

Population aging, retirement policy, and current account reversals

名古屋市立大学 経済学研究科

稲垣 一之

Email address: inagaki@econ.nagoya-cu.ac.jp

概要

本稿は、高齢化による経常収支の反転を検証する。アメリカのデータを使用して、アメリカ経常収支と外国平均余命（アメリカを除く G7）の長期均衡関係が 2000 年代前半に反転したことを示す。外国平均余命の上昇は、2000 年代前半まではアメリカ経常収支赤字の拡大要因であるが、その後は縮小要因である。したがって、近年におけるアメリカ経常収支赤字の縮小は、外国の高齢化の影響を受けているかもしれない。この結果を理論的に説明するために開放世代重複モデルを展開し、外国の高齢者生存率と自国の経常収支の関係が U 字型曲線で描写可能であることを示す。この理論分析の結果は、外国の高齢化がより急速に進む場合、外国の高齢化が自国の経常収支に与える影響がマイナスからプラスに転じることを示唆している。したがって、本研究の実証結果は理論的に支持される。さらに、この高齢化による経常収支の反転は、退職年齢が高い国ほど早期に生じることが示される。

キーワード：経常収支の反転、国際資本移動、高齢化、高齢労働者、退職政策

本稿を作成する際に、多くの先生方からコメントを頂戴しました。特に、焼田党先生（南山大学）、宮澤和俊先生（同志社大学）、岡野衛士先生（名古屋市立大学）、吉見大洋先生（南山大学）から頂いたコメントのおかげで、本稿を大幅に改善することが出来ました。同様に、Nagoya Macroeconomics Workshop、神戸マクロ経済学研究会、国際経済学会中部部会の参加者の方々からも有益なコメントを頂きました。深く感謝申し上げます。また、足立英之先生（神戸大学）には研究会を通じて長くご指導を頂いており、今回も理論モデルの展開について多数のコメントを頂戴し、自身の研究内容について理解を深めることが出来ました。小田正雄先生（立命館大学）からも激励のお言葉を頂戴し、本研究を大きく進める機会を与えていただきました。心から御礼申し上げます。もちろん、本稿における全ての誤りは、筆者自身によるものです。

本稿は、国際経済学会第 75 回全国大会における報告のために準備されたものです。時間の関係上、本文は日本語となっておりますが、報告後は即座に英語で作成されます。これに伴い、論文の内容や構成にも大幅な変更が加えられる予定です。

1. イントロダクション

1990年代以降、巨額な経常収支赤字を計上する国々が観察され、対外債務の維持可能性が指摘されるようになった。IMF (2011) によれば2006年をピークにグローバルな経常収支の不均衡が縮小したが、この題材については近年でも学術的・政策的な議論が続いている(例: Cooper, 2008; Feldstein, 2008; Obstfeld and Rogoff, 2009; Obstfeld, 2012; IMF, 2015)。特に注目を集めている論点は、経常収支の反転であると思われる。

巨額の経常収支赤字が縮小に転じることは、一般に経常収支の反転と呼ばれている(例: Milesi-Ferretti and Razin, 1998)。この分野における実証研究では、経常収支の反転に影響する要因として、(1) 内需(あるいはGDP)の減少、(2) 交易条件の改善、(3) 自国通貨の減価、などが指摘されてきた(例: Milesi-Ferretti and Razin, 1998; Freund, 2005; DeBelle and Galati, 2007; Lane and Milesi-Ferretti, 2012; Chinn and Wei, 2013)¹。しかしながら、本研究は、高齢化も経常収支の反転に影響する重要な要因であることを発見する。この結果は、実証分析と理論モデルの両方から支持される。なお、本研究の分析では、生存率(あるいは平均余命)の上昇による高齢化に焦点を当てる。

Figure 1

人口動態が貯蓄・投資バランスに影響することは広く知られており、経常収支の決定要因として人口動態を実証分析に含めることは重要である(例: Higgins, 1998; Chinn and Prasad, 2003; Cooper, 2008)。この点を考慮して、本研究は(自国に対する相対的な)外国の平均余命に注目する。本稿は、1993年から2014年のアメリカのデータを使用して、アメリカ経常収支と外国平均余命の長期均衡関係が2000年代前半に反転したことを示す。外国平均余命の上昇は、2000年代前半まではアメリカの経常収支赤字の拡大要因であったが、その後は縮小要因であることを発見する。外国としてアメリカを除くG7のデータを使用した。図1が示す通り、93年以降アメリカの平均余命はG7で最下位となり、アメリカとその他6カ国の平均余命の差は広がり続けている。そのため、本研究の実証分析は、他の条件を一定とすれば、外国の高齢化がより急速に進むプロセスにおいて、自国の経常収支赤字は最初に拡大するが、その後は縮小することを示唆している。

本研究の実証分析の結果は、各国の高齢化のギャップが経常収支の反転に影響する可能性を示唆している。図1が示す通り、アメリカの経常収支赤字は90年代前半から拡大し、2006年以降に縮小した。この変動の一部は、外国の高齢化で説明できるかもしれない²。しかしながら、重要なポイントは、この実証分析の解釈である。なぜ、外国の高齢化が自国の経常収支に与える影響がマイナスからプラスに転じるのであろうか? この理由を説明するためには、理論モデルの構築が必要である。

¹ 景気減退による経常収支の反転は、金融危機とも密接に関わっている(例: Lane and Milesi-Ferretti, 2012)。より詳しい説明については、第2節を参照されたい。

² 世界金融危機によって、アメリカを含む多くの国の経常収支赤字が縮小した。Lane and Milesi-Ferretti (2012) は、金融危機による内需やGDPの変化が重要な役割を果たしていることを指摘した。本研究の実証分析は、金融危機や内需の影響をコントロールした上で、高齢化を追加的な要因として含める。

本研究は、シンプルな2国1財2期間の世代重複（overlapping generations : OLG）モデルに高齢労働者を追加して、自国の経常収支と外国の高齢者生存率の関係がU字型曲線で描写可能であることを示す。その背景をまとめると、以下の通りである。

- (1) 外国生存率が上昇する初期段階では、外国家計は引退後のために貯蓄率を上昇させるため、外国の資本蓄積が促される。外国の資本が自国へ流入するため、自国の経常収支赤字が増大する。
- (2) 外国の高齢化が十分に進むと、社会保障制度を維持するために外国の税率が上昇する。これにより、外国の資本蓄積が阻害される。外国から自国への資本フローが減少するため、自国の経常収支赤字は減少する。
- (3) 平均余命の上昇に伴い高齢労働者の生産性が上昇すると仮定すると、高齢化は資本労働比率を直接低下させて、金利に上昇圧力を与える³。外国の高齢化が十分に進むと外国金利は上昇し始めて、外国から自国への資本フローが減少する。その結果、自国の経常収支赤字は縮小する。

(1)の効果は自国の経常収支に対してマイナスの影響を与えるが、(2)と(3)の効果は自国の経常収支に対してプラスの影響を与える。外国の高齢化の初期段階では、(1)の効果が(2)と(3)の効果を上回る。そのため、外国平均余命が自国経常収支に与える影響はトータルでマイナスとなり、外国の高齢化は自国の経常収支赤字を増大させる。しかしながら、外国の高齢化が更に進むと、(2)と(3)の効果が(1)の効果を上回る。したがって、外国の高齢化が進むプロセスにおいて外国平均余命が自国経常収支に与える影響はマイナスからプラスに転じ、自国の経常収支赤字は縮小する。この理論分析の結果は、上述した実証分析の結果と整合的である。したがって、外国の高齢化の影響を3つの要因に分解することで、本研究の実証分析の結果に対して理論的な解釈を与えることが出来る。

更に、本研究は、退職政策が経常収支に与える影響についても分析する。この分析は、国際資本移動に関する文献では初めての試みである。Ito and Tabata (2010) や Backus et al. (2014) が指摘するように、高齢化に伴って退職年齢の延長が検討されることは、多くの国にとって現実的である。そのため、退職政策の変更が与える影響は、将来的な経常収支不均衡を考える上で重要である。

本研究で構築する理論モデルより、退職年齢が高い国ほど、高齢化による経常収支の反転は早期に生じることが示される。要点を簡潔にまとめると、以下の通りである。退職年齢の延長は高齢労働者の労働参加率を上昇させるため、高齢労働者の生産性上昇の効果（上述した3番目の効果）は退職年齢の延長により増幅される。ただし、この効果を考慮しても、外国生存率と自国経常収支の関係がU字型曲線で描写されるという結論自体は代わらない。つまり、外国で高齢化が始まる初期段階では、自国の経常収支赤字が増大する。しかしながら、退職年齢の延長により生産性上昇の効果が増大し、外国金利がより早い段階で上昇し始

³ 高齢労働者の生産性と平均余命の関係は、Aisa et al. (2012) の仮定にしたがっている。本稿では、アメリカのデータを使って、この仮定が支持されることを示す。

めるため、自国の経常収支赤字の縮小もより早い段階で観察される。したがって、退職年齢が高いほど、外国平均余命が自国経常収支に与える影響はマイナスからプラスに転じやすいと推測される。

以上の説明に基づき、本研究と既存研究の比較を行う。本研究の貢献は、先行研究で行われた人口動態と経常収支の関係性についての分析を、経常収支の反転に拡張したことである。例えば、Feroli (2006) と Backus et al. (2014) は、multi-region OLG モデルに基づいたシミュレーション分析を行い、先進国における人口動態が国際資本移動に与える長期的な影響を考察した。本研究の特徴は、より扱いやすい OLG モデルを使い、高齢化が経常収支に与える影響にはプラスの効果とマイナスの効果の双方が存在することを analytical に示すことである。また、理論モデルに高齢労働者を加えることで、本研究は既存研究では議論されてこなかった退職政策が経常収支に与える影響も分析している。

