

IPSS Discussion Paper Series

(No.2006-02)

「公的年金と児童手当
－出生率を内生化した世代重複モデルによる分析－」

上村敏之(東洋大学経済学部助教授)
神野真敏(四日市大学経済学部非常勤講師)

2007年3月



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3
日比谷国際ビル 6F

本ディスカッション・ペーパー・シリーズ
の各論文の内容は全て執筆者の個人的見解
であり、国立社会保障・人口問題研究所の
見解を示すものではありません。

公的年金と児童手当⁺

－出生率を生内化した世代重複モデルによる分析－

2007年3月

東洋大学 上村敏之
四日市大学 神野真敏

要旨

日本などの先進国で出生率が低下している背景には、公的年金制度の充実にその一因があると指摘されている。規模の大きな賦課方式の公的年金によって、家計は社会的に最適な水準の子ども数を選ぶことができない。公的年金は高齢者向け現金給付であり、児童手当は子ども向け現金給付である。先進国のデータによると、現金給付に占める公的年金の割合が高いほど、出生率が低くなる。そのため、現金給付の世代間配分を変更することが、少子化対策として浮上ることになる。

本稿では、子どもへの選好で異質な家計が共存し、育児の機会費用を導入した世代重複モデルを構築し、現金給付のうち公的年金のシェアを減らし、児童手当のシェアを増やす政策の経済効果を考察する。現金給付の世代間配分を子ども向けにシフトさせる政策は、集計された社会的厚生を高め、平等化を促進する。また、1人当たり経済厚生は一時的に上昇するものの、長期的には人口増加によって低下する。そのため、短期的には児童手当を増やす誘因がある。子ども数の増加は、在宅育児に時間を取られるために家計の労働供給を減らし、一時的に経済成長率が落ち込むが、最終的には定常状態に落ち着くといったことが、移行過程の分析によって明らかになった。

キーワード：公的年金、児童手当、世代重複モデル、家計の異質性、育児の機会費用

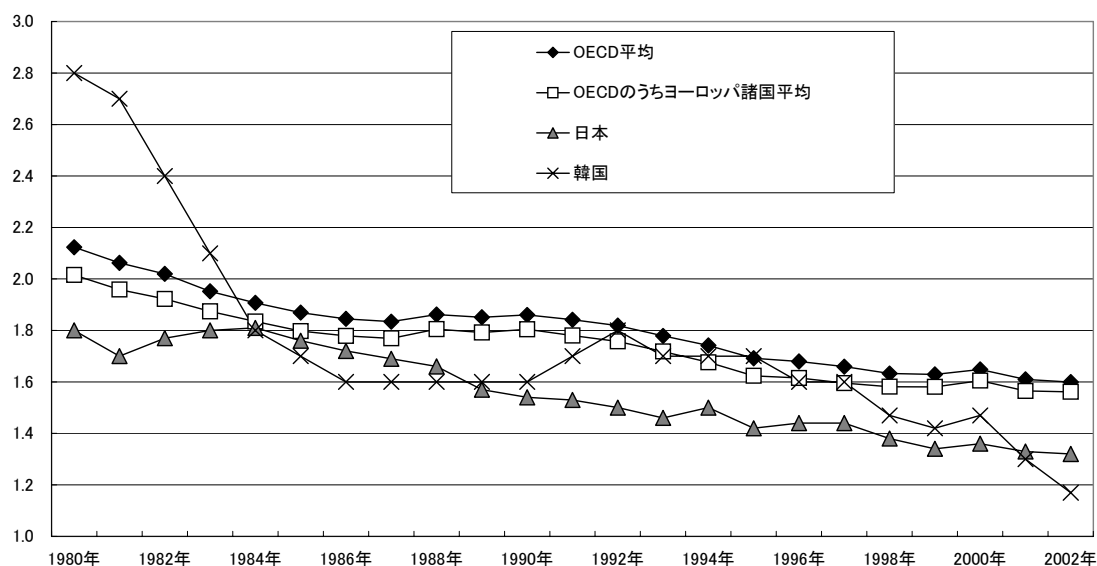
⁺ 国立社会保障・人口問題研究所主催の社会保障総合モデル事業 2006年度 Workshop (2007年1月19日)において、討論者の山重慎二教授(一橋大学)と坂本純一氏(野村総合研究所)、フロアからは中田大悟氏(経済産業研究所)から適切なコメントを頂戴した。また、国立社会保障・人口問題研究所のディスカッション・ペーパー発表会(2007年2月28日)において、討論者の府川哲夫部長(国立社会保障・人口問題研究所)と川瀬晃弘氏(法政大学大学院エイジング総合研究所)ならびに出席者の方々から、的確な指摘を頂戴した。さらには、東洋大学経済学部と関西学院大学経済学部のセミナーの出席者の方々からも、論文を改善する意見をいただいた。感謝の意を表したい。

1. はじめに

1. 1. 出生率と公的年金と児童手当の関係

図1に示されているように、おもに先進国において、合計特殊出生率が低下傾向にある。特に日本や韓国は低下に歯止めがかからない。福祉国家を目指した多くの先進国の合計特殊出生率が低下している背景には、女性の社会進出や、裕福な社会の実現、核家族化の進展、多様な価値観の出現など、様々な要因を考えることができる。その一方で、近年では、公的年金制度の充実が、合計特殊出生率を低下させる要因になっているという考え方が重要になってきている。

図1 合計特殊出生率の推移



備考) United Nation "World Population Prospects: The 2004 Revision"より作成。

公的年金制度は、日本をはじめとした多くの先進国において発達してきた。公的年金制度のもとでは、自分に子どもがいなくても、他人の子どもが支払う保険料や税によって、高齢者は生活の保障を確保できるため、子どもを自発的に産むインセンティブが阻害される恐れがある。つまり、老後の生活を政府が保障するのに対し、育児への保障が相対的に低い場合、家計の出産行動に歪みをもたらされるのである。後に紹介する既存研究でも、公的年金の充実が、その経済の人口を社会的に最適な水準よりも低い水準に向かわせることが理論的に示されている。

