

## 高齢化する東アジア：成長・貯蓄・金融市場への影響

木原, 隆司  
九州大学大学院経済学研究院：教授

<https://doi.org/10.15017/15756>

---

出版情報：経済学研究. 74 (3), pp.101-128, 2007-12-05. 九州大学経済学会  
バージョン：  
権利関係：

# 高齢化する東アジアー成長・貯蓄・金融市場への影響ー<sup>1)</sup>

木 原 隆 司

## 1 はじめに

東アジア各国（ASEAN+日中韓）が急速な高齢化の中にあることは意外と知られていない。実は、韓国、タイ、シンガポール等の高齢化は、日本以上の速度で進んでいる。全人口に占める65歳以上の人口（高齢人口）の比率が7%を超えてから14%を超えるまでの期間を「倍化年数」として高齢化の速度を計ることが多いが、国連の World Population Prospects (2004 Revision)（「国連人口推計」(United Nations (2005))）によれば、日本が「倍化」するのに1966年から1991年まで25年間かかったのに対し、タイで22年（2005年から2027年）、韓国で18年（1999年から2017年）、シンガポールでは16年（2000年～2016年）と今後急速に高齢化が進展するものと見られる（表1参照）<sup>2)</sup>。

また、国連人口推計によれば、「ASEAN（10カ国）プラス3（日中韓）」の国・地域では、すべての国・地域で、高齢人口（65歳以上）比率は今後増大し（図1参照）、就労年齢（15歳～64歳）人口比率は（ラオスを除き）2050年までに低下することが予想される（図2参照）。日本、韓国、中国では、2005年にそれぞれ19.73%、9.43%、7.60%であった高齢人口比率が、2050年には35.89%、34.54%、23.64%にまで急増すると予測されている。他方、これら三国の就労年齢人口比率はそれぞれ、2005年の66.3%、72%、71%から、2050年には50.7%、53.5%、60.7%へと大きく低下すると見込まれる。日本に加え、中国、韓国、シンガポールでは、就労年齢人口の「絶対値」で見ても、2015年から2020年の間に減少すると見込まれている。<sup>3)</sup>

東アジア各国は現在「多様な」人口動態局面にあるが、東アジア各国は共通して、「急速な高齢化」と、（特に ASEAN 諸国にとっては）「開発途上での高齢化」を経験することになる。「東アジア高齢化」のこれらの特色は、東アジアのみならず、貿易・投資等を通じ、地球規模での経済活力、資本蓄

1) 本稿は、財務総合政策研究所・ADB共催国際コンフェレンス「高齢化する東アジアー政策対応と地域協力」(2006年6月)での筆者の基調報告、日本金融学会2007年春季大会(2007年5月:麗澤大学)、日本応用経済学会2007年春季大会(2007年6月:長崎大学)、財務総合政策研究所ランチ・ミーティング(2007年7月)等での筆者の報告論文に加筆・修正したものである。報告に対して河合正弘 ADB 総裁顧問(当時)、木村茂樹財務省国際局調査課長(当時)、小川英治一橋大学教授、阿萬弘行長崎大学准教授、荒巻健二財総研次長(当時)及び本プロジェクト参加の堀江教授、磯谷、永田、中田准教授(以上九州大学)等、多数の方々から極めて有益なコメントをいただいた。改めて感謝したい。但し、本稿の文責はすべて筆者に帰すものがある。

2) 総務省統計局によれば、日本の高齢人口比率が7%に達したのは1970年(7.07%)で、1994年に14%に達した(14.06%)ため倍加年数は24年とされている。

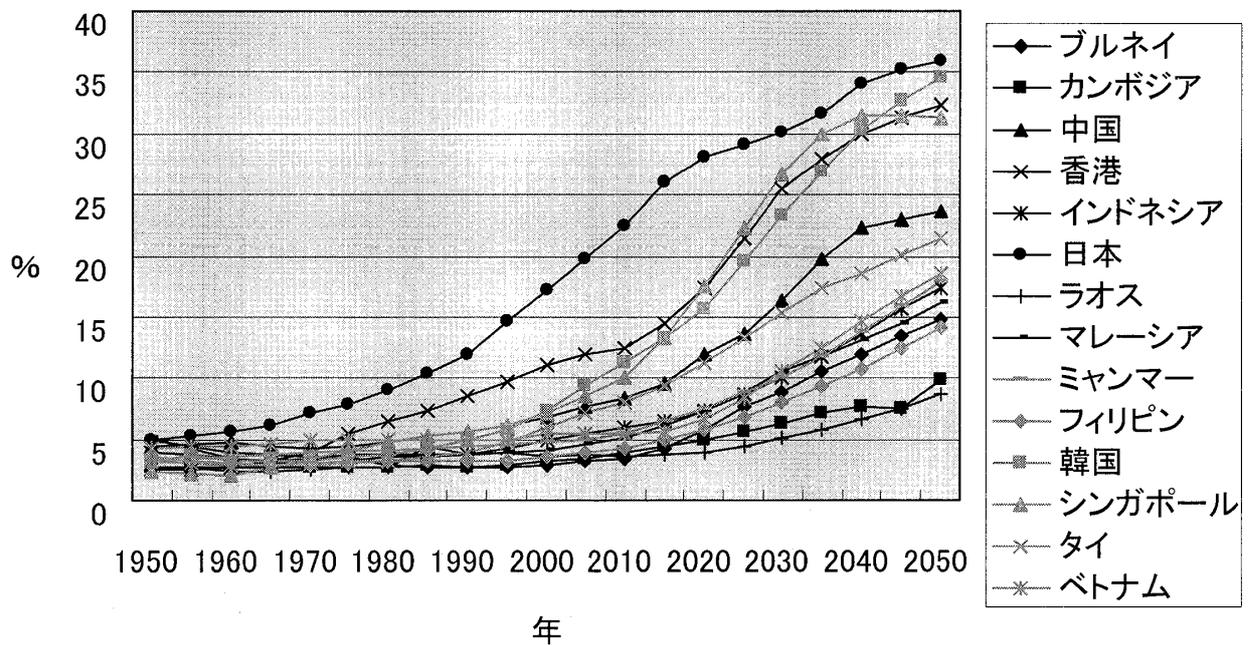
3) 国連人口推計によれば、2015-20年の間に、中国、韓国、シンガポールの就業年齢人口は、それぞれ10億人、3,580万人、354万人から、9億9200万人、3,510万人、348万人に減少すると見込まれている。

(表1) 「倍化年数」(高齢化社会(65歳以上人口比率>7%)から高齢社会(65歳以上人口比率>14%)にかかる年数)

国名	高齢人口 >7%	高齢人口 >14%	倍化年数	国名	高齢人口 >7%	高齢人口 >14%	倍化年数
ブルネイ	2024年 7.28%	2048年 14.25%	24年	ラオス	2043年 7.12%	(2050年以降)	—
カンボジア	2035年 7.05%	(2050年以降)	—	マレーシア	2019年 7.07%	2044年 14.22%	25年
中国	2001年 7%	2026年 14.13%	25年	ミャンマー	2018年 7.05%	2041年 14.21%	23年
香港	1980年 7.07%	2015年 14.44%	35年	フィリピン	2026年 7.04%	2050年 14.23%	24年
インドネシア	2019年 7.08%	2041年 14.08%	22年	シンガポール	2000年 7.15%	2016年 14.03%	16年
日本	1966年 7.01%	1991年 14.26%	25年	タイ	2005年 7.05%	2027年 14.15%	22年
韓国	1999年 7%	2017年 14.05%	18年	ベトナム	2021年 7.03%	2039年 14.15%	18年