一方、実証分析を行った先行研究について、Higgins (1998), Chinn and Prasad (2003), Chin and Ito (2007), Lane and Milesi-Ferretti (2012) は、若年者と高齢者の依存率 (youth and old-age dependency ratios) を経常収支の回帰モデルに含めた。本研究の実証分析では、経常収支の長期均衡関係に人口動態変数として外国と自国の相対平均余命を含めて、この変数の影響力に構造変化を容認することで先行研究の拡張を試みている。また、Milesi-Ferretti and Razin, (1998), Freund (2005), Debelle and Galati (2007), Lane and Milesi-Ferretti (2012) は、イベントスタディに基づいて、景気と交易条件が経常収支の反転に影響することを示した。本研究は、経常収支の長期均衡関係に基づいて同様の結果を示した。したがって、本研究における高齢化が経常収支の反転に与える影響は、先行研究で確認された要因をコントロールした上で確認されるものである。

本研究のメインとなる分析結果は、IMF (2004) の結果と似ている。IMF (2004) は、2000年から2050年の世界的な人口動態の変化によって、アメリカの経常収支は黒字化すると指摘した。本研究は、先進国の平均余命の差に注目して、IMF (2004) の分析結果を理論的・実証的に補完したことになる。Cooper (2008) が指摘するように、人口動態と経常収支の関係は明らかにされていない部分が多い。特にアメリカの経常収支赤字は世界最大であるため、アメリカを対象に人口動態の影響力を理解することは重要である⁴。この点で、本研究の分析結果は、将来のグローバルな経常収支不均衡を考察する上で有益な示唆を与えられる。

本稿の構成は、以下の通りである。第2節では、アメリカのデータを使用して、経常収支と高齢化の関係を実証分析する。第3節では、実証分析の結果を説明するための理論モデルを展開する。第4節では、理論モデルに基づいたシミュレーション分析を行い、高齢化と退職政策が経常収支の変動に与える影響を検証する。第5節では、本稿の結論を述べる。

⁴ Cooper (2008) によれば、2006年においてアメリカの経常収支赤字額は世界全体の70%を占めていた。しかしながら、アメリカの経常収支赤字は近年になり減少した。詳しくは、IMF (2015) を参照されたい。

2. 実証分析

2.1 データ

この節では、アメリカの経常収支を実証分析する。経常収支の反転や決定要因を分析した先行研究の多くはクロスセクションやパネルデータを使用しており、グローバルあるいはグループの経常収支の変動を検証するという点で非常に有益である。しかしながら、経常収支赤字額が世界最大であるアメリカはこの分野における議論の中心であり、アメリカに特化した経常収支の分析も同様に有益であると思われる。また、図1が示す通り、アメリカの経常収支赤字は2006年以降に縮小している。そのため、この期間を対象としてアメリカ経常収支の決定要因を分析することは、経常収支の反転に影響を与える要因を発見することに役立つと考えられる。これらの理由により、本研究は、アメリカ経常収支の時系列変動を実証分析する。

データの期間は、1993年第1四半期から2014年第4四半期である。使用するデータの内訳は、以下の通りである。外国の高齢化以外の説明変数は、先行研究を参考にして決定した。データの詳細な説明は、Appendix Aを参照されたい。

外国の高齢化：

人口動態が経常収支に影響を与えるのであれば、各国の人口構造には大きな違いが観察されるはずである（Chinn and Prasad, 2003）。図1が示すように、90年代前半にアメリカの平均余命はG7で最下位となり、アメリカとその他6カ国の平均余命の差は広がり続けている。そのため、これらの国々のより進んだ高齢化は、アメリカの経常収支の水準に影響しているかもしれない。この理由で、本研究は平均余命のデータを使用する⁵。

アメリカを除くG7の平均余命を各国のドル建てGDPで加重平均する⁶。このデータをアメリカの平均余命で割ることで、外国の高齢化の尺度とする。本研究は、サンプルサイズを大きくするために、各国の平均余命の年次データを四半期データに変換して使用する。具体的には、第4四半期の値を年次データとして、全ての観測値を通るcubicスプライン曲線から第1四半期から第3四半期のデータを作成する。これは近似であるが、図1が示す通り、各国の平均余命のデータは明らかに強いトレンドを持っており、そのトレンドからの乖離も小さいため、近似の精度は高いと思われる⁷。

⁵ 高齢者依存率のデータを使った先行研究は多数ある。このデータは、高齢者と生産年齢人口の双方を考慮できるという点で優れた尺度である。しかしながら、高齢者に労働人口が含まれる場合には、実証分析の解釈が若干難しくなるように思われる。次の節の理論モデルが示すように、平均余命のデータは、高齢化と高齢者の労働供給の双方の情報を含む。本研究の実証分析は、この利点を重視している。

⁶ 中国の平均余命は、アメリカの平均余命よりも低い。そのため、中国のデータを加重平均に含めると、外国の高齢化を上手く描写できなくなってしまう。ただし、後述するように、外国GDPには中国のデータが含まれる。

⁷ 年次データを使用した場合でも、実証分析の結果は本質的に変わらない。

経常収支：

アメリカの経常収支を被説明変数として使用する。先行研究に従い、経常収支のデータは対 GDP 比に変換される。

GDP:

Kim and Roubini (2008) に従い、時系列的な景気変動の尺度として、GDP を使用する。データは、アメリカの GDP を、アメリカを除く G7 と中国のドル建て GDP の合計で割ることで作成される。景気改善に伴う資産価格の上昇は消費や投資を増大させる一方、期待される将来所得の増大は現在の貯蓄を減少させる。そのため、予想される符号条件は負である。なお、Kim and Roubini (2008) は、アメリカのデータを使用して、正の GDP ショックが経常収支を減少させることを示した。また、Freund (2005) は、クロスカントリーデータを使用して、経済成長率の低下は経常収支の反転と有意に関係していることを示した。

交易条件：

対外部門変数 (external sector variable) として、交易条件を使用する。交易条件のデータは、アメリカの輸出物価指数を輸入物価指数で割ることで作成される。交易条件の改善は貿易収支を増大させるため、経常収支を増大させる。そのため、予想される符号条件は正である。なお、アメリカの交易条件と石油価格は非常に強く相関しており、標本期間における相関係数は -0.91 である。そのため、アメリカの場合、交易条件のデータを使うことで石油価格の影響もコントロールすることが出来る⁸。

VIX：

本研究は、S&P500 のボラティリティ・インデックス (volatility index: VIX) を経常収支の決定要因の候補として使用する。単位は自然対数値である。このデータは市場リスクの尺度として使用されており、例えば 2008 年の世界金融危機の際に過去最大値を記録した。金融危機が市場リスクの上昇を通じて国際資本移動に影響するということは十分にあり得ることであり (Lane and Milesi-Ferretti, 2012)、2008 年以降のアメリカのデータを含む本研究の実証分析では、この影響をコントロールすることが重要である⁹。金融危機による市場リスクの上昇は投資家のリスク回避的な行動を強めるため、資本フローを減少させて経常収支を改善する。そのため、予想される符号条件は正である。

2.2 計量モデル

Backus et al. (2014) が指摘するように、近年における資本の主要輸出入国はほぼ固定され

⁸ Gruber and Kamin (2007) と Lane and Milesi-Ferretti (2012) はクロスカントリーデータを使用するため、石油価の影響をコントロールするために、石油の純輸出を使用した。

⁹ Gruber and Kamin (2007) は、銀行危機が経常収支に与える影響を分析した。

ているため、国際資本移動には持続的な (persistent) トレンドが観察される¹⁰。そのため、長期的な経常収支の変動を説明するためには、同じようなトレンドを持つ変数に注目することが役に立つ。人口動態も一般的には持続的なトレンドを持ち、長期的な国際資本移動のパターンに影響する変数である (Feroli, 2006)。このことを考慮して、本研究は、共和分のテクニックを応用して経常収支と高齢化の長期均衡関係を実証分析する。共和分関係にある時系列データは common trend を持っており、これらのデータから構成される回帰式は長期均衡関係として解釈することが出来る (Engle and Granger, 1987; Johansen, 1995)。

共和分回帰モデルは、以下の2つのタイプに分けることが出来る。

$$z_t = \beta x_t + e_t , \quad (1)$$

$$z_t = \beta_1 x_t (1 - D_t) + \beta_2 x_t D_t + e_t , \quad (2)$$

z_t は被説明変数、 x_t は説明変数ベクトル、 e_t は誤差項である。 D_t はダミー変数であり、 $t \leq T_b$ であれば 0 をとり、 $t > T_b$ であれば 1 をとる。 T_b は構造変化点である。 β , β_1 , β_2 は、回帰係数ベクトルである¹¹。(1) 式は構造変化を含まないが、(2) 式は構造変化を含む。時系列データの長期均衡関係に構造変化が生じる場合には、後者のモデルのほうがより正確な分析結果を導出することが出来る (Gregory and Hansen, 1996; Carrion-i-Silvestre and Sansó, 2006)。

実証分析の手順は、以下の通りである。第一に、分析に使用する各データに対して単位根検定を行う。ほとんどのマクロ経済変数は単位根を持つことが知られているため、2.1 節で紹介したデータも同様であることが十分に考えられる。第二に、(1) 式あるいは (2) 式の残差を使用して、共和分検定を行う。各データが1つの単位根を持つ場合には、残差が定常であればデータの間に関係が成立する。この場合、回帰モデルを長期均衡関係として推定することが可能である。しかしながら、単位根を持つデータが共和分関係にない場合は、これらのデータの関係は見せかけの回帰と判断され、統計分析に深刻な問題が発生する (Granger and Newbold, 1974)。したがって、アメリカ経常収支の長期均衡関係を分析するためには、共和分検定をクリアする必要がある。

2.3 単位根検定と共和分検定

本研究は、Phillips and Perron (1988) の単位根検定を使用する¹²。帰無仮説は「単位根がある」であり、帰無仮説を有意に棄却できない場合に、データは単位根を持つと判断される。

