



成人寿命の増加と国民貯蓄率に関する実証研究

衣笠, 智子

(Citation)

国民経済雑誌, 194(3):57-74

(Issue Date)

2006-09

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD01)

<https://doi.org/10.24546/00056100>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00056100>



成人寿命の増加と 国民貯蓄率に関する実証研究^{*}

衣 笠 智 子

本稿の目的は、成人寿命のレベルと増加の速度の国民貯蓄率への効果を分析することである。成人寿命を考慮した世代重複モデルに基づき、クロスカントリーデータを用いて計量的に分析する。二世代の世代重複モデルを用いた理論より、高い成人寿命は経済が成長しているならば高い貯蓄率を促し、急速な成人寿命の増加は、経済成長率に関わらず、貯蓄率に正の効果があるということが導かれた。実証研究において、平均寿命のデータとモデル生命表を用いて、成人寿命の実証分析に適した成人生存指標を構築し、利用した。世界全体のデータの分析結果から、経済が成長している場合には、高い成人寿命は貯蓄率を増加させるという仮説が支持されたが、急速な成人寿命の増加の国民貯蓄率への効果は有意ではなかった。西欧諸国のみのデータで分析を行ったところ、成人寿命の急速な増加は、国民貯蓄率に正の効果があることが観測された。

キーワード 成人寿命、国民貯蓄率、世代重複モデル、生命表

1 は じ め に

経済発展とともに、人口転換と呼ばれる現象が見られ、出生率、死亡率が低下するということは、周知の事実であり、人口転換初期においては、幼児死亡率が急速に低下する。成人死亡率は、やや遅れて低下し、平均寿命は増加し続ける。成人寿命の経済発展へのインプリケーションは、出生率の変化のものほどは大きな注目を集めておらず、比較的新しい研究テーマである。本研究では、成人寿命の貯蓄への効果に焦点を当て、成人寿命の増加は一つの重要な経済発展の源であると結論付けている。貯蓄は、資本蓄積を促し、経済発展を促進させるので、貯蓄率の決定要因を研究することは、重要なことであろう。また、実際、経済発展初期には、貯蓄率は低いですが、寿命が増加するにつれ、貯蓄率が増加し、20世紀に多くの国で、貯蓄率が大きく増加した。特に、日本、韓国など、東アジア諸国では、第二次世界大戦後、寿命、貯蓄率とも急速に増加した。

貯蓄の決定理論としては、ライフサイクルモデルが主流であり、各期の消費は、生涯所得を考慮して決定され、ある年齢で退職すると分かっている場合は、若年期に働き、貯蓄をし、

退職後貯蓄を取り崩して消費するということになる。¹⁾この概念に基づくと、人口の年齢構成は、貯蓄率に大きな影響を及ぼす。生産年齢人口は、より多く貯蓄し、高齢者は貯蓄を取り崩すからである。また、若年者は、親の消費を増加させることから、若年人口が高いと貯蓄が低くなりうる。Higgins and Williamson [1997] や Kelley and Schmidt [1996] は、東アジア諸国の急速な出生率の低下が、急速な貯蓄の増加をもたらしたと結論付けている。Lee, Mason, and Miller [2000, 2001a, 2001b] によるシミュレーション分析や、家計データに基づく Deaton and Paxson [2000] の実証研究でも、人口の年齢構成は、貯蓄率の重要な決定要因であるとしている。本研究では、成人寿命の増加の貯蓄に対する効果は若年人口の変化の効果よりも大きなものであると結論付けている。

成人寿命の増加は、高齢期に生き残る確率が増加するため、若年者の貯蓄を増加させうる。この考えは、新しいものではなく、寿命と貯蓄の関係は、Yaari [1965] をはじめ、多くの理論的研究がなされてきた。²⁾また、実証面でも、Bloom, Canning and Graham [2003], Doshi [1994], Kageyama [2003] らにより、平均寿命と貯蓄率は正の相関があり、高い平均寿命は貯蓄率を増加させることが見出されてきた。しかし、過去の研究においては、十分に理論と整合的な実証研究がなされておらず、また、平均寿命のデータは幼児死亡率の情報を含むため、成人寿命の適切な指標とはいえない点が問題である。

本稿の構成は以下のようになる。第2節で理論モデルを紹介する。世代重複モデルを用いて、既存の研究を動学的な分析に拡張させたものである。このモデルのインプリケーションは、国民貯蓄率は成人寿命のレベルと増加の速度に影響されるということである。成人寿命が一定であれば、急速な寿命の増加は高い貯蓄率をもたらすことになる。急速に成人寿命が増加すると、退職後の期間が増加することになり、より短い期間で富が蓄積されるようになるからである。第3節では、本研究の分析で用いられる成人生存指標の定義を述べる。多くの先行研究は、平均寿命のデータを用いて分析しているが、これは、幼児寿命の情報を含んでいるので、成人寿命の正しい指標であるとはいえない。そこで、生命表から60歳以上に生きた延べ年数の30歳から60歳までに生きた延べ年数に対する比を算出し、それを成人生存指標として用いることにした。第4節では、クロスカントリーデータを用いて、貯蓄率の決定要因を推定している。分析結果は、高い成人寿命は国内総生産が成長しているならば、高い貯蓄率を導くという仮説を支持している。また、西欧諸国のサンプルのみで分析を行うと、急速な成人寿命の増加は、高い貯蓄率を導くことが示唆されたが、世界全体のデータや西欧以外の地域のサンプルで分析を行ったところ、急速な成人寿命の増加と貯蓄率との有意な正の相関は見出せなかった。最後に、第5節で本研究の結論と今後の研究課題について議論する。

2 理論的背景

ここでは、2期間の世代重複モデルを用いて、寿命の増加の効果国民貯蓄率に及ぼす影響について説明する。経済に若年者と高齢者の2種類の消費者が存在すると仮定する。若年者は働くが、高齢者は退職している。全ての消費者は、若年期には生存するが、高齢期に全てが生存するとは限らないとし、 t 期の若年者が高齢期まで生存する確率を q_t とする。若年者は自分が高齢期にまで生き残るかどうかは分からないが、生存する確率は知っているものとする。生存率 q の増加の効果で、成人寿命の増加の貯蓄率への影響を分析することにする。長寿リスクに対する無料の年金保険が利用可能であるとし、消費者は、年金保険の形で貯蓄することになる。

消費者は固定的な異時点間の代替の弾力性を持つ (CIES) 効用関数を仮定し、生涯効用関数 $V_t = \frac{c_{1,t}^{1-\theta}}{1-\theta} + \delta q_t \frac{c_{2,t+1}^{1-\theta}}{1-\theta}$ を最大化するとする。若年期と高齢期の消費の額を決定させる。 t 期の若年者の生涯の予算制約式は $w_t A_t = c_{1,t} + \frac{q_t}{1+r_{t+1}} c_{2,t+1}$ となる。ここで、 $c_{1,t}$ は若年期の消費で、 $c_{2,t+1}$ は高齢期の消費である。 δ は割引因子で、 $\delta = 1/(1+\rho)$ 、 ρ は割引率で定義される。 $1/\theta$ は異時点間の消費の代替の弾力性である。 r_{t+1} は利子率、 A_t は労働増加的な技術進歩で、 w_t 効率的労働1単位あたりの賃金である。 t 期の若年者の貯蓄は、賃金収入から消費を引いた額で求められ、 t 期の若年者の貯蓄の、賃金収入に占める割合を ψ_t とすると、 $\partial \psi_t / \partial q_t > 0$ となる。直観的説明として、寿命が延びると、若年者は貯蓄を増加させる。生存率が低い場合は、老後に貯蓄を消費できる確率が低いので、貯蓄をするインセンティブが小さく、より現在消費しようとする。生存率が高いと、より、老後に備えて貯蓄することになるからである。

国内総生産 (GDP; Y_t) は、労働集約的な技術進歩がある、コブ=ダグラス生産関数で表現されるとする。すなわち、 $Y_t = K_t^\phi L_t^{1-\phi}$ で表現されるとする。 ϕ は資本分配率で、 $0 < \phi < 1$ である。 $L_t = A_t N_{1,t}$ は効率性単位で測られた労働供給である。 $N_{1,t}$ は、若年者の人口であり、 A_t は技術水準、 K_t は資本ストックを示す。小国開放経済を仮定し、一国の経済は世界経済に比して十分小さいもので、実質利子率は世界利子率で外生変数であり、変化しないものとする。小文字の変数を効率的労働者一人当たりのものであるとすると、効率的労働者一人当たりの生産 y_t は、 $y_t = k_t^\phi$ で表される。利子率と効率労働者一人当たり資本ストックの関係は、 $k_t^\phi - \xi = r_{w,t}$ で表され、資本の限界生産物と要素価格が等しくなる点で各国の効率的労働当たり資本ストックが決定する。効率労働者一人当たり資本ストックは、 $k_t = [\phi / (r_{w,t} + \xi)]^{1/(1-\phi)}$ で決定され、世界利子率が一定ならば、効率労働者一人当たり資本ストックは一定である。以後、世界利子率は r_w^* で一定とする。このとき、効率労働者一人当たり資本ストックは k^* で

