、双子ダミー、祖父母同居ダミー）を使用した。定式化は、対数線形で、不均一分散に対処するためウェイト付最小二乗法を使用している⁴⁾。

さらに、樋口・松浦・佐藤[2007]は、個表データ（全4,226サンプル）と地域データ（都道府県）を組み合わせ、地域の住環境等の違いが女性の出産行動と就業の継続に及ぼす影響を検証している。具体的には、Bivariate Probitモデルを前提として、出産関数（被説明変数は、妻の出産をする、しないので0と1の値をとるもの）、妻の雇用就業継続関数（被説明変数は、妻の雇用を継続する、しないので0と1の値をとるもの）の2本の同時決定関数の推計を行う。出産関数の説明変数は、住宅事情（家賃、住宅ローンダミー、親と同居ダミー）、通勤時間・夫の労働時間、家族政策変数（都道府県保育園定員数／5歳以下人口）、景気変動（都道府県有効求人倍率）、その他（夫の学歴、妻の推定賃金、夫の月収、夫の自営業就業ダミー、妻と夫の年齢、子供の数など）をとった。なお、これら2本の関数の推計を行うため、サンプルを、前年に妻が雇用就業していた夫婦の世帯に限定している。また、子供が1人既にいるサンプルと1人もいないサンプルに分割している。

これら3つの論文は、取り扱っているデータやモデルの構造は大きく異なっているが、家計の所得（収入）と養育費用（あるいは、その代理変数）が説明変数に入っている点は共通している。原田・高田の都道府県別の推計においては、養育費用のうち、女性賃金（育児時間の機会費用）、住宅費、教育費以外は都道府県でほとんど差がないことから、これらのみを推計式に入れている。他方、森田は、サーベイで得られた家計ごとの個票の養育費を説明変数として使用して子供の数を説明している⁵⁾。また、養育費に加えて、妻・夫の年齢と教育年数、祖父母同居ダミーなどが入っている。なお、妻の収入は説明変数に直接に入っておらず、妻が就業しているサンプルから、潜在的な年収関数（説明変数は、妻の年齢・勤続年数、妻・夫の学歴など）を別途に推計している。

樋口・松浦・佐藤の場合は、被説明変数がProbit分析による出産行動と雇用継続であるため、意味が変わってくるが、上記の2つの論文と同様の考えに基づき、夫の所得と養育費用が入っていることができる。

⁴⁾ なお、理論的に子供の数と質は選択的であるため、子どもの質を重視している家計においては、子どもの少ない家計ほど養育費を多く支出するということになる。このため、被説明変数である子供の数と説明変数である養育費は同時決定である可能性が生じる。そのため、操作変数法（操作変数は、女子比率、子供の平均年齢）を最小二乗法とともに試している。

⁵⁾ 上記のように、森田は、被説明変数である子供の数と説明変数である養育費が同時決定であるとして操作変数法を用いている。

これらの推計から得られた結果は、

- ① 家計の所得（収入）は、子供の価格を他の変数として入れた場合には、正の係数をもつ。すなわち、所得の上昇は、子供の数（出生率）を増加させる（所得効果が存在する）。推計された弾力性は、原田・高田および森田で0.2から0.4程度とおよそ似通った水準である（原田・高田では有意でない場合もある）。樋口・松浦・佐藤では、夫の月収は出産関数で有意とならない。
- ② 養育費用（子供の価格）の増加は、負の有意な係数をもつ。すなわち、子供をもつ価格の上昇は、子供の数（出生率）を減少させる。女性賃金も、養育の機会費用であり、負の有意な係数をもつ。なお、森田は、女性賃金（年収）を子供の数の説明変数に入れていないが、妻の年齢、教育年数など女性の潜在的な収入を上げる要因が、同時に養育費への支出（質への選択）を高め、子供の数を減らすという結果となっている。
- ③ 住宅事情の改善も、子供の数に正の影響がある。原田・高田では、地価の高さが負の有意の係数をもつ。樋口・松浦・佐藤で、賃貸住宅か持ち家かによって第2子目の出産確率が異なる（持ち家ほど高い）。また、夫の通勤時間が第1子目の出産確率と負の相関を持つ。
- ④ 保育所については、樋口・松浦・佐藤では、都道府県の児童一人当たり保育所定員数が第1子目の出産確率と正の相関を持つ（定員数が多いほど、出産確率が高い）。

これらの研究は、出生率を決定する要因を明らかにしているという意味で貴重なものであるが、出生率に影響を与える政策について考えるために得られる情報は不十分である。特に、政策のコストについて考察していないという問題がある。また、原田・高田は地価・進学率を、樋口・松浦・佐藤は、家賃、保育所定員を説明変数に入れているが、それらの変数は都道府県という広い地域のデータであり、生活・社会環境が異なる都市と地域が平均されてしまうため、その信頼性には問題がある。