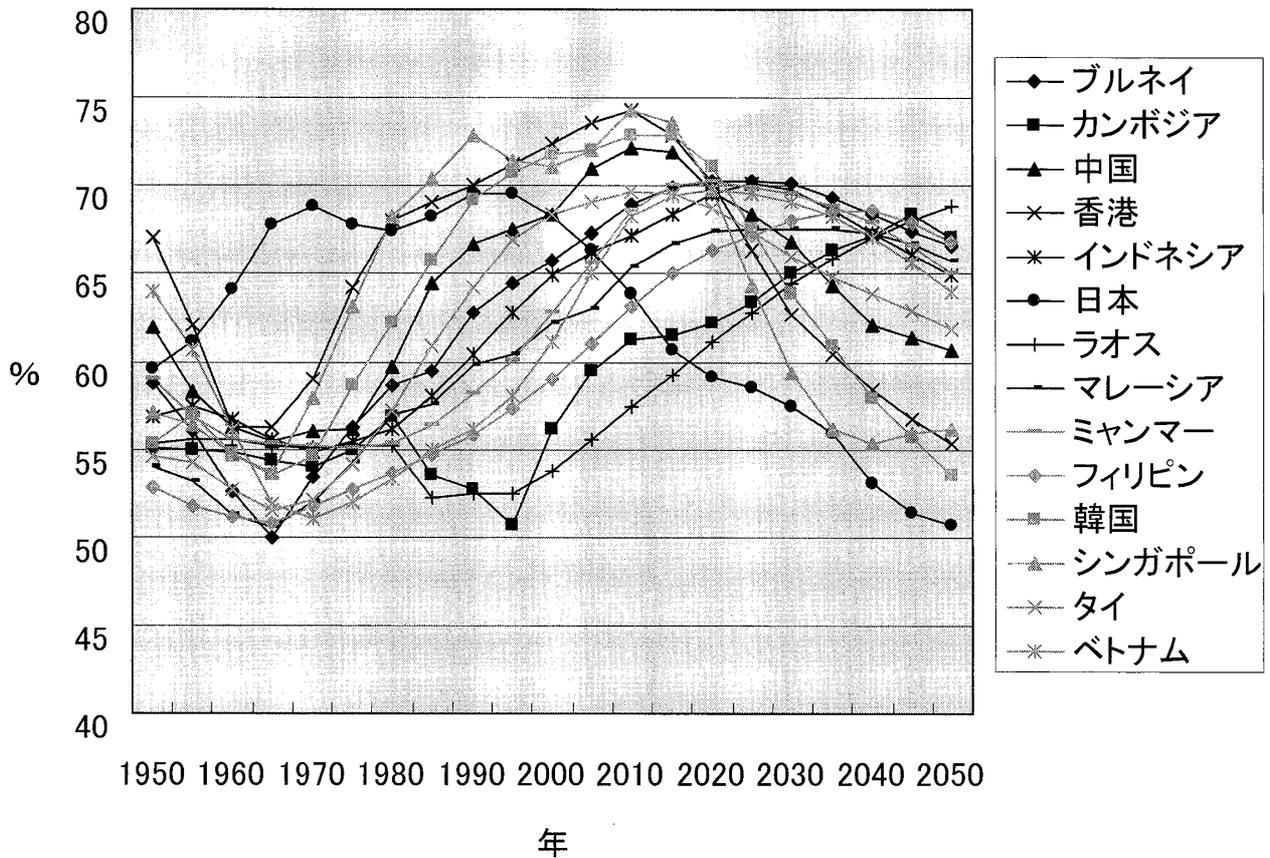
(出所) United Nations (2005) から筆者推計

(図1) 高齢人口(65歳以上)比率(中位推計)



(出所) United Nations (2005)

(図2) 就労年齢(15歳~64歳)人口比率(中位推計)



(出所) United Nations (2005)

積等に大きな影響を与え得る。

本稿では、高齢化の進展に伴い東アジア経済が直面すると考えられる課題について、特に高齢化の経済成長、貯蓄率、及び金融市場への影響に焦点を当てながら、検討したい。次節では高齢化の経済成長への影響を実証分析の結果から明らかにする。パネル推定の結果から、就労年齢人口比率の上昇及び就業年齢人口比率成長率の上昇が、一人当たり GDP 成長率に正の有意な影響を与え (Demographic Dividends (人口動態の配当): 「人口ボーナス」)、それらの低下が一人当たり GDP 成長率にマイナスの影響を与えることが示される。

高齢化は、成長率のみならず、貯蓄率や資産選好への影響を通じて、金融市場に大きな影響を与えると考えられる。第3節では、高齢化と貯蓄、資産価格・収益率に関する理論と実証分析を提示する。まず高齢(65歳以上)人口比率の増大や高貯蓄世代(40~64歳)人口比率の低下が貯蓄率を引き下げることを明らかにしたパネル推定の結果を示す。次に、人口動態が株式収益率、株価、金利に与える影響に関するパネル推定の結果を示す。推定結果は概ね理論モデルと整合的であり、高齢化に伴い金融資産価格が低下するという、いわゆる「資産市場溶解仮説」を支持するものであった。

第4節では、東アジアの金融市場の現状と金融市場育成努力・地域協力の可能性について概観する。第5節で本稿のまとめを示す。

## 2 高齢化の経済成長への影響

高齢化とそれに伴う労働力の減少は、貯蓄、投資、経常収支、経済成長に影響を与えうる。以下、特に高齢化の一人当たり GDP 成長率に与える影響について検討する。

### 2.1 高齢化の成長回帰モデル

Bloom and Canning (2004) は、新古典派成長モデルを修正し、人口動態を明示的に取り入れたモデルでパネル推定を行うことにより、一人当たり所得成長率 ( $g_y$ ) が、労働参加率 ( $p$ )、初期の就労年齢人口比率 ( $w_0$ ) 及びその成長率 ( $g_w$ ) と正の相関があることを示している。

当初の労働者一人当たり所得を  $z_0$ 、定常状態のそれを  $z^*$  と置き、収斂速度を  $\lambda$  とすると、「労働者一人当たり」成長率  $g_z$  は、

$$g_z = \lambda (z^* - z_0) \quad (\text{II-1})$$

で表される。定常所得  $z^*$  は資本ストック、教育水準、平均余命、地理的・制度的要因（ガバナンス、同一民族度、内陸国、経済開放度等）などの労働生産性に影響を与える変数 ( $X$ ) に依存し、 $z^* = X\beta$  ( $\beta$  は係数ベクトル) と表すことができるとすれば、(II-1)式は

$$g_z = \lambda (X\beta - z_0) \quad (\text{II-2})$$

と書ける。これを「人口一人当たり」所得 ( $Y/N$ ) の式に直すために、 $Y/N$  を分解すると、

$$Y/N = (Y/L) \cdot (L/WA) \cdot (WA/N) \quad (\text{II-3})$$

ここで  $N$  は「総人口」、 $WA$  は「就労年齢人口」、 $L$  は「労働者数」である。つまり、一人当たり所得は、労働者一人当たり所得に、「労働参加率」と「就労年齢人口比率」をかけたものとなる。「労働参加率」( $L/WA$ ) を一定とおくと、一人当たり所得の成長率は、

$$g_{Y/N} = g_{Y/L} + g_{WA/N} \quad (\text{II-4})$$

となる。すなわち、 $y = \ln(Y/N)$ 、 $z = \ln(Y/L)$ 、 $w = \ln(WA/N)$ 、 $p = \ln(L/WA)$  (一定) とすれば、

$$y = z + p + w \quad (\text{II-5})$$

であるので、時間で微分すれば、

$$g_y = g_z + g_w \quad (\text{II-6}) \quad (g_p = 0)$$

となる。

(II-5)式から初期値は  $y_0 = z_0 + p + w_0$  であるので  $z_0 = y_0 - w_0 - p$  となり、これを(II-2)式に代入した上で、(II-6)式の  $g_z$  に(II-2)式を代入し、以下の(II-7)の推定モデルを得る。

$$g_y = \lambda (X\beta + p + w_0 - y_0) + g_w \quad (\text{II-7})$$

(II-7)式は通常の成長回帰式に対応したもので、一人当たり成長率を変数群 X、及び一人当たり所得の初期値  $y_0$  に加え、「就労年齢人口比率」の初期水準 ( $w_0$ ) と成長率 ( $g_w$ ) で回帰したものである(労働参加率は定数)。

## 2.2 人口動態によるアジア・サブサハラ成長回帰 (パネル分析)

Bloom and Canning (2004) は、1960年から95年の期間で5年間隔のパネル・データを用いて「一人当たり実質 GDP 成長率」を推定している。

説明変数としては、「初期の就労年齢人口比率」(の対数值)及び「就労年齢人口成長率」の人口動態変数、「初期の一人当たり実質 GDP」(の対数值)のほか、各国の労働生産性の差を説明する制御変数(II-7式の X に該当)として、「15歳以上の就学年数」(Barro and Lee (2000))、「平均余命」(国連人口推計データ)、「ガバナンス指標」(Knack and Keefer (1995))、「熱帯地方」ダミー、「内陸」ダミー、「民族・言語的分断」、及び経済の「開放度」(Sacks and Warner (1995))を用いている。

OLS 推定、及び内生性を考慮した二段階最小二乗法 (2SLS) 推定<sup>4)</sup>の結果、「開放度」が高く、「ガバナンス」がよく、「民族・宗教」が同質的な国の成長率が高くなっている。内陸ダミー、熱帯ダミーの係数は有意ではなく、就学年数も有意とはなっていないが、「平均余命」は成長に有意な正の影響を与えている。「初期の一人当たり実質 GDP」の係数は負で有意であり、「条件付収斂」を表している。

人口動態の影響としては、「就労年齢人口比率」の対数值の係数は正で有意であり、「就業人口比率成長率」の係数も正で有意であり、モデル(II-7式)で予想される通り1に近い数字であった。

また、経済構造の柔軟性を「開放度」ではかり、「就労年齢人口比率成長率と開放度の積」を説明変数として推定した結果、開放度1の国は平均的な国に比べて2倍に近い成長率を示すが、開放度0の国は「人口動態の配当」を受けられない(就労人口比率、就労人口比率成長率の係数は有意となっ

4) 成長率の高い時期には、移民の増加や出生率へ影響を通じて就労年齢人口比率が高まる可能性がある(内生性の問題)。そのため Bloom and Canning (2004) は「就労年齢人口比率成長率」の1期(5年)ラグを操作変数とした上で、二段階最小二乗法 (2SLS) により再度推定を行っている。

ていない) ことが示されている。これは、人口動態の変動は労働供給を増やすが、それが生産的に雇用されるかどうかは、制度政策環境に依存していることを示していると解釈される。

ここでは、Bloom and Canning (2004) を参考に、世界銀行の国別区分で「東アジア・太平洋」、 「南アジア」、 「サブサハラ・アフリカ」 に属する途上国82カ国について、1973～2004年の期間で (通常の成長回帰に倣い) 「4年間」 を一期とするパネル・データにより、一人当たり実質 GDP 成長率 (年平均) を推定した。