一定となる。

総国民貯蓄は、若年者の貯蓄から高齢者の貯蓄の取り崩しを引き、減価償却分を加えたものになる。総国民貯蓄率は、総国民貯蓄率を国内総生産で割ったものになり、次の式で表される。

$$S_t/Y_t = (1-\phi)[\Psi_t(q_t) - \Psi_{t-1}(q_{t-1})/gn] + \xi k^{*1-\phi} \quad (1)$$

ここで、 $n-1$ は人口成長率、 $g-1$ は技術進歩率である。定常状態において、生存率が一定であるとすると、定常状態での国民貯蓄率は、次の式で表される。

$$\left(\frac{S}{Y}\right)^* = (1-\phi)\Psi_t(q^*, k^*) \frac{gn-1}{gn} + \xi k^{*1-\phi} \quad (2)$$

ここで、 $*$ は定常状態の値であるとする。(2)式を定常状態での生存率 q^* で偏微分すると、 $\partial(S/Y)^*/\partial q^* = [\partial(1-\phi)\Psi^*/\partial q^*](gn-1)/gn$ となり、定常状態での生存率のレベルの上昇は、必ずしも、貯蓄率を上昇させるとは限らず、その効果はGDP成長率に依存している。ライフサイクルモデルの基本的なインプリケーションと対応していることが分かる。まず、Modigliani and Brumberg [1954] に示されるように、純貯蓄率は経済成長がなければ、($gn=1$ ならば) ゼロである。また、ライフサイクルモデルを拡張した、Mason [1981, 1987] や Fry and Mason [1982] らの可変経済成長率モデル (Variable rate of growth model) では、貯蓄率は次の式で表される。

$$S/Y \approx \beta_0 + (A_c - A_y)(gn-1) \quad (3)$$

ここで、 A_c は平均消費年齢 (mean age of consumption)、 A_y は平均所得年齢 (mean age of earning) である。成人寿命の増加は平均所得年齢を増加させずに平均消費年齢を増加させるので、GDPが成長しているならば、成人寿命の増加の国民貯蓄率に対する効果は正になる。

定常状態外での生存率増加の効果を吟味するために、 t 期の生存率の増加の効果を分析することにする。(1)式より、 t 期の生存率の増加は、 t 期以前の貯蓄率には影響を及ぼさない。(1)式を t 期の生存率で偏微分すると、 $\partial(S_t/Y_t)/\partial q_t = (1-\phi)\partial\Psi_t(q_t)/\partial q_t$ となり、 $\partial\Psi_t/\partial q_t > 0$ なので、 t 期の生存率の増加の t 期の国民貯蓄率に対する効果は正である。これは、GDP増加率に影響されない。 t 期の生存率の増加は、 t 期の若年者の貯蓄のみを増加させ、高齢者の貯蓄取り崩しに影響しないので、GDPの増加率に関わらず、貯蓄率を上昇させることになる。(1)式より、 t 期の生存率の増加の、 $t+1$ 期の国民貯蓄率への効果は $\partial(S_{t+1}/Y_{t+1})/\partial q_t = -(1-\phi)[\partial\Psi_t(q_t)/\partial q_t]/gn$ で、表され、 t 期の生存率の増加は、 $t+1$ 期の高齢者の貯蓄取り崩しを増加させることになり、国民貯蓄率を減少させることになる。以上の点から、成人寿命のレベルは必ずしも国民貯蓄率を増大するかどうかは分からない。成人寿命が急速に増加している場合は、若年者の貯蓄が常に増加することになり、国民貯蓄率を増大することになる。

ここで、生存率が t 期に増加し、その増加が恒久的なものであった場合と、生存率が t 期か

ら連続的に増加した場合の貯蓄率への効果を考えてみることにしよう。歴史的な経験上、成人寿命は低く一定であったが、ある一定の時期から、増加しつづけるようになったことを考慮すると、これらの効果を議論することは重要であろう。 t 期に生存率が恒久的に増加した場合は、 t 期においては生存率は若年者の貯蓄のみを増加させ、高齢者の貯蓄の取り崩しに影響しないので、貯蓄率は大きく増加するだろう。 $t+1$ 期においては、高齢者の貯蓄の取り崩しが増加し、 t 期に比べて貯蓄率は減少するであろう。 $t+1$ 期の貯蓄率が t 期より前の貯蓄率より高いかどうかは、GDPの成長率に依存する。GDPが成長していれば、 $t+1$ 期以降の貯蓄率は $t-1$ 期以前のものより大きくなる。生存率が t 期から継続的に増加していくとすると、 t 期においては、国民貯蓄率は増加する。 $t+1$ 期以降、継続的に貯蓄率が増加しつづけるかどうかは、GDP成長率に依存する。

3 成人生存指標の定義

ほとんどの寿命に関する実証分析を行っている研究では、寿命のデータに平均寿命 (Life expectancy at birth)、すなわち生まれた時点での寿命を用いている。平均寿命は、幼児死亡率に大きく影響されるため、成人寿命の適切な指標であるとはいえない。そこで、生命表から成人生存指標を作成し、分析を行うことにする。生命表は、第4節の実証研究に用いられるクロスカントリーデータでは、利用できるデータが非常に限られている。一方、平均寿命のデータは多くの国、年代から得ることができる。そこで、Coale and Demeny [1983] のモデル生命表から平均寿命と成人生存指標の関係を推定し、その推定結果を用いて、平均寿命のデータから成人生存指標を計算することにする。成人生存指標は、非割引成人生存指標と割引成人生存指標の二種類のものを作成する。まず、非割引成人生存指標 (q_{UN} で表す) を60歳以上の生存年数の30歳から59歳までの生存年数の比で定義し、次の式で表すことにする。

$$q_{UN} = T_{60} / (T_{30} - T_{60}) \quad (4)$$

ここで、 T_x は x 歳以上の生存年数で、生命表より得られる。

ここで、より高い年齢の生存数については、割引かれて評価されうる。このことを考慮して、割引成人生存指標 (q_{PV} で表す) を次のように定義することにする。

$$q_{PV} = \frac{\sum_{x=60}^M e^{-rx} L_x}{\sum_{x=30}^{59} e^{-rx} L_x} \quad (5)$$

r は割引率であり、これは、各国により異なると考えられるが、ここでは、単純化のため、 $r=0.05$ と仮定して分析を行った。 L_x は、 x 歳から $x+1$ 歳までの生存年数で、生命表より得られる。Coale and Demeny の西欧のパターンのモデル生命表より、平均寿命と割引、非割引成人生存指標との関係を男女別にそれぞれ計測した。⁴⁾

4 クロスカントリーデータによる実証分析

4.1 モデルとデータ

国民貯蓄率の決定要因に関する実証研究は、多くなされてきたが、人口要因の貯蓄の決定要因を分析する際には、理論との整合性を考えてモデルの定式化を慎重に行う必要があるだろう。Leff [1969] は、貯蓄率の決定要因として、年少人口指数と老年人口指数の効果を考慮し、クロスカントリーデータを用いて実証分析を行い、年少人口および老年人口は、貯蓄率に負の効果を及ぼすことを見出した。ここで、年少人口指数とは、14歳以下の人口（年少人口）の15歳から64歳までの人口（生産年齢人口）に対する比で、老年人口指数は65歳以上の人口（老年人口）の生産年齢人口に対する比である。老年人口指数は、過去の出生率、死亡率や寿命、また、移民の変化による年齢構成の変化に影響され、これらの要因を分けて分析することはできない。Fair and Dominguez [1991] は、それぞれの年齢の人口の消費に対する効果は多項式の制約を課すことができると仮定した。 j 歳の人口の所得に占める消費の割合の効果 α_j は、 $\alpha_j = \gamma_0 + \gamma_1 j + \gamma_2 j^2$ で表した。Higgins [1994, 1998], Higgins and Williamson [1997], Williamson and Higgins [2001] も多項式の年齢の効果を仮定し、人口の貯蓄への効果の分析を行った。これらの研究は、年齢構造の変化が貯蓄に大きく影響するとし、人口転換、特に出生率の変化は、貯蓄に大きな影響を及ぼすと結論付けた。Mason [1981, 1987], Fry and Mason [1982], Kelley and Schmidt [1996] は、可変成長率モデル（VRG モデル）に基づき、年少人口指数の貯蓄率への効果を実証分析した。VRG モデルは、GDP 成長率の貯蓄率の効果は、消費および所得の年齢プロファイルに依存するというものであった。彼らは、年少人口はライフサイクル消費のタイミングを変化させ、消費および所得の年齢プロファイルを変化させると主張し、貯蓄率 (S/Y) は $S/Y = f(Y_{gr}, D1 \cdot Y_{gr}, D1)$ で表されると仮定し、⁵⁾実証研究を行った。ここで、 $D1$ は若年人口指数、 Y_{gr} は経済成長率である。若年人口指数と経済成長率の交差項の係数は負で有意であり、彼らの実証研究はVRG モデルが成立することを示唆した。VRG モデルの推定方法は、理論と整合的である点が望ましい。しかし、定常状態のみの関係を扱っており、人口変化の動学的な効果を考慮していない点が問題である。以上に紹介した、人口の貯蓄に対する影響に関しての研究では、成人寿命の効果は分析されていなかった。寿命の効果の分析としては、Bloom, Canning and Graham [2003], Doshi [1994], Kageyama [2003] らが平均寿命の貯蓄率に対する効果を分析してきたが、幼児死亡率に大きく影響される平均寿命のデータを用いている点、また、理論的と整合的な計量モデルの定式化については、さらに議論の必要な点である。