4. 市町村別の分析手法の検討

本稿では、既存の研究と同様の方法によって、市区町村別の合計特殊出生率の要因を分析することとしたい。理論モデルは、上記第2節に示したような家事生産理論に基づいて変数を選定する。森田のように個表データによる養育費の情報は入手できないので、養育費用については、代理変数を使用することになる。

まず、被説明変数である合計特殊出生率は、前述のように、厚生労働省の「人口動態保健所・市区町村別統計」が、1998～2002年の5年間の平均値を推計、公表している⁶⁾。データの制約上、分析はクロスセクションとなるが、都道府県別分析と比較し、サンプル数が飛躍的に増加して推計の信頼性が増す。

所得については、市区町村別のデータとして多く使用されている市区町村別「課税対象所得額」（日本マーケティング教育センター）を人口で除した一人当たり所得の2000年度分を使用する。各種の税制控除を経た後の課税対象所得の人口一人当たりの金額であるため、平均値は119万円程度（一人当たりGDPの3割程度）であるが、費用・控除を除いた家計の所得を反映している。

⁶⁾ 市区町村別の指標は、出現数の少なさに起因する偶然性の影響で数値が不安定であるため、合計特殊出生率の推定に当たっては、小地域の推定に有力な手法である「ベイズ推定」を用いて安定化を図っている。この統計における市区町村は、2000年12月31日時点のものであり、その対象は、東京都三宅村を除く3,255市区町村である（区は特別区及び行政区としている）。推計式においては、説明変数とのコード突合に伴い一部町村を削除したため、3,234となっている。

子供の養育に必要な時間費用の代理変数として、原田・高田(1993)は女性賃金を使用しているが、市区町村別には、このデータは入手できない。しかし、就労は同一の市区町村内には限らず、都道府県内の他の市区町村に通勤する可能性があるため、ここでは都道府県別の女性賃金を使用した。この場合は、女性の機会費用は、同一都道府県内における就労による賃金ということになる。

クロスセクション分析で、地域ごとに養育費用が大きく異なる可能性がある変数として住宅費がある。ここでは住宅建設費用は一定と考え、地価を住宅費用とした。地価統計は、2000年の公示地価（国土交通省）と固定資産税評価（総務省）の使用を検討したが、サンプルを多くとることができる後者を採用することとした。

これらの変数は金銭表示となっているが、どのぐらいの財・サービスを得られるか（あるいは犠牲にするか）という単位で計測するのが適切である。全国で物価の水準が異なるため、消費者物価地域格差指数（総務省、2000年）を使用して、これらの変数をデフレートした。

養育費用の大きな部分を占める教育費については、2000年国勢調査により、市区町村の15歳以上通学者数を15～24歳人口で除した比率を代理変数とした。子供の質への志向が高い地域性がある市区町村ほど、適齢の就学者の比率が高い（授業料等を支払って高校・大学に進学させる）という解釈をしている。

以上に加えて、家族政策として、生活する市区町村に保育所などの児童福祉施設が多く存在し利用可能であれば、育児の負担が軽減し、養育費用が低下する。市区町村ごとに保育所の定員、在所児数、待機児数が入手できる。ここでは、市区町村の保育所の利用可能性に着目し、(待機児数+在所児数) / 保育所定員数という保育所制約指標を作成した。この指標が大きくなるほど保育所に入所し難くなる。また、少数(160)ではあるが、サンプルに保育所未設置町村が存在している。これらは、人口平均3000人程度の小規模な自治体であり、保育需要が大きいとは考えられないため、指標の中の異常値2サンプルをのぞいた最小値(0.27)を与えることとした。なお、この指数の全国平均値は0.90(最大が1.44, 最小が前述のとおり0.27)である。つまり、保育所定員は全国的平均値の問題ではなく、地域的な過不足の問題であると分かる。

説明変数の予想される符号条件は、女性賃金、住宅費、通学者比率、保育所制約、は負である。所得は、「所得効果」と「代替効果」の両方を反映したものとなるため、符号条件は予見できない⁷⁾。

以上をもとに、推計に使用する理論式は、以下の2通りとした。研究例では、弾性値を直接推計できるため両対数による定式化を行っている場合と、すべて対数をとらない場合があるため、本稿は両方の場合を試した。対数をとる場合でも、進学者比率と保育所制約については、比率の変数であるため対数をとっていない。

$$TFR = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 WW + \beta_3 PL + \beta_4 ER + \beta_4 NS + \varepsilon$$

$$\ln(TFR) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y) + \beta_2 \ln(WW) + \beta_3 \ln(PL) + \beta_4 ER + \beta_4 NS + \varepsilon$$

TFR: 合計特殊出生率（厚生労働省の「人口動態保健所・市区町村別統計」の1998～2002年の5年間の平均値）。

Y: 「課税対象所得額」（日本マーケティング教育センター）を国勢調査人口（総務省統計局）で除した一人当たり所得（2000年、年額万円）。消費者物価地域格差指数（総務省、2000年）によってデフ