¹⁰ 資本輸入国としては、オーストラリア、アメリカ、イギリスが挙げられる。資本輸出国としては、中国、ドイツ、日本が挙げられる。

¹¹ $z_t = \beta_1 x_t + \tilde{\beta}_1 x_t D_t + e_t = \beta_1 x_t (1 - D_t) + (\beta_1 + \tilde{\beta}_1) x_t D_t + e_t$ 。よって、 β_1 は構造変化前の回帰係数、 β_2 は構造変化後の回帰係数を表す。

¹² Dickey and Fuller (1981) の単位根検定を使用しても、結果は変わらない。

各データに対する単位根検定の結果は、表 1 に示されている。全てのデータに対して、レベル系列は単位根を持つが、階差系列は単位根を持たない。したがって、データは 1 つの単位根を持つ¹³。

表 1

次のステップは、共和分検定である。(1) 式に対しては Shin (1994) の共和分検定を使用し、(2) 式に対しては Carrion-i-Silvestre and Sansó (2006) の共和分検定を使用する。両方の検定の帰無仮説は「共和分がある」であり、帰無仮説を有意に棄却できない場合に、データは共和分関係にあると判断される。これらの検定には Saikkonen (1991) と Stock and Watson (1993) の dynamic ordinary least squares (OLS) を応用することが可能であり、共和分検定の結果は系列相関と内生性の問題に対処できている。

(2) 式の構造変化点は、Carrion-i-Silvestre and Sansó (2006) の方法に基づいて推定する。具体的には、(2) 式の残差自乗和は構造変化点 T_b に依存するため、残差自乗和を最小にする T_b を構造変化点として解釈する。

共和分検定の結果は、表 2 に示されている¹⁴。構造変化を含まない (1) 式に対しては共和分が支持されないが、構造変化を含む (2) 式に対しては共和分が支持される。したがって、90 年代以降のアメリカの経常収支の長期均衡関係には構造変化が生じていると判断される。推定された構造変化点は、2000 年第 4 四半期である。

表 2

2.4 経常収支の長期均衡関係の推定

Dynamic OLS による (2) 式の推定結果は、表 3 の通りである。アメリカに対する外国の相対平均余命がアメリカ経常収支に与える影響は、構造変化前ではマイナスであるが、構造変化後はプラスである。したがって、より急速な外国の高齢化は、2000 年代前半まではアメリカ経常収支の赤字拡大要因であるが、それ以降は赤字縮小要因である。アメリカの経常収支赤字は構造変化後の期間において実際に縮小しているため、この実証分析の結果は、高齢化が経常収支の反転に影響している可能性を示唆している。

表 3

重要なポイントは、高齢化が経常収支に与える影響は、先行研究が指摘した経常収支の反転要因をコントロールしたうえで確認されるということである。アメリカ GDP は、構造変化の前後で共通して、経常収支に対してマイナスの影響を持つ。したがって、景気減速は、経常収支赤字を縮小させる。また、アメリカ交易条件は、構造変化後において、経常収支に対してプラスの影響を持つ。この結果は、金融危機後の交易条件の改善（特に、石油価格の低下）が経常収支赤字の縮小に影響していることを示している。これらの結果は、経常収支の反転に関する既存研究と整合的である（例：Milesi-Ferretti and Razin, 1998; Freund, 2005;

¹³ 経常収支については、2006 年前後で標本期間を分けて分析しても、単位根検定の結果は変わらない。

¹⁴ Dynamic OLS の lead と lag は 1 としている。

Debelle and Galati, 2007; Lane and Milesi-Ferretti, 2012;)。

VIX と経常収支の長期均衡関係は、本研究で初めて検証される。VIX は、構造変化後において、経常収支に対してプラスの影響を持つ。したがって、市場リスクの上昇は、交易条件と同様に、金融危機後の経常収支赤字の縮小に影響している。この結果は、Lane and Milesi-Ferretti (2012) の指摘と整合的である。

2.5 頑健性のチェック

現在分析中。

3 理論モデル

実証分析の結果より、アメリカの経常収支赤字の縮小は、先行研究で指摘された景気減速、交易条件の改善、市場リスクの上昇に加えて、外国の高齢化の影響も受けているかもしれない。しかしながら、重要なポイントは、この実証分析の解釈である。なぜ、外国の高齢化がより急速に進む場合、外国の高齢化が自国の経常収支に与える影響がマイナスからプラスに転じるのであろうか？この理由を説明するために、本研究はシンプルな OLG モデルを構築する。高齢化が経済に与える影響を検証するという点では、OLG モデルの使用が便利である（例：Feroli, 2006; Backus et al., 2014）。

本研究で展開するモデルは、Ito and Tabata (2010) に基づいている。この論文は、開放経済 OLG モデルを使って高齢化と経常収支の関係を analytical に示した貴重な研究である。本研究は、Ludwig and Vogel (2010) と Aísa et al. (2012) のモデル要素を借りて、Ito and Tabata (2010) のモデルに高齢労働者と退職政策を追加する。高齢化が進む多くの国々は退職年齢の変更を議論しているため、高齢化の影響を検証するのであれば、退職政策をモデルに組み込むことは現実的に重要である。また、退職政策が経常収支に与える影響についてはほとんど明らかにされておらず、この分野において研究課題とされてきた（Ito and Tabata, 2010; Backus et al., 2014）。

3.1 セットアップ

2 国 1 財 2 期間 OLG モデルを使用する。世界は自国と外国から構成され、2 国は統合された (integrated) 財市場と国際資本市場を通じて関係する。ただし、労働市場は閉鎖されている。Lifetime には不確実性が存在すると仮定する。本研究では、高齢化の影響を検証するために、高齢者生存率 (old-age survival probability) が 2 国間で異なると仮定する。生存率の上昇は平均余命を上昇させるため、モデルにおける生存率は実証分析における平均余命に対応する。最初に、自国経済の構造を説明する。外国経済の構造は、自国経済の分析の延長として議論することができる。外国経済の変数には asterisk がつく。

自国では、期間 $t = 1, 2, 3, \dots$ にかけて新たな世代が每期生まれる。世代 t は、 N_t 単位の

同質的な経済主体から構成される。期間 1 には N_0 単位の初期高齢者がいるが、彼らは期間 1 のみ生存する。人口成長率は $n > 0$ であり、一定であると仮定する。したがって、 $N_t = (1+n)N_{t-1}$ が $t \geq 1$ で成立する。経済主体は、最大で若年期と高齢期の 2 期間を生存する。自国の経済主体は、確率 $p \in [0, 1]$ で高齢期を通して生存するが、残りは高齢期の開始時期に確率 $1-p$ で死亡する。例えば、期間 t の自国においては、 N_t 単位の t 世代の若年者と pN_{t-1} 単位の $t-1$ 世代の高齢者が存在する。したがって、 p の上昇は自国の高齢化をもたらし、 p^* の上昇は外国の高齢化をもたらし。

以下の分析では、自国と外国の高齢者生存率の違いが高齢化のギャップを作り出すと想定している。出生率（人口成長率）の差は検証されない。この理由は、テクニカルなものである。本研究のモデルにおいて、出生率がより低い国は世界に占める人口比率が低下し続けるため定常状態において小国となり、この国の高齢化は世界要素価格に影響を与えない。このことは、定常状態における高齢化のスピルオーバー効果が 2 国間で生じないことを意味する（Ito and Tabata, 2010）。そのため、出生率は 2 国間で等しいと仮定する。ただし、両国の出生率が同時に低下した場合の分析結果は報告される。

3.2 家計

家計は、自身の若年期と高齢期における消費から効用を得る。世代 t の家計の生涯期待効用は、以下のように表現される。

$$u_t = \ln(c_{1t}) + p \ln(c_{2t+1}) , \quad (3)$$

c_{1t} と c_{2t+1} は、それぞれ若年期と高齢期における消費支出を表す。

世代 t の家計は、若年期において 1 単位の効率労働（effective labor）を非弾力的に供給して、 w_t の賃金所得を得る。この賃金所得は、消費 c_{1t} 、貯蓄 s_t 、社会保障税の支払い $\tau_t w_t$ に振り分けられる。ただし、 τ_t は社会保障税率である。本研究は、Yaari (1965) に従い、actuarially fair insurance company を仮定する。保険会社は資金を集めて、企業あるいは外国に投資をする。個人の国際移動は生じないため、保険契約は自国と外国で異なる。投資のリターンは生存している被保険者の間で分配されるため、自国の経済主体に対しては $(R_{t+1}/p)s_t$ の支払いが約束され、外国の経済主体に対しては $(R_{t+1}/p^*)s_t^*$ の支払いが約束される。ただし、 p^* は外国の高齢者生存率、 R_{t+1} はグロスの金利である。生存率が 1 より小さければ保険から得られるリターンがより高いため、遺産が存在しなければ、全ての経済主体は保険に資産投資することを好む。

高齢期における家計の行動は、Ludwig and Vogel (2010) と Aísa et al. (2012) に基づいている。生存した世代 t の家計は、高齢期において、全ての資産を消費する。高齢者は 1 単位の time endowment を持ち、外生的に与えられた ω 割合だけ非弾力的に労働する。残りの $(1-\omega)$ は退職して、 b_{t+1} の年金給付を受け取る。Ludwig and Vogel (2010) に従い、本研究でも

ω を政策変数として扱う。 ω の上昇は高齢者の労働時間を増大させるため、退職年齢の延長を表すと解釈する¹⁵。

高齢労働者の生産性を δ とする。このとき、世代 t の家計は、高齢期において $\omega\delta$ 単位の効率労働を非弾力的に供給して、 $\omega\delta w_{t+1}$ の賃金所得を受け取り、 $\tau_{t+1}\omega\delta w_{t+1}$ の社会保障税を支払う。本研究では、 δ を以下のように定式化する。

$$\delta = p^\gamma, \quad (4)$$

ただし、 γ は正のパラメータである。この定式化は、Aisa et al. (2012) と本質的には同じである。 $\delta \leq 1$ であるため、高齢者の生産性は若年期と比較して低下する。しかしながら、この生産性の低下は、平均余命の上昇によって軽減される¹⁶。