計量モデルは、第2節で紹介された世代重複モデルから導かれた、成人寿命の2種類の影響を考慮している。一つは、定常状態での影響、もう一つは、定常状態外での影響である。

世代重複モデルから、成人寿命のレベルの貯蓄率への影響は、GDPの成長率に依存し、GDPが成長していれば、その影響は正であると考えられる。定常状態外においては、急速な成人寿命の増加は貯蓄率を増加させる。以上のことと、主要な先行研究のインプリケーションを考慮して、次式を推定することにする。

$$\frac{S}{Y} = \beta_0 + \beta_1 q \cdot Y_{gr} + \beta_2 \Delta q + \beta_3 Y_{gr} + \beta_4 D1 \cdot Y_{gr} + \beta_5 PRI + \varepsilon \quad (6)$$

ここで、 S/Y は総国民貯蓄率である。 q は成人寿命であるが、成人寿命の変数として、前節により定義された、割引成人生存指標 (q_{UN})、非割引成人生存指標 (q_{PV}) を考える。また、世界銀行のデータから、成人死亡率 (adult mortality) のデータを利用し、15歳の人口が60歳まで生き残る確率で測った、成人生存率の値を計算した。これを q_{15-60} と表すことにする。本稿の理論モデルに基づいた実証研究を行うという点で、割引成人生存指標や非割引成人生存指標はより好ましい成人寿命の指標であると考えられよう。 Y_{gr} は GDP 成長率である。前節の定常状態に関する理論により、成人寿命のレベルは、必ずしも国民貯蓄率を増加させるとは限らず、成人寿命の国民貯蓄率に対する効果は GDP 成長率に依存することから、成人寿命と GDP 成長率の交差項を考慮している。また、筆者の仮説によると、この係数は正である。 Δq は、10年間、または20年間の成人寿命の増加であり、急速な成人寿命は GDP 成長率に関わらず、国民貯蓄率を増大させるという仮説が前節から導かれるため、この係数も正であると予想される。Fry and Mason [1982] や、Mason [1981, 1987] により、年少人口指数 (14歳以下の人口の15歳から64歳までの人口に対する比、 $D1$ で表す) と GDP 成長率の交差項を含むことにした。この効果は負であると予想される。GDP 成長率の貯蓄率に対する効果は、(6)式を Y_{gr} で偏微分して計算され、 $\beta_1 q + \beta_3 + \beta_4 D1$ となる。係数 β_3 自体は、特別な経済的意味はなく、成人寿命と年少人口指数の影響で生にも負にもなり得る。Mason [1987] により、定常状態における GDP 成長率の効果は、平均消費年齢と平均所得年齢の差に等しくなるという結果になる。また、Taylor [1995] や、Higgins and Williamson [1997] により、投資財の相対価格 (PRI) を考慮して分析されている。⁷⁾ また、 β_0 は定数項、 ε は誤差項であり、各年のダミーも含めて分析がなされている。

1970年から2000年までの10年毎のデータを用いており、データの説明は付録2に記されている。データは世界各国のデータで、付表1には変数のリスト、付表2には変数の標本数、平均、標準偏差の要約が示されている。付表2より、データの特徴として、貯蓄率は、1970年代には平均の貯蓄率は4つの期間の中で一番高かったが、1980年代には貯蓄率は大きく低下し、その後にはまた、増加した。非割引・割引成人生存指標は、サンプル期間を通じて増加している。

4.2 分析結果

最小二乗法および二段階最小自乗法で貯蓄率の決定要因について世界全体のデータを用いて分析を行った結果は、表 1 に示されている。成人寿命と GDP 成長率の交差項は、OLS, 2SLS とともに、どのモデルにおいても正で有意であり、定常状態で成人寿命のレベルは GDP が成長していれば国民貯蓄率にプラスの効果がある。過去 10 年、20 年における成人寿命の増加の貯蓄率に対する効果については、OLS, 2SLS とともにどのモデルにおいても有意な正の効果

表 1 クロスカントリーデータによる、国民貯蓄率の決定要因に関する実証分析結果

OLS	(1) $q=q_{UN}$	(2) $q=q_{UN}$	(3) $q=q_{PV}$	(4) $q=q_{PV}$	(5) $q=q_{15-60}$	(6) $q=q_{15-60}$
$q \cdot Y_{gr}$	12.397*** (2.520)	11.443*** (3.383)	50.847*** (10.221)	48.467*** (13.692)	7.430*** (1.548)	4.364* (2.346)
Δq (10年)	-0.036 (0.353)		-0.954 (1.374)		-0.087 (0.093)	
Δq (20年)		0.003 (0.257)		-0.730 (1.014)		-0.118 (0.109)
Y_{gr}	-4.389** (2.162)	-3.394 (2.877)	-4.756** (2.227)	-3.962 (2.960)	-3.055 (1.965)	0.442 (2.797)
$D1 \cdot Y_{gr}$	-3.240 (2.587)	-5.171 (3.494)	-3.514 (2.540)	-5.253 (3.433)	-6.031*** (2.301)	-9.857*** (3.047)
PRI	-0.005 (0.005)	-0.004 (0.007)	-0.005 (0.005)	-0.004 (0.007)	-0.003 (0.005)	-0.005 (0.007)
定数項	0.145*** (0.018)	0.108*** (0.019)	0.147*** (0.019)	0.115*** (0.019)	0.149*** (0.019)	0.128*** (0.018)
R^2	0.266	0.282	0.264	0.280	0.277	0.258
観測数	440	340	440	340	413	319
P 値, Y_{gr}	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
P 値, 年ダミー	0.004	0.617	0.004	0.493	0.007	0.367
Y_{gr} 効果	0.660	0.696	0.682	0.750	0.472	0.459
2SLS	(7) $q=q_{UN}$	(8) $q=q_{UN}$	(9) $q=q_{PV}$	(10) $q=q_{PV}$	(11) $q=q_{15-60}$	(12) $q=q_{15-60}$
$q \cdot Y_{gr}$	39.353*** (11.549)	45.032*** (14.001)	156.114*** (46.565)	178.977*** (55.551)	18.378*** (6.873)	24.541*** (9.228)
Δq (10年)	-1.937*** (0.573)		-7.239*** (2.191)		-0.3844** (0.168)	
Δq (20年)		-1.741*** (0.521)		-6.8184*** (1.944)		-0.790** (0.359)
Y_{gr}	-18.114** (10.174)	-22.795* (11.910)	-18.389* (10.411)	-23.1374* (12.059)	-6.5002 (9.004)	-13.927 (11.335)
$D1 \cdot Y_{gr}$	4.400 (10.515)	8.906 (12.564)	2.7277 (10.124)	7.3076 (11.991)	-10.2774 (8.390)	-2.076 (11.484)
PRI	0.004 (0.009)	-0.002 (0.008)	0.006 (0.009)	-0.0005 (0.008)	0.0138 (0.011)	0.012 (0.012)
定数項	0.097 (0.065)	0.130*** (0.046)	0.091 (0.065)	0.1202*** (0.046)	0.0039 (0.067)	0.034 (0.047)
観測数	384	294	384	294	363	277
P 値, Y_{gr}	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
P 値, 年ダミー	0.001	0.011	0.001	0.012	0.131	0.144
P 値, Hausman	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Y_{gr} 効果	3.110	3.447	3.093	3.533	3.915	4.464

(注) 従属変数は国民貯蓄率である。括弧内の数値は標準誤差である。分析には年ダミーが含まれているが、表には記されていない。「P 値, Y_{gr} 」は $q \cdot Y_{gr}$, $D1 \cdot Y_{gr}$, Y_{gr} の係数が全てゼロであるという帰無仮説に対する F テストの P 値である。「P 値, 年ダミー」は全ての年ダミーが 0 であるという帰無仮説に対する F テストの P 値である。「P 値, Hausman」は Y_{gr} が外生変数であるという帰無仮説の Hausman テストの P 値である。*** は 1% 水準で有意, ** は 5% 水準で有意, * は 10% 水準で有意であることを示す。