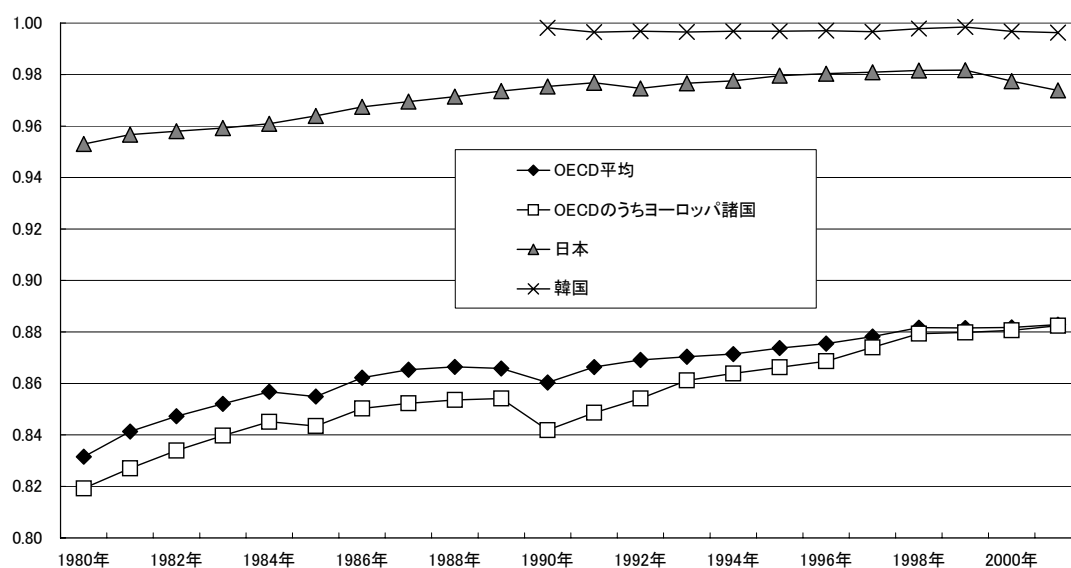
日本においては、2004年に総人口がピークとなり、今後は総人口が減少して

ゆく。公的年金制度の持続可能性が懸念されている日本において、今後の人口がどのように推移してゆくかは、社会的にも大きな問題である。

ところで、広義の社会保障とは、必ずしも公的年金に限られるわけではない。ILO（国際労働機関）の社会保障給付費の範囲とは、(1)高齢、(2)遺族、(3)障害、(4)労働災害、(5)保健医療、(6)家族、(7)失業、(8)住宅、(9)生活保護その他、以上の目的に対する給付とされている。このなかで、(1)高齢には老齢公的年金が含まれ、(6)家族には子ども向けの社会保障の代表である児童手当が挙げられる。

日本においても、少子化対策の一環として2006年度に児童手当が拡充された。団塊ジュニア世代もしくは第2次ベビーブーマーと呼ばれる世代が、出産適齢期に入りつつある現状において、合計特殊出生率を可能な限り高めたい政府の思惑があると考えられる。

図2 現金給付の世代間配分 λ の推移



備考) OECD(2004)"Social Expenditure Database (SOCX)"より作成。現金給付の世代間配分 λ ($0 \leq \lambda \leq 1$) は、分子は OLD AGE(Pension)、分母は OLD AGE(Pension)+FAMILY(Family allowance)として算定している。

このとき、先の議論から考えれば、高齢者向けの公的年金と子ども向けの児童手当といった世代間の現金給付のバランスをどう考えるか、という視点が重要である。図2には、高齢者向けと子ども向けの現金給付のうち、高齢者向け公的年金の割合を示している。本稿では、この割合を「現金給付の世代間配分 λ 」

と呼び、後に展開するモデルにも登場させる。現金給付の世代間配分 λ は、高齢者と子どものどちらを政府が重視しているかを示す指数とも解釈できる。

図2に示されるように、高齢者に対する福祉国家を目指した先進国において、現金給付の世代間配分 λ は上昇してきた。なかでも、出生率が低迷している日本や韓国において、公的年金の規模に対し、児童手当の規模は相対的にかなり小さいことは、注目に値する。

この点を確認するために、出生率と現金給付の世代間配分の実証的に検証しよう。図1および図2で利用したOECD諸国のパネル・データを利用する。パネル・データは29カ国、1980年から2001年までが利用可能であった。合計特殊出生率 TFR 、1人あたりGDP(2000年基準で実質化されたUSドル表示) $GDPP$ 、現金給付の世代間配分 $LAMBDA$ 、定数項 a 、誤差項 e 、時間 $time$ 、国 j とする。なお、Hausman検定により、固定効果モデルが採択された。()内はt値である。

$$TFR_{time,j} = -2.72 \times 10^{-6} GDPP_{time,j} - 2.1427 LAMBDA_{time,j} + a_j + e_{time,j} \quad (1)$$

(-2.067) (-10.707) 自由度修正済 $R^2 = 0.8218$

推計結果は、現金給付の世代間配分 λ が、合計特殊出生率に対して負の相関を持つことを示している¹。すなわち、先進国では、充実した公的年金制度が、出生率を低下させている可能性がある。

以上の問題意識より、本稿は、公的年金と児童手当といった現金給付の世代間配分に分析の焦点をあてる²。そのため、出生率を内生化した世代重複モデルを提示し、現金給付の世代間配分を変更した場合の政策的な効果を考察する。

1. 2. 既存研究と本稿の貢献

本稿の問題意識は、出生率に加えて児童手当と公的年金にあるから、これらを分析している既存研究が本稿に関連する。

Cigno(1993)およびFolbre(1994)は、家計が自発的に選択する出生率は、社会

¹ 推計式から1人あたりGDPを外しても、現金給付の世代間配分 λ が負に有意であることは変わらない。1人あたりGDPが負に有意であることは、裕福になれば出生率が下がることを示しているが、所得の増加が出生率を高める可能性もあるため、解釈には注意を要する。ただし、1人あたりGDPを教育費の代理変数にとらえれば、負の係数となることは妥当だと考えられよう。なお、現金給付の世代間配分 λ が人口構成に依存することや、出生率に対する影響が時差をもつ可能性については、本推計式を再検討する必要があるだろう。

² ただし、現物給付を軽視しているわけではない。老人医療や保育サービスが出生率に与える影響は重要であると考えられる。ただ、現物給付の分析には、モデルの変更が必要になるため、この点は今後の課題とする。

的に最適な水準よりも低くなることを示した。特に Groezen, Leers and Meijdam(2003)は、賦課方式の公的年金の存在が、家計が社会的に最適な子どもの数を選択しない原因であることを議論している。

Groezen, Leers and Meijdam(2003)は、小国開放経済を仮定するため、利子率は外生的に与えられていた。小塩(2004)は、Groezen, Leers and Meijdam(2003)が開放経済の下で政策効果を評価しているため、児童手当の資本蓄積への影響が捨象されていることを強調し、閉鎖経済での政策効果を議論した。そして、閉鎖経済において公的年金の拡充が経済厚生を低下させることを導いた。

Groezen, Leers and Meijdam(2003)モデルでは、消費と子どもに対する対数線形型の効用関数を特定化し、代表的家計を想定している。そこでは、賦課方式の公的年金が存在するとき、児童手当（子どもに対する補助金政策）の拡充によってパレート改善できることが示されている。しかしながら、現実社会を考えれば代表的家計の想定には問題がある。

現実社会の家計は同質ではなく、子どもをもつ家計もあれば、もたない家計もある。その意味で家計は異質であり、内生的に子どもの数を選択した結果として、異なる質の家計が共存するモデルが望ましい³。

本稿のモデルについては次節で詳細に述べることになるが、本稿では異質な家計の共存を導入する。児童手当は子どもをもつ家計のみへの補助金政策であり、子どもをもたない家計は児童手当の財源となる負担を被る。そのため、児童手当によって、すべての家計の厚生が高まるかどうかは定かではない。

また、異質な家計の共存を考慮することは、家計が分布することを意味している。そのため、不平等度を計測することが可能となり、ある政策について公正性から評価することができる。特に児童手当は、すべての家計に対して対称的な扱いをするわけではなく、不平等度に何らかの影響を与えるだろう。したがって、効率性だけでなく、公正性から政策について分析している点が、本稿のモデルの最大の貢献である。

さらに、本稿は、育児の機会費用をモデル化していることも貢献である。子

³ 同じような問題は、経済成長と出生率の負の関係を扱っている Becker and Barro(1988)、Barro and Becker(1989)、Becker, Murphy and Tamura(1990)、Tamura(1994)、Morand(1999)といった一連の既存研究にも指摘できる。子どもを産まない家計は存在せず、児童手当を分析するには十分なモデルではない。