⁷⁾ 女性の養育時間の機会費用は女性賃金で表されているが、所得水準の高さがもたらす他の代替効果（夫の養育時間の機会費用や子供の質への選好の高まりなど）が子供の数を減らす効果を持つ可能性がある。

レート。

WW: 女性賃金 (賃金構造基本調査, 決まって支給する現金給与額, 2000年, 月額万円)。消費者物価地域格差指数 (総務省, 2000年) によってデフレート。

PL: 地価 (固定資産税評価額住宅地 2000年, 平米当り万円)。消費者物価地域格差指数 (総務省, 2000年) によってデフレート。

ER: 15歳以上通学者数対15~24歳人口比率 (国勢調査 2000年)

MS: 保育所制約 ((待機児数+在所児数) / 保育所定員数), 保育所未設置市町村には最小値 0.27 を与えている。これらのデータは, 厚生労働省の「社会福祉施設等調査」(2000年) を使用した。後述のように保育所定員人口比率と保育所未設置町村ダミーを用いた操作変数法で推計。

ε は誤差項。

推計においては, 人口によるウェイトを付するとともに, 保育所制約変数について操作変数法を用いた推計方法をとった。まず, ウェイトについては, サンプルである市区町村の規模と数が大きく異なり, 不均一分散の問題が生じるためである。

また, 被説明変数である出生率と, 説明変数とが同時に決定され, 推計の *consistency* が失われる内生性の問題については, 以下のように検討した。女性賃金については, 出生率の低さが女性労働力率の高さと同時に発生し, それが賃金を抑制する可能性は否定できないが, 労働市場における賃金決定は他の要因が支配的であると考えられるため, ここでは同時決定とみなさなかつた。地価については, 子供を多く持つ (あるいは, 持とうとする) 世帯が地価の低い市区町村への住居移転することがあるため, 同時決定の可能性はある。しかし, 全国的には人口移動の多くは, 就学・卒業・就職によるものと, 転勤が多いと見られているため, これも同時決定とはみなさなかつた。通学者比率は, 高等学校以上の通学者が対象であり, これらの者の出生から 15 年以上のタイムラグをおいているため, 同時決定ではないであろう。保育所制約指数については, その分子は, 保育所入所への需要をあらわしており, 出生率 (直近の 5 年間平均) が大きいと, この需要も増えてしまうことから, 同時決定性がある。このため, 二段階最小二乗法を採用した。操作変数の推計のため, 保育所制約指数を, 外生変数である保育所定員人口比率と保育所未設置町村ダミー⁸⁾を入れて回帰し, その理論値を, 保育所制約指数の操作変数とした。これらのデータは, 保育所定員と保育所未設置町村は, 厚生労働省「社会福祉施設等調査」(2000年), 人口は, 2000年国勢調査 (総務省) によった。

推計に用いたサンプル数は, 3,234 であり, 厚生労働省の「人口動態保健所・市区町村別統計」のほぼすべてを網羅している。

なお, この出生率の分析は個表による家計サンプルによるものではなく, 市区町村で平均されたデータによる。このため, このデータは, 家計ごとの個別の行動を分析することはできない。しかし, 政策的な説明変数としての保育所変数と地価変数は, 全国の情報を網羅した悉皆調査結果である。特に, 保育所は市区町村ごとに設置されているので, 可能な限りの最小の分割となっており, 市区町村データは, そのすべての情報を反映している。政策の効果を分析するためには, 十分な数の家計の個表サンプルを全国のすべての市区町村から網羅して, 調査・収集することが望ましいが, 経費上の困難が伴うことが多いであろう。このため, 例えば, 都市部と地方部との間で家計行動に差異があり, 調査の制約で個表サンプルが都

⁸⁾ これらの変数は, 行政によって決定されるものであるが, 保育所不足の地域が固定的であることなど, 出生数の大きさには直ちに反応していないと見られるため, 外生変数とした。

市部に偏った場合には、一部に偏った政策的な結論が導きだされる可能性がある。

5. 推計結果と解釈

(1) 日本全体の結果

推計結果は、下の表2のとおりである。

表2 合計特殊出生率の決定要因（全国のサンプル）

	対数不使用	対数使用
所得	-0.1191 (-11.49)	-0.1366 (-8.34)
女性賃金	-0.0866 -3.18	-0.2652 (-7.67)
地価	-0.0275 (-25.40)	-0.0602 (-15.40)
通学	-0.4755 (-12.23)	-0.5297 (-11.33)
保育所制約	-0.2385 (-8.98)	-0.1820 (-4.92)
決定係数	0.4615	0.4144

- (注) 1. 自由度は3,228。
 2. 係数の上段は、所得、女性賃金、地価の数値は弾力性を表す。
 通学指標と保育所制約指標の数値は、1%ポイントの指標変化が何%の出生率変化をもたらすかを表す。
 下段はt値。なお、対数不使用の場合の弾力値は、平均値周りの値である。
 3. 決定係数は、自由度修正済み。
 4. 保育所制約に、操作変数（外生変数として、人口当たり保育所定員と保育所未設置ダミーを使用）を用いた。

