

民間貯蓄、高齢化及び社会保障 —わが国におけるライフサイクル仮説の検証—

Private Saving, Aging, and Social Security -Testing the Life Cycle Hypothesis in Japan-

キーワード: ライフサイクル仮説、貯蓄率、高齢化、社会保障

加藤 久 和

この論文の目的は、わが国の貯蓄率関数の分析を通じて、高齢化指標、所得成長及び年金資産を組み込んだ拡張されたライフサイクル仮説の実証分析を行うことである。実証分析の結果、わが国においても高齢化及び社会保障の充実が民間貯蓄率に負の影響をもたらすことが明らかになった。また、推定された貯蓄率関数の回帰診断を行うとともに、各変数の時系列的性質を調べ、ライフサイクル仮説に基づいた貯蓄率関数の定式化には共和分関係があることを見出した。さらに、インパルス応答関数の推定や共和分ベクトルの大きさから、高齢化や社会保障が民間貯蓄率に与えるインパクトの方向や強さを計測し、有意な結果を得た。

- はじめに
- ライフサイクル仮説の定式化とデータについて
 - ライフサイクル仮説とその定式化
 - データについて
- 推定結果とその頑健性
 - 推定結果
 - 推定結果の頑健性の検証
- 回帰診断の実施
- データの時系列的性質と非定常性
 - 単位根検定
 - 共和分検定
 - 長期均衡関係の存在
- おわりに

1. はじめに

わが国の高齢化の速度は、他の先進諸国と比べても急速であり、また進行している出生率の低下が今後さらなる高齢化を促すことは確実である。少子化の進行は長期的に見ると労働力人口を減少させる一方で、ライフサイクル仮説(LCH)によれば高齢化は貯蓄率の低下を通じて資本蓄積の鈍化をもたらす。労働力と資本ストックは、技術進歩と併せて供給面から経済成長を決定する要因であるが、今後、わが国の中長期的な成長力を展望する上でも、労働力と資本蓄積の動向を分析することは不可欠である。以上の点からみても、資本蓄積の動向に影響する、ライフサイクル仮説の成立可能性を検証することは、わが国の中長期的な成長力を展望する意味においても重要である。本論文の目的は、わが国におけるライフサイクル仮説の成

立可能性を様々な計量分析の手法を用いて明らかにすることである。

モジリアーニらによって提唱されたライフサイクル仮説の検証は、消費行動を通じた実証分析によってさまざまな形で試みられているが、貯蓄率を対象とした実証研究も数多くある。わが国でもHaya-shi(1986)、Horioka(1993)などによって精力的な分析がなされているが、その多くはマイクロベースのデータを用いたものである。マクロ時系列データによる研究もなされているが、推定における頑健性の確認やデータの定常性を踏まえた計量経済学的にみて納得できるまで詳細に分析した例は少ない。

本論文がもたらすオリジナルな寄与には、次のものがある。最初に、ライフサイクル仮説に基づいた貯蓄率関数の成立可能性に関する徹底した検討である。そのために、様々な計量経済学的検定を用いた回帰診断の実行、各変数の定常性の検

討及び共和分分析による長期均衡関係の存在の検定を行っている。二番目は、Feldstein(1974)の方法にもとづく社会保障変数(期待年金資産)のライフサイクル仮説への導入である。その結果、社会保障の民間貯蓄に対する負の影響が確認され、社会保障の資産代替効果が早期引退効果よりも大きいという点が確認された。三番目に、Hayashi(1986)の指摘による国際的基準への調整済み貯蓄率の採用である。諸外国に比べ高いといわれるわが国の貯蓄率も、実はそれほど高水準にあるわけではないことが Hayashi(1986)によって指摘されたが、これにしたがい、近年までの調整後の貯蓄率を計算して利用した。

この論文の構成は次のとおりである。第2章では、実証分析に利用するデータの紹介とライフサイクル仮説に基づく貯蓄率関数の定式化である。データベースの構築も本研究における一つの重要な構成要素である。第3章では、貯蓄率関数の推定とその頑健性に関する議論を行う。回帰診断を用いたさまざまな推定結果に対する評価がここで行われる。第4章では、各変数の時系列的性質を検討するとともに、共和分の存在やそれに伴うエラーコレクションモデル(ECM)の推定などを行う。最後に、結論及び残された課題を提示する。

2. ライフサイクル仮説の定式化とデータについて

この章では、分析の基礎となるライフサイクル仮説に基づく貯蓄率関数の定式化と社会保障の導入による拡張されたライフサイクルモデルによる定式化を説明し、実証分析に必要な貯蓄率、高齢化指標、期待年金資産額などのデータ及びその作成方法などを示す。

2.1 ライフサイクル仮説の定式化

モジリアーニらによって定式化された単純なライフサイクル仮説¹では、人々はすべて一定の年齢

に達した時点で引退し、また有限の一定の年齢で死亡し、遺産はないものと仮定される。このとき、マクロの貯蓄率は、生産性の上昇率及び年齢構造の二つに依存する。生産性の上昇は、人口の年齢構造が均一であると仮定すれば、若年のコーホートは高齢のコーホートよりも多くの生涯所得を得ることが期待できるので、若いコーホートの貯蓄は高齢のコーホートの引退後の資産取崩しを上回り、経済全体としては貯蓄が増加することになる。これを Bentzel 効果という。一方、年齢構造が均一でなければ、若年人口と高齢者の人口を比較して、前者が後者を上回れば貯蓄は増加するが、高齢者が若者を上回れば貯蓄率は低下するであろう。この年齢構造が貯蓄率に与える効果を Neisser 効果という。したがって、最も単純なライフサイクル仮説では、年齢構造と所得の成長が貯蓄率を決定する要素となり、今後確実に迎えるであろうわが国の高齢化のさらなる進捗が貯蓄率に及ぼす影響はこの経路から議論することが可能となる²。

単純なライフサイクル仮説に沿った実証分析における推定式は次の(1)式になる。

$$PSAR(PSBR) = const. + \alpha \times EPRL + \beta \times PNIPR + \varepsilon \quad (1)$$

ここでPSAR、PSBRは貯蓄率(違いは後述する。)、EPRLは高齢化比率、PNIPRは一人当たり可処分所得上昇率を表わしている。単純なライフサイクル仮説の帰結から、符号条件は α がマイナス、 β がプラスである。なお、以下の実証分析では、65歳以上人口の20~64歳人口に対する比率を高高齢化比率とする³。

しかしながら、単純なライフサイクル仮説が現実に適応するか否かという点については多くの議論

¹ Modigliani(1987)参照。

² Horioka(1989)など参照。

³ Horioka(1989)などでは年少人口比率を考慮した分析を行っている。しかしながら、本研究では、高齢化に関する Neisser 効果を重視すること、及び年少人口比率の低下の主たる要因は少子化によるものであり、長期的に見れば少子化が高齢化の主たる要因のひとつであることから、年少人口比率を用いなかった。

がある⁴。とりわけ、考慮すべき要素として社会保障及び遺産の問題がある。このうち遺産については、ライフサイクル仮説の成立可能性を決定づける要素として多くの論争(例えば、Modigliani (1988), Kotlikoff (1988)参照。)があるが、時系列データからこれを検証することは難しい。本論文では社会保障(老齢年金)についてのみ取り上げる。