どもが増えれば、在宅育児が増え、家計の労働供給は低下する。このような効果について、定常状態での分析にとどまらず、移行過程を分析する。

本稿の構成は次の通りである。2節においては、出生率を内生化した世代重複モデルを提示する。3節においては、世代重複モデルによるシミュレーション分析を実施する。4節では、本稿の分析結果をまとめてむすびとする。

2. 子どもを愛好する異質な家計が共存する世代重複モデル

本節では子どもの愛好の程度によって内生的に異質となる家計が共存する世代重複モデルを展開する。一般均衡モデルであるから、家計、企業、政府、市場均衡の順番で述べる。

2.1. 家計

家計 t は t 期に成年期を過ごす。家計 t は若年期 $t-1$ 、成年期 t 、老年期 $t+1$ の3期間生存する。若年期は親に決められた育児費 θ を消費するだけであり、その消費は家計の効用には関係しないとする。家計が自ら選択することができるのは、成年期の消費 c^y 、老年期の消費 c^o 、子どもの数 n であり、これらが家計の効用を構成する。このとき、家計 t の効用関数 U_t^i を次のように特定化する。

$$U_t^i = A \ln(c_t^{yi}) + B \ln(c_{t+1}^{oi}) + C \ln(n_t^i - D^i) \quad (2)$$

ここで、 A は成年期の消費 c^y 、 B は老年期の消費 c^o 、 C は子どもの数 n^i と子どもに対する愛好 D^i に対して与えられる愛好パラメータである。便宜上、 $A+B=1$ と考える。

また、子どもへの愛好 D^i であるが、これが分布することで異質な家計が表現される⁴。子どもへの愛好 D^i は、ある家計がもつ子どもに対する愛情を数値化したものだと考えてもよい。子どもへの愛情が大きければ大きいほど、子どもへの愛好 D^i は大きくなる。

子どもへの愛好 D^i については、一定の上限と下限を設けて $D^i \in [D, \bar{D}]$ の範囲内とする。 D^i が均一に分布すると考えれば、 t 期に成年期にあたる個人数を N_t としたときに、愛好 D^i を持つ個人は $h_t \cdot d_t$ 人存在する。このとき、次の様な関係がある。

⁴ Groezen, Leers and Meijdam(2003)モデルは、 $U_t = A \ln(c_t^y) + B \ln(c_{t+1}^o) + C \ln(n_t)$ となっており、子どもへの愛好 D^i が考慮されていないために家計が同質となっている。同様のモデルは Kato(1999)や小塩(2001)にも見られる。

$$h_t = \frac{N_t}{(\bar{D} - \underline{D})}, \quad d_t = \frac{(\bar{D} - \underline{D})}{I} \quad (3)$$

ここで、 I は社会に存在する家計数を表し、時間を通じて一定とする。さらに h_t はある家計に存在する個人の数、 d_t は家計数に対する分散の幅を表し、個人数 N_t と家計数 I の関係は $N_t = h_t \cdot d_t \cdot I$ となる。

続いて家計の予算制約について述べよう。家計は成年期に1単位の労働を非弾力的に供給して賃金率 w を得ると考えれば、成年期の消費 c^y を選択する t 期の家計の予算制約は次のようになる。

$$c_t^y = (1 - \tau_t)(1 - n_t^i E_t) w_t - n_t^i (1 - \phi_t) \theta_t - s_t^i \quad (4)$$

政府は賦課方式の公的年金と児童手当を支給するため、それらの財源となる税率 τ の比例税を課している。予算制約には、子どもの数 n に応じた育児費 θ に対し、児童手当による補助率 ϕ が考慮されている。また、機会費用 E によって、在宅育児などにかかる時間的な育児コストを表現する。

続いて、老年期の消費 c^o を選択する $t+1$ 期の家計の予算制約は次のようになる。ここで、年金給付 p および利子率 r が考慮されている。

$$c_{t+1}^o = p_{t+1} + (1 + r_{t+1}) s_t^i \quad (5)$$

(4)および(5)の予算制約のもとで、効用(2)を最大化するとき、家計の最適な貯蓄 s^* および最適な子どもの数 n^* を下記のように得ることができる。

$$(s_t^i)^* = -\frac{B x_t}{1 + C} D^i + \frac{-(A + C)}{(1 + C)(1 + r_{t+1})} p_{t+1} + \frac{B}{(1 + C)} y_t \quad (6)$$

$$(n_t^i)^* = \frac{1}{(1 + C)} D^i + \frac{C}{(1 + C)(1 + r_{t+1})} \frac{p_{t+1}}{x_t} + \frac{C}{(1 + C)} \frac{y_t}{x_t} \quad (7)$$

ただし、可処分所得 $y_t = (1 - \tau_t) w_t$ 、総育児費用 $x_t = \theta_t (1 - \phi_t) + (1 - \tau_t) E_t w_t$ としてまとめている。(7)式により、児童手当による補助率 ϕ の増加で総育児費用 x が減少するときや、子どもへの選好 D^i が大きい場合、最適な子ども数 n^* は増える。

さて、子どもへの選好 D^i が分布するため、家計によっては貯蓄をもたない選択($s^* = 0$)、もしくは子どもをもたない選択($n^* = 0$)を行う可能性がある。ここでは、そのような端点解をもつ家計の最適条件について、整理しよう。

(6)および(7)をそれぞれゼロとおくことによって、貯蓄と子ども数の正負の境界となる D^s と D^n を次のように得ることができる。

$$D_t^s = \frac{-(A + C) p_{t+1} + B(1 + r_{t+1}) y_t}{B(1 + r_{t+1}) x_t}, \quad D_t^n = -C \frac{p_{t+1} + (1 + r_{t+1}) y_t}{(1 + r_{t+1}) x_t} \quad (8)$$

D_t^s 以下の D^i をもっている家計は貯蓄をまったく行わない。また、 D_t^n 以下の D^i をもっている家計は子どもをまったく産まない。

ここで、 D^i の平均 \bar{D} は次のように表現できる。

$$\bar{D} = \frac{d_t h_t}{N_t} \sum_{D^i = \bar{D}}^{\bar{D}} D^i \quad (9)$$

仮に \bar{D} が (D_t^n, D_t^s) の範囲になければモデルは不安定になる。経済の資本 K 、労働 L とすれば、資本労働比率 K/L は発散($\bar{D} < D_t^n$)、もしくはゼロに収束($\bar{D} > D_t^s$)し、モデルが定常状態を表現できない。本稿ではこれらの状況を排除する⁵。

さて、貯蓄を行わない家計の最適化問題について考えよう。これまでの議論を踏まえれば、このような家計の効用関数と予算制約は次のようになる⁶。

$$\text{Max}_n \quad U_t^i = A \ln(c_t^y) + B \ln(c_{t+1}^o) + C \ln(n_t^i - D^i) \quad (10)$$

$$\text{s.t.} \quad c_t^y = (1 - \tau_t)(1 - n_t^i E_t) w_t - n_t^i (1 - \phi_t) \theta_t, \quad c_{t+1}^o = p_{t+1} \quad (11)$$