以上より、家計の予算制約式は、次のように表される。

$$c_{1t} + s_t = (1 - \tau_t)w_t, \quad (5)$$

$$c_{2t+1} = \frac{R_{t+1}}{p}s_t + (1 - \tau_{t+1})\omega\delta w_{t+1} + (1 - \omega)b_{t+1}. \quad (6)$$

(5) 式と (6) 式の制約のもとに (3) 式を最大化すると、次の式を得る。

$$s_t = \frac{p}{1+p} \left[(1 - \tau_t)w_t - \left\{ \frac{(1 - \tau_{t+1})\omega\delta w_{t+1} + (1 - \omega)b_{t+1}}{R_{t+1}} \right\} \right]. \quad (7)$$

この式より、高齢者生存率の上昇は貯蓄率を上昇させるが、高齢期における賃金所得と年金給付水準の増大は貯蓄率を低下させる。

3.3 政府

政府の役割は、社会保障制度を運営することのみであると仮定する。また、政府の予算は毎期バランスすると仮定する。そのため、政府が直面する予算制約は、以下の通りである。

$$\tau_t w_t N_t + \tau_t w_t \omega \delta p N_{t-1} = b_t (1 - \omega) p N_{t-1}. \quad (8)$$

人口構造の変化に対応するためには、社会保障政策の調整が必要になる。Meier (2000), Ito and Tabata (2010), Ludwig and Vogel (2010) に従い、 $t-1$ 世代の年金支給額は、 t 世代の賃金に

¹⁵ 同質的個人の仮定より、 ω は高齢労働者の割合にも一致する。

¹⁶ アメリカのデータを使用して、この仮定は実証的に支持される。詳細は Appendix C を参照されたい。

対する replacement rate に基づいて算出されると仮定する。本研究では、 $b_t = \phi(1 - \tau_t)w_t$ とする¹⁷。ただし、 ϕ は replacement rate である。このとき、社会保障税率は以下のように与えられる。

$$\tau_t = \frac{(1 - \omega)\phi p}{1 + n + \omega\delta p + (1 - \omega)\phi p} \equiv \tau . \quad (9)$$

この式より、高齢化が社会保障税率に与える影響は、以下の通りである。

$$\frac{d\tau}{dp} = \underbrace{\frac{\partial \tau}{\partial p}}_{+} + \underbrace{\frac{\partial \tau}{\partial \delta} \frac{\partial \delta}{\partial p}}_{-} . \quad (10)$$

高齢者生存率の上昇は年金受給者数を増やすため税率を引き上げるが、平均余命の上昇に伴う高齢者の生産性の改善は労働単位当たり税負担を軽減するため、税率を引き下げる。

(10) 式を具体的に示すと、以下の通りである。

$$\frac{d\tau}{dp} = \frac{(1 + n - \gamma\omega\delta p)(1 - \omega)\phi}{[1 + n + \omega\delta p + (1 - \omega)\phi p]^2} . \quad (11)$$

γ が 1 より小さければ高齢化は税率を引き下げるが、 γ が十分に大きい場合には高齢化が税率を引き下げる。本研究では、 $d\tau/dp > 0$ を仮定する¹⁸。

仮定 1

$$1 + n > \gamma\omega\delta p .$$

3.4 企業

企業は、標準的な Cobb-Douglas 型生産技術を用いて財を生産する。

$$Y_t = \bar{A}K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} , \quad (12)$$

ただし、 Y_t は総産出量、 K_t は総資本、 L_t は総効率労働、 $\bar{A} > 0$ 、 $\alpha \in (0, 1)$ である。Ludwig

¹⁷ Ito and Tabata (2010) は、 $b_t = \phi w_t$ と仮定した。この仮定でも、以下の結果は本質的に変わらない。

¹⁸ 第 4 節のシミュレーション分析において、この仮定は支持される。アメリカのデータから推定された γ の値は約 2.5 であり、 $\gamma > (1 + n)/\omega\delta p$ を満たすほど大きくない。

and Vogel (2010) に従い、 L_t は若年労働と高齢労働の合計として与えられる。

$$L_t = N_t + \omega\delta p N_{t-1} . \quad (13)$$

$L_t = (1 + \omega\delta p / (1 + n)) N_t$ より、 $L_t = (1 + n) L_{t-1}$ である。

現存する資本ストックは全て高齢期における消費のために使われ、100%の減耗率はグロスの金利に含まれる。完全競争を仮定した場合、企業の利潤最大化の1階の条件は以下の通りである。

$$w_t = (1 - \alpha) \bar{A} k_t^\alpha , \quad (14)$$

$$R_t = \alpha \bar{A} k_t^{\alpha-1} , \quad (15)$$

ただし、 $k_t = K_t / L_t$ である。

3.5 均衡

第2節における実証分析の結果を解釈するために、自国よりも外国において高齢化が急速に進むと仮定する。

仮定2

$$p^* > p$$

自国と外国は、統合された資本市場を通じて関係する。自由な国際資本移動を仮定すれば、各国の金利は1つの世界金利 R_t^W に収束する。ただし、 $R_t^W = R_t = R_t^*$ である。これは、(14)式と(15)式より、 $k_t = k_t^*$ 、 $w_t = w_t^* = w_t^W$ を意味する。

$N_t^W \equiv N_t + N_t^*$ 、 $L_t^W \equiv L_t + L_t^*$ とする。 N_t 、 N_t^* 、 L_t 、 L_t^* の成長率は n であるため、 $N_t^W = (1 + n) N_{t-1}^W$ 、 $L_t^W = (1 + n) L_{t-1}^W$ である。国際資本市場における均衡条件は、 $K_{t+1}^W = s_t N_t + s_t^* N_t^*$ である。ただし、 $K_{t+1}^W \equiv K_{t+1} + K_{t+1}^*$ である。両辺を $L_t^W \equiv L_t + L_t^*$ で割り、 $N_t = (1 + n)^t N_0$ 、 $N_t^* = (1 + n)^t N_0^*$ であることを考慮すれば、以下を得る。

$$k_{t+1}^W [\varepsilon\theta + \varepsilon^*(1 - \theta)] = s_t\theta + s_t^*(1 - \theta) \equiv s_t^W , \quad (16)$$

ただし、 $k_t^W \equiv K_t^W / L_t^W$ 、 $\varepsilon \equiv 1 + n + \omega\delta p$ 、 $\varepsilon^* \equiv 1 + n + \omega^*\delta^*p^*$ 、 $\theta \equiv N_t / N_t^W = N_0 / N_0^W$ である。また、 $k_t^W = [k_t\varepsilon\theta + k_t^*\varepsilon^*(1 - \theta)] / [\varepsilon\theta + \varepsilon^*(1 - \theta)]$ より、 $k_t = k_t^*$ のとき $k_t = k_t^* = k_t^W$ である。

自国と外国の企業は、同じ生産技術を持つと仮定する。このとき、(7)、(9)、(14)、(15)

式、 $b_t = \phi(w_t - \tau_t)$ 、及び外国経済における同様の式を (16) 式に代入して、 $k_t = k_t^* = k_t^W$ を考慮すれば、 k_t^W の動学は以下ようになる。

$$k_{t+1}^W = \Gamma(k_t^W)^\alpha, \quad (17)$$

ただし、

$$\begin{aligned} \Gamma &\equiv \frac{\theta\lambda + (1-\theta)\lambda^*}{\theta\mu + (1-\theta)\mu^*}, \\ \lambda &\equiv \frac{p}{1+p}(1-\tau)(1-\alpha)\bar{A}, \\ \mu &\equiv \frac{p}{1+p} \frac{1-\alpha}{\alpha} (1-\tau)[\omega\delta + (1-\omega)\phi] + \theta\varepsilon + (1-\theta)\varepsilon^*, \\ \lambda^* &\equiv \frac{p^*}{1+p^*}(1-\tau^*)(1-\alpha)\bar{A}, \\ \mu^* &\equiv \frac{p^*}{1+p^*} \frac{1-\alpha}{\alpha} (1-\tau^*)[\omega^*\delta^* + (1-\omega^*)\phi^*] + \theta\varepsilon + (1-\theta)\varepsilon^*. \end{aligned}$$

したがって、統合された世界経済における資本労働比率の定常状態の値 k^W は、以下の通りである。

$$k^W = \Gamma^{\frac{1}{1-\alpha}}. \quad (18)$$

さらに、 $\theta = 1$ であれば、世界経済は自国の経済主体のみで構成される。そのため、 $\theta = 1$ と仮定した場合、(18) 式は閉鎖経済における自国の定常状態の資本労働比率 k_c として解釈することができる。これは、以下のように与えられる。

$$k_c = \Gamma_c^{\frac{1}{1-\alpha}}, \quad (19)$$

ただし、 Γ_c は、 $\theta = 1$ とした場合の Γ である。同様に、 $\theta = 0$ とすれば、閉鎖経済における外国の定常状態の資本労働比率 k_c^* が以下のように決まる。

$$k_c^* = \Gamma_c^*{}^{\frac{1}{1-\alpha}}, \quad (20)$$

ただし、 Γ_c^* は、 $\theta = 0$ とした場合の Γ である。

3.6 経常収支

自国の経常収支は、以下の通りである。

$$G_t = (A_{t+1} - K_{t+1}) - (A_t - K_t) , \quad (21)$$

ただし、 $A_t = s_t N_{t-1}$ であり、開放経済における自国の資産保有残高を表す。(5)、(6)、(8)式、および完全競争の仮定を使うと、(21)式は以下のように書き直される。

$$G_t = Z_t + (R_t - 1)(A_t - K_t) , \quad (22)$$

ただし、 $Z_t \equiv Y_t - c_{1t}N_t - c_{2t}pN_{t-1} - K_{t+1}$ は貿易収支である。このモデルにおける経常収支は、貿易収支と第1次所得収支から構成される。効率労働当たり経常収支を $g_t = G_t/L_t$ とすると、定常状態における経常収支 g は以下の通りである。

$$g = n(a - k^W) , \quad (23)$$

ただし、 $a = s(k^W, k^W)/\varepsilon$ 、 $s(k_t, k_{t+1}) = \lambda(k_t)^\alpha - (\mu_c - \varepsilon)k_{t+1}$ 、 μ_c は $\theta = 1$ とした場合の μ である。