が観測されず、OLSのモデル(2)の分析を除いては、負の効果が観測され、2SLSにおいては、すべての分析において、有意な負の効果が観測され、仮説に反するものであった。年少人口指数の係数はOLSの分析結果ではすべての推定式において負であるが、モデル(5)、(6)のみ統計的に有意であった。2SLSの分析においては、どのモデルにおいても年少人口の効果は統計的に有意ではなかった。GDP成長率の係数はすべての推定結果において負であるが、GDP成長率の貯蓄率に対する効果を全データの平均の成人寿命と若年人口指標の値で計測すると、どの値も正であり、OLSでは0.46から0.75の間であり、2SLSの分析では、3.09から4.46の間となり、高い経済成長は高い貯蓄率をもたらす、2SLSの分析結果においての方が高い成長率が示唆された。投資財の価格はどの分析においても、有意な効果は見られなかった。

表1の世界全体のデータの分析では、10年および20年間の成人寿命の増加は、国民貯蓄率に対して有意な正の効果があることが見出せなかった。しかし、経済が成長している場合の、成人寿命の正の効果は非常に強いものであると考えられる。ここで、世界のパネルデータの分析では、多様な性質の国を一括して実証分析を行っている点が問題である。社会的背景が比較的類似している地域に焦点を当て、分析することが重要であろう。ここで、各地域を西欧諸国、アジア、アフリカ、ラテンアメリカ、中東に分け、それぞれの地域で貯蓄率の決定要因を推定することにした。⁹⁾

西欧諸国、アジア諸国における分析結果は表2に示されている。西欧諸国でサンプルを限定した場合は、すべてにおいて理論的モデルの仮説に合致した結果となっている。成人寿命とGDP成長率の交差項はすべて正でほとんどのモデルにおいて有意である。また、10年間、20年間の成人寿命の増加の国民貯蓄率に対する効果は、OLSのより好ましい成人寿命の指標を用いた場合(モデル1-4)には、全て正で有意であった。2SLSの分析結果においては、より好ましい、成人寿命の指標を用いた場合において、10年間の成人寿命の増加の効果は正で有意であるのに対し、20年間の成人寿命の増加の効果は有意ではなかった。投資財の価格(PRI)は全てのOLSの分析結果と一つの2SLSの分析結果において正で有意であった。若年人口とGDP成長率の交差項はOLSの分析結果では一つのモデルにおいて、2SLSの分析結果では全てのモデルにおいて、国民貯蓄率と有意な負の相関が観測された。平均の成人寿命、若年人口におけるGDP成長率の国民貯蓄率の効果は、2SLSの二つのモデルにおいて負であるが、他のモデルではすべて正であった。投資財価格の係数は、全てのOLS、2SLSの推定において正で有意であった。このことは、利子率の代替効果は所得効果より大きいということを示しているのであろう。つまり、高い利子率は、将来のために貯蓄する動機を高めるであろう。全体的に、西欧諸国の分析では、成人寿命のレベルと増加について、理論的仮説に当てはまる分析結果となった。

表 2 欧米・アジアのデータによる国民貯蓄率の決定要因に関する実証分析結果

OLS	欧 米					
	(1) $q = q_{UN}$	(2) $q = q_{UN}$	(3) $q = q_{PV}$	(4) $q = q_{PV}$	(5) $q = q_{15-60}$	(6) $q = q_{15-60}$
$q \cdot Y_{gr}$	17.708*** (5.880)	14.366** (7.750)	80.963*** (25.943)	67.304** (34.630)	13.814** (6.234)	11.056 (7.068)
Δq (10年)	1.714*** (0.493)		7.489*** (2.175)		0.552 (0.421)	
Δq (20年)		0.882*** (0.326)		3.768*** (1.419)		0.311 (0.396)
Y_{gr}	-8.549** (3.957)	-6.873 (4.975)	-10.447** (4.458)	-8.654 (5.700)	-8.764* (5.204)	-7.185 (5.853)
$D1 \cdot Y_{gr}$	-6.404 (4.305)	-6.067 (4.832)	-6.425 (4.335)	-6.059 (4.885)	-11.257** (5.244)	-9.038 (5.520)
PRI	0.029*** (0.008)	0.085*** (0.028)	0.029*** (0.008)	0.086*** (0.029)	0.033*** (0.011)	0.096*** (0.032)
定数項	0.204*** (0.019)	0.097*** (0.027)	0.204*** (0.019)	0.097*** (0.028)	0.198*** (0.022)	0.110*** (0.029)
$\bar{R}^2$	0.4208	0.4369	0.4186	0.435	0.343	0.366
観測数	133	103	133	103	129	102
P値, Y_{gr}	0.000	0.017	0.000	0.014	0.031	0.175
P値, 年ダミー	0.000	0.111	0.000	0.112	0.005	0.114
Y_{gr} 効果	0.436	0.179	0.343	0.285	0.522	0.328
2SLS	(7) $q = q_{UN}$ (8) $q = q_{UN}$ (9) $q = q_{PV}$ (10) $q = q_{PV}$ (11) $q = q_{15-60}$ (12) $q = q_{15-60}$					
	(7) $q = q_{UN}$	(8) $q = q_{UN}$	(9) $q = q_{PV}$	(10) $q = q_{PV}$	(11) $q = q_{15-60}$	(12) $q = q_{15-60}$
$5q \cdot Y_{gr}$	32.882** (13.994)	23.981 (22.329)	143.963** (60.832)	107.1307 (95.068)	42.2633 (26.128)	1.156 (24.989)
Δq (10年)	2.096** (0.855)		10.152** (3.967)		0.2264 (0.644)	
Δq (20年)		0.458 (0.460)		2.3584 (2.092)		0.368 (0.515)
Y_{gr}	-15.428* (9.297)	-9.293 (15.236)	-17.787* (10.310)	-11.3875 (16.510)	-27.3296 (23.840)	9.028 (22.675)
$D1 \cdot Y_{gr}$	-17.376** (8.057)	-20.831* (12.430)	-18.2741** (7.884)	-21.3044* (12.094)	-42.8604*** (10.080)	-44.174*** (13.148)
PRI	-0.020 (0.052)	0.034 (0.061)	-0.017 (0.051)	0.0343 (0.059)	0.0048 (0.047)	0.093* (0.051)
定数項	0.308*** (0.055)	0.176*** (0.053)	0.303*** (0.055)	0.173*** (0.050)	0.3558*** (0.073)	0.136*** (0.060)
観測数	107	82	107	82	103	79
P値, Y_{gr}	0.000	0.007	0.000	0.005	0.000	0.002
P値, 年ダミー	0.000	0.128	0.000	0.105	0.000	0.304
P値, Hausman	0.000	0.025	0.000	0.022	0.001	0.132
Y_{gr} 効果	-0.022	0.072	-0.197	0.221	-0.879	0.099
OLS	ア ジ ア					
	(1) $q = q_{UN}$	(2) $q = q_{UN}$	(3) $q = q_{PV}$	(4) $q = q_{PV}$	(5) $q = q_{15-60}$	(6) $q = q_{15-60}$
$q \cdot Y_{gr}$	11.851* (6.219)	5.616 (9.075)	46.822* (25.723)	27.776 (36.320)	2.808 (4.657)	-0.365 (6.247)
Δq (10年)	-0.685 (0.919)		-3.389 (3.411)		-0.158 (0.226)	
Δq (20年)		0.322 (0.901)		0.343 (3.402)		-0.028 (0.207)
Y_{gr}	-1.767 (5.232)	3.419 (7.356)	-1.835 (5.430)	2.338 (7.508)	4.821 (5.373)	8.886 (7.162)
$D1 \cdot Y_{gr}$	-7.724 (6.573)	-15.521* (8.936)	-8.103 (6.411)	-14.800* (8.682)	-15.819*** (5.734)	-22.003*** (7.585)
PRI	0.165*** (0.074)	0.196*** (0.064)	0.171** (0.073)	0.202*** (0.067)	0.143*** (0.047)	0.132*** (0.048)
定数項	0.065 (0.049)	0.008 (0.092)	0.065 (0.049)	0.021 (0.091)	0.093 (0.059)	0.079 (0.063)
$\bar{R}^2$	0.4848	0.5564	0.4862	0.556	0.487	0.560
観測数	61	48	61	48	58	45
P値, Y_{gr}	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
P値, 年ダミー	0.811	0.955	0.810	0.949	0.205	0.598
Y_{gr} 効果	1.452	1.052	1.492	1.078	1.436	1.143
2SLS	(7) $q = q_{UN}$ (8) $q = q_{UN}$ (9) $q = q_{PV}$ (10) $q = q_{PV}$ (11) $q = q_{15-60}$ (12) $q = q_{15-60}$					
	(7) $q = q_{UN}$	(8) $q = q_{UN}$	(9) $q = q_{PV}$	(10) $q = q_{PV}$	(11) $q = q_{15-60}$	(12) $q = q_{15-60}$
$q \cdot Y_{gr}$	-16.399 (31.587)	12.469 (19.813)	-70.983 (115.777)	58.1484 (77.847)	-21.6796 (19.592)	10.035 (14.565)
Δq (10年)	-2.030 (1.677)		-7.421 (6.267)		-0.0549 (0.271)	
Δq (20年)		0.200 (1.042)		1.3852 (4.472)		0.056 (0.399)
Y_{gr}	25.655 (27.193)	1.465 (16.931)	26.675 (25.442)	-0.1313 (16.916)	36.3666 (24.314)	1.190 (16.745)
$D1 \cdot Y_{gr}$	-28.216 (26.022)	-17.202 (19.641)	-27.8701 (23.262)	-16.737 (18.638)	-32.514 (20.196)	-22.181 (15.284)
PRI	0.257 (0.186)	0.052 (0.131)	0.248 (0.177)	0.0502 (0.133)	0.2549 (0.172)	0.037 (0.147)
定数項	-0.299 (0.261)	0.052 (0.169)	-0.301 (0.253)	0.0437 (0.170)	-0.4114 (0.315)	0.106 (0.199)
観測数	55	42	55	42	54	41
P値, Y_{gr}	0.001	0.001	0.791	0.001	0.010	0.000
P値, 年ダミー	0.810	0.690	0.001	0.681	0.594	0.448
P値, Hausman	0.000	0.014	0.000	0.012	0.000	0.008
Y_{gr} 効果	7.520	2.054	7.513	2.058	8.123	1.651