推計した係数は、すべて有意である。まず、所得の弾力値は負である。これは、他の変数により子供の養育費用などを説明した上でも、所得指標の代替効果が残り、所得の増加が養育費用を増加させることによる出生率抑制効果が、所得効果を上回っていることを示している。既存の推計では所得の係数は正である場合が多いが⁹⁾、有意でない場合もある。

女性賃金の弾力性も負である。これは、女性の養育への機会費用の増加が出生率を抑制することを示している。

地価の弾力性も負であり、地価の低い地域は、養育費の一部である居住費用が低く、出生率が高めとなるという解釈ができる。

通学者比率の係数も負であり、教育費の上昇が出生率を低下させていることが分かる。

⁹⁾ Willis によるアメリカの1960年代実証研究では、所得にかかる係数は負である。

保育所保育所制約指数の係数も負であり、定員を上回って収容あるいは待機している児童の比率が大きいほど、出生率が低くなるという結果である。

推計された係数の大きさは、後述するように児童手当、保育所増設、地価対策のような政策の効果、あるいはそれらの経費の議論に意味を持つ。また、所得、女性賃金、住宅費の弾力性が負であることは、所得・賃金と地価が高い都市部よりも地方部（人口が比較的少ない市町村）の出生率が高いという事実と合致している。本稿では以下で、都市部と地方の出生率の特色を比較・分析する。

(2) 都市部と地方部の比較

表1で示したように、出生率（市区町村の単純平均）を人口規模で比較すると、政令指定都市で1.19、人口10万人以上の市区で1.32、人口10万人未満の市区町村で1.55と明らかな違いがある。全国の市区町村サンプルをすべて用いた推計では、所得、女性賃金、住宅費、通学費、保育環境などの違いが寄与しているという結果となった。ここでは、これに加えて、サンプルを分割することにより、人口の密集している地域（都市部）と人口が少ない地域（地方部）の特性の違いがあるかどうかを確かめる。

ここで、後述する6.の政策的な意味を議論するために必要なサンプルの基本統計量を、人口10万人以上、未満、全国に分けて表3に示しておく。前者は、政令指定都市の区、合併前の市をほぼ網羅しており、人口は平均で22万人である。後者の人口の平均は1.7万人である。両地域で、出生率の単純平均に0.23の違いがある。その最小値はほぼ同じであるが、最大値には1以上の差がある。人口の少ない地方部において出生率が高いという傾向は明らかであり、その背後に、地理的な要因以外の、所得や労働条件など何らかの地域間の変数の相違を推測させる。所得水準は、平均で36万円程度、都市の方が大きい。女性賃金は、都道府県別データを使用したため、最大値と最小値においては差が出ていないが、平均値では、都市部の方が月額2.2万円大きい。地価は、平均値と最小値では、都市部が高い。進学率は、都市部と地方部でほとんど差がない。物価は、平均値で都市部が4%ポイント高い。保育指標では、平均値で都市部が0.2程度高く、都市部において保育所の制約が大きいことを示している。なお、サンプル数として、都市部は344、地方部は2,900である。ただし、カバーする人口は都市部が7,358万人、地方部が5,037万人と逆転する。

使用する推計式は、全国のものと同じである。地域の分割は、女性賃金が都道府県データを使用しているという制約も考慮して、ある程度のサンプルが確保できるように、人口10万人を基準として行う。人口のバランスからみても、これが適切であろう。結果を表4に示している。

これらの比較で相違が顕著なのは、女性賃金と住宅費（地価）の係数である。女性賃金については、人口10万人以上の市区の係数が有意でないのに対して、人口10万人未満の市区町村の弾性値の絶対値が0.37～0.46と、全国対数使用推計値の2倍弱ある。これは、地方においては、賃金の水準によって、労働市場からの退出と出産を選ぶ妻の割合が比較的多いことを示唆しているようである。地方における非正規雇用の影響を受けているのかもしれない。住宅費（地価）は、逆に人口10万人以上の市区の弾性値が-0.14～-0.15なのに対して、人口10万人未満の市区町村の弾性値は-0.02～-0.03と絶対値がはるかに小さい。都市部においては、住宅の費用が養育費用のより多くを占めるため、出産の選択に対して比較的重要度が高いのだろう。

表3 推計サンプルの統計値（規模別）

	人口 10 万人以上			人口 10 万人未満			全国
	平均	最小値	最大値	平均	最小値	最大値	平均
人口（万人）	22.0	10.0	81.5	1.7	0.0	10.0	3.8
出生率	1.32	0.75	1.96	1.55	0.79	3.14	1.53
所得（年額万円）	160.6	82.9	377.4	114.7	42.7	392.6	119.4
女性賃金（月額万円）	24.0	18.3	28.9	21.8	18.3	28.9	22.1
地価（万円／㎡）	11.0	1.2	29.6	2.0	0.0	29.3	2.9
物価指数（全国=100）	101.8	97.3	109.6	97.4	97.3	109.6	97.9
進学率	0.50	0.38	0.67	0.50	0.00	0.83	0.50
保育所指標	1.06	0.86	1.34	0.88	0.27	1.44	0.90
サンプル数	334			2,900			3,234
人口数（万人）	7,358			5,037			12,395