4. シミュレーション分析

4.1 比較静学

この段階で、高齢化が経常収支に与える影響を分析するための準備が出来た。本研究のモデルにおける国際資本移動の長期的なパターンは、閉鎖経済における2国の資本労働比率の差によって決まる。例えば、 $k_c^* > k_c$ である場合、(15)式より $R_t^* < R_t$ である。したがって、経済が解放されると、外国の若年者はより高いリターンを得るために貯蓄の一部を自国へ投資する。外国から自国へ資本がフローするため、定常状態における自国の経常収支 g は赤字となる。同様に、 $k_c^* < k_c$ であれば、自国の若年者は貯蓄の一部を外国へ投資するため、自国の経常収支 g は黒字となる。したがって、外国の高齢化が自国の経常収支に与える影響を分析するためには、閉鎖経済における外国の高齢者生存率に対する外国の資本労働比率の変化を導出して、閉鎖経済における自国の資本労働比率の大きさと比較すれば良い。これは、Ito and Tabata (2010) と同様の方法である。

外国の高齢者生存率が外国の資本労働比率に与える影響は、以下の通りである。

$$\frac{dk_c^*}{dp^*} = \underbrace{\frac{\partial k_c^*}{\partial p^*}}_{+} + \underbrace{\frac{\partial k_c^*}{\partial \tau^*} \frac{d\tau^*}{dp^*}}_{-} + \underbrace{\frac{\partial k_c^*}{\partial \delta^*} \frac{d\delta^*}{dp^*}}_{-} \quad (24)$$

証明は Appendix B を参照されたい。(24) 式より、外国の高齢者生存率が外国の資本労働比率に与えるトータルの影響 (total effect) は、3つの要因から構成される。最初の項は、(7) 式より、貯蓄率の上昇による資本労働比率の上昇を表している (saving effect)。次の項は、(10) 式と (11) 式より、税率の上昇による資本労働比率の低下を表している (tax effect)。最後の項は、(4) 式より、高齢労働者の生産性改善による資本労働比率の低下を表している (labor effect)。Saving effect が他の2つの効果を上回れば、 $dk_c^*/dp^* > 0$ より、外国の高齢化は資本労働比率を上昇させる。逆の場合は、 $dk_c^*/dp^* < 0$ より、外国の高齢化は資本労働比率を低下させる。

(24) 式は非常に複雑であり、analytical に整理することが困難である。そのため、本研究では数値分析に基づいた比較静学を行う。(24) 式を計算するために必要なパラメータの値は、表 4 に掲載されている。 γ の推定については、Appendix C を参照されたい。

表 4

(24) 式の数値分析の結果は、表 5 の通りである。Total effect は、外国の高齢者生存率が 0.80 以下であれば正の値をとる。しかしながら、それ以上に生存率が上昇すると、total effect は負となる。この total effect の変化が自国の経常収支に与える影響は、図 2 より理解することが出来る。図 2 では、 $p = p^* = 0.5$ から始まり、 p^* のみを上昇させている。そのため、図 2 は、自国と外国の高齢化のギャップが広がる場合を描いている。外国で高齢化が始まる初期段階では、表 4 より saving effect が他の2つの効果を上回るため、外国の資本労働比率が上昇する (図 2 の点 A)。このとき、 $k_c^* > k_c$ より $R_t^* < R_t$ であるため、外国から自国へ資本が流入して自国の経常収支赤字が拡大する。自国の経常収支赤字は、自国と外国の資本労働比率の差 (金利の差) が最大となるときにピークに達する (点 B)。その後は、tax effect と labor effect の合計が saving effect を上回るため、外国における更なる高齢化は資本労働比率を低下させる (点 C)。自国と外国の資本労働比率の差が縮小するため、金利差も縮小し、自国の経常収支赤字が縮小し始める。両国の高齢化の差が十分に広がる場合には、外国の資本労働比率が自国の資本労働比率を下回る (点 D)。このとき、 $k_c^* < k_c$ より $R_t^* > R_t$ であるため、資本フローが逆転し、自国の経常収支は黒字となる。

表 5

図 2

以上と同じ条件の下で (23) 式を計算すると、自国の経常収支と外国の高齢者生存率の関係は、図 3 のように U 字型曲線で描かれる。経常収支の赤字が反転するタイミングは、表 5 の数値比較静学において total effect がマイナスになり、外国の資本労働比率が低下するタイミングと同じである。自国と外国の高齢化のギャップが小さい初期段階では、外国の高齢

化は自国の経常収支の赤字拡大要因である。しかしながら、このギャップが大きくなると、外国の高齢化は自国の経常収支の赤字縮小要因となる。この結果は、第2節で報告された実証分析の結果と整合的である。したがって、外国の高齢化の影響を(24)式に基づいて3つの構成要素に分解することで、本研究の実証分析の結果に対して理論的な解釈を与えることが出来る。

図3

4.2 退職年齢の延長

退職年齢の延長は高齢労働者の労働供給を増大させるため、特に **labor effect** を通じて経常収支の変動に影響を及ぼすことが予想される。高齢化が進む先進国では対策として退職年齢の延長が議論されているが、現時点で大幅な政策変更は行われていない。そのため、4.1節で使った分析方法を応用して、退職年齢延長の効果をシミュレーションする。この分析は、経常収支の将来予測に役立つと思われる。同質的個人の仮定より ω と ω^* は各国における高齢者の労働参加率に一致するため、OECDのデータを参考にしてこれらのパラメータの値を変更させる。例えば、2014年における65歳以上の労働参加率は、アメリカで0.19、日本で0.21、韓国で0.32、最大はアイスランドの0.37である。

退職年齢延長の効果は、図4に示されている¹⁹。高齢期における労働時間が長い場合、自国と外国の高齢化のギャップが小さくても、自国における経常収支赤字の反転が生じる。例えば $\omega^* = 0.4$ の場合、 $p = 0.5$ で固定すれば、外国の高齢者生存率が0.6を超えると自国の経常収支赤字が縮小する。しかしながら、図3より、 $\omega^* = 0.14$ の場合は、外国の高齢者生存率が0.8を超えると自国の経常収支赤字が縮小し始める。また、反転のタイミングが早まるほど、自国の経常収支は赤字から黒字に転じやすくなる。

図4

図4における経常収支と高齢化の関係を理解するためには、表6の数値比較静学の結果を確認することが役に立つ。退職年齢の延長は高齢労働者の労働参加率を上昇させるため、**labor effect** は退職年齢の延長により増幅される。ただし、この効果を考慮しても、外国で高齢化が始まる初期段階では **saving effect** が他の2つの効果を上回るため、自国の経常収支と外国の高齢者生存率の関係がU字型曲線で描写されるという結果は変わらない。つまり、外国で高齢化が始まる初期段階では、外国の資本労働比率が上昇して、自国の経常収支赤字が増大する。しかしながら、退職年齢の延長により **labor effect** が増大し、外国の資本労働比率が早い段階で低下し始める²⁰。これにより、自国の経常収支赤字の縮小は、両国の高齢化

¹⁹ 比較を容易にするために、図4では $\omega = \omega^*$ としている。 ω^* のみを上昇させた場合、図4における各曲線は下方にシフトする。これは、(9)式より、外国の税率が低下する効果を反映していると考えられる。しかしながら、U字型曲線の形状はほとんど変わらないため、ほぼ下方への平行シフトである。したがって、 ω を固定しても、経常収支の反転が生じるタイミングはほとんど同じである

²⁰ 外国の資本労働比率が低下し始める外国の高齢者生存率の水準は、 $\omega = \omega^* = 0.2$ の場合は0.75、 $\omega = \omega^* = 0.3$ の場合は0.7、 $\omega = \omega^* = 0.4$ の場合は0.675である。

のギャップが小さくても観察される。したがって、外国でより急速に高齢化が進む場合、退職年齢が高いほど、外国平均余命が自国経常収支に与える影響はマイナスからプラスに転じやすいと推測される。

図 4

表 6

4.3 少子化

自国の高齢者生存率と外国の経常収支の U 字型曲線の関係は、出生率の影響を受ける。この結果は、図 5 に示される。(23) 式より、出生率 n の影響は、経常収支の水準に直接影響を与える。出生率が低いほど経常収支の水準も低くなるが、経常収支の反転が生じるタイミングはほとんど変化しないことが分かる。

図 5

5. 結論

本研究の実証分析と理論分析から分かることは、各国の高齢化の差は経常収支に影響を与えるかもしれないということである。高齢化のギャップが小さい場合、他の条件を一定とすれば、外国の高齢化は自国の経常収支赤字を拡大させる。したがって、この段階では経常収支不均衡の拡大が観察されると考えられる。実証分析の結果は、1990 年代前半から 2000 年代前半のアメリカが該当することを示唆する。しかしながら、より重要であることは、高齢化のギャップが更に広がると、自国の経常収支赤字が縮小に転じるということである。つまり、高齢化によって発生した経常収支不均衡は、高齢化のギャップが広がるにつれて解消される。この結果は、高齢化が経常収支の反転に影響することを示しており、外国の高齢化が自国の経常収支に与える影響を 3 つの要因に分解することで理論的に説明することが可能である。本研究の実証分析の結果は、2000 年代半ば以降のアメリカが該当することを示唆する。