社会保障はライフサイクルの貯蓄にどのような影響を及ぼすであろうか。社会保障が民間貯蓄に影響を及ぼすとする見方では Feldstein(1974)がその効果を早期引退効果と資産代替効果に分けて議論を行っている。社会保障、とりわけ老齢年金の充実、労働者をして社会保障がない場合に比べ早期の引退を可能にし、その結果引退期間の長期化から一層の貯蓄の積増しを行わせるであろう。一方、社会保障給付の充実、個人資産のニーズを低下させ、したがって貯蓄率にマイナスの影響をもたらすことが考えられる。Feldstein(1974,1995)ではネットみて資産代替効果が早期引退効果を上回り、貯蓄率にマイナスの影響を与えることをアメリカの時系列データを用いて実証分析により明らかにしている⁵。もし、社会保障給付の充実に伴う政府貯蓄の増加が、完全に民間貯蓄を代替しているならば、リカード中立性が成立していることになる。しかし、中立性がわが国において成立しているという確固たる検証例は、筆者が知る限り見当たらない。また、政府貯蓄と民間貯蓄の相関関係を事前に検証したところ、両者に有意な関係はみられなかった。しかしながら、わが国においても社会保障の拡充が高齢者の労働供給を減少させるという早期引退効果の検証が数多くなされており、少なくともなんらかの形で社会保障が

ライフサイクルの貯蓄に影響を及ぼしていることは確実であろう。

以上の点を考慮して、社会保障の効果を組み込んだ拡張ライフサイクル仮説に基づく貯蓄率関数は、(1)式に社会保障変数及びインフレ率を考慮して次の(2)として定式化する⁶。

$$PSAR(PSBR) = const. + \alpha \times EPRL + \beta \times PNIPR \\ + \gamma \times INFLR + \delta \times SSWPNI + \varepsilon \quad (2)$$

SSWPNI が毎年の一人当たり期待年金資産額に対する可処分所得の比である。また、INFLR は消費者物価指数から算出した物価上昇率である。δの符号は有意に 0 と異なれば社会保障が民間貯蓄に影響を持つことになり、バローらの見解は否定される。また、δ がマイナスであれば、資産代替効果が早期引退効果を上回っていることになる。

2.2 データについて

この節では、以下の実証分析において重要な役割を有する貯蓄率及び社会変数のデータについて解説を行う。

(1) 貯蓄率

わが国の国民経済計算から貯蓄率を直接算出するには、国際的な基準から見ていくつかの問題点がある。Hayashi(1986)は、貯蓄率の計算を行う際に考慮すべき点を示し、それ以降、Hayashi(1986)にしたがった貯蓄額の調整は不可欠な手続きとなっている⁷。民間貯蓄額の算出で調整すべき主要な点は、次の二点である⁸。

1)わが国の国民経済計算では減価償却が簿価で計上されており、これが民間貯蓄率に上方バイアスをもたらしている。民間可処分所得から民間最終

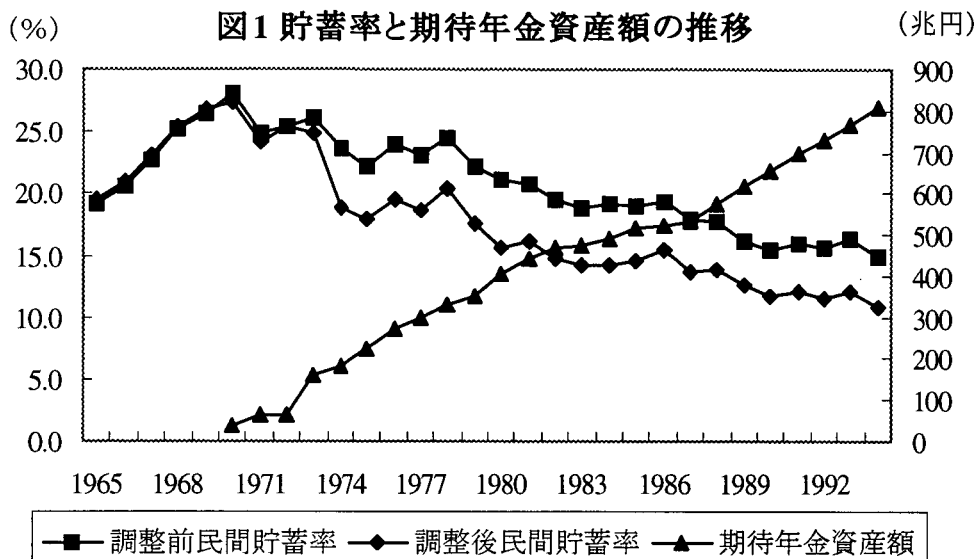
⁴流動性制約の存在や長寿化による引退期間の長期化、物価上昇、あるいは消費者の近視眼的行動(すなわち、生涯所得を考慮しない消費の存在)などは上記の単純なライフサイクル仮説のみでは説明しきれない。

⁵Barro and MacDonald(1979)では政府は民間部門のベールであるから、政府部門による社会保障の拡充は民間になら影響を与えず、したがってネットで民間貯蓄率にマイナスの影響を与えることはないとして、クロスカントリーの実証分析結果からフェルドシュタインに反論している。

⁶貯蓄率と実質収益率は相関していることが考えられる。そのため、貯蓄率関数の推計では実質利率及びインフレ率などを説明変数に加える必要がある。しかしながら、わが国の場合、第一次石油ショック後の一時期においては実質利率がマイナスになっていることなどから、実質利率の導入では好ましいパフォーマンスが得られなかった。そのため、インフレ率のみを説明変数に加えた。

⁷例えば Horioka(1993)、Dekle and Summers(1991)等を参照。

⁸Hayashi(1986)はこの他に、日米における一般政府の貯蓄率を計算する際の概念上の違いなどを明らかにしている。



消費支出と民間資産の減価償却を除いたものとして民間純貯蓄が計算されるが、減価償却が簿価によって低く評価されていれば、その分だけ貯蓄額がみかけ上高く見積もられ、貯蓄率も上方バイアスを持つことになる。この点は、わが国の貯蓄率の時系列推移を観察する場合のみならず、諸外国との貯蓄率の比較を行う場合においても念頭に置かなければならない。

2) 国民経済計算における資本移転を貯蓄の一部として取り扱う必要がある。とりわけ、家計部門から他部門への資本移転の多くは相続税、贈与税によるものであり、これらも貯蓄の一部とみなせば、資本移転を貯蓄に加える必要がある。

この他に、耐久消費財からのサービスフローを消費として扱い、耐久消費財への支出は最終消費支出から除くといった手続きも考慮されるべきであるが、以下では上記二点の調整を行った民間貯蓄率を扱う。

さらに、貯蓄率については、民間貯蓄率の他に家計貯蓄率を対象として分析を行うことも考えられるが、本論文では次の三つの理由から民間貯蓄率の分析を限定する。

1) 法人の内部留保等が完全に株価に反映され、かつ、家計がこうした内部留保等を所得の一部として認識し行動しているならば、家計貯蓄と法人貯

蓄は代替的であると考えられる。したがって、民間貯蓄は、家計貯蓄と法人貯蓄の間の配分動向に影響されないことになり、民間貯蓄を分析対象とすることが正当化される。

2) 国民経済計算の家計部門には個人企業が含まれるが、しかし個人企業と非金融法人企業に含まれる企業の間には、規模や出資形態等の違いはあるもののこれを完全に区別できるものではない。したがって、家計部門と法人部門を併せて分析したほうが現実的である。

3) 上述したように、貯蓄の概念の修正に資本移転の考慮が必要である。しかしながら、家計部門からの(概ねマイナスの)資本移転は法人部門における(概ねプラスの)資本移転によってほぼ相殺されており、資本移転を貯蓄の分析に加えるならば、民間貯蓄を観察するほうが好ましい⁹⁾。