この問題を解けば次のようになる。

$$(n_t^i)^{noc} = \frac{A}{A+C} D^i + \frac{C}{(A+C)} \frac{y_t}{x_t} \quad [D_t^s \leq D^i] \quad (12)$$

同様に子どもをまったく産まない家計の最適化問題は次のようになる⁷。

$$\text{Max}_s \quad U_t^i = A \ln(c_t^y) + B \ln(c_{t+1}^o) + C \ln(-D^i) \quad (13)$$

$$\text{s.t.} \quad c_t^y = (1 - \tau_t) w_t - s_t^i, \quad c_{t+1}^o = p_{t+1} + (1 + r_{t+1}) s_t^i \quad (14)$$

この問題を解けば次のようになる。

$$(s_t^i)^{noc} = -A \frac{p_{t+1}}{1 + r_{t+1}} + B y_t \quad [D^i \leq D_t^n] \quad (15)$$

以上の結果をまとめると、最適な貯蓄 s^{**} 、最適な子どもの数 n^{**} は次のように整理できる。

⁵ この状況を考慮すれば、貯蓄と子ども数の両方ともをゼロとして選択する（タイプ4）の家計の存在は排除される。また、このことを裏付けるように、後のシミュレーション分析においても、（タイプ4）は出現しない。

⁶ 高畑・山重(2004)は、Groezen, Leers and Meijdam(2003)モデルに貯蓄の流動性制約を課したときの理論的な検討を行っている。高畑・山重(2004)は代表的家計を想定しているのに対し、本稿では一部の家計が貯蓄の流動性制約に直面していると考えている。

⁷ 子どもをまったく産まない家計は、本来はゼロ以下の子どもを産みたい家計である。しかしながら、マイナスの子どもを選択することができないため、子ども数ゼロの制約が課せられる。

$$(s_t^i)^{**} = \begin{cases} 0 & \text{if } D_t^s \leq D^i \leq \bar{D} \\ (s_t^i)^* & \text{if } D_t^n < D^i < D_t^s \\ (s_t^i)^{noc} & \text{if } \underline{D} \leq D^i \leq D_t^n \end{cases} \quad (16)$$

$$(n_t^i)^{**} = \begin{cases} (n_t^i)^{nos} & \text{if } D_t^s \leq D^i \leq \bar{D} \\ (n_t^i)^* & \text{if } D_t^n < D^i < D_t^s \\ 0 & \text{if } \underline{D} \leq D^i \leq D_t^n \end{cases} \quad (17)$$

ここで、子どもを産み貯蓄ゼロの家計を（タイプ1）、子どもを産み貯蓄を行う家計を（タイプ2）、子どもを産み貯蓄を行う家計を（タイプ3）として区別する。各家計のタイプの最適化行動をまとめると、表1のようになる。

表1 各タイプの家計の最適化行動

家計	子ども数 n^{**}	貯蓄 s^{**}
(タイプ1) 子どもあり・貯蓄なし	$n^{nos} > 0$	0
(タイプ2) 子どもあり・貯蓄あり	$n^* > 0$	$s^* > 0$
(タイプ3) 子どもなし・貯蓄あり	0	$s^{noc} > 0$

さて、政策の評価を行うために、家計の効用水準 U_t^i を集計し、社会的厚生関数 W_t を導入しよう。

$$W_t = d_t h_t \sum_{D=\underline{D}}^{\bar{D}} U_t^i(c_t^y, c_{t+1}^o, n_t^i) \quad (18)$$

本稿のモデルは、個人数 N_t が時間 t によって変化するため、社会的厚生関数 W_t では個人数の変化の影響を排除できないからである。そのため、1人当たりの経済厚生 PW_t も定式化し、政策を評価する材料として利用する。

$$PW_t = \frac{d_t h_t}{N_t} \sum_{D=\underline{D}}^{\bar{D}} U_t^i(c_t^y, c_{t+1}^o, n_t^i) \quad (19)$$

2. 2. 企業、政府、市場均衡

集計された企業は集計された生産物 Y を生産すると想定し、次のようなコブ・ダグラス型の生産関数をもつと仮定する。

$$Y_t = \Psi K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (20)$$

ここで、規模パラメータ Ψ 、資本 K 、労働 L 、資本の分配パラメータ α である。

企業の利潤最大化行動により、賃金率 w および利子率 r が次のように得られる。

$$r_t = \alpha \frac{Y_t}{K_t}, \quad w_t = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{L_t} \quad (21)$$

政府は比例税を財源として、高齢者向け社会保障である公的年金に λ の割合を支出し、子ども向け社会保障である児童手当に $(1 - \lambda)$ の割合を支出する。ただし、 $0 \leq \lambda \leq 1$ である。 λ は現金給付の世代間配分パラメータである。この関係を示すと次のようになる。

$$\lambda_t \tau_t (1 - \bar{n}_t E_t) w_t N_t = p_t N_{t-1}, \quad (1 - \lambda_t) \tau_t (1 - \bar{n}_t E_t) w_t N_t = N_{t+1} \phi_t \theta_t \quad (22)$$

これらを1家計あたりの記述に変形すれば、次のように示される。

$$\lambda_t \tau_t (1 - \bar{n}_t E_t) w_t = \frac{p_t}{\bar{n}_{t-1}}, \quad (1 - \lambda_t) \tau_t (1 - \bar{n}_t E_t) w_t = \bar{n}_t \phi_t \theta_t \quad (23)$$

ここで、 \bar{n} は子どもの数の平均値であり、 t 期世代の個人数 N_t との間に次のような関係がある。

$$N_{t+1} = \bar{n}_t N_t = d_t h_t \sum_{D^i=D}^{\bar{D}} n_t^i \quad (24)$$

最後に、本稿のモデルの市場は、財市場、労働市場、資本市場の3つである。重要な労働市場と資本市場の均衡条件は次のようになる。なお、労働市場は完全雇用であるが、子どもの数 n と機会費用 E の考慮により、子ども数が増えることによる在宅育児の増加で家計の労働供給が失われる効果が反映されている。

$$L_t = d_t h_t \sum_{D^i=D}^{\bar{D}} (1 - n_t^i E_t), \quad K_{t+1} = \bar{s}_t N_t = d_t h_t \sum_{D^i=D}^{\bar{D}} s_t^i \quad (25)$$

3. シミュレーション分析

本稿のモデルは、貯蓄と子ども数の選択に関して3つのタイプの家計を導入することで異質性を組み込んでいる。そのため、改革の効果を解析的に分析するとき、改革前後で家計のタイプの割合が変動する。このようなタイプ間の変動がもたらす複雑さにより、解析的な分析よりも、視覚的な分析が可能な数値解析を利用する。

3. 1. パラメータの設定と初期定常状態

数値解析によるシミュレーションは、関数形の特定化を必要とするため、分析結果が一般的ではないという欠点をもつ。しかしながら、カリブレーション

によって適切なパラメータを与え、日本のマクロ経済の状況を表現することができれば、政策の経済効果を分析できる。また、結果を数値で視覚的に表現でき、移行過程についても分析できることも強みである。

カリブレーションは、1人当たり変数が一定となる初期定常状態を想定して実施される。世代重複モデルにおいて、もっとも重要な変数は資本労働比率 K/L であるから、これが現実の日本経済の値に近いようにカリブレーションを行う。資本労働比率 K/L を歴史的に推計している日本政策投資銀行(2004)によると、近年の日本の資本労働比率は4程度と想定できる。