人口動態が長期的な国際資本移動のパターンに影響するとすれば、アメリカとその他の先進国における平均余命の差が近年のトレンドを維持する限り、アメリカにおける経常収支赤字の問題は、部分的に解消されるかもしれない。また、高齢化に伴い各国の退職年齢が延長されれば、この傾向が更に強まる可能性もある。

ただし、本研究にはいくつかの課題が残されている。本研究は、出生率の低下による高齢化を考慮していない。例えば日本では、平均余命の上昇に加えて、出生率の低下が高齢化を加速させている。本研究ではアメリカのデータを使用して、経常収支の長期均衡関係について先行研究と整合的な結果を確認している。しかしながら、出生率の差を説明変数として追加することで、より精度の高い実証分析の結果が得られるかもしれない。この点については、今後の研究課題である。

同様に、本研究の理論モデルも出生率の変化を考慮していない。例えば Mizuno and Yakita

(2013) は、平均余命の変化が家計の最適出生選択に影響することを示した。この点で、本研究の理論モデルは制限的な仮定をおいている。ただし、平均余命の上昇が出生率を低下させる場合は、本研究の分析結果は大きく影響されないと予想される。例えば、家計が退職後のために子供の数を減らして貯蓄を増大させると、資本労働比率にプラスの影響が加わる。しかしながら、出生率の低下は一人当たりの税負担を増大させるため、資本労働比率にマイナスの影響が加わる。したがって、出生率の低下が及ぼす影響は、この場合であれば、本研究で扱った平均余命の上昇が及ぼす影響と似ている。

また、この分野における先行研究では、クロスセクションやパネルデータが使われることがほとんどである。本研究はアメリカの時系列データを使って経常収支の長期均衡関係を検証しているが、国際的な傾向を理解するためには、先行研究と同じようなデータベースを利用することが有益である。例えば本研究の分析をクロスセクションデータで再現するならば、Hansen (2000) の閾値回帰分析が良い候補となる。このような実証分析は、今後の研究課題である。

参考文献

- Aísa, R., Pueyo, F., Sanso M. (2012) Life expectancy and labor supply of the elderly. *Journal of Population Economics* 25, 545–568.
- Backus, D., Cooley, T., Henriksen, E. (2014) Demography and low-frequency capital flows. *Journal of International Economics* 92, 94–102.
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Sansó, A. (2006) Testing the null of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68, 623–646.
- Chinn, M.D., Wei, S.-J. (2013) A faith-based initiative meets the evidence: Does a flexible exchange rate regime really facilitate current account adjustment? *Review of Economics and Statistics* 95, 168–184.
- Chinn, M.D., Ito, H. (2007) Current account balances, financial development and institutions: Assaying the world “savings glut”. *Journal of International Money and Finance* 26, 546–569.
- Chinn, M.D., Prasad, E.S. (2003) Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: an empirical exploration. *Journal of International Economics* 59, 47–76.
- Cooper, R.N. (2008) Global imbalances: Globalization, demography, and sustainability. *Journal of Economic Perspectives* 22, 93–112.
- Debelle, G., Galati, G. (2007) Current account adjustment and capital flows. *Review of International Economics* 15, 989–1013.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1981) Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49, 1057–1072.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J. (1987) Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55, 251–276.
- Feldstein, M. (2008) Resolving the global imbalance: The Dollar and the U.S. saving rate. *Journal of Economic Perspectives* 22, 113–125.
- Feroli, M. (2006) Demography and the U.S. current account deficit. *North American Journal of Economics and Finance* 17, 1–16.
- Freund, C. (2005) Current account adjustment in industrial countries. *Journal of International Money and Finance* 24, 1278–1298.
- Granger, C.W.J., Newbold, P. (1974) Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2, 111–120.
- Gregory, A.W., Hansen, B.E. (1996) Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics* 70, 99–126.
- Gruber J.W., Kamin S.B. (2007) Explaining the global pattern of current account imbalances. *Journal of International Money and Finance* 26, 500–522.
- Johansen S. (1995) *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.

- Hansen B.E. (2000) Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica* 68, 575–603.
- Higgins, M. (1998) Demography, national savings, and international capital flows. *International Economic Review* 39, 343–369.
- IMF (2004) How will demographic change affect the global economy? in: IMF, World Economic Outlook, Washington, DC: International Monetary Fund, 137–180.
- IMF (2011) World Economic Outlook: Slowing Growth, Rising Risks. Washington, DC: International Monetary Fund.
- IMF (2015) World Economic Outlook: Uneven Growth, Short- and Long-Term Factors. . Washington, DC: International Monetary Fund.
- Ito, H., Tabata, K. (2010) The spillover effects of population aging, international capital flows, and welfare. *Journal of Population Economics* 23, 665–702.
- Kim, S., Roubini, N. (2008) Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the U.S. *Journal of International Economics* 74, 362–383.
- Lane, P.R., Milesi-Ferretti, G.M. (2012) External adjustment and the global crisis. *Journal of International Economics* 88, 252–265.
- Ludwig, A., Vogel, E. (2010) Mortality, fertility, education and capital accumulation in a simple OLG economy. *Journal of Population Economics* 23, 703–735.
- Meier, V. (2000) Time preference and international migration, and social security. *Journal of Population Economics* 13, 127–146.
- Milesi-Ferretti, G.M., Razin, A. (1998) Sharp reductions in current account deficits: An empirical analysis. *European Economic Review* 42, 897–908.
- Mizuno, M., Yakita, A. (2013) Elderly labor supply and fertility decisions in aging-population economies. *Economics Letters* 121, 395–399.
- Obstfeld, M. (2012) Does the current account still matter? *American Economic Review* 102, 1–23.
- Obstfeld, M., Rogoff, K., (2009) Global imbalances and the financial crisis: products of common causes. Paper prepared for the Federal Reserve Bank of San Francisco Asia Economic Policy Conference, Santa Barbara, USA.
- Phillips, P.C.B., Perron, P. (1988) Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, 335–346.
- Shin, Y. (1994) A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory* 10, 91–115.
- Saikkonen, P. (1991). Asymptotically efficient estimation of cointegration regression. *Econometric Theory* 7, 1–21.
- Stock, J.H., Watson, M.W. (1993) A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica* 61, 783–820.
- Yaari, M. (1965) Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer. *Review of*

Economic Studies 32, 137–150.

Appendix A. データの説明

アメリカ	
データ	出所
経常収支 (SA)	FRB, Federal Reserve Economic Data
GDP (current price; SA)	FRB, Federal Reserve Economic Data
Life Expectancy	World Development Indicators
Export Price Index (All commodities; SA)	FRB, Federal Reserve Economic Data
Import Price Index (All commodities; SA)	FRB, Federal Reserve Economic Data
S&P500 volatility index (自然対数値)	FRB, Federal Reserve Economic Data

アメリカを除く G7 (GDPのみ中国を含む)	
データ	出所
Life Expectancy	World Development Indicators
GDP (current price; SA) *各国為替レートでドル建てに変換	中国 : National Bureau of Statistics of China その他 : FRB, Federal Reserve Economic Data *イタリア=93年と94年を Eurostat

<データの加工>

加工データ	方法
外国の平均余命	アメリカを除く G7 の平均余命の加重平均値。各国のドル建て GDP でウェイトを作成。
相対平均余命	外国の平均余命をアメリカの平均余命で割った値に 100 をかけたデータ。
外国の GDP	アメリカを除く G7 と中国のドル建て GDP の合計値。
相対 GDP	アメリカの GDP を外国の GDP で割った値に 100 をかけたデータ。
アメリカの交易条件	アメリカの輸出物価指数を輸入物価指数で割った値に 100 をかけたデータ。石油価格との相関係数 = -0.91

Appendix B. (24) 式の証明

(17) 式と (20) 式より、

$$k_c^* = \left(\frac{\lambda^*}{\mu_c^*} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}},$$

$$\mu_c^* \equiv \frac{p^*}{1+p^*} \frac{1-\alpha}{\alpha} (1-\tau^*) [\omega^* \delta^* + (1-\omega^*) \phi^*] + \varepsilon^* .$$

である。これより、以下の式が導出される。

$$\frac{\partial k_c^*}{\partial p^*} = \frac{1}{(1+p^*)^2} (1-\tau^*) \bar{A}(\lambda^*)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (\mu_c^*)^{\frac{\alpha-2}{1-\alpha}} (1+n-\omega^* \delta^* p^*) > 0 ,$$

$$\frac{\partial k_c^*}{\partial \tau^*} = -\frac{p^*}{1+p^*} \bar{A}(\lambda^*)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (\mu_c^*)^{\frac{\alpha-2}{1-\alpha}} (1+n+\omega^* \delta^* p^*) < 0 ,$$

$$\frac{\partial k_c^*}{\partial \delta^*} = -\frac{p^*}{1+p^*} (1-\tau^*) \bar{A}(\lambda^*)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (\mu_c^*)^{\frac{\alpha-2}{1-\alpha}} \left[\frac{p^*}{1+p^*} \frac{1-\alpha}{\alpha} (1-\tau^*) \omega^* + \omega^* p^* \right] < 0 .$$

(4) 式より $d\delta^*/dp^* > 0$ 、(11) 式と仮定 1 より $d\tau^*/dp^* > 0$ である。第 4 節のシミュレーション分析における比較静学の結果は、これらの式に基づいて計算されている。

Appendix C. δ の推定

(4) 式より、 γ の推定値を得るためには、平均余命に対する高齢者の所得獲得能力の弾力性を検証すればよい。そのため、以下のような回帰モデルを使用する。

$$\ln(\delta_t) = c + \gamma \ln(p_t) + v_t ,$$

ただし、 c は定数項、 v_t は誤差項である。使用するデータは、第2節の実証分析と同様にアメリカの時系列データであり、標本期間は1993年から2014年である。ただし、データは年次データである。