減価償却の時価評価及び資本移転を組み込んだ調整後の民間貯蓄率をPSAR、調整前の民間貯蓄率をPSBRと表わし、その推移を示したものが図1である。PSBRとPSARの両者の違いをみると、1994年ではPSBRは14.9%であるが、PSARは10.8%である。この点から、調整を行うと、わが国の貯蓄率は言われているほど他の主要先進国と比

⁹⁾ 1994年の資本移転は家計部門が3兆6,075億円、一方、非金融法人企業が3兆3,809億円である。

較して高くないことがわかる。

(2) 社会保障変数

拡張されたライフサイクル仮説では、社会保障の影響をモデルに組み込む必要がある(Feldstein(1974))。どのような変数を選択するか、ということで実証分析の結果が左右される。多くのライフサイクル仮説の検証に関する先行研究では、いわゆる Replacement Ratio (一人当たり年金給付額の一人当たり可処分所得に対する比率)を採用しているが(Feldstein(1980), Barro and MacDonald (1979)等)、しかしながら、代表的な個人はライフサイクルの資産蓄積の計画では、期待年金資産額を考慮して個人資産の蓄積を行うであろう。そこで、わが国における期待年金資産額の推計を、Feldstein (1974)が示した手続きにしたがって行った。

期待年金資産の推計の対象は各年の 20～64 歳の男子公的年金被保険者とした。わが国の年金制度はほぼ世帯を対象とした設計になっていること、及び女子の生涯未婚率が低い(1990 年で 4.3%) ことなどがその理由である。また、期待年金資産は 65～100 歳までに受け取る老齢年金支給額のみを考慮している。推定にあたって必要な所得上昇率、年金給付水準、物価上昇率などについては、1970～94 年の平均値を用いた。なお、Feldstein(1982)が示しているように、ここは期待資産額を推計するのであり、現実の資産を精密・正確に算出することを目的としているのではない(詳細は付録を参照のこと)。

上記の手続きから、1994 年の期待年金資産額は約 808.4 兆円と推計される(図 1 参照)。上述したように、女子の期待年金資産額が除かれていること、また共済組合等についても算出の対象としていないこと等に留意されたい。以下では、期待年金資産額を SSW と表記し、これと民間可処分所得との比率を SSWPNI とし、主要な説明変数として用いる¹⁰。

¹⁰ 上述した貯蓄額の調整によって SSWPNI の値も変化することに留意されたい。表 1 の SSWPNI は調整後の貯蓄額を対象として計算され

3. 推定結果とその頑健性

3.1 推定結果

単純なライフサイクル仮説(1式)及び社会保障を考慮したライフサイクル仮説(2式)の定式化したがつて、貯蓄率関数を推定した結果を示したものが表 1 である。なお、すべての結果は最小二乗法によって推定されている。表 2 のうち、(a),(g) は民間貯蓄率を高齡化比率の上に、また(b),(h) は高齡化比率と一人当たり所得上昇率の上に回帰させたものであり、(1)式に基づいた単純なライフサイクル仮説を示すものである。推定結果は符号条件を満足し、かつ t 値も高く統計的に有意である。しかしながら、D.W.比は低く、系列相関が疑われるほか、定式化が不十分であることを示唆する(Darnell(1994))。また、調整後の民間貯蓄率を説明変数とした場合、高齡化比率の係数は、調整前の民間貯蓄率を説明変数とする場合よりも絶対値で大きくなっている。

(c)～(f)及び(i)～(l)の結果は、(2)式に基づき、社会保障の影響を考慮した拡張されたライフサイクル仮説に沿った貯蓄率関数である。すべてのケースにおいて符号条件は満たされており、決定係数も比較的高い。しかしながら、D.W.比は低く、系列相関が疑われるということは、単純なライフサイクル仮説の推定結果と同様である。最も注目すべきケースは、調整後の民間貯蓄率 PSAR を用い、また期待年金資産額である SSWPNI を含む(l)の定式化である。高齡化比率の係数は-0.685 と絶対値で比較的小さく、また一人当たり所得の上昇率は最も大きい。社会保障の係数は-3.685 とマイナスで有意であり、資産代替効果が早期引退効果を上回っていると結論することができる。

ている。また、上述した Replacement Ratio についても SBR として貯蓄率関数の説明変数として利用する。

表1 民間貯蓄率関数の推定結果

従属変数	期間	定数項	EPRL	SSWPNI	SBR	PNIPR	INFLR	Adj.Rsq.	D.W.
(a)PSBR	1960-94	31.934 (20.215)	-0.751 (-7.187)					0.598	0.400
(b)PSBR	1961-94	26.075 (6.971)	-0.491 (-2.662)			0.219 (1.845)		0.639	0.262
(c)PSBR	1970-94	37.012 (32.119)	-0.850 (-7.943)		-0.066 (-2.982)			0.924	1.477
(d)PSBR	1970-94	39.231 (32.026)	-0.976 (-10.874)	-1.488 (-2.255)				0.914	1.395
(e)PSBR	1970-94	35.082 (16.741)	-0.820 (-7.705)		-0.049 (-1.980)	0.171 (2.038)	-0.114 (-2.041)	0.935	1.059
(f)PSBR	1970-94	34.638 (16.519)	-0.824 (-7.468)	-1.050 (-1.686)		0.218 (2.811)	-0.078 (-1.288)	0.932	0.880
(g)PSAR	1965-94	37.778 (18.994)	-1.302 (-10.297)					0.784	0.578
(h)PSAR	1965-94	27.412 (6.809)	-0.833 (-4.193)			0.358 (2.868)		0.828	0.508
(i)PSAR	1970-94	34.289 (21.678)	-0.623 (-4.243)		-0.176 (-5.760)			0.909	1.442
(k)PSAR	1970-94	-40.599 (26.706)	-0.883 (-7.969)	-4.509 (-6.010)				0.914	1.823
(j)PSAR	1970-94	35.013 (18.170)	-0.668 (-6.831)		-0.177 (-7.714)	0.219 (2.836)	-0.315 (-6.113)	0.965	1.633
(l)PSAR	1970-94	33.750 (15.128)	-0.685 (-5.915)	-3.684 (-6.076)		0.362 (4.357)	-0.169 (-2.613)	0.951	1.402

注:()内はt値を示している。

PSARは調整後貯蓄率、PSBRは調整前貯蓄率、EPRLは高齢化比率、PNIPRは一人当たり所得上昇率、SSWPNI及びSBRは社会保障変数、INFLRは物価上昇率である。

表2 OLSによる推定結果の頑健性の確認

(1)タイムトレンドの付加

従属変数	期間	EPRL	PNIPR	TREND	Adj.Rsq.	D.W.
PSBR	1960-94	-2.144 (-6.011)		0.503 (4.025)	0.725	0.620
PSAR	1965-94	-0.425 (-0.674)		-0.351 (-1.422)	0.791	0.625
PSBR	1961-94	-1.984 (-5.754)	0.293 (3.169)	0.586 (4.749)	0.787	0.476
PSAR	1965-94	-0.407 (-0.706)	0.329 (2.513)	-0.186 (-0.790)	0.826	0.517

(2)1階の階差に対するOLS回帰

従属変数	期間	DEPRL	PNIPR	Adj.Rsq.	D.W.
DPSBR	1961-94	-1.001 (-0.880)		0.024	2.056
DPSAR	1966-94	-1.137 (-0.668)		0.016	1.923
DPSBR	1962-94	-0.994 (-1.097)	0.250 (4.691)	0.392	1.145
DPSAR	1966-94	-0.896 (-0.632)	0.302 (3.609)	0.294	1.346