データについては、「一人当たり実質 GDP 成長率」 (被説明変数)、「就労年齢人口 (15-64歳) 比率」、「平均余命」、「CPI 上昇率」の数値は世界銀行の World Development Indicator 2006の数値を用いた。「東アジア」 (0/1ダミー) については、世界銀行の「東アジア・太平洋」に属する国のうち太平洋島嶼国以外の国を「東アジア」として抽出した。「初期の一人当たり所得」 (1996年 PPP ドル建て一人当たり GDP) は、Penn World Table ver.6 の cgdp 系列による。「熱帯地方」 (0/1ダミー) については Easterly (2001) のデータを、「開放度」 (0/1ダミー) については Sacks and Warner (1995) のデータを用いた。<sup>5)</sup>

OLS (各国の標準誤差でウェイト付け) 及び2SLS (就労年齢人口成長率、及び就労年齢人口比率について一期 (4年) ラグを付けた操作変数を含む) で推定した。その結果は、表2のとおりである。

(表2) 人口動態変数を含む成長回帰

(被説明変数：一人当たり実質 GDP 成長率 (クロスセクション・ウェイト))

説明変数/推定方法	①OLS	②2SLS	③OLS	④2SLS	⑤OLS	⑥2SLS	⑦OLS
定数	0.0861*** (13.74)	0.075*** (10.26)	0.142*** (9.88)	0.140*** (8.02)	-0.007 (-0.21)	0.001 (0.02)	-0.018 (-0.44)
Ln(初期の就業人口比率)	0.121*** (12.04)	0.109*** (9.81)	0.156*** (12.46)	0.148*** (10.19)	0.132*** (9.62)	0.127*** (8.36)	0.074*** (4.99)
就業人口比率成長率	1.023*** (4.97)	2.205*** (6.15)	1.159*** (5.42)	2.268*** (5.84)	0.975*** (4.55)	1.907*** (4.83)	1.100*** (4.30)
Ln(初期の一人当たり所得)			-0.005*** (-4.26)	-0.006*** (-4.03)	-0.008*** (-6.66)	-0.009*** (-5.80)	
Ln(初期の平均余命)					0.040*** (5.08)	0.038*** (3.96)	0.020** (2.33)
Ln(1+CPI 上昇率)							-0.025*** (-5.42)
修正済み R <sup>2</sup>	0.300	0.321	0.364	0.350	0.378	0.371	0.335
サンプル数/国数	545/78	491/78	456/66	411/66	454/66	410/66	440/69

5) 各変数は ADF 検定で単位根は無く、変数系列はそのまま (I(0)) で定常性を満たしている。パネル・データの推定方法としては、いずれの推定式も Wo-Houseman 検定で Random Effect は棄却される。しかし、通常の Fixed Effect Model を指定しても、ダミー変数を含むとクロスセクション (国別) の固定効果とダミー変数との区別ができず (単行列列となってしまう) 推定ができない。そのため、各国ごとの違いを考慮し、各国ごとの標準誤差の逆数 (1/σ<sub>i</sub>) でウェイト付けをした FGLS (実行可能な一般化最小二乗法) で推定した。

高齢化する東アジア－成長・貯蓄・金融市場への影響－

説明変数／推定方法	⑧2SLS	⑨OLS	⑩2SLS	⑪OLS	⑫2SLS	⑬OLS	⑭2SLS
定数	-0.006 (-0.13)	-0.005 (-0.13)	0.009 (0.21)	-0.039 (-0.98)	-0.034 (-0.78)	-0.018 (-0.49)	-0.0002 (-0.005)
Ln(初期の就業人口比率)	0.075 (4.92)	0.120*** (7.85)	0.125*** (7.47)	0.038** (2.45)	0.044*** (2.61)	0.081*** (5.43)	0.090*** (5.38)
就業人口比率成長率	1.919*** (4.47)	1.009*** (4.22)	1.715*** (4.24)	0.930*** (4.01)	1.753*** (4.14)	0.818*** (3.77)	1.589*** (4.21)
Ln(初期の一人当たり所得)		-0.010*** (-6.38)	-0.011*** (-6.18)			-0.010*** (-7.25)	-0.011*** (-7.05)
Ln(初期の平均余命)	0.016* (1.71)	0.042*** (4.96)	0.040*** (4.50)	0.019** (2.36)	0.018** (1.97)	0.039*** (4.84)	0.037*** (4.26)
Ln(1+CPI 上昇率)	-0.023*** (-5.37)	-0.031*** (-6.04)	-0.030*** (-6.11)	-0.026*** (-5.73)	-0.024*** (-5.59)	-0.031*** (-6.23)	-0.030*** (-6.21)
東アジア・ダミー				0.018*** (5.94)	0.014*** (4.08)	0.019*** (6.37)	0.017*** (4.87)
調整済み R <sup>2</sup>	0.375	0.395	0.411	0.362	0.394	0.466	0.469
サンプル数／国数	403/69	380/60	348/60	440/69	403/69	380/60	348/60

説明変数／推定法	⑮2SLS	⑯OLS	⑰2SLS	⑱2SLS	⑲2SLS	⑳2SLS	㉑2SLS
定数	0.003 (0.07)	-0.026 (-0.65)	-0.019 (-0.41)	0.057 (1.32)	0.059 (1.38)	0.035 (0.52)	0.052 (1.16)
Ln(初期の就業人口比率)	0.115*** (6.40)	0.076*** (4.85)	0.079*** (4.51)	0.086*** (5.69)	0.078*** (4.81)	0.104*** (4.92)	0.073*** (4.18)
就業人口比率成長率	1.784*** (4.00)	0.745*** (3.32)	1.496*** (3.49)	1.724*** (3.15)	1.624*** (2.83)	0.793 (0.93)	1.323* (1.92)
Ln(初期の一人当たり所得)	-0.010*** (-5.10)	-0.011*** (-7.16)	-0.011*** (-6.32)	-0.012*** (-5.60)	-0.012*** (-5.91)	-0.011*** (-4.33)	-0.012*** (-5.30)
Ln(初期の平均余命)	0.039*** (3.87)	0.043*** (4.50)	0.042*** (4.14)	0.023** (2.19)	0.022** (2.16)	0.032** (2.03)	0.023** (2.15)
Ln(1+CPI 上昇率)	-0.030*** (-6.09)	-0.030*** (-6.18)	-0.029*** (-6.13)	-0.031*** (-7.15)	-0.030*** (-7.23)	-0.0312*** (-6.98)	-0.031*** (-7.12)
東アジア・ダミー	-0.003 (-1.14)	0.021*** (6.92)	0.018*** (5.24)		0.006 (1.20)	0.008 (0.99)	0.003 (0.46)
熱帯地方ダミー		-0.005** (-2.25)	-0.006** (-2.16)	-0.011*** (-2.71)	-0.011*** (-2.82)	-0.007* (-1.74)	-0.011*** (-2.88)
開放度				0.031*** (12.26)	0.029*** (11.03)		0.029*** (10.99)
開放度×就労年齢人口成長率						2.879*** (2.62)	0.619 (0.70)
修正済み R <sup>2</sup>	0.414	0.479	0.487	0.808	0.813	0.933	0.803
サンプル数／国数	348/60	380/60	348/60	149/45	149/45	149/45	149/45

各説明変数の係数を見ると、

- (i) 人口動態変数である「初期の就労年齢人口比率」(の対数値)の係数は1%水準で有意に正であり、少数の例外(⑪、⑫式)を除き、0.07から0.13の間の安定した数値である。定式化の違いに拘らず、この変数の一人当たり成長率への影響は極めて頑強である。<sup>6)</sup>
- (ii) 「就労年齢人口比率成長率」の係数も1%水準で有意に正である。特に、OLSによる推定では概ね1に近く(0.75~1.1)、モデルと整合的である(1%の就労年齢人口比率の成長率の高まりは一人当たり実質GDP成長率の1%の上昇をもたらす)<sup>7)</sup>この変数の係数も、定式化に拘らず極めて頑強であり、上記(i)とともに、就労年齢人口の増大は一人当たり実質GDP成長率を高めることを示している。
- (iii) 「初期の一人当たり実質GDP」(の対数値)の係数は1%の水準で有意に負となっており、「条件付収斂」が成立することを示している。係数の値は-0.005~-0.012の間で安定している。
- (iv) 「初期の平均余命」(の対数値)の係数は、1%の水準で有意に正となっている定式がほとんどで、係数の値も0.02~0.04程度で安定し、人的資本の増加(平均余命の長期化)が成長に頑強な正の効果を与えることが示されている<sup>8)</sup>。
- (v) 政策環境の悪化をあらわす「インフレ率」((1+CPI上昇率)の対数値)の係数は、いずれの定式においても1%水準で有意に負となっており、係数の値も-0.02~-0.03程度できわめて安定している<sup>9)</sup>。
- (vi) 地理的環境を表すダミー変数として「東アジア」と「熱帯地方」で回帰したところ、東アジアに存在する国は平均より1~2%(0.01~0.02)成長率が高く、熱帯に位置する国は0.5~1%(-0.005~-0.01)成長率が低いとの推定結果となった。
- (vii) ⑬式~⑰式では、人口動態変数、各国の特徴を表すダミー変数等のほか、Sacks and Warner (1995)の開放度(Openness)及び(または)その就労年齢人口比率成長率との積を説明変数に入れて推定している。Sacks and Warnerの開放度が取れる国および期間<sup>10)</sup>が限られているため、サンプル数が少なく、係数が他の定式と異なっているものもあるが(特に「東アジア」ダミー)、「初期の就労年齢人口比率」(対数値)の係数は有意に正で0.1程度と他の定式と同様の推定結果となっているほか、「初期の一人当たり所得」(対数値)の係数が負であり「条件付収斂」が働いていること、「初期の平均余命」(対数値)の係数は正で有意であり人的資本の上昇が一人当たり成長率に寄与し