(注) 表1の注に同じ。

アジア、アフリカおよびラテンアメリカ（付表3）の分析結果は、西欧諸国とは異なるものであり、理論的モデルを部分的にしか支持しないものであった。OLSの分析結果によると、すべての地域においてより好ましい成人寿命の指標とGDP成長率の交差項の係数は正であった。アジアでは、モデル（2）と（4）において、成人寿命とGDP成長率の交差項の貯蓄に対する効果は正で有意であった。アフリカとラテンアメリカにおいては、より好ましい成人寿命の指標を用いたほとんど全てのモデルにおいて、その効果は統計的に有意であった。2SLSでの分析結果では、アジアにおいては有意ではなかったが、アフリカでは、正で有意であった。

アジア、アフリカ、ラテンアメリカでは、定常状態外での成人寿命の増加（ Δq ）の国民貯蓄率に対して有意な正の効果を持つことは見出せなかった。アジアとラテンアメリカでは、その効果は統計的に有意ではなかった。アフリカでは、統計的に有意な効果があったが、係数は負であった。若年人口とGDP成長率の交差項は、アジアではOLSの6つの分析結果のうち、4つの結果において、国民貯蓄率と正の相関が観測されたが、アジアの2SLSによる推定や、アフリカ、ラテンアメリカでは、有意な相関は観測されなかった。アフリカでは、投資財価格の係数は、どのモデルにおいても統計的に有意ではなかったが、ラテンアメリカでは、ほとんどのモデルにおいて負で有意であった。

分析結果を要約すると、世界データを用いた実証研究では、成人寿命のレベルはGDPが成長している場合は貯蓄率に正の効果を持つことが見出された。しかし、成人寿命の増加は、貯蓄率に有意な正の効果は見出せなかった。西欧諸国のデータで分析をしたときのみ、成人寿命のレベルとGDP成長率の交差項、成人寿命の増加の両方が貯蓄率に有意な正の相関があることが見出せた。この理由として、西欧諸国の状態は我々の理論により近いと考えられる。発展途上国では、世代間の所得移転の効果が大きく、ライフサイクル仮説が成立しがたいと考えられる。また、世界全体のデータでは、成人死亡率転換の様々な段階にある国を一括して扱っている問題があることを意識する必要がある。西欧諸国の成人死亡率転換は100年以上前に始まったが、発展途上国では現在急速な成人死亡率転換を経験している地域が多い。これらの性質の違う国を一度に分析することは、問題があるであろう。また、世界データは入手可能なデータの期間が短く、人口変化の長期的な変遷を考慮すると1970年以降のデータは非常に短いものであるという点も問題である。長期にわたる歴史的なデータの分析と比較して議論することが重要であろう。

5 お わ り に

本稿では、成人死亡率転換の経済発展へのインプリケーションを、成人寿命の貯蓄率に対する効果に焦点を当て、成人寿命のレベル、および増加の速度の貯蓄率への影響を世界のデ

ータを用いて分析した。本研究を要約すると以下のようになる。第一に、理論モデルでは、定常状態と定常状態外での成人寿命の増加の国民貯蓄率への効果を分析したが、定常状態では、寿命の増加は必ずしも国民貯蓄率を増加させるとは限らず、GDPが成長しているならば高い成人寿命は国民貯蓄率を増加させるという結論になった。定常状態外では、急速な寿命の増加は、経済成長率に関わらず高い貯蓄率を導くことが示された。第二に、平均寿命のデータとモデル生命表を用いて、成人寿命の実証分析に適した成人生存指標を構築し、利用することにした。過去の研究では、寿命の変数として、平均寿命のデータが用いられている場合が多いが、平均寿命は、0歳時点での寿命であり、幼児死亡率に大いに影響を受けるため、成人寿命の適切な変数であるとはいえないからである。第三に、クロスカントリーデータを用いた実証研究によると、成人寿命のレベルと経済成長率の交差項の係数は、多くの場合において正で有意であり、経済が成長しているならば、成人寿命の増加は高い貯蓄率を促すという仮説が支持された。また、急速な寿命の増加の貯蓄率に対する効果は有意ではなかった。しかし、欧米諸国のデータのみで実証分析を行った場合、急速な寿命の増加は貯蓄率に有意な正の効果を及ぼすことが観測された。

本研究の貢献は、人口の絶えず変遷している性質を考慮し、定常状態のみならず、定常状態外の分析を行ったという点、成人寿命のデータとして、通常用いられている平均寿命のデータではなく、生命表から成人生存指標を構築した点、実証研究において、理論モデルに整合的な分析モデルを考慮した点、また、西欧諸国のデータから、理論モデルを支持する分析結果が得られたことである。今後の研究課題として、西欧諸国以外で寿命の増加の速度が国民貯蓄率と有意な正の相関を持たなかった原因をより深く考察することが重要であろう。家族間の所得移転、社会保障など、世代間の所得移転を考慮する必要もあるだろう。成人寿命の増加は貯蓄を促し、一つの重要な経済発展の要素になる。成人寿命の経済発展への効果について、より一層の研究が望まれる。

注

* 本稿作成に当たり、Andrew Mason 教授、Byron Gangnes 準教授、Sumner Lacroix 教授、Sang-Hyop Lee 準教授、Robert Retherford 教授、Xiaojun Wang 助教授、山口三十四教授、三谷直紀教授、田中康秀教授から貴重なコメントを頂いたことに感謝の意を表したい。ただし、ありうべき誤謬の責任は、すべて筆者のものである。

1) ライフサイクルモデルの概念は、Modigliani and Brumberg [1954], Tobin [1967] らにより提案された。

2) 寿命の個人貯蓄に及ぼす影響についての理論的研究は、Zilcha and Friedman [1985], Strawczynski [1993], Yakita [2001] らが、老齢期に生き残る確率が高くなると、後に消費する可能性が増加するので、個人は現在の貯蓄を増加させるということを示している。

- 3) 本稿では、高齢者の退職は外生的に決定されると仮定している。高齢者の退職が内生的である場合に関しての理論は、衣笠 [2004] で扱われている。
- 4) 男女別の平均寿命と、非割引、割引成人生存指標との関係は付録1に説明されている。
- 5) VRG モデルによると、経済成長率の国民貯蓄率に対する効果は、消費および所得の年齢プロファイルに依存するが、若年人口の増加は、若い年齢の消費を増加させる形で年齢消費プロファイルを変化させるということになる。(3)式で $(A_C - A_Y)$ は、若年人口に依存し、若年人口は $(A_C - A_Y)$ を低下させるという仮説を検定している。 A_C , A_Y は、 $A_C = \int a p_a c_a da / \int p_a c_a da$, $A_Y = \int a p_a y_a da / \int p_a y_a da$ で表される。ただし、 a は年齢、 p_a は年齢 a に生きている確率、 c_a は年齢 a での消費、 y_a は年齢 a での所得である。
- 6) ただし、割引・非割引生存指標は同一の平均寿命に対して一律の生命表を仮定して計算されたものである。そのため、各国の年齢別生存率を考慮して計算された成人寿命の指標を用いた分析結果と比較することは重要である。
- 7) 投資財の価格は、貯蓄に対し、利子率のような効果を持つと考えられるが、その効果の正負は定かではない。利子率は、若年者の代替効果・所得効果により、若年者の貯蓄を増加させる要因にも減少させる要因にもなるからである。
- 8) OLS, 2SLS で操作変数に欠損値があるため、観測数が異なっている。同じ観測数で分析を行ったが、分析結果に大きな差はなかった。
- 9) 全ての地域において係数が同じであるという帰無仮説は、F検定により棄却された。よって、各地域での実証分析の重要性は否定できない。中東は、サンプル数が少なかったため、中東のみのデータによる実証分析は省略する。