注:Dはその系列の1階の階差であることを示す。

以上の推定結果によって、これで分析を終了させてよいのだろうか。本当にこの推定は信頼することができ、また頑健な結果であろうか。この点について、いくつかの視点からさらに議論を進めることとする。

3.2 推定結果の頑健性の検証

わが国の民間貯蓄率は1976年以降、おおむね低下傾向にある一方、高齢化の進行も70年代以降著しい。両者間の関係をもたらしているのが、上述した Neisser 効果である。しかし、両者が時間とともに低下もしくは上昇している場合には、両者の間に構造的な関係がなくてもタイムトレンドとの強い相関から構造的な関係があるように観察される場合がある。

そこで、単純なライフサイクル仮説の実証結果を対象として、(1)トレンド項の付加、(2)変数の1階の階差間の回帰、の二つの方法によって、推定結果の疑惑を検証する。

(1)トレンド項の付加(表 2-(1))

PSARを被説明変数とするケースでは、(EPRL)、(EPRL,PNIPR)の二つのケースで各変数の符号条件を満足しており、また、トレンド項はマイナスで有意性は低い。加えて、EPRLの係数は有意ではなくなる。一方、PSBRを被説明変数とするケースでは、トレンド項はプラスで有意であり、またEPRLも有意であるが、その係数はトレンド項がない場合に比べ大きく低下する。この点からみると、被説明変数としてPSBRを選ぶとタイムトレンドによって決定される部分が強く、またみかけ上、高齢化比率が貯蓄率に高く影響を及ぼしているように見える。したがって、PSBRを被説明変数とするケースではEPRLとタイムトレンドの間の多重共線関係がみられる。すなわち高齢化比率の代理変数としてタイムトレンドを採用しても推定結果は大きく異ならないことを示している。

(2)変数の1階の階差間の回帰(表 2-(2))

1階の階差を取った推定ではいずれも決定係数は低く、EPRLは有意ではない。しかしPNIPRは有

意であり、かつ期待される符号条件は満たされている。この結果から、直接にレベル変数間の構造関係の評価することはできないが、しかし階差を取ることによってタイムトレンドを除いても、単純なライフサイクル仮説における Bentzel 効果と Neisser 効果が確認された。1階の階差変数間の回帰は、もし各変数が1階の階差定常であれば、重要な情報をもたらすことになる。そこで、この結果の解釈については、以下で行う時系列分析の結果を踏まえて解釈する必要がある。

3.3 回帰診断の実施

今までの観察結果を考慮すると、表1で示した推定結果について、その信頼性や頑健性についていくつかの疑わしい点があった。そこで、ここではこれらの点を考慮した上で、表1の回帰分析の結果の信頼性や頑健性を総合的に判断するために、一連の回帰診断を実施する。

ここで行う回帰診断は次の検定である¹¹。

- ・Breush-Godfrey 検定:誤差項における正規分布を仮定しない系列相関の検定
- ・Breush-Pagan 検定、White 検定:残差の分散不均一性の検定
- ・ARCH 検定:時系列データの構造変化あるいは不確実性による分散不均一性の検定
- ・Hausman 検定:一般的な特定化の検定。ここでは説明変数の外生性の検定として用いた。
- ・RESET 検定:特定化の検定。主として線形性の検定として用いた。
- ・Bera-Jarque 検定:外れ値あるいは残差の正規性の検定
- ・CUSUM、CUSUMQ 検定:特定化(定式化)の誤りに関する検定
- ・Chow 検定:構造変化に関する検定。但し、構造変化の時期は1975年とした。なお、サンプル期間と構造変化の時期から、Second検定の方が適切である。

¹¹ 詳細については Damell(1994)等参照。

・Redundant Variable 検定:F 検定の応用として、対象とする変数が不要であるかどうかの検定

この他に、EPRL の係数の大きさの程度を判定するために、係数の大きさを-1、-0.75、及び-0.5 と仮定した F 検定を行った。

これらの回帰診断の結果を示したのが表 3 である。結果を要約すると以下ようになる。単純なライフサイクル仮説に基づくモデルは ARCH テストで棄却される。また、社会保障変数を組み込んだ拡張されたモデルのうち、SBR を加えた回帰式は CUSUM テスト及び CUSUMQ テストによって棄却される。すべての関数形で BJ テストの結果はよくない。全般的にみると、単純なライフサイクル仮説に基づく定式化のパフォーマンスはよくない。また、拡張されたモデルでは、SSWPNI を入れたケースでは比較的良好な結果を示している。これらはほぼ Chow テストの結果も良好で、構造変化を内部化して推定可能である。また、EPRL の係数の大きさは、PSBR を被説明変数とするモデルでは-1 程度、PSAR を被説明変数とするモデルでは-0.5 程度である。

以上の観察結果を総合的に判断すると、単純なライフサイクルモデル ((a),(b),(g),(h)) は、一般的に誤差項の分散均一性が満たされず、また正規性も保障されない。さらに、表 1 の D.W.比をみても系列相関の疑いがあり、計量経済学的見地から妥当ではないと結論づけられる。また、社会保障を考慮した拡張ライフサイクルモデルによる定式化では、同じく誤差項の正規性は満たされないものの、社会保障変数を SSWPNI とすれば、比較的良好な結果を得ることができた。

さらに分析をすすめる上で重要な点は、各モデルにおける変数の組合わせが、長期均衡関係を構造的に表わしているのかどうかという点の解明である。また、モデルが長期均衡関係にある場合、各説明変数の係数の真の大きさはどの程度か、という問題も重要である。こうした問題を明らかにするために、次章では時系列分析の手法を用いてさ

らなる分析を進める必要がある。

4. データの時系列的性質と非定常性

前章では、ライフサイクル仮説にもとづいた貯蓄率関数の推定を行い、その頑健性に関する議論を行ってきた。しかしながら、モデルを構成する各変数の時系列特性については何ら考慮せず、したがって各変数の定常性を前提した分析であった。推定結果の信頼性や頑健性の議論とともに、我々は貯蓄率関数を構成する各変数間の長期均衡関係を示す必要がある。そのため、変数の定常性を吟味し、さらに非定常である可能性があれば、共和分の存在を問題にしなければならない。すなわち、前章での推定結果がみせかけにすぎないとする疑問に対する明確な回答を与える必要がある¹²。

4.1 単位根検定

(1) 単位根検定の方法

ライフサイクルモデルを構成する各変数が定常であるか、それとも非定常であるかという問題は重要である。そのため、以下では各変数の単位根の存在の検定を行う。単位根の検定にあたっては、各変数がドリフト付きの単位根過程にしたがっているとの帰無仮説を用意した¹³。検定にあたっては、最初に Dickey and Fuller (1979)によって提案された検定(DF テスト)を行った。しかしながら、DF テストは変数の AR(1)過程を対象としたものであるが、誤差項に強い相関が生じる場合には誤差項に関する独立性の仮定が満たされず、適切な結果が得られない。そこで、より一般的な AR(P)過程を扱える ADF テスト¹⁴や Phillips and Perron(1988)によって提案された、DF テストの検定統計量をノン・パラメ

¹² 民間貯蓄率と年齢構造(高齢化)の間の共和分関係を検証したものに Horioka(1995)があるが、貯蓄率関数を対象としてこうした手続きを行った研究は初めてである。

¹³ 上述したように、民間貯蓄率や高齢化比率などの変数は時間とともに低下あるいは上昇しているので、ドリフト項を含む検定を行う。

¹⁴ ADF テストについて要領のよいサーベイが Muscatelli and Hum [1992], Hamilton[1994]等にある。

リックな方法で修正する単位根の検定(PP テスト)を併用した¹⁵。また、多くの研究では、単位根の存在の有無は構造変化によって影響されるということが明らかにされている。したがって、上記の検定に加え、Perron(1989)による構造変化を考慮した単位根検定(Perron テスト)を行った。構造変化の時期としては、ここでは第一次石油ショックの影響を考慮して1975年としている。