6) 就労年齢人口比率が50% (0.5) から60% (0.6) に上がると、約1.8%  $((\log(0.6) - \log(0.5)) \times 0.1 \approx 0.0182)$  の一人当たり成長率の増大をもたらすことが予想される。

7) 2SLSによる推定では、係数の値が1.2~2.2と大きくなっているが、Bloom and Canning (2004)の推定でも2SLSの係数が若干大きくなっており、ラグつきの操作変数を用いたことが影響していると考えられる。

8) 60歳から70歳への平均余命の伸びは0.5%程度一人当たり成長率を高めることが予想される  $((\log(70) - \log(60)) \times 0.03 \approx 0.0046)$ 。

9) インフレ率ゼロから10%のインフレとなった場合には、0.3%程度の一人当たり成長率の低下をもたらすことが予想される  $((\log(1.1) - \log(1)) \times (-0.03) \approx -0.0029)$ 。

10) 熱帯地方ダミーの係数(絶対値)はBloom and Canning (2004)に比べ若干小さいが、両変数の符号条件、東アジア・ダミーの係数の値はClemens et.al. (2004)等の他の推定結果と整合的である。

(表3) 人口動態のマクロ経済への影響：パネル IV 推定 (115カ国、1960～2000年)

(\*印のついた変数は10%で統計的に有意)

人口構成変化	一人当たり実質GDP成長率	貯蓄／GDP比率	投資／GDP比率	経常収支／GDP比率	財政収支／GDP比率
就労年齢人口 (15～64歳)比率	0.08*	0.72*	0.31*	0.05*	0.06
高齢人口 (65歳以上)比率	-0.041*	-0.35*	-0.14	-0.25*	-0.46*

(出所) IMF (2004)

ていること、「熱帯地方」の係数は負で有意であり熱帯では成長率が低くなる傾向があることなどは、頑強な結果として示されている。「就労年齢人口成長率」は「開放度×就労年齢人口成長率」のみを説明変数に含めると有意でなくなるが、「開放度」と「開放度×就労年齢人口成長率」との双方を説明変数とした場合には、有意に正で他の定式と同じく1程度の係数の値となっている。

- (viii) (ア)「開放度」の係数から、経済が開放的な国はそれ自体で成長率を約3% (0.03) 程度引き上げることが示されている。(イ)また、「開放度」の代わりに「開放度×就労年齢人口成長率」を説明変数とすると、Bloom and Canning (2004) 同様、2から3に近い有意な正の係数値を得ている。(ウ)他方、「開放度」と「開放度×就労年齢人口成長率」の双方を説明変数とすると、後者の係数は有意とはなっておらず、「人口動態の配当を得るには(開放度で示される)良好な政策が必要」との結果は出ていない。したがって、(イ)の結果はむしろ、経済が開放的な国(開放度1)は開放度の高さ自体によって、就労年齢人口成長率が一人当たり実質GDP成長率に与える効果(1)の2倍から3倍の成長促進効果を与えていると解釈すべきであろう。

このように対象国、サンプル数、説明変数を変えて推定しても、人口動態変数(就業人口比率)の一人当たり実質GDP成長率への有意な正の効果は頑強である。

### 2.3 高齡化のマクロ変数への影響 (IMFの推定)

IMFは2004年11月の「世界経済見通し(WEO)」(IMF(2004))で、115カ国、1960～2000年の期間におけるパネル推定(操作変数(IV)法)により、人口動態とマクロ変数との関係の推定を行い、表3の結果を得ている。

この推定結果によれば、本稿の推定同様、一人当たりGDP成長率は就労年齢人口比率と正の相関(及び高齢人口比率と負の相関)を示している<sup>11)</sup>。また、人口動態と貯蓄率との間に統計的に有意な関係が見られ、これは就労者が退職後の所得や予想外の長生きに備えて現役時代に貯蓄していることを示していると考えられる。就労年齢人口比率は投資率とも有意な関係を示している。一国の貯蓄・

11) IMF (2004) によれば、就労年齢人口比率が高い国であっても高成長という「人口動態の配当」(Demographic Dividends: 人口ボーナス)を実現するには、労働力や貯蓄を生産的に活用できる「健全な制度政策環境」(競争的な市場、教育への投資、健全財政、金融セクターの深化)が必要とされる。

投資バランスを反映する経常収支は、就労年齢人口比率の増大と共に黒字化し、高齢人口比率の増大と共に減少している。

このように、「高齢化」は、東アジア各国がこれまで経験してきた「人口動態の配当」を剥落させる可能性がある。

すなわち、高齢化による労働力の減少は直接的に潜在経済成長率に影響する。また、就労年齢人口が減少するにつれて、「ライフサイクル／恒常所得仮説」に基づく貯蓄取り崩し等により、貯蓄が減少すると考えられるが、これは国内投資と資本蓄積の低下を招く可能性がある<sup>12)</sup>。就労人口の減少に加え、貯蓄・投資・資本蓄積の減少がGDP成長率の趨勢的低下を生む可能性も指摘される。また、貯蓄の減少が投資減少よりも大きいことから経常収支は悪化しかねない。更に、高齢化により特に年金、医療、介護に対する支出が増加し、財政収支にネガティブな影響を与えるとされる。

特に、高齢化は東アジアの金融市場に対して、退職後の保有資産売却により株価等の資産価格が下落する「資産市場溶解 (Asset Market Meltdown)」、資産需要・資産価格の変動増大等の影響を及ぼしうる。今後、資産管理サービスに対する需要や機関投資家の資金運用が増加すると予想され、それに対応する市場インフラや金融商品が必要となろう。この点については次節以下で論じる。

### 3 高齢化と金融市場－理論と実証

#### 3.1 高齢化と貯蓄

高齢化は貯蓄率の変化、金融資産への嗜好の変化等を通じて金融市場に影響を与える。

たとえば、IMF (2004) は、「実証分析ではしばしば高貯蓄世代の人口と資産価格との間の頑強な関係 (ベビーブーマーが40歳から64歳の高貯蓄世代になったときに資産価格が上昇) が示されており、(1946年～64年生まれの) ベビーブーマーの高齢化 (2010年ごろから65歳で退職) が株価を引き下げる可能性を示唆している」としており、ベビーブーマー退職後にいわゆる「資産市場溶解仮説 (Asset Market Meltdown Hypothesis)」が妥当する可能性を示している。

ここではまず、高齢 (65歳以上) 人口比率の増大や高貯蓄世代 (40～64歳) 人口比率の低下が貯蓄率を引き下げること明らかにした実証分析の結果を示す。

##### 3.1.1 高貯蓄人口・高齢人口のアジア・サブサハラ途上国貯蓄率への影響 (パネル分析)

高齢化は家計貯蓄率、民間貯蓄率、政府貯蓄率、そして国民貯蓄率を低下させるとされる (Horioka (2007)。最近では、Bosworth and Chosorow-Reich (2007) が、Higgins (1998) の手法を踏襲し、85カ国、1960年～2004年の期間 (5年間を一期) の貯蓄/GNI比率 (S) を、時系列的に変化する各国特有の変数群 (X)、時系列的には変化しないが国により異なる変数群 (C)、及び人口動態変数群 (P) でパネル回帰 (国別固定効果モデル、時間固定効果モデル) を行った結果を示している。推定モデルは、

12) Feldstein and Horioka (1980) 参照。

$$S_{it} = F_1(X_{it}, C_i, P_{it}) + u_{it} \quad (i : \text{国}, t : \text{時点})$$

ここで、Xには「一人当たり所得水準」と「その成長率」(及び「成長率の一期ラグ」)、退職後の生存期間の指標として「平均寿命」を用いている。また、Pとして、「若年依存人口比率」(15歳未満人口/15-64歳人口)と「高齢人口比率」(65歳以上人口/15-64歳人口)の二つの人口動態変数を説明変数として用いている。

推定の結果、人口動態は貯蓄率(国内総貯蓄/GNI)に有意な影響を与えており、高齢人口比率、若年依存人口比率の増大は貯蓄率を引き下げることが示されている。人口動態の影響は地域により異なり、先進国やアフリカ、中南米に比べ、アジアの人口動態変数は有意で係数の推定値も大きい。3次多項式による年齢毎の貯蓄分布を用いた推定によれば、貯蓄率は40-50歳代でピークとなることが示されている。

本稿では、Bosworth and Chodorow-Reich (2007)の分析手法を参考として、特にアジア(東アジア太平洋、南アジア)とサブサハラ・アフリカの途上国を対象に、貯蓄率(国内総貯蓄/GDP)のパネル回帰を行った。

但し、①Bosworth and Chodorow-Reich (2007)は人口動態変数として「高齢人口比率」と「若年依存人口比率」を用いたが、ここでは貯蓄率が高いと期待される世代(40-64歳)を高貯蓄世代とし、その就労年齢(15-64歳)人口に対する比率を「高貯蓄世代比率」として、高齢人口比率とともに人口動態変数として明示的に取り入れている。高貯蓄世代比率の増大は貯蓄率の上昇をもたらし、高齢人口比率の増大は貯蓄率の低下をもたらすことが期待される。②また、Bosworth and Chodorow-Reich (2007)は国別固定効果、時間固定効果を用いたが、ここでは国別の誤差項(もしくは各期の誤差項)でウェイト付けして各国間の分散不均一を修正したFGLS(実行可能な一般化最小二乗法)を用いることにより、国別、時点別の差異を考慮した。③さらに、一人当たり所得(上記分析ではGNI、ここではGDP)水準の取り扱いについて、Bosworth and Chodorow-Reich (2007)は1次項とともに2次項を説明変数とし、1次項の係数が正、2次項の係数が負であることから、所得水準の貯蓄率に対する「限界効果逓減」が示されている。ここでは、一人当たりGDPの自然対数値を説明変数とすることにより、所得水準の貯蓄率に対する限界効果逓減を表すこととした。