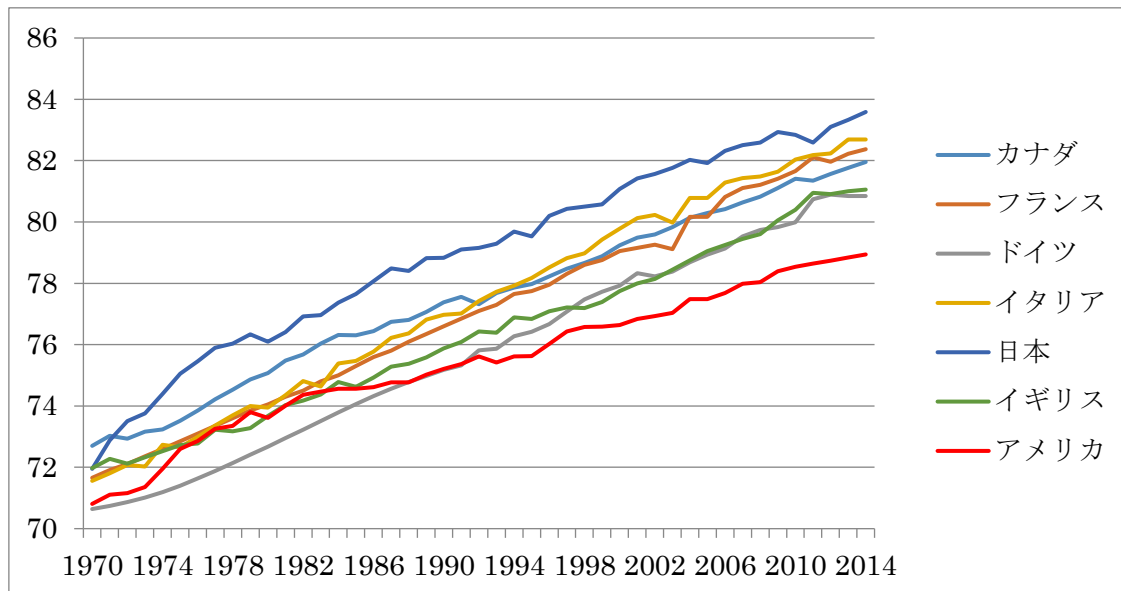
本研究は、 δ_t の尺度として、25～64歳の賃金所得に対する65歳以上の賃金所得の比率を使用する(5式と6式より、 $\delta_t w_t/w_t = \delta_t$)。賃金所得のデータとして median usual weekly nominal earnings (wage and salary workers; full time) を使用して、25～64歳のデータは10歳階級所得の平均値とする。標本期間における δ_t の観測値は1より小さいため、理論モデルの仮定と整合的である。また、65歳の平均余命を使用する。

単位根検定と共和分検定は、第2節と同じ手法を使う。Phillips-Perron 検定の統計値は、 $\ln(\delta_t)$ に対しては0.54で有意ではないが、 $\Delta \ln(\delta_t)$ に対しては-4.91で有意である。同様に、 $\ln(p_t)$ に対しては-0.44で有意ではないが、 $\Delta \ln(p_t)$ に対しては-5.44で有意である。したがって、両方のデータが1つの単位根を持つことが分かる。また、この結果は Dickey and Fuller (1981) の単位根検定を使用しても変わらない。Shin (1994) の共和分検定の統計値は0.086であり、共和分関係は支持される。

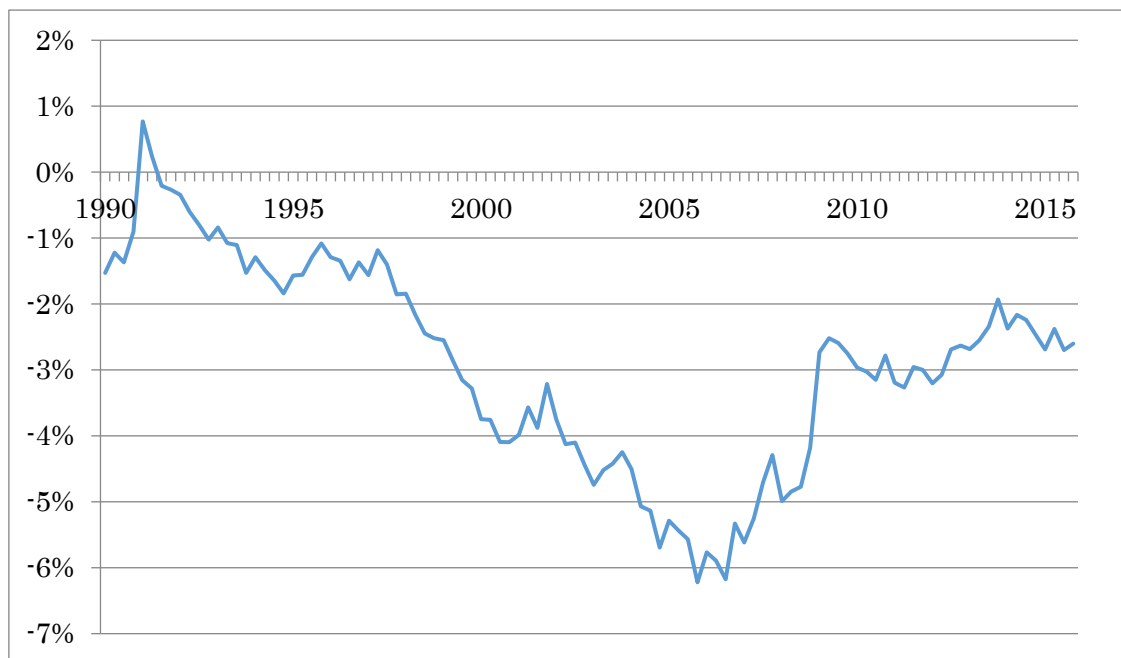
γ に対する DOLS 推定値は2.523であり、標準誤差は0.236である。したがって、 γ は1%水準で有意である。なお、 c に対する DOLS 推定値は-7.523であり、標準誤差は0.687である。したがって定数項も有意であるが、今回のような対数線形回帰モデルの定数項は使用したデータの単位に影響されるため、その大きさは重要な意味を持たない。そのため、定数項の有意性については特に考慮する必要はない。

図1 G7の平均余命とアメリカ経常収支

平均余命



アメリカ経常収支 (対 GDP 比)



出所 : World Development Indicators, FRB

図2 外国の高齢者生存率と資本労働比率の関係

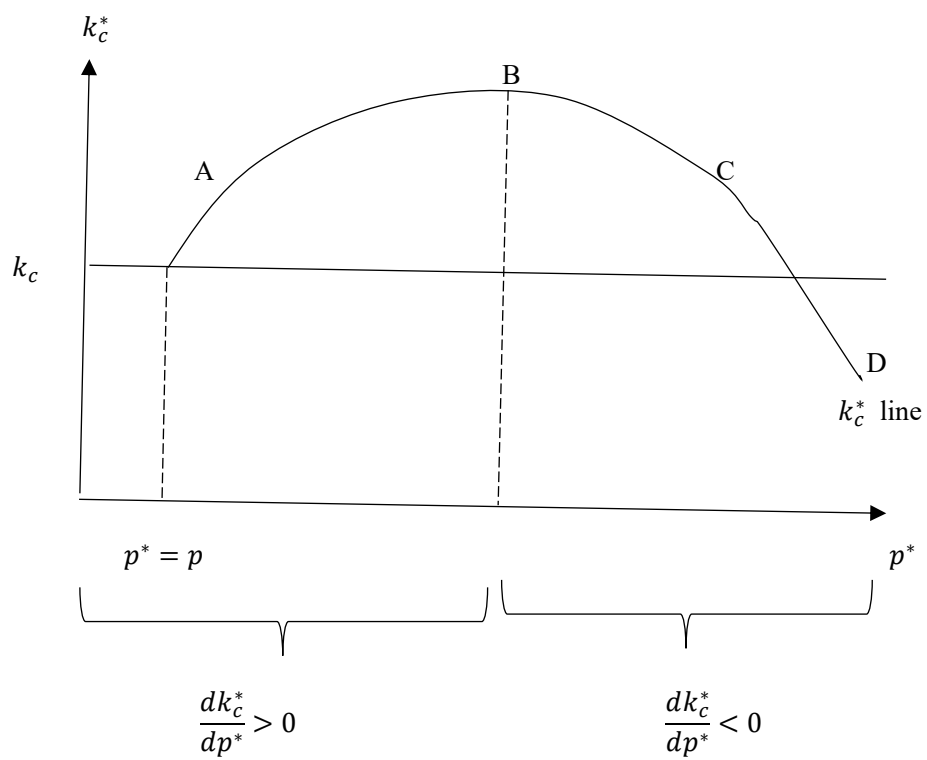
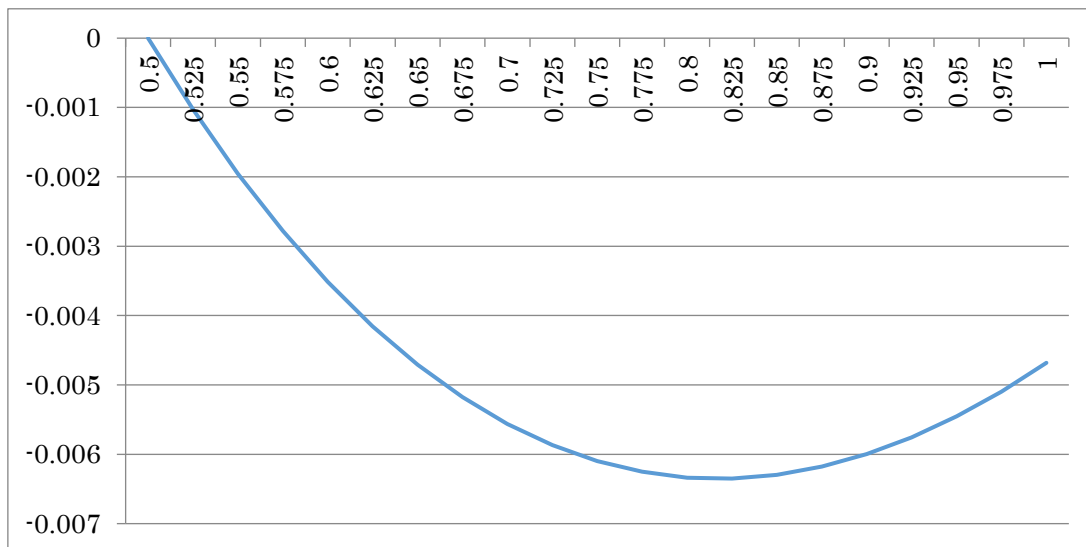