参 考 文 献

- Bloom, David, Canning, David and Graham, Bryan, "Longevity and Life-cycle Savings." *Scandinavian Journal of Economics*, 2003, 105 (3), pp. 319-338.
- Coale, Ansley and Demeny, Paul, *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. 2nd ed. New York: Academic Press, 1983.
- Deaton, Angus and Paxson, Christina, "Growth, Demographic Structure, and National Saving in Taiwan." C. Y. C. Chu and R. Lee, *Population and Economic Change in East Asia, a Supplement to Population and Development Review*. 2000, pp. 141-173.
- Doshi, Kokila, "Determinants of the Saving Rate: An International Comparison." *Contemporary Economic Policy*, 1994, 12, pp. 37-45.
- Fair, Ray and Dominguez, Kathryn, "Effects of the Changing U.S. Age Distribution on Macroeconomic Equations." *American Economic Review*, 1991, 81 (5), pp. 1276-1294.
- Fry, Maxwell and Mason, Andrew, "The Variable Rate of Growth Effect in the Life Cycle Model." *Economic Inquiry*, 1982, 20, pp. 426-442.
- Heston, Alan, Summers, Robert and Aten, Bettina, *Penn World Table Version 6.1*, Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP), October 2002.
- Higgins, Matthew, "The Demographic Determinants of Savings, Investment, and International Capital Dependence." Ph.D. Dissertation, Harvard University, Cambridge, MA, 1994.

- , "Demography, National Savings, and International Capital Flows." *International Economic Review*, 1998, 30 (2), pp. 343-369.
- Higgins, Matthew and Williamson, Jeffrey, "Age Structure Dynamics in Asia and Dependence on Foreign Capital." *Population and Development Review*, 1997, 23 (2), pp. 261-293.
- Kageyama, Junji, "The Effects of a Continuous Increase in Lifetime on Saving." *Review of Income and Wealth*, 2003, 49 (2), pp. 163-183.
- Kelley, Allen and Schmidt, Robert, "Saving, Dependency and Development." *Journal of Population Economics*, 1996, 9 (4), pp. 365-386.
- Lee, Ronald, Mason, Andrew and Miller Timothy, "Life Cycle Saving and the Demographic Transition in East Asia." *Population and Development Review*, 2000, 26 (Supplement), pp. 194-219.
- (2001a), "Saving, Wealth, and Population." in Birdsall, Nancy Kelley, Allen, and Sinding Steven eds., *Population Matters: Demographic Change, Economic Growth, and Poverty in the Developing World*, Oxford University Press, 2001, pp. 137-164.
- (2001b), "Saving, Wealth, and the Demographic Transition in East Asia." A. Mason, ed, *Population Change and Economic Development in East Asia: Challenges Met, Opportunities Seized*. Stanford: Stanford University Press, 2001, pp. 155-184.
- Leff, Nathaniel, "Dependency Rates and Savings Rates." *American Economic Review*, 1969, 59 (5), pp. 886-896.
- Mason, Andrew, "An Extension of the Life-Cycle Model and its Application to Population Growth and Aggregate Saving." East-West Population Institute Working Paper No. 4, Honolulu, January, 1981.
- , "National Saving Rates and Population Growth: A New Model and New Evidence." in Johnson, Gale and Lee, Ronald ed, *Population Growth and Economic Development: Issues and Evidence. Social Demography series*, Madison, Wis.: University Wisconsin Press, 1987, pp. 523-560.
- Modigliani, Franco and Brumberg, Richard, "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross Section Data." in Kurihara, Kenneth ed., *Post Keynesian Economics*, New Brunswick, N. J.: Rutgers University Press, 1954.
- Strawczynski, Michel, "Income Uncertainty, Bequests and Annuities." *Economic Letters*, 1993, 42, pp. 155-158.
- Taylor, Alan, "Debt, Dependence and the Demographic Transition: Latin America in to the Next Century." *World Development*, 1995, pp. 869-879.
- Tobin, James, "Life Cycle Savings and Balanced Growth." Fellner, William, *Ten Economic Studies in the Transition of Irving Fisher*, New York: Wiley, 1967.
- Williamson, Jeffrey and Higgins, Matthew, "The Accumulation and Demography Connection in East Asia." A. Mason, *Population Change and Economic Development in East Asia: Challenges Met, Opportunities Seized*. Stanford: Stanford University Press, 2001.
- World Bank, *World Development Indicators 2003*. Washington, D. C. 2003.

Yaari, Menahem, "Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer." *Review of Economic Studies*, 1965, 32(2), pp. 137-150.

Yakita, Akira, "Uncertain Lifetime, Fertility and Social Security." *Journal of Population Economics*, 2001, 14, pp. 635-640.

Zilcha, Itzhak and Friedman, Joseph, "Saving Behavior in Retirement When Life Horizon is Uncertain." *Economics Letters*, 1985, 17, pp. 63-66.

衣笠智子「寿命による退職行動の変化および国民貯蓄率に対する影響」『国民経済雑誌』第190巻第6号, 2004年12月, pp. 93-115.

付録1 平均寿命と成人生存指標の関係

モデル生命表から, 平均寿命と第2節で説明された非割引, 割引成人生存指標の関係をグラフに示すと, 3次関数の関係があると考えられる。平均寿命が上昇するにつれ, 非割引, 割引成人生存指標も上昇するが, 高齢になるにつれ, 成人生存指標は大きく増加するということである。これは, 平均寿命が低い場合は, 平均寿命は幼児死亡率に大きく影響され, 平均寿命が高くなると, 主に成人死亡率が平均寿命を決定するからである。平均寿命を e_0 とすると, e_0 と男性, 女性の非割引成人生存指標 q_{UN} の関係は次のようになった。

$$\begin{aligned} \text{(男性)} \quad q_{UN} &= 0.0184e_0 - 0.0003e_0^2 + 1.94 \cdot 10^{-6}e_0^3 - 0.1209 & \bar{R}^2 &= 0.9984 \\ & (0.0015) \quad (2.99 \cdot 10^{-5}) \quad (1.96 \cdot 10^{-7}) \quad (0.0193) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(女性)} \quad q_{UN} &= 0.0213e_0 - 0.0003e_0^2 + 2.47 \cdot 10^{-6}e_0^3 - 0.1517 & \bar{R}^2 &= 0.9974 \\ & (0.0023) \quad (4.97 \cdot 10^{-5}) \quad (3.30 \cdot 10^{-7}) \quad (0.0338) \end{aligned}$$

括弧内の値は標準誤差である。同様に平均寿命と男性, 女性の割引成人生存指標の関係は次のようになった。

$$\begin{aligned} \text{(男性)} \quad q_{PV} &= 0.0043e_0 - 0.0001e_0^2 + 3.82 \cdot 10^{-7}e_0^3 - 0.0240 & \bar{R}^2 &= 0.9992 \\ & (2.71 \cdot 10^{-4}) \quad (5.46 \cdot 10^{-6}) \quad (3.57 \cdot 10^{-8}) \quad (0.0035) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(女性)} \quad q_{PV} &= 0.0048e_0 - 0.0001e_0^2 + 4.73 \cdot 10^{-7}e_0^3 - 0.0269 & \bar{R}^2 &= 0.9945 \\ & (4.09 \cdot 10^{-4}) \quad (8.68 \cdot 10^{-6}) \quad (5.76 \cdot 10^{-8}) \quad (0.0059) \end{aligned}$$