以上の各検定は、モデルを構成する各変数の単位根の存在を検定するものであり、帰無仮説はドリフト付きの単位根過程にしたがっているとするものであった。以上に加え、さらに Kwiatkowski et al.(1992)で示された定常性に関する検定(KPSS テスト)を単位根検定の補完的なテストとして、各変数に対して試みた。この検定は、帰無仮説を定常であるとして、定常ではないとする対立仮説に対して統計的検定を行うものである。KPSS テストにおいて、帰無仮説が棄却されることはその変数が定常ではないということであり、単位根仮定に従っている可能性が高いことを示す¹⁶。

(2) 単位根検定の結果

表4は、貯蓄率関数を構成する各変数についての単位根検定の結果を示したものである。変数の記号の前に記されたDは、その変数の1階の階差変数を表わしている。またD²は2階の階差変数を示している。

レベル変数の単位根検定の結果をみると、PNIPRを除いて多くのケースで単位根の存在を棄却できない。PSARについては、Perron テストでは単位根が棄却されており、したがってI(0)変数であるとする見方もできるが、その他のテストでは単位根は棄却されておらずI(1)変数とする見方も捨てられない。1階の階差変数に対する単位根検定の結果をみると、多くの変数において単位根が棄却されるが、EPRL及びSBRの1階の階差変数につい

が、EPRL及びSBRの1階の階差変数については棄却されるかどうかは微妙である。EPRL及びSBRについて2階の階差を取り、単位根検定を行うと2階の階差変数では単位根が棄却される。ここでは、両者ともI(1)変数としておく。

以上の結果から、PNIPRはI(0)変数であるが、その他の変数はすべてI(1)変数であると仮定する。したがって、最も基本となる定式化

$$PSAR = F(EPRL, SSWPNIA, PNIPR, INFLR)$$

では、順にI(1), I(1), I(1), I(0), I(1)となる。したがって、各変数の一次結合がI(0)になる可能性があり、共和分の議論に進むことができる。表2で示した各方程式の定式化についても同様である。

なお、上記で行った各種の単位根検定は、いずれも大規模なサンプルを前提としたものである。ここで検定の対象とした各変数のサンプル数は小規模なものであり、その点を留意しておく必要がある。

4.2 共和分検定

非定常な変数どうしの一次結合が定常であるとき、これらの変数は共和分の関係にあり、変数間の長期均衡関係を表わしていることがEngle and Granger(1987)によって示された。前章の推定結果の評価では、変数間の長期関係を議論することなく、回帰分析における諸仮定がみたされているかという視点から分析を行った。しかし、注目すべきはこれらの方程式が長期均衡関係を表わしているかどうかということである。ライフサイクル仮説に基づく貯蓄率関数において、その方程式に含まれる変数間に長期均衡関係が存在するならば、ライフサイクル仮説そのものが立証されると解釈できよう。

共和分の検定方法には様々な方法が提案されているが、ここではEngle-Grangerによる残差検定(二段階法)とJohansen(1988)によるML推定法によって検定を行うこととする。表5-1はEngle-Grangerによる残差検定の結果を示したものであ

¹⁵ SBIC及びAIC基準によってもラグ次数を1とすることは適切であった。

¹⁶ しかしながら、これがどのような非定常過程であるのか、すなわち単位根過程か発散過程か、といった点を識別するものではない。

表4 単位根検定の結果

	PSBR	PSAR	EPRL	SSWPNIAB	SBR	INFLR	PNIPR	HSBR	HSAR	GSBR	GSAR	NSBR	NSAR
検定方法													
DF 検定	ρ	-5.306	-12.213	1.038	-8.684	-0.617	-14.227	-2.477	-4.205	-5.370	-2.967	-7.397	-4.723
	t	-2.110	-3.334*	1.585	-3.272*	-0.456	-2.933	-1.139	-1.651	-1.775	-1.206	-2.538	-1.647
ADF 検定	ρ	-6.120	-18.648	0.852	-7.071	-5.494	-15.384	-3.457	-7.001	-8.981	-6.519	-10.344	-11.183
	t	-2.201	-3.588*	0.734	-3.251*	-1.989	-2.672	-1.259	-2.187	-2.029	-1.695	-2.576	-2.260
PP 検定	Z(rou)	-4.765	-10.515	0.914	-7.288	-0.528	-12.733	-2.232	-3.647	-4.856	-2.585	-6.665	-4.103
	Z(0)	-2.113	-3.348*	1.233	-3.106	-0.587	-2.941	-3.879**	-1.209	-1.934	-1.334	-2.559	-1.750
Perron検定	ρ	-7.749	-23.457***	0.732	-	-	-14.356	-2.874	-2.593	-13.095	-13.150	-23.11***	-14.350
	t	-2.324	-3.386*	1.015	-	-	-3.168	-1.386	-0.756	-2.357	-2.664	-3.889**	-1.656
KPSS検定		0.446***	0.102	0.430***	-	-	0.272***	0.436***	0.275***	0.224***	0.302***	0.301***	0.215**
期間		1955-94	1965-94	1960-94	1970-94	1970-94	1956-94	1961-94	1965-94	1955-94	1965-94	1955-94	1965-94

	DPSBR	DPSAR	DEPRL	DSSWPNIAB	DSSWPNIAC	DSBR	DINFLR	DPNIPR	DHSBR	DHSAR	D ² EPRL	D ² SBR
検定方法												
DF 検定	ρ	-37.811***	-27.248***	-17.965**	-31.713***	-10.614	-41.935***	-42.507***	-31.824***	-23.924***	-42.261***	-20.585**
	t	-5.874***	-4.901***	-3.296*	-6.721***	-2.553	-6.698***	-8.281***	-5.028***	-4.376*	-7.530***	-4.081**
ADF 検定	ρ	-50.926***	-33.117***	-15.076	-20.812**	-20.206**	-82.951***	-78.815***	-29.961***	-24.136***	-52.902***	-30.472***
	t	-4.822***	-3.928**	-2.492	-2.854	-2.830	-6.164***	-6.075***	-3.671**	-3.335*	-4.858***	-3.506*
PP 検定	Z(rou)	-33.825***	-23.298***	-15.776*	-26.412***	-8.790	-37.382***	-37.173***	-28.476***	-20.543**	-37.010***	-16.824*
	Z(0)	-5.881***	-4.938***	-3.227	-6.189***	-2.581	-6.728***	-8.409***	-5.029***	-4.385***	-7.429***	-4.086**
Perron検定	ρ	-50.695***	-27.156***	-15.436	-	-	-82.466***	-100.910***	-36.064***	-27.345***	-	-
	t	-4.707***	-3.245*	-2.411	-	-	-7.215***	-6.653***	-4.714***	-4.148***	-	-
KPSS検定		0.055	0.110	0.108	-	-	0.032	0.037	0.081	0.106	0.038	-
期間		1956-94	1966-94	1961-94	1971-94	1971-94	1957-94	1962-94	1956-94	1966-94	1962-94	1972-94

注: ADF 検定及びPP検定で利用したラグ次数は1である。

Perron検定で想定した構造変化の時期は1975年とした。

***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準を示す。

る。表 1 の 12 組の推定式のうち、共和分が認められる変数の組み合わせは以下の 6 組であった。

- (PSBR, EPRL, SBR) (PSBR, EPRL, SSWPNI)
- (PSAR, EPRL, SBR) (PSAR, EPRL, SSWPNI)
- (PSAR, EPRL, SBR, PNIPR, INFLR)
- (PSAR, EPRL, SSWPNI, PNIPR, INFLR)