図3 外国の高齢者生存率と自国の経常収支の関係

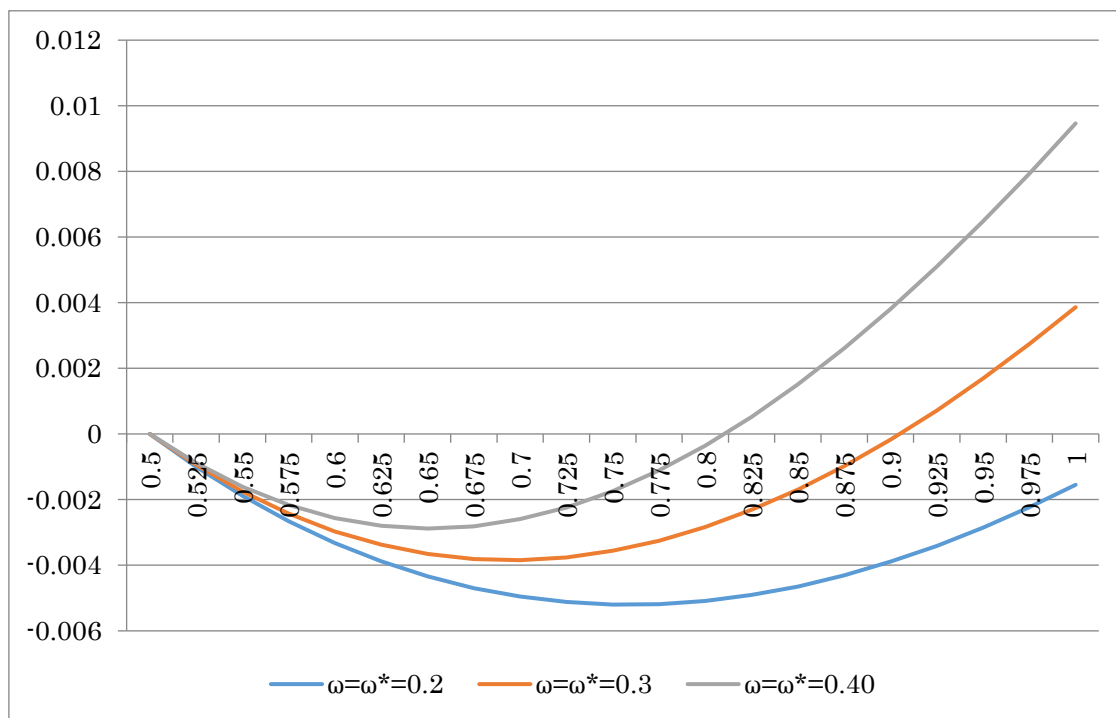


横軸：外国の高齢者生存率 (p^*)、 縦軸：自国の経常収支 (g)

自国の高齢者生存率は 0.50 に固定

パラメータは表 4 のものを使用

図4 退職年齢の延長の効果

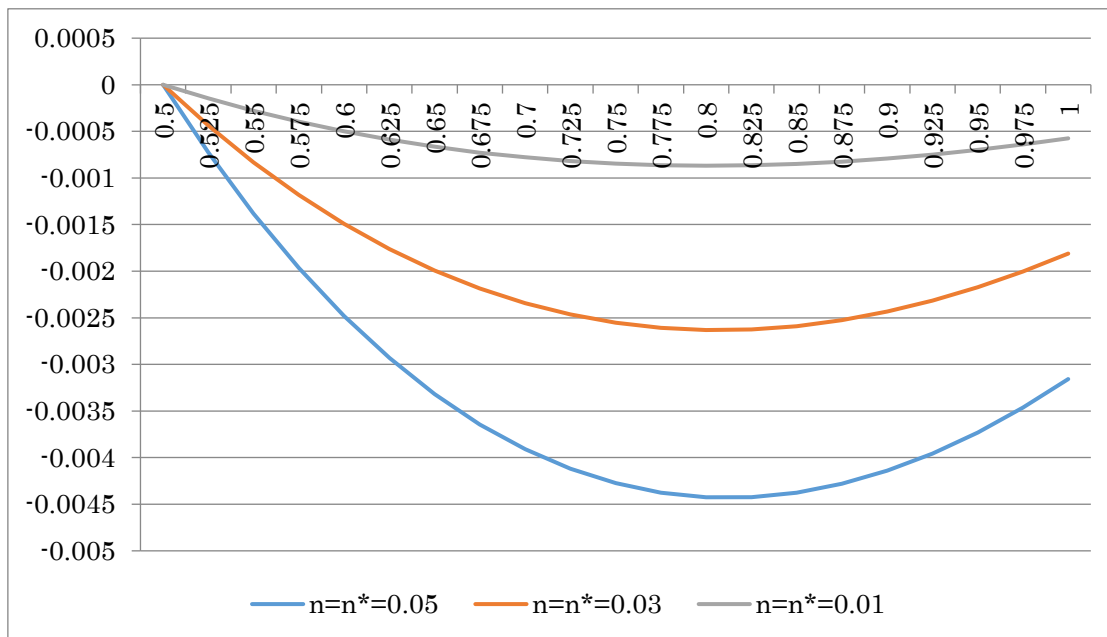


横軸：外国の高齢者生存率 (p^*)、 縦軸：自国の経常収支 (g)

自国の高齢者生存率は0.50に固定。

ω と ω^* 以外のパラメータは表4と同様のものを使用

図5 少子化の影響



横軸：外国の高齢者生存率 (p^*)、 縦軸：自国の経常収支 (g)

自国の高齢者生存率は0.50に固定。

n と n^* 以外のパラメータは表4と同様のものを使用

表 1 単位根検定：Phillips-Perron Test

	レベル	1 階階差
アメリカ経常収支	-1.687	-9.404**
外国平均余命÷アメリカ平均余命	-2.575	-4.511**
アメリカ GDP÷外国 GDP	-1.300	-8.544**
アメリカ交易条件	-2.195	-7.735**
VIX	-2.783	-10.317**

**：1%有意

長期分散推定：Bartlett kernel、 Bandwidth：Newey-West automatic

表 2 共和分検定

	統計値	構造変化点
構造変化なし	0.184*	—
構造変化あり	0.044	2000 年第 4 四半期

帰無仮説：共和分あり

*：5%有意

推定方法：DOLS（Lead-Lag は 1 に設定）

長期分散推定：Bartlett kernel、 Bandwidth：Newey-West automatic

表3 長期均衡関係の推定結果

	推定値	標準誤差
Regime 1 : 1993 年第 1 四半期～2000 年第 3 四半期		
定数項	250.845**	92.195
外国平均余命÷米平均余命	-2.317**	0.829
アメリカ GDP÷外国 GDP	-0.117**	0.033
交易条件	-0.056	0.091
VIX	0.082	0.902
Regime 2 : 2000 年第 4 四半期～2014 年第 4 四半期		
定数項	-677.671**	73.915
外国平均余命÷米平均余命	6.350**	0.708
アメリカ GDP÷外国 GDP	-0.074**	0.014
交易条件	0.164**	0.038
VIX	1.179**	0.236

** : 1%有意。

推定方法 : DOLS (Lead-Lag は 1 に設定)

長期分散推定 : Bartlett kernel、 Bandwidth : Newey-West automatic

表4 シミュレーション用のパラメータ

$\alpha = \alpha^*$	資本の所得シェア	0.300
θ	世界における自国の人口シェア	0.500
$\bar{A} = \bar{A}^*$	生産性パラメータ	10.000
$n = n^*$	人口成長率 G7、2010～14年の年平均、25～64歳の labor force で代用、 40年分の複利計算	0.071
$\omega = \omega^*$	65歳以上労働参加率（G7、男女、2014）	0.140
$\phi = \phi^*$	Gross replacement rate (G7、男、2014)	0.501
$\gamma = \gamma^*$	筆者が独自に推定（Appendix C を参照）	2.523

表 5 数値比較静学

外国の高齢者生存率	0.60	0.70	0.80	0.90	1.00
Saving effect	1.71	1.36	1.07	0.82	0.62
Tax effect	-0.58	-0.53	-0.46	-0.37	-0.28
Labor effect	-0.32	-0.45	-0.59	-0.73	-0.85
Total effect	0.81	0.38	0.02	-0.28	-0.52

表 6 退職年齢の延長の効果

外国の高齢者生存率	0.60	0.70	0.80	0.90	1.00
Saving effect	1.83	1.31	0.89	0.56	0.32
Tax effect	-0.41	-0.31	-0.20	-0.09	-0.01
Labor effect	-1.05	-1.38	-1.63	-1.79	-1.84
Total effect	0.36	-0.37	-0.94	-1.32	-1.53

$\omega = \omega^* = 0.40$ のケース

その他のパラメータは表 4 と同様のものを使用