表2 初期定常状態のパラメータ

資本の分配パラメータ α	0.2682
規模パラメータ Ψ	18.0
子どもへの愛情の最大値 \bar{D}	2.8
子どもへの愛情の最小値 \underline{D}	-2.5
消費の選好パラメータ A	0.6
子ども数の選好パラメータ C	0.35
機会費用 E	0.2
育児費 θ	3.0
現金給付の世代間配分パラメータ λ	0.95 (改革前)
比例税率 τ	0.183

生産関数の資本の分配パラメータ α は内閣府『国民経済計算年報』から得られる資本分配率、育児の機会費用 E はこども未来財団(2000)『子育てコストに関する調査研究報告書』、育児費 θ は AIU 保険会社(2005)『現代子育て経済考』、比例税率 τ は年金保険料率を参考にして与えた。規模パラメータ Ψ 、消費の選好パラメータ A 、子ども数の選好パラメータ C は参考となる適当な資料がないため、現実の資本労働比率 K/L を実現できるように設定した。また、現金給付の世代間配分パラメータ λ は 0.95 とした。高めの値に設定したのは、図2に示されたような日本や韓国の状況を表現するためである。

表2に示されたパラメータによる初期定常状態において、資本労働比率 $K/L = 4.463$ 、経済成長率 $(Y_t - Y_{t-1})/Y_{t-1}$ と人口成長率 $(N_t - N_{t-1})/N_{t-1}$ は -6.6% となっ

た。また、全家計数を 100%としたとき、初期定常状態において、(タイプ 1) の家計割合は 4.2%、(タイプ 2) は 62.2%、(タイプ 3) は 33.5%となった。すなわち、(タイプ 2) がもっとも多い割合になるように、子どもへの選好 D^i の上限 \bar{D} と下限 \underline{D} を設定した。

2001 年の厚生労働省『国民生活基礎調査』(大規模調査) より、子どもを出産する可能性の高い 20 歳から 40 歳までの世帯主の家計のタイプの割合を計測すると、(タイプ 1) 4.6%、(タイプ 2) 53.9%、(タイプ 3) 35.9%、貯蓄も子どももゼロである家計は 5.6%である。初期定常状態の家計割合は、現実の値とは若干の差があるものの、ほぼ日本の状況を表していると考えられる。

図 3 人口と資本労働比率の推移

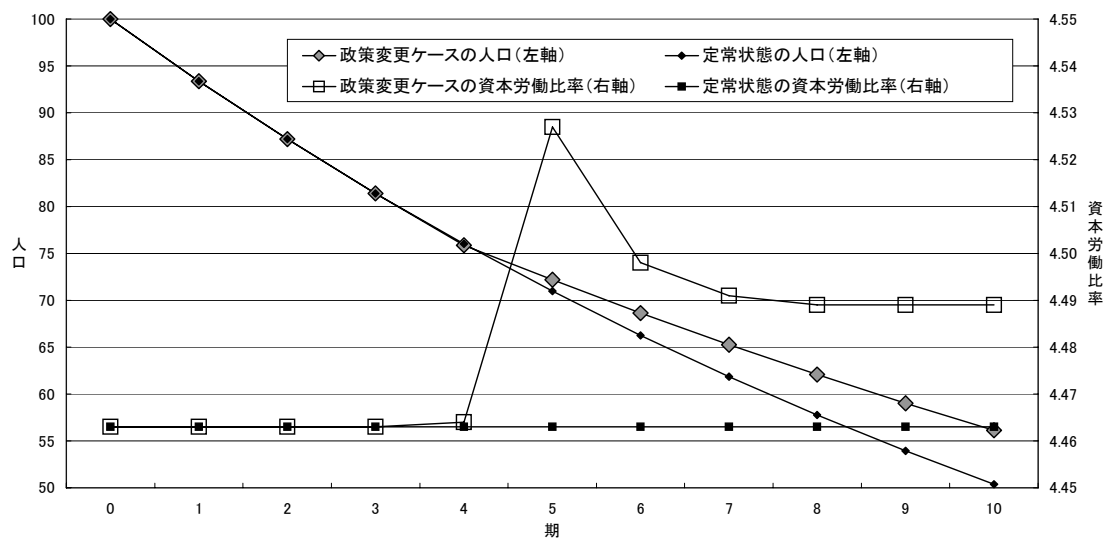


図 3 は、本稿のモデルによる初期定常状態の動きを示している。本稿のモデルは、子ども数を内生化しているため、人口を示す t 期世代の個人数 N_t が内生的に決定される。今後、日本の総人口は減少してゆくことが予測されているが、人口を内生化している本稿のモデルにおいてパラメータを適切に与えれば、人口減少を初期定常状態において表現できる。

図 3 にあるように、初期の成年期の人口 N を 100 として基準化した場合、時間を経ることによって世代ごとの人口が減少してゆく⁸。しかしながら、資本労働

⁸ パラメータの設定次第では、人口増加や人口一定の経済を表現できる。人口が減少する経済を初期定常状態とすることは、後のシミュレーションの結果に大きな影響を与えない。日本が、後に人口減少を経験する事実を踏まえ、本稿では初期定常状態に人口減少を想定している。

働比率 K/L は一定であり、その意味で定常状態でありながら、人口減少が発生している。

3. 2. 現金給付の世代間配分の変更にもなう移行過程

以上の初期定常状態を基準にして、モデルに対して政策の変更を与えた場合、経済がどのように振る舞うのかについて分析する。本稿では、現金給付の世代間配分パラメータ λ を 0.95 から 0.90 に変更する政策を分析する⁹。財源となる税率 τ が一定であるから、年金給付 p を減らし、児童手当 ϕ を増やす政策である。

現金給付の世代間配分パラメータ λ の変更は 5 期目に実施し、家計の完全予見の期待形成のもとで、その政策変更が及ぼす移行過程の経済効果を分析する¹⁰。モデルにおいて、現金給付の財源は比例税率 τ で一定であるから、この政策変更の結果、5 期目に年金給付 p が低下し、児童手当 ϕ が上昇する¹¹。

財源である比例税率 τ を一定として、年金給付 p と児童手当 ϕ の配分比率 λ を変化させる政策を分析対象とするのには理由がある。比例税率 τ が一定であり、租税が家計行動に与える歪みは一定となる。したがって、現金給付の世代間配分 λ の変更がもたらす純粋な経済効果について分析することになる。

図 3 には、このような政策変更によって、 t 期の個人数である人口 N はどのような影響を受けるのかについても図示している。人口は初期定常状態に比べて増加する。初期定常状態では資本労働比率 K/L は時間を通して一定である。しかしながら、子ども数の増加にもなう在宅育児のために労働時間が削られるため、育児手当の拡充によって労働市場に供給される労働量は低下し、結果として資本労働比率は上昇する。ただし、その効果は 1 期のみであり、それ以後は低下して定常状態に落ち着く。

この政策変更が、経済成長率と人口成長率に与える影響をみたのが図 4 である。定常状態においては、経済成長率と人口成長率は一定である。5 期の現金給付の配分比率 λ の政策変更により、人口成長率は 4 期に下がるものの、5 期に