上の4つの式から, 男女別の平均寿命から, 非割引, 割引成人生存指標を男女別に計算し, 男女の平均を実証分析のデータとして用いることにした。

付録2 データの解説

(1) データの出所

全ての変数において, その年を中心とした10年間の平均を取っている。例えば, 1970年の貯蓄率は1965年から1975年の平均である。(2000年の変数は, 1995年から2000年の平均で計算されている。) 国民貯蓄率 (S/Y, %) は $100 - kc - kg$ で計算される。ここで, kc は実質 GDP に占める消費の割合 (%), kg は GDP に占める政府支出の割合 (%) である。 kc と kg は Penn World Table (今後は PWT と省略) から得られたものである。国民貯蓄率が -1 以下のサンプルは除外された。非割引成人生存指標 (q_{UN}) と割引成人生存指標 (q_{PV}) は, 本文で説明された方法で平均寿命のデータを用いて計算されている。平均寿命のデータは *World Development Indicator* (今後は WDI と省略) から得られたものである。成人生存率 (q_{15-60}) は, $(1000 - \text{成人死亡率})/1000$ 。1000人当たりの成人死亡率のデータは WDI から得られる。GDP 成長率 (Y_{gr}) は10年間の GDP の成長率である。GDP は $rgdpch \times pop$ で表され, $rgdpch$ は一人当たり GDP (constant prices, chain series), pop は人口

で、これらは、PWT から得られた。投資財の価格 (PWI) は PWT から得られた投資財の価格水準で、米国のものを 1 とする。年少人口指数 ($D1$) は、15歳以下の人口の総人口に占める割合で WDI から得られたものである。労働力のデータは WDI, 物価指数 (米国=100) と開放性は PWT より得られた。

(2) 分析対象国

世界のクロスカントリーデータは、欧米、アジア、ラテンアメリカ、アフリカ、中東の5つの地域に分けられる。各地域の国は、以下の通りである。

欧米：アルバニア、アルメニア、オーストラリア、アゼルバイジャン、ベルギー、ブルガリア、ベラルーシ、カナダ、スイス、チェコ、デンマーク、スペイン、エチオピア、フィンランド、フランス、イギリス、ジョージア、ギリシャ、クロアチア、ハンガリー、アイルランド、アイスランド、イタリア、カザフスタン、キルギス、リトアニア、ルクセンブルグ、ラトビア、モルドバ、マケドニア、オランダ、ノルウェー、ニュージーランド、ポーランド、ポルトガル、ルーマニア、ロシア、スロバキア、スウェーデン、タジキスタン、トルコ、ウクライナ、米国。

アジア：バングラデシュ、中国、香港、インドネシア、インド、日本、韓国、スリランカ、澳門、マレーシア、ネパール、パキスタン、フィリピン、タイ。

アフリカ：アンゴラ、ブルンジ、ベニン、ブルキナファソ、中央アフリカ、コートジボアール、カメルーン、コンゴ共和国、コモロス、カボヴェルデ、エチオピア、ガボン、ガーナ、ギニア、ガンビア、ギニア・ビサウ、赤道ギニア、ケニア、マダガスカル、マリ、モザンビーク、モーリタニア、モーリシャス、マラウイ、ナミビア、ニジェール、ナイジェリア、ルワンダ、セネガル、シエラレオネ、セーシェル、チャド、トーゴ、タンザニア、ウガンダ、南アフリカ共和国、コンゴ民主共和国、ザンビア、ジンバブエ。

ラテンアメリカ：アルゼンチン、アンチグアバーブーダ、ベリーズ、ボリビア、ブラジル、バルバドス、チリ、コロンビア、コスタリカ、キューバ、ドミニカ国、ドミニカ共和国、エクアドル、グレナダ、グアテマラ、ガイアナ、ホンジュラス、ハイチ、ジャマイカ、セントクリストファー・ネイビス、セントルシア、メキシコ、ニカラグア、パナマ、ペルー、パラグアイ、エルサルバドル、トリニダード・トバゴ、ウルグアイ、セントビンセントおよびグレナディーン諸島、ベネズエラ。

中東：アルジェリア、エジプト、イラン、イスラエル、ヨルダン、レバノン、モロッコ、シリア、チュニジア、イエメン。

付表 1 変数の説明

変 数	説 明
S/Y	国民貯蓄率
Y_{gr}	GDP 成長率
PRI	投資財の価格
$D1$	若年人口率
q	成人寿命
q_{UN}	非割引成人生存指標
q_{PV}	割引成人生存指標
q_{15-60}	成人生存率
Δq_{UN} (10年)	10年間の非割引成人生存指標の変化
Δq_{UN} (20年)	20年間の非割引成人生存指標の変化
Δq_{PV} (10年)	10年間の割引成人生存指標の変化
Δq_{PV} (20年)	20年間の割引成人生存指標の変化
Δq_{15-60} (10年)	10年間の成人生存率の変化
Δq_{15-60} (20年)	20年間の成人生存率の変化

付表2 データの概要

	全データ			1970年			1980年			1990年			2000年		
	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差
S/Y	483	8.4190	17.3381	108	9.4730	18.8470	113	5.8746	18.1026	129	9.0186	16.2748	133	9.1433	16.3561
Y_{gr}	442	0.4962	0.4040	102	0.7081	0.3874	105	0.5452	0.4712	118	0.3799	0.3223	117	0.3847	0.3437
PRI	483	85.8654	57.4527	108	75.5737	77.1766	113	102.4655	47.6938	129	91.9929	53.0861	133	74.1756	45.4435
$D1$	463	35.5981	10.4206	106	39.3173	8.5053	108	37.6075	9.4930	123	35.1204	10.6194	126	31.2132	10.8879
$D1 \cdot Y_{gr}$	427	18.2161	17.0555	100	27.8550	16.4510	104	20.5584	21.0412	112	12.8655	11.9567	111	12.7365	13.2307
q_{15-60}	440	744.1665	144.8835	101	701.4944	142.8795	102	737.7016	134.3213	120	767.3404	130.0212	117	762.8709	162.0484
q_{UN}	473	0.4940	0.1034	106	0.4477	0.0944	108	0.4796	0.0960	127	0.5080	0.0982	132	0.5296	0.1057
q_{PV}	473	0.1294	0.0245	106	0.1185	0.0229	108	0.1261	0.0228	127	0.1328	0.0231	132	0.1376	0.0248
Δq_{15-60} (10年)	393	24.2532	57.2723	96	40.8982	54.0190	100	35.3548	33.7935	99	29.7484	29.2872	98	-8.9314	82.5897
Δq_{15-60} (20年)	276	52.9885	71.9793	0			96	72.9296	70.6386	95	62.0327	50.4636	85	20.3585	82.7305
Δq_{UN} (10年)	468	0.0240	0.0224	106	0.0291	0.0183	108	0.0312	0.0126	123	0.0264	0.0178	131	0.0117	0.0298
Δq_{UN} (20年)	354	0.0509	0.0342	0			108	0.0603	0.0262	123	0.0061	0.0042	131	0.0024	0.0072
Δq_{PV} (10年)	468	0.0057	0.0055	106	0.0072	0.0047	108	0.0075	0.0030	121	0.0568	0.0290	125	0.0372	0.0404
Δq_{PV} (20年)	354	0.0120	0.0083	0			108	0.0147	0.0065	121	0.0134	0.0068	125	0.0084	0.0097
$q_{15-60} \cdot Y_{gr}$	407	369.0234	307.8083	95	508.1634	314.7082	100	414.0933	347.4125	110	287.5893	257.9765	102	283.0671	252.2879
$q_{UN} \cdot Y_{gr}$	435	0.2415	0.1986	100	0.3248	0.2003	103	0.2575	0.2202	116	0.1930	0.1714	116	0.2042	0.1784
$q_{PV} \cdot Y_{gr}$	435	0.0634	0.0520	100	0.0859	0.0523	103	0.0677	0.0580	116	0.0504	0.0446	116	0.0531	0.0464
	欧 米			アジア			アフリカ			ラテンアメリカ			中 東		
	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差
S/Y	128	19.9252	10.8430	58	19.0572	17.5295	150	-2.5129	15.1839	112	6.8088	14.6033	35	0.7131	17.6726
Y_{gr}	121	864.4208	41.5596	56	774.4366	100.4627	137	565.3742	95.0211	94	809.9722	65.4425	32	808.6319	58.4646
PRI	105	0.4038	0.2962	56	0.7847	0.4264	147	0.4361	0.4517	102	0.4625	0.3325	32	0.6775	0.3870
$D1$	128	22.5189	5.1395	58	34.5138	8.3209	144	44.5008	3.6919	98	38.3705	6.7877	35	40.8360	6.3175
$D1 \cdot Y_{gr}$	98	335.2696	244.3126	55	623.8807	363.4557	135	251.9445	273.0766	90	375.2964	279.4695	29	525.2922	289.9340
q_{15-60}	105	9.7751	8.1290	56	26.8542	15.3680	142	19.0438	20.5731	92	18.0301	14.8016	32	27.6580	17.8067
q_{UN}	98	12.2534	16.6221	54	60.2025	62.0977	128	11.9939	82.2581	85	31.2195	30.0567	28	31.8166	19.7665
q_{PV}	68	27.3679	20.9927	40	116.7072	77.6988	87	35.2482	96.3951	63	63.6272	41.6806	18	56.6892	25.6517
Δq_{15-60} (10年)	128	81.5656	52.7804	58	54.8379	23.7213	150	99.7349	70.3280	112	80.6642	33.5764	35	110.2106	82.6398
Δq_{15-60} (20年)	128	0.5944	0.0438	58	0.5078	0.0867	148	0.3788	0.0546	106	0.5243	0.0627	33	0.4995	0.0702
Δq_{UN} (10年)	128	0.1528	0.0097	58	0.1330	0.0201	148	0.1018	0.0136	106	0.1371	0.0145	33	0.1314	0.0163
Δq_{UN} (20年)	128	0.0190	0.0162	58	0.0395	0.0208	147	0.0137	0.0271	103	0.0320	0.0128	32	0.0380	0.0153
Δq_{PV} (10年)	128	0.0041	0.0036	58	0.0094	0.0053	147	0.0035	0.0070	103	0.0074	0.0031	32	0.0091	0.0036
Δq_{PV} (20年)	99	0.0392	0.0242	44	0.0806	0.0278	109	0.0321	0.0367	78	0.0663	0.0205	24	0.0799	0.0260
$q_{15-60} \cdot Y_{gr}$	99	0.0086	0.0054	44	0.0191	0.0070	109	0.0083	0.0095	78	0.0154	0.0050	24	0.0191	0.0063
$q_{UN} \cdot Y_{gr}$	105	0.2401	0.1675	56	0.4030	0.2418	145	0.1668	0.1829	99	0.2370	0.1706	30	0.3211	0.1705
$q_{PV} \cdot Y_{gr}$	105	0.0617	0.0434	56	0.1056	0.0626	145	0.0448	0.0490	99	0.0621	0.0447	30	0.0844	0.0400