推定対象国は前節の成長回帰と同様(但しデータの利用可能性により64カ国)であり、推定期間は1973年～2004年で4年を一期とした(最大8期)。

表4を見ると、対象国、推定期間の違いにも拘らず、Bosworth and Chodorow-Reich (2007)の結果に類似した推定結果となっている。すなわち、①一人当たりGDP成長率及びその一期ラグの係数はいずれも正で、0.2～0.7程度<sup>13)</sup>となっている。②一人当たりGDPの水準の貯蓄率への影響は正だが、自然対数値であることから、所得水準の増大に伴ってその効果は逓減していくことになる。③

13) Bosworth and Chodorow-Reich (2007)では、これらの係数の値は0.3～1.0。

(表4) アジアとサブサハラ・アフリカの貯蓄率パネル回帰

被説明変数：国内総貯蓄/GDP (括弧内は t 値)

説明変数	国別ウエイトでの不均一分散修正			時間ウエイトでの不均一分散修正		
	I	II	III	IV	V	VI
定数項	-0.560*** (-20.30)	-0.938*** (-12.64)	-0.563*** (-6.35)	-0.682*** (-9.41)	-0.739*** (-3.93)	-0.202 (-1.04)
高貯蓄世代比率 (40-64歳/15-64歳)	0.500*** (4.02)	0.405*** (3.35)	0.426*** (4.06)	0.775*** (2.97)	0.773*** (2.95)	0.379 (1.49)
高齢人口比率 (65歳以上/15-64歳)	-2.097*** (-7.46)	-2.137*** (7.72)	-2.600*** (-12.28)	-2.813*** (-4.72)	-2.848*** (-4.69)	-2.698*** (-4.71)
一人当たり GDP 成長率	0.654*** (7.10)	0.564*** (6.37)	0.466*** (5.11)	0.568*** (2.78)	0.556*** (2.68)	0.350* (1.76)
一人当たり GDP 成長率 の一期ラグ	0.448*** (4.55)	0.405*** (4.25)	0.235*** (2.67)	0.244 (1.11)	0.231 (1.03)	0.012 (0.05)
Ln(一人当たり GDP)	0.096*** (22.93)	0.084*** (17.15)	0.076*** (15.84)	0.103*** (10.98)	0.101*** (8.77)	0.094*** (8.65)
Ln(平均寿命)		0.116*** (4.85)	0.036 (1.37)		0.019 (0.33)	-0.083 (-1.45)
東アジア・ダミー			0.124*** (13.04)			0.160*** (6.75)
修正済み R <sup>2</sup>	0.790	0.810	0.882	0.345	0.343	0.415
国数/サンプル数	64/382	64/382	64/382	64/382	64/382	64/382

東アジアにある国を表わすダミー変数は推定期間には貯蓄率に有意な正の影響を与えている。④平均寿命の長期化により退職後の生存期間が長くなれば、それだけ貯蓄が必要となるため、平均寿命と貯蓄率に正の相関が見られることが予想されるが、有意な定式化 (II) では係数は正となっている。

特に人口動態変数については、定式化の違いに拘らず、係数は有意で極めて頑強なものが多い。高貯蓄世代比率の係数は0.4~0.8と予想通り、正で有意であり、高貯蓄世代の就労人口に占める割合が1%ポイント増えると、国内総貯蓄率は0.4~0.8%ポイント増えることになる。他方、高齢人口比率の係数は-2.0~-2.8と有意に負となっており、異なる定式にもかかわらず係数の変動が少なく、頑強性が示されている。高齢人口比率が就労人口比で1%ポイント増えれば貯蓄率が2%ポイント以上も減少することとなり、高齢化の貯蓄へのマイナス効果が極めて大きいことが示されている。

このように、高齢化は貯蓄率に有意なマイナスの影響を与える。Bosworth and Chodorow-Reich (2007) が示したように、特にアジアで貯蓄率の変動が大きいとすれば、今後急速に進む東アジアの高齢化は、他の地域以上のマクロ的な影響 (貯蓄・投資・成長の減退) を生み出す可能性がある。

### 3.1.2 年齢別貯蓄プロフィールと東アジアの高貯蓄世代人口

各家計の貯蓄率はライフサイクル/恒常所得仮説が仮定するように、壮年期に高く、退職後の高齢期に低いものとなっているのであろうか。

わが国の「家計調査」(総務省)を用いて、勤労世帯の世帯主年齢別の貯蓄プロフィールを見てみ

たい（図3）。勤労世帯の実収入から実支出を差し引いた「黒字」月額（可処分所得から消費支出を引いたもので、預貯金、保険、有価証券等に当てられ、いわゆる「家計貯蓄」に相当）を見ると、40～49歳のとき最も大きく、65歳以上の高齢期に入ると黒字額は大きく落ち込むことが示されており、上記のライフサイクル／恒常所得仮説と整合的である。

図4は、United Nations（2005）に基づき、東アジア各国で高貯蓄が期待される40～64歳世代の人口割合（高貯蓄世代人口比率）の推移と見通しを示したものである。これによると、1995年ごろにピークを迎えた日本を除き、高貯蓄世代の人口比率は当面増え続けると予想されるが、シンガポール、香港では2015年、韓国では2020年、タイでは2025年にピークを迎え、中国でもピーク自体は2030年ながら2015年からはこの世代の比率がほとんど増えないことが示されている。インドネシア、ベトナム、ミャンマーでも今世紀半ばまでには高貯蓄世代の減少を経験すると予想される。<sup>14)</sup>

実証結果が示すように、東アジア各国で高貯蓄世代の人口比率の減少が貯蓄を減少させるとすれば、高い投資率と経済成長を維持するために、少ない貯蓄を効率的に活用するか海外からの資金流入を促す必要がでてこよう。またこのような動きが、資産価格の大幅下落（「資産市場溶解」）など東アジアの金融市場に大きな影響を与えるとすれば、貯蓄が潤沢にある時期に各国の金融市場の脆弱性を取り除いておくことが必要であろう。

### 3.2 人口動態と金融資産価格・資産収益率に関する理論的分析

#### 3.2.1 人口動態の影響に懐疑的な見解

Poterba（2001, 2004a, 2004b）は、「若年」のときに働いて貯蓄し、「高齢」のときに引退するという、2世代からなる以下の簡単な世代重複モデル（OLGモデル）により、人口動態が資産価格や収益率に影響を与える可能性を示唆している。

$$(\text{資産供給}) \quad p \times K = N_y \times s \quad (\text{資産需要})$$

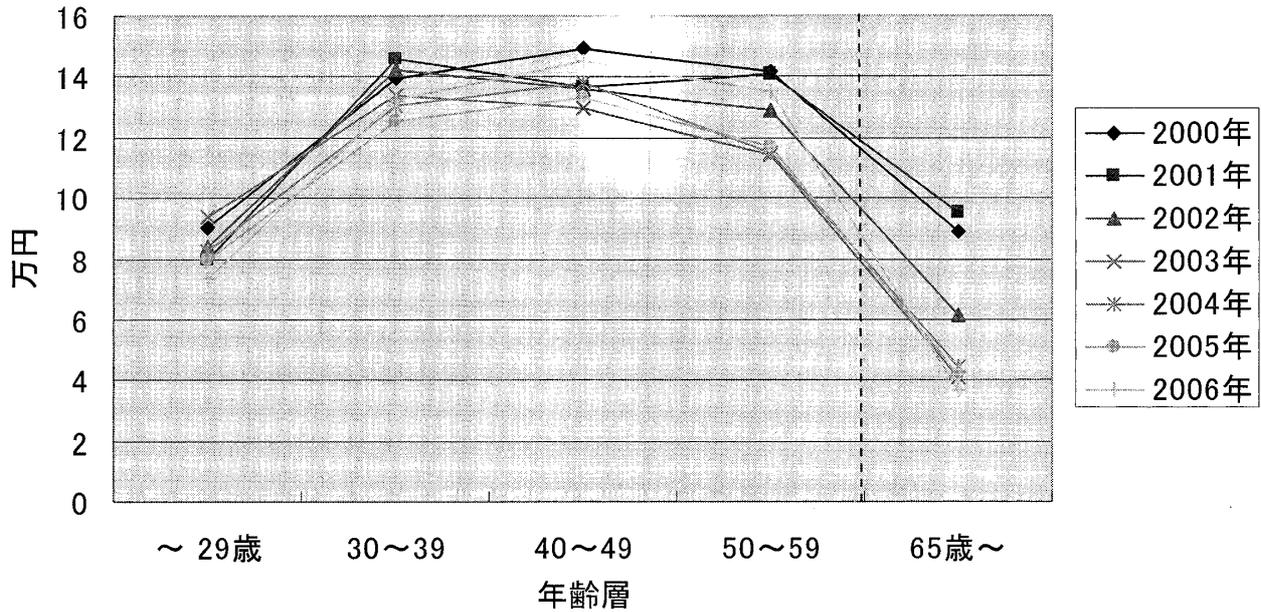
ここで、 $p$ は資産価格、 $K$ は耐久資産（一定と想定）、 $s$ は貯蓄率（一定と想定）、 $N_y$ は若年労働者数であり、左辺は資産供給、右辺は資産需要を表す。