この 6 組の方程式には、単純なライフサイクル仮説に基づく定式化は含まれておらず、したがって、単純なライフサイクルモデルだけでは長期均衡関係を表わすことはできず、少なくとも社会保障変数の導入が共和分関係の存在には必要であることが言える。単純なライフサイクルモデルが適切でないという結論は、前章における回帰診断の結果とも整合的である。

表 5-2 は、Johansen の最尤推定を利用した検定の結果である。表には、トレーステストと最大固有値テストの二つのテストの結果を掲載している。結果から、共和分ベクトルの個数が 0 であるとする帰無仮説を棄却した組み合わせは次の 6 組であった。(以下の記号は、表 1 及び表 3 の推定式、回帰診断結果に対応している。)

- (d) (PSBR, EPRL, SSWPNI)
- (e) (PSBR, EPRL, SBR, PNIPR, INFLR)
- (f) (PSBR, EPRL, SSWPNI, PNIPR, INFLR)
- (j) (PSAR, EPRL, SSWPNI)
- (k) (PSAR, EPRL, SBR, PNIPR, INFLR)
- (l) (PSAR, EPRL, SSWPNI, PNIPR, INFLR)

さらに、共和分ベクトルの推定値から、その説明変数の係数の符号条件が満たされるものは次の 4 つ(但し、社会保障変数については、表 2 の結果から、資産代替効果が早期引退効果を上回っていると仮定する)であった。

- (d) (PSBR, EPRL, SSWPNI)
- (j) (PSAR, EPRL, SSWPNI)
- (k) (PSAR, EPRL, SBR, PNIPR, INFLR)
- (l) (PSAR, EPRL, SSWPNI, PNIPR, INFLR)

この 4 つの方程式は、同時に Engle-Granger による残差検定においても共和分の可能性が示されたも

のである。このうち、(l)の定式化である

$$(PSAR, EPRL, SSWPNI, PNIPR, INFLR) \quad (3)$$

の組み合わせは、データ(貯蓄率、社会保障)の選択基準、回帰診断、共和分検定といった三つの関門を潜りぬけた頑健な形式であると言えよう。

四つの方程式は、いずれの方程式であっても長期均衡関係の存在についてはその検定をクリアするが、以下では(j)、(k)及び(l)の3つの定式化をもとにさらなる長期均衡関係の分析を進めることとする。

4.3 長期均衡関係の存在

共和分関係にある変数の一次結合は、グランジャーの representation theorem によってエラーコレクションモデル(ECM)として展開できる。そこで、以下では、共和分ベクトルの存在が棄却できない貯蓄率関数の定式化をもとに、OLS で推定された共和分ベクトルをもとに ECM を推定し、長期均衡関係からの乖離についての動学的な反応を検討する。上で述べたように、ECM の対象は(j)、(k)、(l)の三つである。

表 6 は、その三つの定式化に基づく ECM の推定結果を示したものである。ここで注目すべきは各推定結果における決定係数の高さである。表 2 で示した単純なライフサイクル仮説を基にした、1 階の階差変数間の回帰分析に比べ、高い決定係数を示している。その理由は、誤差修正項の存在である。誤差修正項は前期における長期均衡関係からの乖離を示すが、表 6 の推定結果ではいずれも有意でかつ、その係数はほぼ-1 であり、長期均衡からの乖離は約1年間で修正されることを示している。(l)式についてみると、誤差項の係数は-1.11 である。

さらに、ECM と同値の VAR から、(l)式のインパルス応答関数を算出したものが図 2 である。高齢化比率(EPRL)は長期的に民間貯蓄率に負の記憶(インパクト)を持続させる一方、所得上昇率は長期的に民間貯蓄率に正の影響をもたらす。インフレは短期的には民間貯蓄率に負の攪乱要因で

表5-1 共和分検定 (エンングレージョンの残差検定)

変数の組合せ	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
期間	1960-94	1961-94	1970-94	1970-94	1970-94	1970-94	1965-94	1965-94	1970-94	1970-94	1970-94	1970-94
DF test	-7.368	-4.711	-19.374**	-17.701*	-14.017	-11.139	-9.518	-7.770	-18.935**	-22.433**	-21.124**	-17.452*
t	-2.066	-1.617	-4.107**	-3.603**	-3.116	-2.518	-2.455	-2.082	-4.100**	-4.288**	-4.391***	-3.299*
ADF test	-7.459	-13.568	-20.880**	-19.958**	-20.391**	-20.630**	-13.130	-28.391***	-26.370***	-33.549***	-39.919***	-18.391**
t	-1.867	-2.625	-3.005	-2.750	-2.828	-2.716	-2.446	-3.760**	-3.475*	-3.587*	-4.162**	-2.547
PP test	-7.366	-4.752	-19.418**	-17.865**	-14.075	-11.210	-9.502	-7.820	-18.922**	-22.546***	-21.182**	-17.597*
Z(t)	-2.059	-1.782	-4.092**	-3.645**	-3.164	-2.634	-2.427	-2.213	-4.111**	-4.299**	-4.359**	-3.460*
KPSS	0.282***	0.283***	0.061	0.123*	0.078	0.097	0.175**	0.098	0.052	0.124*	0.040	0.110
共和分の判定	NO	NO	YES	YES	NO	NO	NO	YES?	YES	YES	YES	YES

表5-2 共和分検定 (ヨハンセンの最大尤検定)

変数の組合せ	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
期間	1960-94	1961-94	1970-94	1970-94	1970-94	1970-94	1965-94	1965-94	1970-94	1970-94	1970-94	1970-94
トレース検定	13.901	27.146	29.762	37.414**	115.369***	184.785***	16.736	35.113*	31.307	42.928***	116.833***	173.511***
t=0	2.977	13.645	14.907	14.933	72.530***	82.207***	6.461	17.928*	15.662	19.300*	67.695***	77.858***
t<=1	4.460	4.460	6.058	6.680	43.245***	42.427***	20.429**	5.052	5.279	7.648	42.914***	40.363**
t<=2					8.548*	6.827					20.307*	18.966*
t<=3											7.054	3.827
t<=4												
最大固有値検定	10.924	13.506	14.855	22.480**	42.839***	102.578***	10.275	17.185	15.646	23.628**	49.138***	95.654***
t=0	2.977	9.185	8.849	8.253	29.285**	39.780***	6.461	12.876	10.382	11.652	24.781	37.495***
t=1	4.460	4.460	6.058	6.680	22.816**	22.822**	20.429**	5.052	5.279	7.648	22.607*	21.397*
t=2					11.881	12.778					13.253	15.139*
t=3					8.548*	6.827					7.054	3.827
t=4												
共和分の判定	NO	NO	NO	YES	YES	YES	NO	NO	NO	YES	YES	YES
共和分ベクトル	-0.252	-0.494	-1.278	-1.374	0.983	-0.564	-0.704	-1.298	-2.516	-1.271	-0.841	-0.536
社会保障変数				-6.239	-0.256	2.244			0.087	-7.303	-0.084	-0.488
PNIPR					-0.544	0.901					0.826	1.020
INFLR					-0.338	-1.038					-1.146	-1.129