（注）推計に使用したサンプル。

表4 合計特殊出生率の決定要因（人口規模でサンプルを区分）

	10 万人以上		10 万人未満		全国（再掲）	
	対数不使用	対数使用	対数不使用	対数使用	対数不使用	対数使用
所得	-0.2458 (-4.28)**	-0.2847 (-4.14)**	-0.0924 (-5.24)**	-0.0991 (-6.48)**	-0.1191 (-11.49)**	-0.1366 (-8.34)**
女性賃金	0.1823 (1.68)	0.1411 (1.14)	-0.3771 (-12.14)**	-0.4630 (-12.91)**	-0.0866 (-3.18)**	-0.2652 (-7.67)**
地価	-0.1544 (-9.83)**	-0.1364 (-7.87)**	-0.0176 (-14.20)**	-0.0314 (-8.64)**	-0.0275 (-25.40)**	-0.0602 (-15.40)**
通学	-0.4808 (-2.70)**	-0.4218 (-2.17)*	-0.3511 (-9.08)**	-0.3844 (-9.20)**	-0.4755 (-12.23)**	-0.5297 (-11.33)**
保育所制約	-0.9164 (-3.81)**	-0.7527 (-2.91)**	-0.1202 (-5.24)**	-0.1228 (-4.60)**	-0.2385 (-8.98)**	-0.1820 (-4.92)**
決定係数	0.2227	0.2155	0.3237	0.3023	0.4615	0.4144

（注）1. サンプル数は、10 万人以上が 334、10 万人未満が 2,900。

2. 係数の上段は、所得、女性賃金、地価の数値は弾力性を表す。通学指標と保育所制約指標の数値は 1%ポイントの指標変化が何%の出生率変化をもたらすかを表す。なお、対数不使用の場合の弾力性値は、平均値周りの値である。

下段は t 値。**は 1%水準、*は 5%水準で有意である。

3. 決定係数は、自由度修正済み。

4. 保育所制約に、操作変数（外生変数として、人口当たり保育所定員と保育所未設置ダミーを使用）を用いた。

相違はあまり明確ではないが、通学者比率の係数は都市部の方が絶対値が大きい。進学への選好（子供の質への選好）が、子供の数を制約する度合いは都市部の方が高いのだろう。さらに、保育所制約の係数は、人口10万未満の市区町村においては、有意であるが係数が小さい(-0.12)。他方、都市部においては、全国よりはるかに絶対値が大きな有意の負の係数(-0.75~-0.92)が推計された。保育所制約の多くは都市部におけるものである。こうした都市部の保育事情の悪さが、この変数の係数に影響しているのだろう。

なお、全国のサンプルすべてを使用した推計式の決定係数が、都市部、地方部それぞれの決定係数よりも大きい。これは、都市部と地方部の間の出生率の地域間格差を、各種変数の格差が、より強く説明しているためである。ただし、都市部、地方部それぞれについても、有意な推計結果が得られている。全国推計によって、出生率の地域間格差の要因についての情報が得られるが、出生率の決定についての都市部と地方部の決定要因の相違も政策分析には重要である。

6. 結論と政策的な意味

市区町村別のデータ分析の利点は、サンプル数が都道府県データに比べて多く得られること、行政境界に沿った他のデータ（特に政策データ）の利用が可能であること、地域性が明確であること、である。このデータを用いたクロスセクション分析の結果、以下のようなことが明らかとなった。

- (1) 地域の所得と女性賃金の高さは、出生率に負の影響をもたらす。これは、全国、都市部、地方部でほぼ共通している。ただし、地方部において、女性賃金の高さの負の影響は大きい、都市部では、その影響は明確でない。
- (2) 地価で代表される住宅費の高さは、出生率に負の影響を及ぼす。これも、全国、都市部、地方部で共通している。特に、都市部において、住宅費（地価）の高さの負の影響は大きい。
- (3) 教育への志向の高さ（通学者比率の大きさ）、保育環境の未整備は、出生率に負の影響を及ぼす。
- (4) なお、原田・高田、森田ともに、所得の増加が子供の数にもたらす影響は正であるが非常に小さい。樋口・松浦・佐藤の出産関数では、夫の所得は統計的に有意となっていない。これは、子供の数への所得効果自体が小さいのと同時に、所得の増加が子供の質への選択をもたらす、養育費用を増加させ所得効果を打ち消すことによるものだろう。本稿の推計では、この代替効果により弾力性が負となっている。