このモデルでは、ベビーブーマーが「若年」就労世代のときは $N_y$ が増加し、一定の資産供給に対する資産需要が増えるので、資産価格 $p$ は上昇する。その後を継ぐ就労世代の人口が少なければ、資産価格は低下する。ベビーブーマーは資産価格 $p$ が高いときに資産を購入し、 $p$ が低下したときに売却して消費に充てるので、ベビーブーマーの投資収益率は低く、逆に人口の少ない世代の投資収益率は高いことになる。

しかしPoterba（2004a）はむしろ、このモデルの問題点を指摘する。すなわちこのモデルは、(a)

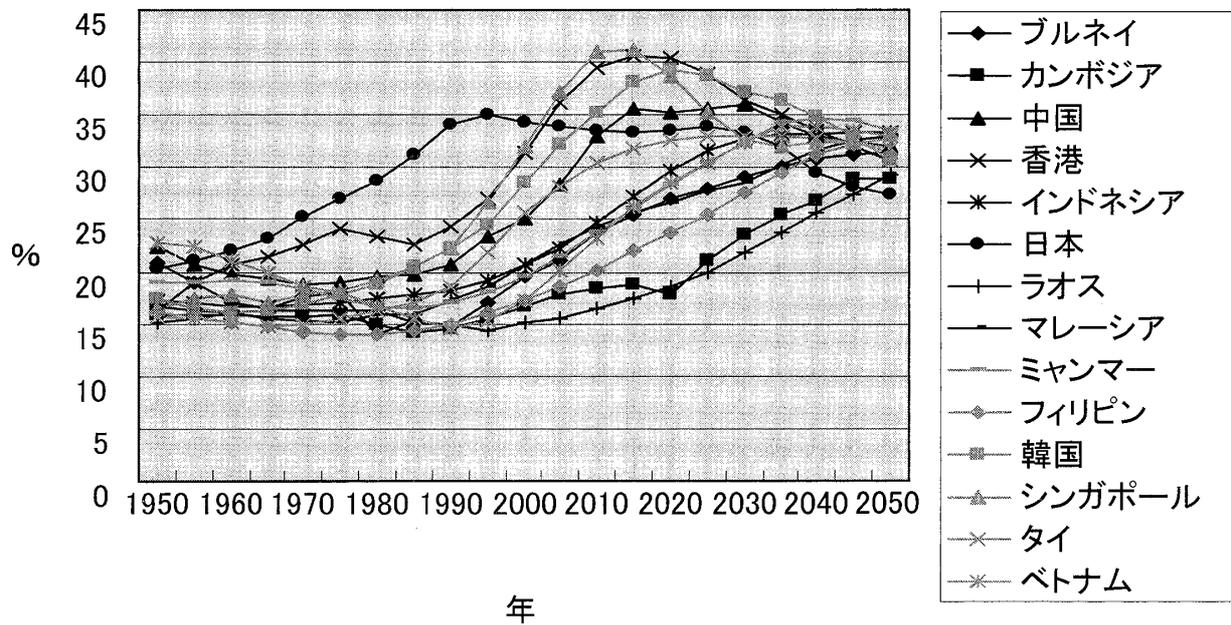
14) 東アジア各国の高貯蓄年齢人口比率がピークとなる年は以下のとおり；香港、シンガポール—2015年、韓国—2020年、タイ—2025年、中国—2030年、ベトナム—2035年、ミャンマー—2040年、インドネシア—2045年

(図3) 年齢別家計黒字月額 (勤労世帯)



(出所) 総務省「家計調査」各年の数値より筆者作成

(図4) 東アジアの高貯蓄世代 (40-64歳) 人口比率



(出所) United Nations (2005)

就労世代の貯蓄率が一定、(b)資産供給が一定、(c)国際資本取引を考慮していない、(d)生産性の上昇等の高齡化以外の要因を考慮していないなど、重要な事実を無視していると指摘する。そして、人口動態がモデルの上で資産価格・収益率に影響を与えたととしても、その影響の大きさは不明であり、米国の人口動態を模したシミュレーションでは、(資産価格への影響は見られるものの)資産収益率への影響は小さかったことから、「人口動態の資産価格・収益率への影響は、あったとしても弱い」と結論付けている。

特に Poterba は、米国の Survey of Consumer Finance (SCF) から得られる資産保有データを検証し、「遺贈」がなく「余命の不確実性」が無い単純なライフサイクル仮説で期待されるよりも資産の取り崩しは少ないことから、ベビーブーマーが引退時に全ての保有資産を売却することを仮定する「資産市場溶解仮説」は誤りであると主張する<sup>15)</sup>。

### 3.2.2 人口動態の影響を認める見解

他方、Abel (2001) は、Poterba と同様のモデルを用いながら、異なる結論を導き出している。Abel (2001) は、Poterba の上記の「簡便モデル (a Heuristic Model)」に基づきながら、合理的期待を導入し、資本ストックの増減を認めることにより、たとえベビーブーマーの資産需要が退職後も高いままであっても、彼らの退職時には均衡資産価格が低下するという「資産市場溶解仮説」が妥当する可能性を示した。すなわち、モデルに遺贈動機を組み込み遺産分の貯蓄・資産の増加があっても、均衡資産価格は動学的に遺贈動機の強さから影響を受けず、ベビーブーマー退職後の資産価格の低落効果を弱めることにはならないという。

Abel (2001) は Poterba の簡便モデルを用いて、二期生きる同質の消費者からなる閉鎖経済の OLG モデルを考える。N<sub>t</sub> を t 期の期首に生まれる消費者の数とし、消費者は若年期に一単位の労働を提供し、老年期には働かないため、t 期の労働力は N<sub>t</sub> となる。

(t+1) 期の出生率を、

$$\eta_{t+1} \equiv N_{t+1}/N_t \quad (\text{III-1})$$

とし、出生率は系列相関のないランダム変数とする。Poterba は、各期の若年層の賃金所得は生産物一単位で、その一定率 s を貯蓄するものと仮定している<sup>16)</sup>。従って若年層は t 期に N<sub>t</sub> × s の貯蓄を行い、その貯蓄を用いて (t+1) 期に単位当たり q<sub>t</sub> の価格で資本ストック K<sub>t+1</sub> を購入することになる。

$$q_t K_{t+1} = N_t s \quad (\text{III-2})$$

15) Abel (2001) p.1

16) Abel によれば、Poterba は生産関数としては労働の限界生産力は常に 1 となる  $Y_t = N_t + f(K_t)$  を暗黙に仮定していると指摘している。

(III-2)式は一定の  $N_t$ ,  $s_t$  の下で資本の価格  $q_t$  と資本需要  $K_{t+1}$  との関係を表す「資本需要関数」と捉えることができる。Poterba にならい、資本供給が一定であれば、 $q_t$  はこの需要関数により決定され、 $N_t$  の大きさと比例して上昇する。従って、ベビーブーマーのような人口の多い世代が労働力となれば資本価格が上昇し、人口の多い世代が退職し資本を売却すれば資本価格は低下する。

人口が増大する経済 ( $N_{t+1}/N_t \equiv \eta_{t+1} > 1$ ) であれば  $q$  は上昇し続けることになるが、同時に資本ストックが増大すれば  $q$  の上昇を防ぐことができる。資本ストックの増加率 ( $K_{t+1}/K_t$ ) が資本価格  $q$  の増加関数であると仮定すると、「資本供給関数」は(III-3)式のような、 $Kq$  平面で右上がりの曲線となる。

$$K_{t+1} = \kappa K_t q_t^\lambda \quad (\text{III-3})$$

ここで、 $\kappa > 0$ ,  $\lambda > 0$  である ( $\lambda = 0$ ,  $\kappa = 1$  であれば資本ストック一定の Poterba モデルになる)。(III-3)式は  $t$  期末の資本供給  $K_{t+1}$  を所与の  $K_t$  の下で  $q_t$  の関数としてあらわしたものである。

(III-2)式、(III-3)式を同時に解くことより、均衡資本価格が求められる。(III-3)式の両辺を  $N_{t+1}$  で割って(III-1)式を用いて変形すれば、

$$K_{t+1}/N_{t+1} \equiv k_{t+1} = \kappa (K_t/N_t) (N_t/N_{t+1}) q_t^\lambda \equiv \kappa k_t (1/\eta_{t+1}) q_t^\lambda \quad (\text{III-4})$$

$k_t$  を  $q_t$  の関数として示すため(III-3)式を(III-2)式に代入すると、 $q_t (\kappa K_t q_t^\lambda) = N_t s_t$  となり、従って、

$$K_t/N_t \equiv k_t = (1/\kappa) s q_t^{-(1+\lambda)} \quad (\text{III-5})$$

資本価格  $q$  の動学過程を見るために、(III-5)式を(III-4)式に代入すると、

$$(1/\kappa) s q_{t+1}^{-(1+\lambda)} = s q_t^{-(1+\lambda)} \cdot (1/\eta_{t+1}) q_t^\lambda$$

従って、 $q_{t+1}^{-(1+\lambda)} = q_t^{-1} \cdot \kappa \cdot \eta_{t+1}^{-1}$ 。この式を一期前にして、対数をとると、