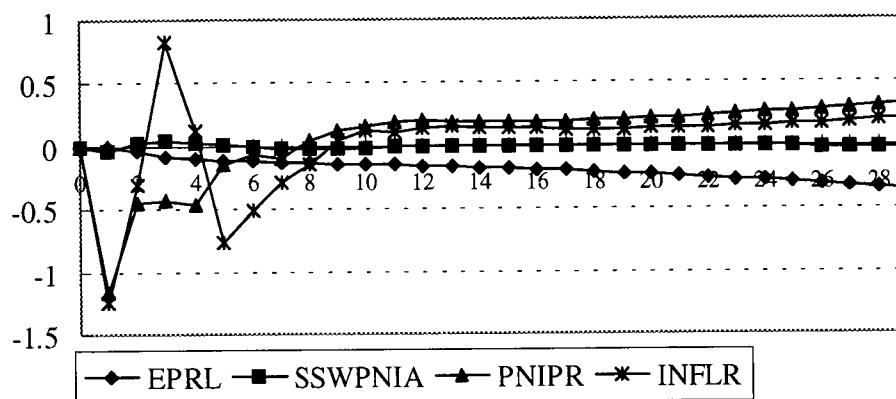
注:変数の組合せについては表2及び表4を参照。***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準を示す。
 エンングレージョン残差検定では共和分方程式に定数項を、またヨハンセン検定におけるVECMでも定数項と1次のラグを仮定した。

表6 エラーコレクションモデルの推定

	EC(-1)	Constant	DEPRL(-1)	DSSWPNI(-1)	DSBR(-1)	DINFLR(-1)	DPNIPR(-1)	DPSAR(-1)	adj. R ²	D.W.
(j)	-1.055 (-3.726)	-0.930 (-1.169)	0.865 (0.537)	0.046 (0.029)				0.174 (0.941)	0.544	1.605
(k)	-1.068 (-2.767)	-0.144 (-0.164)	-1.029 (-0.605)	-1.072 (-0.768)		-0.010 (-0.105)	-0.356 (-2.391)	0.282 (0.789)	0.541	2.391
(l)	-1.108 (-1.972)	-0.861 (-0.751)	0.444 (0.209)		-0.001 (-0.006)	0.009 (-0.063)	-0.330 (-1.840)	0.270 (0.572)	0.300	2.739

注：従属変数はDPSARである。ECは誤差修正項を示す。変数の組合せについては表2及び表4参照

図2 インパルス応答関数



あるが、長期的には正の影響をもたらす。他方、社会保障は長期的には大きなインパクトを与えていない。

社会保障の民間貯蓄率への影響は、通常のOLSによれば比較的大きな影響をもたらす(表1参照)。しかしながら、インパルス応答ではそれほど大きな影響を民間貯蓄率にもたらすとはみなせない。これに加えて、表5-2で示したJohansenのML推定における共和分ベクトルの推定値をみても、単純な回帰分析による推定値と比較してもその係数は小さい。これはインパルス応答関数から得られた結果と整合的である。こうした点を踏まえると、表1の単純な回帰分析の結果をそのまま信用することは難しい¹⁷。

表7は、(j)、(k)及び(l)の三つの定式化による共和分ベクトルを整理したものである。DOLSはStock and Watson(1993)による動学的OLSである。表7の結果をみると、OLSで推定されたEPRLの

の結果をみると、OLSで推定されたEPRLの係数はすべて絶対値で1より小さい。Johansen ML法で推定された共和分ベクトルでは(j)のケースでは、絶対値で1より大きく、またDOLSでは(j)、(k)の場合、絶対値で1より大きかった。しかしながら、すべてのケースで(l)は絶対値で1より小さい。上記で推定したECMはOLS回帰の結果を利用したものであるが、このようにDOLS、Johansen ML法での共和分ベクトルの推定結果がOLSのそれと異なれば、インパルス応答などで示される、ショックに対する動学的な反応も異なるものとなる。例えば、(l)式をみると、PNIPRの係数はJohansen ML法、DOLSでいずれも1に近いが、OLSのケースでは0.36と小さい。もし、Johansen ML法、DOLSによる推定の方が“真”に近いのであれば、高齢化の進行よりも所得成長の方が貯蓄率へのインパクトは大きいことになる。一方、社会保障変数(SSWPNI)についてみると、OLSで推定された係数は-3.69であるが、Johansen ML法、DOLSでの推定された係数はそれぞれ-0.49、-0.25とOLSと大きく異なっている。も

¹⁷ SSWPNI(期待年金資産額)ではなくSBRであっても同様の議論となる。

表7 共和分ベクトルの推定

変数の組合せ	(j)	(k)	(l)
OLS			
EPRL	-0.883	-0.668	-0.685
SSWPNI,SBR	-4.509	-0.177	-3.685
PNIPR		0.219	0.361
INFLR		-0.315	-0.169
DOLS			
EPRL	-1.172	-1.046	-0.576
	(-4.786)	(-3.273)	(-2.382)
SSWPNI,SBR	-7.445	-0.256	-0.246
	(-2.759)	(-3.640)	(-0.114)
PNIPR		0.241	1.076
		(0.870)	(4.570)
INFLR		-0.948	-1.339
		(-5.748)	(-7.278)
Johansen			
EPRL	-1.271	-0.841	-0.536
SSWPNI,SBR	-7.303	-0.084	-0.488
PNIPR		0.826	1.020
INFLR		-1.146	-1.129

注：()内はt値である。標本期間は1972-93年

し、Johansen ML 法、DOLS による結果を採用するならば、社会保障の民間貯蓄率への影響はマイナスであるものの、OLS による推定結果ほどには民間貯蓄と社会保障の間の代替関係は強くないことになる。共和分ベクトルの違いによる動学的反応の違いについては、今後さらに詳細な分析を行う必要がある。

5. おわりに

本論文では、わが国の経験をもとにして、ライフサイクル仮説に基づいた民間貯蓄率の関数を計測した。要約すれば、単純な LCH は計量経済学的な見地から棄却され、社会保障を考慮した定式化が必要であること、社会保障は民間貯蓄率に負の影響を与え、資産代替効果が強いということが明らかになった。また、共和分分析の結果から、民間貯蓄率関数によってLCHを表現する場合には、所得上昇率、高齢化比率、社会保障変数、インフレ率といった諸変数に加え、これら変数間の長期均衡関係からの誤差を表す誤差修正項を加えて ECM による定式化を行う必要があることが示され

CMによる定式化を行う必要があることが示された。言い換えるならば、3.1 で行ったような単純な回帰分析によるLCHの表現は不適切な定式化であるということになる。

以上の分析を通じて、LCH の実証に関するさまざまな知見が得られた。しかしながら、残された課題も多い。

1) 社会保障の影響は OLS では有意であるが、DOLS では有意ではなく、また Johansen ML 法によっても OLS ほどには貯蓄率にはインパクトを持たない。したがって、Feldstein(1995)による主張を完全に裏付けたことにはならない。

2) 拡張された LCH ではライフサイクル目的以外の貯蓄を考慮する必要がある。具体的には世代間移転(遺産)をどう考慮するかと言う点である。わが国では 1/4 が遺産目的とされるが¹⁸、こうした遺産の考慮はマクロ時系列データでは困難である。

3) 消費者の近視眼性や流動性制約など、LCH の適用可能性を検討するうえで不可欠な変数群も欠いている。これについても今後検討していく余地がある。

冒頭で述べたように、わが国の中長期的な成長力を展望する上で、ライフサイクル仮説の成立は重要な鍵となる。いくつかの課題は残されているものの、本論文で明らかにした、民間貯蓄、高齢化、所得成長及び社会保障変数間の共和分関係の存在は、拡張されたライフサイクル仮説がわが国においても成立していることを示唆している。したがって、高齢化のさらなる進行は、現在の経済構造が不変であれば、将来の経済成長力を鈍化させることになる。貯蓄率を維持するにはどのような対策が必要か、これがわが国における中長期的な重要課題のひとつである。