以上の推計結果をもとに、主たる政策手段としての児童手当、保育所整備、地価対策について検討しよう。市区町村を区分した推計により、人口の規模によって出生率の決定要因と係数に相違があることがわかっている。地域ごとの政策的な重点についても、これに基づいて指摘する。その際、全国における推計値は、対数推計値である所得(-0.14)、女性賃金(-0.27)、地価(-0.06)、保育所制約(-0.18)を使用する。対数・常数のどちらの推計値も、すべて理論的な符号条件を満たして有意であるが、本稿で重視している女性賃金と地価の弾力値が、過去の推計例（原田・高田）と近い値をとっていることから、対数推計を選択した。

(1) 児童手当

児童手当については、平成19年度制度改正以降は、3歳以下の児童に月額一律1万円、3歳以上小学校卒業までは、第1子と第2子には5000円、第3子以降には1万円の手当が支給される。その性質について、原田・高田は養育費用の補助、森田は所得への補助としている。いま、この制度が継続していることを前提として、親が追加的に子供をつくるかどうかを選択しようとしているとしよう。まず、児童手当は、子供の数の相対的な価格（子供の質を一定とした養育費用）を押し下げ、子供の数を増やす効果をもっている¹⁰⁾。他方、児童手当は同時に将来にわたる金銭の支給であり、子供をつくり児童手当の支給を受ければ、家計の所得も同時に増加する。所得の水準が上がると、子供の質の向上への選好が高まり、子供の数の増加は、かえって効用を下げることとなる。親は、児童手当を前提として、子供をつくることによる養育費低下と所得増の両方の効果を考慮して、それが効用の増加につながると判断したときにのみ子供をつくる選択をするのである。

本稿の推計では、所得水準の上昇は出生率に負の影響をもつが、養育費用の低下は出生率に正の影響がある。児童手当の全体の効果は、これら2つの効果が打ち消しあう形となって実現する。きわめて単純化して、児童手当制度の下で子供一人に月額1万円の支給があると仮定する。まず、全国においては、女性賃金の弾力性(-0.27)と養育費用低下率(女性の月平均賃金22.1万円であるので、 $1万円 \div 22.1万円 = 4.5\%$)からは、出生率を1.2% ($0.27 \times 4.5\%$)上げるが、所得水準上昇の効果は出生率を0.3%下げる(家計を4人として計算する。所得の弾力性 $-0.14 \times [(1万円 \times 12か月) \div (119.4万円 \times 4)] = 0.3\%$)。したがって、児童手当の出生率への効果は、4分の1程度相殺されてしまうことになる。両者を合わせた効果は、出生率を0.9% ($1.2 - 0.3$)引き上げることになる。

本稿の推計では、地域によって弾力性は異なっているが、所得の弾力性の絶対値が大きめである都市部においては、女性賃金の弾力性は有意ではないので、所得の負の効果だけが発生することとなる。児童手当の効果は、地方部のみが発生するという推計結果であるといってもよい。いずれにせよ、所得の弾力性が負であることは変わらないので、児童手当の効果はこれまで推計されていたよりも、さらに小さいという結果となる。これは平均値での試算であるが、所得の出産に対する負の効果は、既存の子供の数が多いほど大きいので、制度に効果を持たせるためには、手当を累進的に大きくする必要があるだろう。政策効率からは、ある程度の数で手当を打ち切ることも考えられる。

所得増の負の効果は、児童手当制度の変更があった場合に、より深刻と考えられる。現在の制度は平成19年から施行されているが、その際の変更点は、支給年限の延長(「小学校3学年修了まで」から「小学校修了」まで)である。手当は既存の児童をも対象として支給される。この支給分については、どういった用途に使おうと自由であるため、これは単なる所得の増加と見ることができる。つまり、このような制度変更による支給の増額は、本稿の推計によれば、既存に対象児童がいる家計に対しては、今後の出生を抑制する効果だけを持つこととなる。

児童手当給付総額(19年度予算)は、1.03兆円程度である。前述の既存児童に対する負の効果は一切無視し、第1子と第2子への支給が5000円ではなく1万円とすれば、さきほどの推計値と同じ前提となるが、その場合の出生率の増加は0.9% (0.013ポイント)、1.527を1.540にする程度である。

¹⁰⁾ 児童手当の持つ養育費用低下効果は、出産管理費用に類似している。Wilsis(1973)によれば、出産管理に要する費用は、子供を持つことへの補助である。出産管理しないと子供の数が増えて不均衡になる。その際に、子供が1人分多くもつことによる効用の減少分の金銭評価(子供の数の潜在価格)は、管理費用が存在しない場合と比較すると、子供を増やしたときには出産管理しなくともよい分だけ安くなる。児童手当も、子供を均衡水準よりも多く持てば発生する効用減を補填するものであるため、子供の数の潜在価格を下げる。

2005年の出生数が106.3万人であるので、これは出生数を1万人(=106.3×0.009)引き上げる効果しかない。児童手当の費用は、1.03兆円なので、子供を1人増加させるコストは、年1億円ということになる。