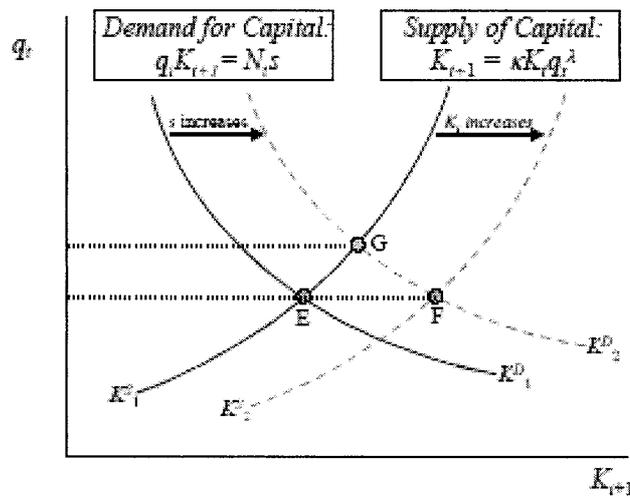
$$-(1+\lambda) \ln q_t = -\ln q_{t-1} + \ln \kappa - \ln \eta_t$$

従って資本価格  $q$  の動学過程は(III-6)式で表される。

$$\ln q_t = 1/(1+\lambda) \cdot \ln q_{t-1} - 1/(1+\lambda) \cdot \ln \kappa + 1/(1+\lambda) \cdot \ln \eta_t \quad (\text{III-6})$$

$\lambda > 0$  であり、出生率 (の対数)  $\ln \eta_t$  は系列相関が無い (期待値  $E(\ln \eta)$ ) と仮定されているので、資本価格  $\ln q_t$  は期待値  $1/\lambda \cdot \{E(\ln \eta) - \ln \kappa\}$  を持つ定常的な1階の自己回帰過程 (AR(1)) をとる。

(図5) 資本需給関数 ( $K^D, K^S$ ) と均衡価格 ( $q$ )



(出所) Abel (2001)

この期待値から出発して、出生率  $\eta_t$  が増えれば、資本価格  $q_t$  も上がるが、次の期の資本価格  $\ln q_{t+1}$  は期待値に向けて下落することが合理的に予想され、「資産市場溶解仮説」と整合的となる。

Abel (2001) はまた、資本価格が遺贈動機（退職後の資産保有）から独立していることを図5を用いて示している。

ここで、 $K^D$  は遺贈動機がない場合の資本需要曲線（(III-2)式に対応）、 $K^S$  は遺贈動機がない場合の資本供給曲線（(III-3)式に対応）とすると、遺贈動機がない場合の均衡は双方の交点 E 点で示される。ここで遺贈動機を持つ場合、 $t$  期の貯蓄及び資本需要は遺贈動機がない場合に比べて増大し、資本需要曲線は、右の  $K_2^D$  にシフトする。もし Poterba が想定するように供給曲線がシフトしなければ均衡は G 点となり、資本価格が上昇する。しかし、遺贈動機がある経済では遺贈動機がない経済に比べて各期でより多くの資本ストックを持つと考えられ、供給曲線は  $K_2^S$  へと右にシフトする。その結果、遺贈動機を持つ場合の均衡点は F 点で、より多くの資本ストックを有するものの、均衡資本価格は遺贈動機がない場合と変わらないことが示される。

Abel (2001) はさらに、賃金所得が内生的に決定され若年層・高齢者の資産需要が生涯の期待効用を最大化するように決定される合理的期待一般均衡モデルをより厳密に定式化し、その動学過程を解くことにより、資産価格が遺贈動機の強さから独立であることを示しており、遺贈動機をモデルに導入しても「資産市場の溶解」を緩和することにはならないとしている。

そのほかにも Geanakoplos, Magill and Quinzil (2004) 等が、シミュレーション・モデルを用いて、人口動態が資産価格・収益率の大幅な変動を生むことを示している<sup>17)</sup>。

17) Geanakoplos, Magill and Quinzil (2004) は、米国の実際の人口構成パターンに則って米国経済のシミュレーションを行っている。

### 3.3 「資産市場溶解仮説」の検証－実証分析

#### 3.3.1 先行研究

Bosworth et al. (2004) の高齢化の金融市場等への影響に関するレビュー論文によれば、「これまでの実証分析では、投資家の年齢により資産配分に差異があることが示されている」という。特に年齢構成が資産価格や収益率に統計上有意な影響を与えている実証例として、Yoo (1994)、Brooks (1998)、Bergantino (1998) が挙げられる。Yoo (1994) は、米国で貯蓄率の高い年齢層が多くなれば、財務省証券の収益率が低くなることを示し、Brooks (1998) は、OECD 14カ国のうち11カ国で40歳～65歳の人口比率と実質株価、実質債券価格との間に正の関係があることを示している。Bergantino (1998) も、年齢構成を基に推定した株式需要と米国の株価とが有意な正の関係を持つことを示している。

他方、Poterba (2001, 2004a) の推定では、米国の人口動態と短期財務省証券、長期国債、普通株の実質収益率との間には（せいぜい短期財務省証券の収益率に対する）弱い関係しか見られなかった。

このような中、Davis and Li (2003) は、OECD 7カ国における戦後のパネル・データから、

- (i) 実質株価は20～64歳の就労年齢人口比率、特に40～64歳の人口比率と共に上昇すること、
  - (ii) 40～64歳の高貯蓄世代は長期債券への投資を好み、その人口比率の増大は実質債券価格を上昇させ、実質債券利回りを低下させること、
- を示し、人口動態が株・債券の収益率や価格に対して有意な影響を与えることを実証している。

このように、対象国、期間等により結論は異なるが、IMF (2004) も指摘するとおり、従来の多くの実証分析は、人口動態と資産価格との頑強な関係を示していると言えよう。

#### 3.3.2 高齢化の資産収益率・資産価格に与える影響（パネル分析）

本件に係る最近の実証分析の例として、Park and Rhee (2005) は、Poterba (2001)、Davis and Li (2003) 等を参考に、25カ国のパネル・データを用い1980年から2002年までの5年毎の期間（6期）をとって、人口動態が実質利子率（国債利回り）、実質株式収益率（平均株価上昇率）に与える影響を推定している。その結果、40歳から64歳の高貯蓄世代比率が実質債券利回りに有意な負の影響を与えているとの推定結果を得ている。しかし、実質株式収益率と高齢人口比率との間には有意な関係を見出していない。<sup>18)</sup>

ここでは、Park and Rhee (2005) の分析を参考にしながら、サンプル期間とサンプル国双方を拡張し、IMF の International Financial Statistics (IFS) 及び世界銀行の World Development Indicators (WDI) データベースを用いて、IMF/IFS に平均株価指数が掲載されている50カ国、国債利回りが掲載されている49カ国について、1950年から2004年までの期間でパネル推定を行った<sup>19)</sup>。

18) Park and Rhee (2005) は、この結果が高齢層の債券等の安全資産に対する選好の高さを示しているとしている。

19) 但し、一人当たり GNI、一人当たり GDP、実質成長率のデータは、世銀の World Development Indicators によったため、1960年以降のデータ

(表5) 被説明変数＝実質株式収益率（年率）（株価指数の実質増加率（5年平均））  
（クロスセクション固定効果モデル）（カッコ内はt値）

説明変数／モデル	I	II	III	IV	V
Ln(高齢人口比率) (65歳+／15-64歳)	24.628*** (2.68)	27.870** (2.36)	24.978*** (2.73)	21.176 (1.12)	2.967 (0.25)
Ln(高貯蓄世代比率) (40-64歳／15-64歳)	-31.992* (-1.71)	-41.896** (-2.03)	-27.652 (-1.60)	-66.611** (-2.02)	-49.161* (-1.76)
実質 GDP 成長率	2.081*** (3.14)	1.320 (1.61)	2.167*** (3.36)	1.049 (0.80)	
実質国債利回り	1.123*** (2.60)		1.286*** (3.78)		
CPI 上昇率	-0.175 (-0.61)	0.218*** (19.75)			
修正済み R <sup>2</sup>	0.113	0.692	0.117	0.211	0.223
サンプル数	155	302	155	302	341

(注)\*\*\*；有意水準1%，\*\*；有意水準5%，\*；有意水準10%

なお、人口動態の変数には、「国連人口推計」(United Nations (2005))を利用した。この統計は各国の人口動態を5年毎に示しているため、被説明変数や他の説明変数も5年間の算術平均値を用いた。従って、各変数は最長で11期間（1950年から5年毎に2004年まで）となる。

### 3.3.2.1 株式収益率に対する高齢化の影響（表5）

人口動態が実質株式収益率に与える影響を検証するため、Park and Rhee (2005) の手法に習い、「実質株式収益率」（実質株価指数の5年平均上昇率）を被説明変数とし、高齢人口比率（65歳以上人口／15歳から64歳人口）、高貯蓄世代比率（40歳から64歳人口／15歳から64歳人口）、実質 GDP 成長率、実質国債利回り、CPI 上昇率を説明変数として、1950～2004年の期間・50カ国のパネル回帰を行った。