⁹ ここでは、比較動学の分析手法を踏襲し、現金給付の世代間配分パラメータ λ を微少に変化させたときの定性的な方向性を分析する目的がある。

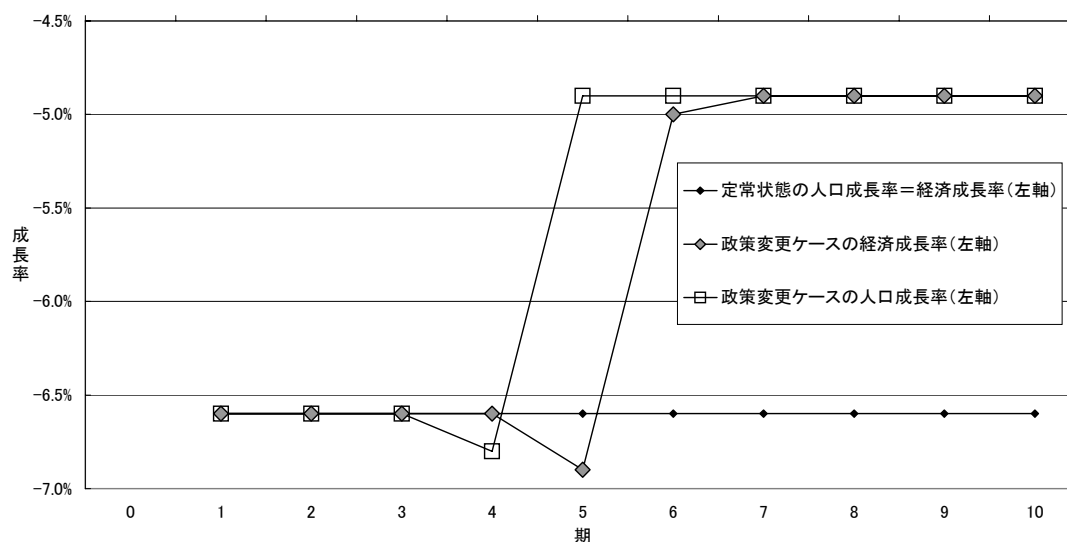
¹⁰ 上村(2004)は一般均衡モデルにおける家計の期待形成の違いが、年金改革にもなう移行過程に影響を与えることを示している。ただし、本稿のモデルは完全予見によって提示されているため、シミュレーションでも完全予見を前提とすることが妥当である。

¹¹ 日本の制度では、年金給付の主な財源は年金保険料であり、租税ではない。ただし、賦課方式のもとでは、年金保険料が現役世代への租税という性質をもつ。そのため、本稿のモデルでは、現金給付の財源を比例税という形で表現している。

は人口成長率が増加する。一方、経済成長率は5期に落ち込むものの、6期以降に人口成長率の水準にまで回復し、両者は一致するようになる。

政策変更により、4期に人口成長率が一時的に落ち込むことは、次のように説明できる。5期に児童手当 ϕ の引き上げと同時に年金給付 p が引き下げられるが、この変更は4期の家計によって予測される。4期に成年期を過ごす家計にとって、この政策変更は老年期の年金給付の引き下げを意味する。したがって、年金給付 p の引き下げにともなう生涯所得の減少が、4期の子ども数を減らし、人口成長率を一時的に抑制することになる。

図4 経済成長率と人口成長率の推移



同様に、5期に経済成長率が一時的に落ち込むことも、家計の反応のタイムラグによって説明できる。5期には人口成長率が大きく改善し、子ども数が増えることになるが、それによって家計の在宅育児が増え育児コストを増やす。これが家計の労働供給を減らすため、資本労働比率 K/L の低下を通して経済成長率を一時的に抑制することになる。ただし、6期以降には、経済成長率は徐々に回復することになる。

このような結果が生まれる背景には、家計の異質性の存在がある。図5は、家計のタイプ割合が、改革ケースでどのように推移するかが示されている。5期の政策変更により、4期からすでにタイプ割合に動きが見られる。年金給付 p の削減と児童手当 ϕ の拡充は、プラスの貯蓄と子ども数をもつ（タイプ2）の割合を増やすものの、貯蓄を行わない（タイプ1）と子どもを産まない（タイプ

3) の割合を減らす。最終的に7期以降に定常状態に入る。

年金給付 p の削減と児童手当 ϕ の拡充が、(タイプ1) の家計の割合を減らすのは、児童手当によって彼らの所得が増えて貯蓄が可能となる効果に加え、年金給付の削減によって貯蓄の必要性が高まり、彼らが(タイプ2) へ移行するためである。同じく、(タイプ3) の家計の割合が減少するのも、児童手当によって彼らの一部が子どもを持つことを選択するため、(タイプ2) へ移行するからである。以上の結果、(タイプ2) の家計の割合が増えることになる。

図5 家計のタイプ別割合 (%) と1人当たり経済厚生の変動係数の推移

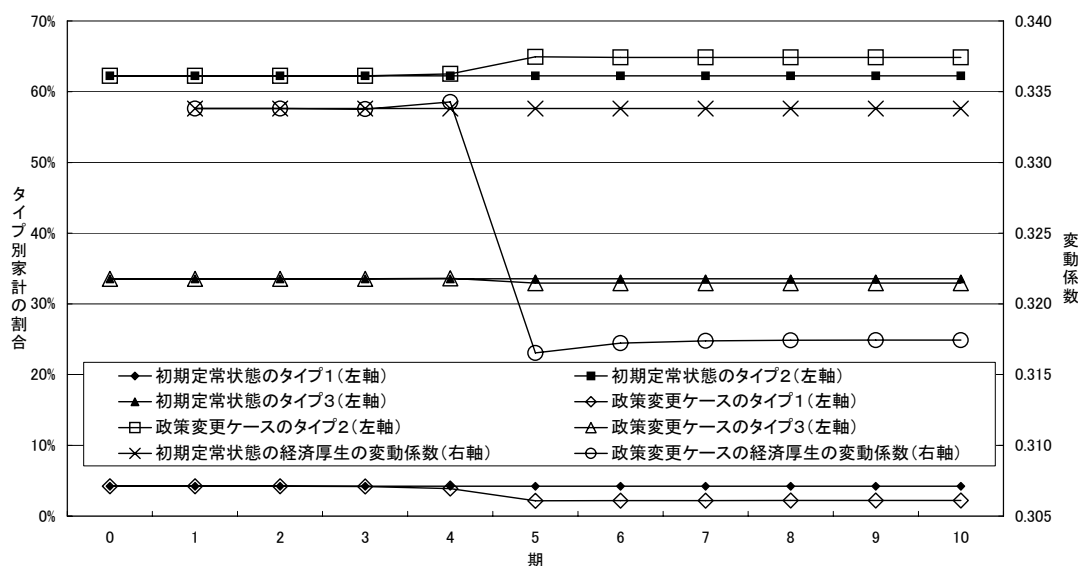


図6では、家計の効用水準を単純集計した社会的厚生 W と1人当たり経済厚生 PW の推移を示している。本稿の想定では、人口が減少するため、集計した社会的厚生は低下してゆく。一方、1人当たり経済厚生は、定常状態では一定になる。

5期の年金給付 p の削減と児童手当 ϕ の拡充によって、社会的厚生 W は高まる。この結果は、図5に示された(タイプ2) の家計の割合が増えることに関連している。(タイプ1) および(タイプ3) の家計は、貯蓄もしくは子ども数がゼロとなる端点解を選んでいるために経済厚生が低下している。政策変更により、(タイプ2) の家計が増えることで、端点解にとどまる家計が少なくなることが、社会的厚生を高めるのである。