なお、以上のような児童手当の効果には、所得の階層や地域的な相違、子供の数による反応の違いなど、不明確な点が多い。また、児童手当の目的自体が、出生率の向上ではなく所得の補助であるという考え方もあるだろう。また、児童手当が子供の教育費を高めるのは望ましいことだと考えられる。しかし、いずれにせよ、児童手当を出生率の向上に結び付けようとするれば、手当の支給を新たな出生に限定するとともに、制度の設計を、所得上昇効果を制約するものにする必要がある。

(2)保育所

保育所整備により両親が働きやすくなることも、養育費用の低減効果をもつ。保育所制約指標が1を上回っている保育所開設済み市区町村は、3,234サンプルのうち1,169と40%弱である。こうした市区町村に限り、指標を1まで低下させる(すなわち、待機児童と定員超過児童数をゼロとする)とすると、推計時点である2000年の全国で93,100人程度の定員増、指標を0.036低下させることに相当する。子供を一人預かるコストは、東京都9区の公営保育所で年間227万円、民営保育所で158万円の公費が使われている(厚生省[2004]、「地域児童福祉事業等調査(平成15年)」2004年9月)。200万円を概算のコストと考えると、93,100人の定員増は、1,860億円程度の公費の増加を要する。全国の係数(-0.18)使用すれば、その全国の出生率の増加効果は0.63%(0.18×0.036)、出生率では0.01ポイント)程度であり、上記で推計したような児童手当の効果の約7割に相当する。保育所の場合は、需要を満たしてしまえば政策効果は尽きてしまうが、必要な地域に重点的に予算を使用すれば、児童手当の5分の1以下(1兆円対1,860億円)の費用で、出生率には7割の効果が出るということになる。すなわち、保育所の費用当たりの効果は児童手当の効果の4倍弱ということになる。

出生数が106万人(社会保障人口問題研究所「人口統計集」)であるから、待機児童と定員超過児童数をゼロとすると、6700人(106×0.63%)の子供が増加することになる。これは子供を1人増やす財政コストが毎年2,780万円(=1860億円÷6700人)ということである。

また、保育所は多額の費用を要する施設新設に限らず、公設施設の運営改善(定員の取り扱いの柔軟化など実施されているものもある)や民間参入の規制緩和などによれば、より低いコストで同等の政策効果がありうるだろう。さらに、保育バウチャーや保育費用の所得控除など、家計への支払いによって、家計が保育所を自由に選択できるというシステムにすれば、保育所が効率化され、より低いコストで政策効果が得られるだろう。

保育環境の整備が、出生率の回復に効果があるという結果は、樋口他の実証分析とも整合的である。樋口他は、保育所定員の5歳以下人口比が1%上昇すると、第1子の出産確率が1.2%上るとしている。上記の保育所定員増(93,100人)は、全国5歳以下人口(国勢調査より推計)の約1.3%なので、これによれば、第1子の出産確率が1.6%上昇することとなる。すべての母親のうち1.6%が1人ずつ子供を多く出産すると考えれば、これは出生率が1.6%(0.02ポイント)上昇することに相当する。これは、本稿の全国推計結果と比べて2倍程度の大きさである。しかし、樋口他の推計では、2子目の出産には有意でないことや、彼らの個票サンプルが結婚していて、かつ、妻が就労中のもののみとっているために大きくなっていると考えられる。また、これは本稿の都市部の反応(係数が4倍程度、後述)よりは小さいので、樋口らの推計は、むしろ本稿と整合的であろう。

保育所整備の効果は、保育所の制約が厳しい都市部(地方都市も含む)により大きく発生するだろう。

ちなみに、10万人以上の都市部だけで、保育所制約指数を1まで下げるという前提で推計すると、その指標が0.070ポイント低下し、都市部に限っては、出生率は5.6%の上昇（0.09ポイント上昇）にもなる。児童手当では、都市部の上昇は見込めなかったことと対照的である。定員増は、59,000人、費用は1,200億円程度である。しかし、こうした集中的な対策を行っても、都市部の出生率の回復は、0.1ポイント程度にとどまる。

(3) 地価対策

住宅費については、地価が、2004年時点においても、その収益との比較においてまだ高いという分析結果がある（原田・阿部（2004））。特に、地方都市を含む地方においてその傾向が強い。つまり、地方においては、地価の下落が引き続き進行するという調整過程がさらに続く可能性があり、これが出生率を下支えすることが期待できる。効果の目安として、2000年時点の地価が10%低下したとすると、出生率は $0.14 \times 10\%$ で1.4%（0.02ポイント）上昇することとなる。地価の下落は、現実にこれ以上に進んでいる。