¹⁸ Dekle(1991)参照。

謝辞

本稿を公表するにあたって、さまざまな方々から有益なコメントやアドバイスを頂いた。初期の草稿では、京都大学橋本教授、慶応大学樋口教授、大阪大学ホリオカ教授、日本大学麻生助教授から、貴重なご意見を伺った。また本稿では、複数の本誌匿名レフリー及び当所の大河原上席研究員から貴重なアドバイスを頂いた。ここに記して感謝したい。もちろん、本稿にある誤りや不備についてはすべて筆者一人の責任である。

【参考引用文献】

- [1]Barro,R.J.,"Are Government Bonds Net wealth?,"
Journal of Political Economy,82(1974),1095-1117.
- [2] Barro,R.J. and G.M.MacDonald,"Social Security and Consumer Spending in an International Cross Section," Journal of Public Economics 11 (1979),275-289.
- [3]Darnell,A.C., A Dictionary of Econometrics (England: Edward Elgar Publishing Ltd.,1994).
- [4]Dekle,R.," The Unimportance of Intergenerational Transfers in Japan," Japan and the World Economy 1:4(1989),403-413.
- [5] Dekle,R.and L.Summers,"Japan's High Saving Rate Reaffirmed," Bank of Japan Monetary and Economic Studies 9:2(1991),63-78.
- [6]Dickey,D.A., and W.A.Fuller,"Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the American Statistical Association 74(1979),427-431.
- [7]Engle,R.F. and C.W.J.Granger," Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," Econometrica 55:2(1987),251-276.
- [8]Feldstein,M.,"Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation," Journal of Political Economy82:5(1974),905-926.
- [9] Feldstein,M.,"Social Security and Private Saving: Reply", Journal of Political Economy 90:3(1982),630-642.
- [10] Feldstein,M.,"International Differences in Social Security and Saving," Journal of PublicEconomics 14:2(1980),225-244.
- [11] Feldstein,M., "Social Security and Saving: New Time Series Evidence,"NBER WorkingPaper 5054 (1995).
- [12]Hayashi,F.,"Why is Japan's saving rate so apparently high?," in S.Fisher(ed.), NBER Macroeconomics Annual 1986 (Cambridge: MIT Press,1986).
- [13]Hamilton,J.D., Time Series Analysis (Princeton,NJ: Princeton University Press,1994).
- [14]Horioka,C.Y.," Why Is Japan's Private Saving Rate So High?," in R.Sato and T.Negishi(eds.), Developments in Japanese Economics, (Tokyo:Academic Press,1989).
- [15] Horioka,C.Y.,"Saving in Japan," in A.Heertje(ed.), World Savings, (Oxford:Blackwell,1993).
- [16] Horioka,C.Y.," A Cointegration Analysis of the Impact of the Age Structure of the Population on the Household Saving Rate," Osaka University,Discussion Paper 384(1995).
- [17]Johansen,S.,"Statistical Analysis of Cointegration Vectors," Journal of Economic Dynamics and Control 12(1988),231-254.
- [18]Kotlikoff,L.J.,"Intergenerational Transfers and Savings," Journal of Economic Perspectives 2:2(1988),41-58.
- [19]Kwiatkowski,D., Phillips,P.C.B., Schmidt,P.S., and Shin, Y., "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root," Journal of Econometrics 54 (1992),159-178.
- [20]Modigliani,F.,"The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth," Journal of Economic Perspectives 2:2(1988),15-40.
- [21] Modigliani,F.,"Life cycle,Individual Thrift, and the Wealth of Nations Nobel Lecture," in R.Dornbusch, S.Fischer, and J.Bossons(eds.), Macroeconomics and Finance (Cambridge: MIT Press,1987).
- [22]Muscarelli,V.A., and Hurn,S., "Cointegration and Dynamic Time Series Models," Journal of Economic Surveys 6 (1992),1-43.
- [23]Perron,P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root hypothesis," Econometrica 57(1989),1361-1401.
- [24]Phillips, P.C.B., and P.Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," Biometrika 75(1988),335-346.
- [25]Stock,J.H., and M.W.Watson, "A Simple Estimator of Cointegration Vectors in High Order Integrated Systems," Econometrica 61(1993),783-820.

付録 期待年金資産額の推計方法について

Feldstein(1974)を基に、時系列でマクロの期待年金資産の推計を以下のように行った。

1)推計の前提

対象は男子年金(国民、厚生年金)被保険者とし、現在 20-64 歳の者とする。期待年金資産は国民、厚生年金とも 65 歳～100 歳までに受け取る老齢年金支給額のみを考慮して推計を行う。

年金制度については、1986 年以降の制度を前提として行う。期待要因については、ややアドホックではあるが、1970-94 年までの実績値の平均を採用する。

2)推計の手順

・t年における引退後の年金給付受給額と引退前の所得の比率 $BR_t = b_{65,t} / y_{60-64,t}$

・期待所得増加率(p=15とした)

$$g_t = \sum_{j=1}^p g_{t-j}$$

・t年において a 歳の労働者が 60-64 歳で受け取るであろう期待所得

$$y_{60-64,t}^e = y_{a,t} (1 + g_t)^{62-a}$$

・t年において a 歳の労働者が 65 歳で受け取るであろう年金給付額

$$\begin{aligned} b_{a,t} &= BR_{t,i} \times y_{60-64,t}^e \\ &= BR_t \times y_{a,t} (1 + g_t)^{62-a} \end{aligned}$$

65 歳以上では、年金給付額は t 年のインフレ率 (π_t) で増加すると仮定する。

・65 歳以上の n 歳で受け取る年金給付額

$$b_{n,t} = (1 + \pi_t)^{n-65} \times b_{a,t}$$

・100 歳までに受け取ることが期待される年金給付額

$$\sum_{n \geq 65}^{100} (1 + \pi_t)^{n-65} \times b_{a,t}$$

・t年の生命表から a 歳の人が x 歳まで生き残る確率を $s_{a,x,t}$ として、100 歳まで受取ることが期待される

年金給付額の 65 歳時点の現在価値

$$\sum_{n \geq 65}^{100} s_{65,n,t} \times (1 + \pi_t)^{n-65} \times b_{a,t} \times (1 + d)^{-(n-65)}$$

但し、d は長期国債の平均利回りとする。

・したがって、t年において a 歳の労働者の期待年金資産のt年における現在価値は

$$BR_t \times y_{a,t} [(1 + g_t)/(1 + d)]^{62-a} \times s_{a,65,t} \times$$

$$\sum_{n \geq 65}^{100} s_{65,n,t} \times [(1 + \pi_t)/(1 + d)]^{n-65}$$

となる。

・t年における a 歳の被保険者数(男子、国民年金1号及び厚生年金、推計値)を $l_{a,t}$ として、t 年における期待年金資産の現在価値 SSW_t は、

$$SSW_t =$$

$$\sum_{a \geq 20}^{60-64} l_{a,t} \times BR_t \times y_{a,t} [(1 + g_t)/(1 + d)]^{62-a} \times s_{a,65,t} \times$$

$$\sum_{n \geq 65}^{100} s_{65,n,t} \times [(1 + \pi_t)/(1 + d)]^{n-65}$$

3) データの出所等

- ・総務庁「賃金構造基本調査」
- ・社会保険庁「事業年報」
- ・経済企画庁「国民経済計算年報」
- ・厚生省「第 15 回簡易生命表」等

(かとう ひさかず
電力中央研究所 経済社会研究所)