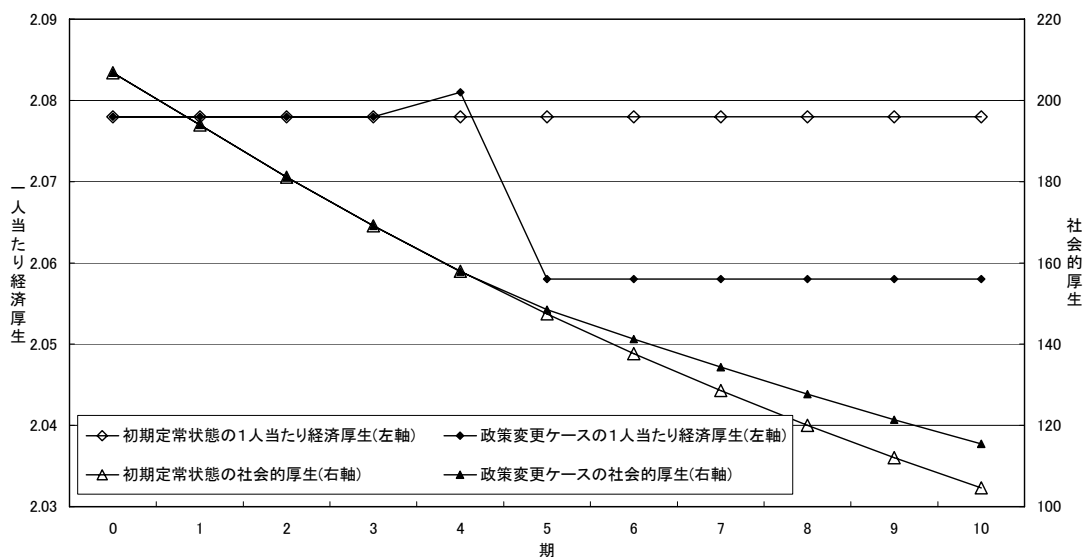
しかしながら、1人当たり経済厚生 PW は、初期定常状態に比較すれば、改革によって低下する。児童手当 ϕ の拡充によって、人口が増えることが、1人当た

り経済厚生を低める結果を招く。ただし、移行過程においては、4期に1人当たり経済厚生が一時的に上昇している。これは、4期の成年期の家計が貯蓄を増やし、資本労働比率 K/L が上昇することに起因する。したがって、短期的に児童手当を増やす誘因が存在する。また、5期においても高い資本労働比率が実現しているものの、人口増加によって1人当たり経済厚生が低下している。

さて、本稿のモデルでは、家計は子どもへの選好 D^i より分布するので、家計の効用 U_t^i も分布する。そこで、家計の効用を個人の効用の分布に修正した $h_t d_t U_t^i$ の変動係数を求めて図5に図示した。これは、経済厚生で測った不平等度を意味しており、変動係数が高ければ、不平等度が高いことになる。年金給付 p の削減と児童手当 ϕ を拡充する政策変更は、不平等を改善し、平等化を促進する。

このことは、家計のタイプ間移動の結果からも推測できる。政策変更により、家計のタイプが（タイプ2）に集約されることで、経済厚生において平等化が促進されたことになる。したがって、年金給付の削減と児童手当の拡充は、不平等を改善するという意味で政策的に評価されることになる。

図6 社会的厚生と1人当たり経済厚生の推移



4. むすび

本稿においては、家計の異質性と育児の機会費用を考慮し、出生率を内生化した世代重複モデルを提示し、シミュレーションを実施することで、現金給付の世代間配分の変更が経済に与える影響について分析した。ここで、現金給付

の世代間配分とは、公的年金と児童手当の合計のうち、公的年金の割合を示している。本稿の分析結果から得られるインプリケーションを簡単にまとめよう。

先進国のデータによれば、出生率と現金給付の世代間配分には負の相関関係が存在し、公的年金の充実が出生率を低下させてきた可能性がある。日本における人口減少を表現するために、初期定常状態において人口減少が発生するようにパラメータを設定した世代重複モデルによって、現金給付の世代間配分を変更するシミュレーション分析を行った。現金給付の世代間配分を高年齢者向けから子ども向けにシフトさせる場合、一時的に人口成長率と経済成長率は落ち込むが、その後には双方の成長率は回復する。

公的年金の削減と児童手当の拡充は、子ども数を増やすものの、短期的には在宅育児が増えることで、家計の労働供給を抑制する効果がある。また、現金給付の世代間配分の引き下げは、当初の経済において公的年金の比重が大きい場合は社会的厚生を改善させる。

また、公的年金の削減と育児手当の拡充によって、家計のタイプ間の移動がみられ、貯蓄を行って子どもを産むタイプの家計の割合が増えることが示された。その結果として、個人間の経済厚生で測った不平等が、政策変更によって改善される。1人当たり経済厚生は一時的に改善するが、最終的には人口増加によって改革前よりも低下する。そのため、一時的に児童手当を増やす誘因が存在している。

最後に、本稿に残された課題について指摘してむすびとしよう。本稿のモデルは、家計の異質性と育児の機会費用の導入に成功し、効率性と公正性の両面から公的年金と児童手当の分析を可能とした面については、現実近づいていると思われるものの、まだまだ現実の複雑かつ重要な要因を取り入れるまでには至っていない。生存確率や、遺産、様々な形態の租税など、出生率と社会保障の関係を考える上で、重要な変数がいくつもある。また、社会保障についても、現金給付はもちろん、現物給付の仕組みも重要である。今後は、これらを取り入れてゆくことで、モデルの拡張を検討してゆきたい。

補論1. 貯蓄の流動性制約を外した場合(2タイプ・モデル)

本節では、貯蓄の流動性制約を外した場合の分析を行う。ここでの目的は、流動性制約の想定が分析結果に影響を与えているかどうかを考察することである。本論の議論を踏まえれば、貯蓄の流動性制約を外したときの最適な貯蓄 s^{**} 、

最適な子どもの数 n^{**} は次のように整理できる。

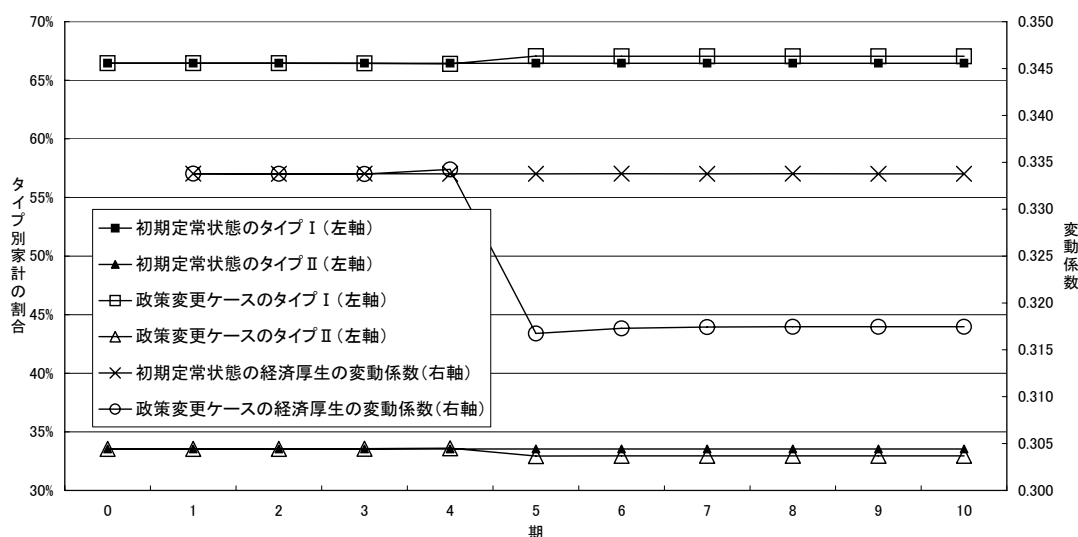
$$(s_t^i)^{**} = \begin{cases} (s_t^i)^* & \text{if } D_t^n \leq D^i \leq \bar{D} \\ (s_t^i)^{noc} & \text{if } \underline{D} \leq D^i \leq D_t^n \end{cases} \quad (26)$$