原田・阿部（2004）は、公共投資が地価の高止まりを招いている可能性を指摘した。公共投資の抑制は、余地は限られてはいるが財政支出の減少にもつながる¹¹⁾。地価の調整過程にある地方都市における公共投資の抑制が必要ということになる（地価対策の場合、出生率に効果が高いのは、地方都市も含む都市部である）。逆に、公共投資によってインフラを整備し、土地利用規制を転換して住宅地開発を進め、地価を引き下げるといことも考えられる。さらに、固定資産税を引き上げることによって直接地価を下げ、あるいは、固定資産税の引上げによって得られた税収で住宅開発を促進するような公共投資をすることも考えられる¹²⁾。このような公共投資ができれば、それ自体経済活性化に資するとともに（住宅投資が盛んになっている）、少子化対策としても有効だろう。このように、財政支出を効果的に使用するような地価対策を実施することにより、財政への負担を最小限にしながら（場合によっては負担を減らしながら）少子化対策に効果が得られると思われる。

以上のように、居住環境（地価対策）や保育環境の整備など、出生率の回復に効果がある政策を地域ごとに積み上げれば、0.1ポイント程度の出生率の回復は可能と思われる。これらの効果は、地価対策を除けば、財政コストのわりには効果が小さい。

これは、ヨーロッパの政策効果を整理したKohler, Billiari, and Ortega(2006)とも共通している。Kohlerらは、児童手当、育児休業・手当ではわずかな効果しかないか、あるいは出産の時期に影響を与えるのみとしている。また、若年期失業を減少させることは出生率を上げる効果がある。子供の費用は巨額なので、政府は大きな補助か、長期の育児支援へのコミットによってのみ出生率に影響を与えられるという。

児童手当については、それを出生率向上に結び付けようとするれば、制度的な設計の再検討が必要であろう。なお、本稿では児童手当に子供を増やす効果があるかないかを議論したが、子供を持つ家計を政府が援助することそれ自体に意義があり、また、児童手当が子供の教育費を高めるのは望ましいことである。私たちは、児童手当の別の目的を否定している訳ではない。保育所の整備は同じ財政支出に対して、児童

¹¹⁾ 都道府県別の公的固定資本形成の対GDP比5%ポイントの減少は、地価下落の7%ポイントの加速に対応するという推計結果である。しかし、公的固定資本形成の対GDP比は10%以下である都道府県が多いため、公共投資の抑制によって地価を抑制する余地は限られている。

¹²⁾ 固定資産税の引上げは所得削減と同じ効果があるが、所得の子供数に与える効果はむしろ負である。また、通勤新線が地価を引き上げることは常磐新線や舎人ライナーの開通によっても明らかで確かな事実である。固定資産税の引上げがなされれば、新たな新線に財政補助を出して建設することも容易になる。新線沿線の地価は上昇していても、新たに生まれた同一通勤時間圏の地価は、既存の同一通勤時間圏の地価よりも低下している。同一通勤時間圏の地価は、全体としてみれば低下している。

手当の4倍弱の効果をもつが、それでも、子供1人を増加させる財政コストは年2,780万円である。また、地域別に政策効果が異なっている点も重要である。特に、出生率の低い都市部における保育環境の整備と地価対策は効果的だろう。市町村別のデータ分析の結果は、地域別にきめ細かく、地道な政策の重要性を語っているようである。

なお、子供を増やすコストが莫大なことを意外に思われたかもしれないが、これは財政支出の多くが、支援がなくても子供を生む人々に向けられているからである。どうしても子供を政策的に増やすとすれば、限界的に子供を生むかどうかを考えている人々に集中的に公的支援を行うことが考えられるかもしれない。

参考文献

- Becker, G. S. (1965) "A Theory of the Allocation of Time," *The Economic Journal*, 75(299), pp.493-517.
- Becker, G. and H. C. Lewis (1973), "On the Interaction between Quantity and Quality of Children," *Journal of Political Economy* 81,-2 part 2, pp.S279-S288.
- Kohler, H-P, F. C. Billiari, and J. A. Ortega (2006) "Low Fertility in Europe: Causes, Imprecations and Policy Options." In *The Baby Bust: Who Will Do the Work? Who Will Pay the Tax?* Ed. F. R. Harris, pp.48-109. Lanham, MD: Rowman & Littlefield Publishers.
- Willis, R. J. (1973) "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy* 81-2 part 2. pp.S14-S64.
- 原田泰・高田聖治 (1993) 「人口の理論と将来推計」, 『高齢化の中の金融と貯蓄』第1章, 日本評論社。
- 原田泰・阿部一知 (2004) 「地方の土地は安いのか」, 『エコノミスト』(2004年11月)。
- 樋口美雄, 松浦寿幸, 佐藤一磨 (2007) 『地域要因が産出と妻の就業継続に及ぼす影響について』, *RIETI Discussion Paper Series 07-J-02*, 経済産業研究所。
- 森田陽子 (2006) 「子育てに伴うディスインセンティブの緩和策」, 『少子化と日本の経済社会』樋口美雄+財務省財務総合政策研究所編, 日本評論社。