付表3 アフリカ・ラテンアメリカのデータによる国民貯蓄率の決定要因に関する実証分析結果

アフリカ						
OLS	(1) $q = q_{UN}$	(2) $q = q_{UN}$	(3) $q = q_{PV}$	(4) $q = q_{PV}$	(5) $q = q_{15-60}$	(6) $q = q_{15-60}$
$q \cdot Y_{gr}$	14.453*** (5.307)	19.891*** (5.844)	57.555*** (20.632)	78.820*** (22.623)	6.746** (2.726)	1.742 (4.595)
Δq (10年)	-1.111** (0.476)		-4.297** (1.829)		-0.205 (0.127)	
Δq (20年)		-0.824* (0.476)		-3.173* (1.800)		-0.070 (0.158)
Y_{gr}	-3.560 (3.510)	-9.101** (4.401)	-3.919 (3.548)	-9.584** (4.417)	-2.427 (3.188)	1.458 (5.389)
$D1 \cdot Y_{gr}$	-3.141 (5.025)	4.333 (5.980)	3.259 (4.987)	4.244 (5.838)	-2.636 (4.467)	-4.844 (6.449)
PRI	0.003 (0.009)	0.006 (0.013)	0.003 (0.009)	0.006 (0.013)	0.005 (0.008)	0.008 (0.012)
定数項	0.056*** (0.022)	0.026 (0.026)	0.057*** (0.022)	0.027 (0.026)	0.039* (0.023)	-0.005 (0.023)
$\bar{R}^2$	0.0991	0.0926	0.1028	0.098	0.034	-0.029
観測数	120	92	120	92	109	84
P値, Y_{gr}	0.013	0.004	0.011	0.003	0.008	0.035
P値, 年ダミー	0.179	0.997	0.162	0.998	0.278	0.757
Y_{gr} 効果	0.484	0.504	0.472	0.495	0.215	0.301
2SLS						
	(7) $q = q_{UN}$	(8) $q = q_{UN}$	(9) $q = q_{PV}$	(10) $q = q_{PV}$	(11) $q = q_{15-60}$	(12) $q = q_{15-60}$
$q \cdot Y_{gr}$	52.731** (24.003)	71.187* (42.513)	207.889** (92.275)	285.0031* (162.170)	32.699 (21.331)	-27.970 (21.871)
Δq (10年)	-2.274*** (0.655)		-8.442*** (2.547)		-0.7954** (0.388)	
Δq (20年)		-2.262** (0.920)		-8.2643*** (3.335)		0.838 (0.662)
Y_{gr}	-23.173 (17.587)	-36.676 (29.976)	-24.289 (17.660)	-39.0724 (30.059)	-23.665 (23.706)	38.774 (23.648)
$D1 \cdot Y_{gr}$	9.622 (19.428)	23.293 (29.768)	8.9388 (18.911)	23.1263 (28.961)	11.7997 (23.043)	-40.221* (23.149)
PRI	0.005 (0.013)	0.008 (0.018)	0.005 (0.013)	0.0078 (0.018)	0.0083 (0.013)	-0.002 (0.012)
定数項	0.080 (0.108)	0.055 (0.110)	0.088 (0.108)	0.0615 (0.109)	0.0823 (0.154)	-0.188* (0.105)
観測数	116	89	116	89	105	81
P値, Y_{gr}	0.000	0.019	0.000	0.019	0.011	0.107
P値, 年ダミー	0.069	0.708	0.078	0.784	0.324	0.408
P値, Hausman	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Y_{gr} 効果	0.966	1.172	0.789	0.845	0.079	4.692
ラテンアメリカ						
OLS	(1) $q = q_{UN}$	(2) $q = q_{UN}$	(3) $q = q_{PV}$	(4) $q = q_{PV}$	(5) $q = q_{15-60}$	(6) $q = q_{15-60}$
$q \cdot Y_{gr}$	19.770*** (7.534)	16.081** (6.824)	85.541*** (33.033)	71.446*** (29.226)	17.171*** (7.322)	22.875*** (7.077)
Δq (10年)	0.162 (1.081)		0.021 (4.500)		-0.054 (0.568)	
Δq (20年)		-0.077 (0.524)		-0.788 (2.099)		-0.192 (0.319)
Y_{gr}	-10.581* (5.398)	-7.982 (5.208)	-12.075*** (5.938)	-9.532** (5.614)	-14.755*** (7.135)	-20.786*** (7.284)
$D1 \cdot Y_{gr}$	-0.566 (4.795)	-1.660 (5.388)	-0.346 (4.729)	-1.279 (5.351)	0.478 (5.594)	5.214 (6.057)
PRI	-0.099*** (0.029)	-0.105*** (0.026)	-0.100*** (0.029)	-0.106*** (0.026)	-0.087*** (0.030)	-0.092*** (0.025)
定数項	0.274*** (0.075)	0.192*** (0.062)	0.279*** (0.075)	0.199*** (0.061)	0.257*** (0.081)	0.195*** (0.054)
$\bar{R}^2$	0.1041	0.1248	0.1071	0.128	0.080	0.154
観測数	97	74	97	74	88	66
P値, Y_{gr}	0.011	0.010	0.015	0.009	0.085	0.009
P値, 年ダミー	0.465	0.781	0.481	0.801	0.599	0.633
Y_{gr} 効果	-0.503	0.050	-0.503	0.055	-0.549	0.169
2SLS						
	(7) $q = q_{UN}$	(8) $q = q_{UN}$	(9) $q = q_{PV}$	(10) $q = q_{PV}$	(11) $q = q_{15-60}$	(12) $q = q_{15-60}$
$q \cdot Y_{gr}$	67.256* (34.109)	43.546* (25.337)	292.667** (137.007)	203.9623*** (93.341)	75.7777** (29.050)	76.903*** (19.379)
Δq (10年)	0.321 (1.294)		3.872 (5.754)		1.3736 (1.199)	
Δq (20年)		-0.267 (0.879)		-1.5875 (2.649)		-0.162 (0.571)
Y_{gr}	-35.877 (27.355)	-32.094 (22.339)	-40.139 (27.649)	-36.3458 (22.170)	-66.963* (34.062)	-78.324*** (26.340)
$D1 \cdot Y_{gr}$	4.553 (24.366)	17.247 (23.364)	2.4744 (23.103)	16.5142 (23.055)	6.8277 (25.799)	33.116 (27.813)
PRI	-0.143*** (0.048)	-0.073 (0.072)	-0.145*** (0.048)	-0.0801 (0.064)	-0.127** (0.059)	-0.043 (0.079)
定数項	0.380** (0.187)	0.266** (0.119)	0.379** (0.182)	0.2619** (0.115)	0.469** (0.183)	0.226* (0.126)
観測数	87	66	87	66	82	62
P値, Y_{gr}	0.022	0.103	0.021	0.046	0.015	0.001
P値, 年ダミー	0.105	0.793	0.083	0.750	0.036	0.478
P値, Hausman	0.011	0.191	0.006	0.159	0.000	0.001
Y_{gr} 効果	0.878	-2.381	0.850	-1.593	-2.472	-2.166

(注) 表1の注に同じ。