$$(n_t^i)^{**} = \begin{cases} (n_t^i)^* & \text{if } D_t^n \leq D^i \leq \bar{D} \\ 0 & \text{if } \underline{D} \leq D^i \leq D_t^n \end{cases} \quad (27)$$

ここで、子どもを産む家計を（タイプ I）、子どもを産まない家計を（タイプ II）として区別する¹²。その他のモデルの設定は本論と同じである。

このモデルにおいて、本論と同様にシミュレーションを行った¹³。図 7 には、図 5 と同様に家計のタイプ割合と経済厚生の変動係数の推移が示されている。

図 7 家計のタイプ別割合（%）と経済厚生の変動係数の推移（2タイプ・モデル）



第 5 期の現金給付の配分比率 λ の政策変更により、年金給付 p の削減と児童手当 ϕ が拡充される。（タイプ II）の家計の割合が減少するのは、本論で（タイプ 3）の家計の割合が減少したことと同じく、児童手当によって子どもをもつことを選択するためである。この効果によって、（タイプ I）の家計の割合が増えることになる。

その他の分析結果は、本論と同じ傾向であった。したがって、貯蓄の流動性

¹² \bar{D} が (D_t^s, D_t^n) の範囲になければモデルは不安定になることについては、補論の 2 タイプ・モデルにおいても成立する。この条件を課すことにより、子どもなし・貯蓄なしの家計（タイプ III）の存在が排除される。

¹³ 補論においては、本論の初期定常状態とほぼ同じ経済変数が得られるようにパラメータが設定された。

制約は結論には影響を与えない。

補論2. パラメータの感応度分析

本節では、本稿のシミュレーションモデルにおいて、定常状態でのパラメータの感応度分析の結果を報告する。表3は、表2にあるパラメータをそれぞれ10%だけ減らした場合の結果を示している。パラメータの値の変更は、分析結果を大きく変更しないことがわかる。

表3 パラメータの感応度分析の結果（定常状態）

パラメータ	変更なし	資本の分配 パラメータ α	規模 パラメータ Ψ	消費の選好 パラメータ A	子ども数の選好 パラメータ C	機会費用 E	育児費 θ
資本労働比率 K/L	4.463	3.997	3.961	5.441	4.705	4.213	4.389
経済成長率 $(Y_t - Y_{t-1})/Y_{t-1}$ 人口成長率 $(N_t - N_{t-1})/N_{t-1}$	-6.6%	-6.3%	-9.7%	-4.5%	-9.4%	-3.3%	-4.4%
(タイプ1) 子どもあり・貯蓄なし	4.2%	7.9%	6.5%	2.7%	3.6%	1.8%	2.6%
(タイプ2) 子どもあり・貯蓄あり	62.2%	59.7%	58.9%	64.5%	61.0%	65.8%	64.6%
(タイプ3) 子どもなし・貯蓄あり	33.5%	33.4%	34.6%	32.8%	35.3%	32.4%	32.8%

参考文献

- 上村敏之(2004)「少子高齢化社会における公的年金改革と期待形成の経済厚生分析」『国民経済』第167号、pp.1-17。
- 小塩隆士(2001)「育児支援・年金改革と出生率」『季刊社会保障研究』第37巻第4号、pp.314-356。
- 小塩隆士(2004)「子育て支援と年金改革：出生率を内生化したモデル分析」『ファイナンシャル・レビュー』第72号、pp.105-121。
- 高畑純一郎・山重慎二(2004)「社会保障制度が出生率に与える影響に関する理論的考察」第61回日本財政学会2004年大会（東北学院大学）報告論文。
- 日本政策投資銀行(2004)「コスト面からみた資本、労働の動き」『調査』第60号。
- Barro, R. J. and G. S. Becker (1989) “Fertility Choice in a Model of Economic Growth,” *Econometrica*, Vol.57, No.2, pp.481-501.
- Becker, G. S., and R. J. Barro (1988) “A Reformulation of the Economic Theory of Fertility,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.103, pp.1-25.
- Becker, G. S., M. Murphy and R. Tamura (1990) “Human Capital, Fertility, and Economic Growth,” *Journal of Political Economy*, Vol.98, No.5-2, pp.S12-S37.
- Cigno, A. (1993) “Intergenerational Transfers without Altruism. Family, Market and State,” *European Journal of Political Economy*, Vol.9, pp.505-518.
- Folbre, N. (1994) “Children as Public Goods,” *American Economic Review*, Vol.84, pp.86-90.
- Groezen, B.V., T. Leers and L. Meijdam (2003) “Social Security and Endogenous Fertility: Pensions and Child Allowances as Siamese Twins,” *Journal of Public Economics*, Vol.87, pp.233-251.
- Kato, H. (1999) “Overlapping Generation Model with Endogenous Population Growth,” *Journal of Population Problems*, Vol.25, pp.15-24.
- Morand, O. F. (1999) “Endogenous Fertility, Income Distribution and Growth,” *Journal of Economic Growth*, Vol.4, pp.331-349.
- Tamura, R. (1994) “Fertility, Human Capital and the Wealth of Families,” *Economic Theory*, Vol.4, pp.593-603.

IPSS Discussion Paper Series 既刊論文（直近分）

No	著者	タイトル	刊行年月
2005-01	加藤久和	年金財政の持続可能性と経済成長について	2005年5月
2005-02	府川哲夫	国保老人の外来受診者1人当たり医療費	2005年8月
2005-03	稲垣誠一	Projections of the Japanese Socioeconomic Structure Using a Microsimulation Model (INAHSIM)	2005年10月
2005-04	Takashi Oshio and Satoshi Shimizutani	The impact of social security on income, poverty, and health of the elderly in Japan	2005年10月
2005-05	熊谷成将・泉田信行・山田武	医療保険政策の時系列的評価	2005年10月
2005-06	酒井正	社会保険料の事業主負担は本当に労働者が負担しているのか？	2005年11月
2005-07	阿部彩	日本における相対的剥奪指標と貧困の実証研究	2005年12月
2005-08	阿部彩	児童手当による子供の効用への影響	2006年3月
2005-09	菊地英明	社会的排除—包摂とは何か？——概念整理の試み	2006年3月
2005-10	府川哲夫	企業による福利厚生の変向	2006年3月
2006-01	加藤久和	基礎年金の負担：税か保険料か？	2006年7月