説明変数の組み合わせを変えながら複数の固定効果モデルで推定した結果、いくつかの推定式で高齢人口比率が高まれば株式収益率が上がるという正の有意な関係を得た（表5）。また逆に、高貯蓄世代比率が高まれば株式収益率が低下するという負の関係が見られる。これは、高貯蓄世代比率が多くなれば投資が増え、「資本ストックが労働力以上の速さで増えるので、資本の実質収益率は低下する」(Bosworth et al. (2004))という「新古典派成長理論」と整合的である。逆に、仕事から引退して貯蓄を取り崩す高齢人口比率が高まれば、貯蓄・投資の減少の方が労働供給の減少よりも多くなり、資本の希少性を反映して、資本収益率が上がると考えられる。

また、複数の推定式で、実質 GDP 成長率、実質国債利回りが株式収益率に正の有意な影響を与えている。これは、景気動向、国債と株式との裁定関係（国債利回りが上がれば株式を保有させるためには収益率の上昇が必要となる）等を反映した動きと考えられる。

(表6) 被説明変数=ln(実質株価指数)

(AR(1)過程を持つクロスセクション固定効果モデル) (カッコ内はt値)

説明変数/モデル	I	II	III	IV	V
Ln(高齢人口比率) (65歳+/15-64歳)	-0.289 (-0.40)	-0.277 (-0.48)	-0.601 (-0.77)	-0.068 (-0.15)	-0.914* (-1.77)
Ln(高貯蓄世代比率) (40-64歳/15-64歳)	2.608** (2.08)	2.531*** (3.35)	4.442*** (3.72)	0.902 (1.00)	2.354*** (3.24)
実質GDP成長率	0.083*** (3.50)	0.107*** (7.27)	0.094*** (3.93)		
実質国債利回り	-0.043*** (-2.78)		-0.010 (-0.95)	-0.049*** (-3.54)	
CPI上昇率	-0.042*** (-3.32)	-0.000112 (-0.50)		-0.054*** (-4.65)	
AR(1)	0.490*** (4.02)	0.767*** (13.62)	0.485*** (4.41)	0.557*** (6.36)	0.759*** (16.24)
修正済みR <sup>2</sup>	0.722	0.822	0.702	0.770	0.831
サンプル数	133	253	133	151	291

### 3.3.2.2 実質株価に対する高齢化の影響(表6)

表6は、実質株価指数とこれらの説明変数との関係を示している。理論上、高貯蓄世代の人口が増加すれば、この世代は引退に備えて資産保有を増加させるため、実質株価を引き上げることが期待される。

ここではAbel(2001)の理論モデルに習い、資産価格(実質株価)が前期の価格と相関を持つ(一期の自己回帰(AR(1))過程をとる)と仮定してパネル推定を行った。

その結果、Abelの理論や他の実証結果と同様に、高貯蓄世代比率と実質株価との正の有意な関係が示された。さらに、必ずしも有意ではないが、高齢人口比率と実質株価との間に負の関係が見られ、ベビーブーマー退職後に「資産市場溶解」(資産価格の低落)が起こる可能性が示されている<sup>20)</sup>。他の有意な係数を見てみると、実質GDP成長率は、株式収益率の場合と同様、実質株価に正の影響を与えているが、実質国債利回り、CPI上昇率は負の影響を与えている<sup>21)</sup>。

### 3.3.2.3 実質利子率(国債利回り)に対する高齢化の影響(表7)

表7では国債の実質利回りについて、Park and Rhee(2005)に習い、人口変数(高齢人口比率、高貯蓄世代比率)のほか、流動性を表す通貨/GDP比率、一人当たり所得の諸変数及び実質GDP成長率で、49カ国のパネル推定を行った(Davis and Li(2003)同様、国別クロスセクション・ウエイトによる固定効果モデルによる推定<sup>22)</sup>)。その結果、実質国債利回りは、高齢人口比率と正の有意

20) Poterbo(2004)では、影響度合いは高貯蓄世代より小さいが、高齢人口の増大も平均株価指数を上昇させる正の関係があることが示されている。

21) 国債利回りと株価との関係は、利回り上昇が国債価格の低下を生み、株・国債の裁定関係から株価も引き下げる関係を表していると解釈できる。

(表7) 被説明変数＝実質国債利回り

(クロスセクション・ウエイトによる固定効果モデル (カッコ内は t 値))

説明変数／モデル	I	II	III	IV	V
Ln(高齡人口比率) (65歳+／15-64歳)	2.903 (1.31)	7.524*** (3.87)	6.874** (2.00)	6.985*** (3.74)	7.369*** (7.54)
Ln(高貯蓄世代比率) (40-64歳／15-64歳)	-5.512*** (-3.00)	-7.057*** (-4.28)	-19.847*** (-4.64)	-7.692*** (-3.88)	-8.732*** (-5.54)
Ln(貨幣/GDP 比率)	-0.735** (-2.09)	-0.890*** (-2.74)	-1.103** (-2.33)	-0.902*** (-3.35)	
LN(一人当たり GNI) (現行\$UD)	1.126*** (3.59)				
LN(一人当たり実質 GNI) (2000年\$US)		0.642 (0.74)		0.807 (0.96)	
LN(一人当たり GNI) (PPP\$US)			2.695*** (4.33)		
実質 GDP 成長率	0.195** (2.10)	0.029 (0.32)	-0.010 (-0.08)		
修正済み R <sup>2</sup>	0.384	0.383	0.359	0.385	0.417
サンプル数	238	244	196	244	244

な関係、高貯蓄世代比率と負の有意な関係を明確に示している。これは Davis and Li (2003) の実証結果と整合的であり、高貯蓄世代の長期債投資への選好を反映したものとも言える。

また、金融緩和を表す通貨/GDP 比率の増大が実質国債利回りに負の有意な影響を与えており、この結果は長期的にも金融緩和政策が有効であることを示唆している<sup>23)</sup>。

このように、今回のパネル推定から、高齡化に伴い実質株価が低下し、実質利子率、実質株式収益率が上昇する可能性が示され、高齡化の金融資産に対する影響の理論的説明と整合的な結果を得ることができた。

### 3.4 東アジアの年齢別人口構成の推移

「資産市場溶解仮説」が妥当するには、金融資産の需給に大きく作用し資産価格の大幅な変動をもたらす「ベビーブーマー世代」と、その後の「出生率低下世代」が必要との指摘がある。東アジア各国の実態はどうであろうか。

図6、7は、「国連人口推計」(2006年改訂版)(United Nations (2007))から作成した「東アジア地域」<sup>24)</sup>(中国(本土)、香港、マカオ、北朝鮮、日本、モンゴル、韓国)と「東南アジア地域」(ブ

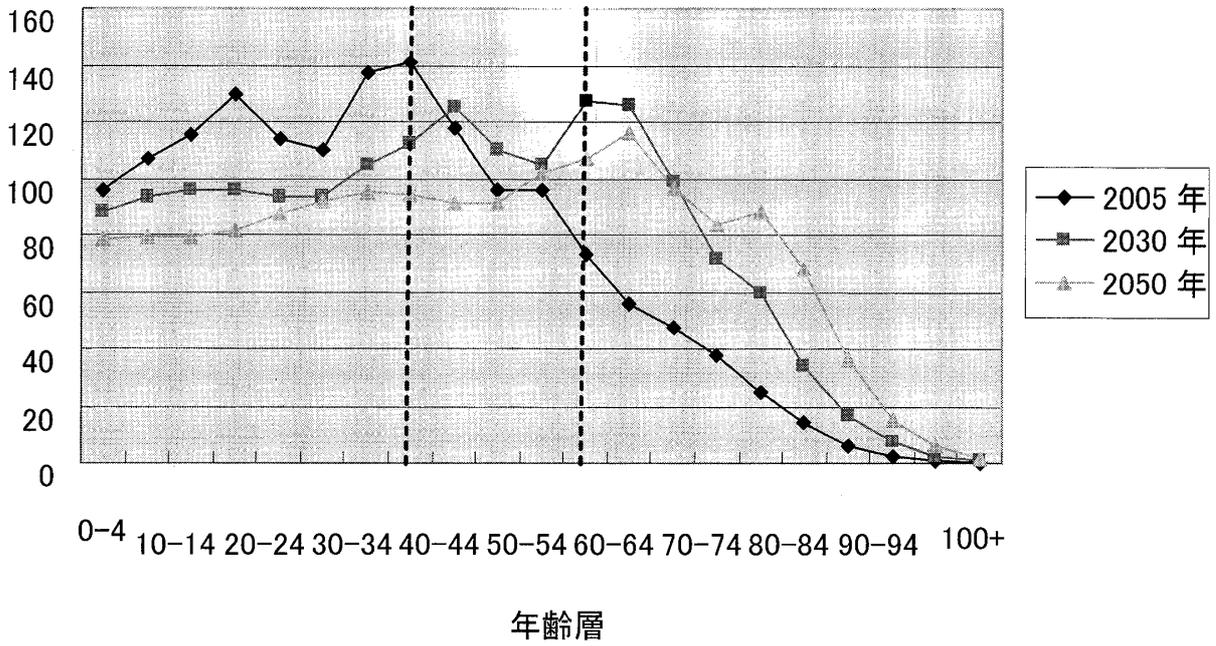
22) 通常の国別固定効果モデルでの推定も試みたが、各変数の t 値が低く、有意な結果が得られなかった。

23) 一人当たり GNI (特に購買力平価 PPP で測った) は正の有意な影響を国債利回りに与えているが、実質 GDP 成長率の国債利回りに対する影響は明確でない。

24) 国連人口推計では、ここに示した国・地域を Eastern Asia としており、本稿の「東アジア」(ASEAN+日中韓)とは異なる。

百万人

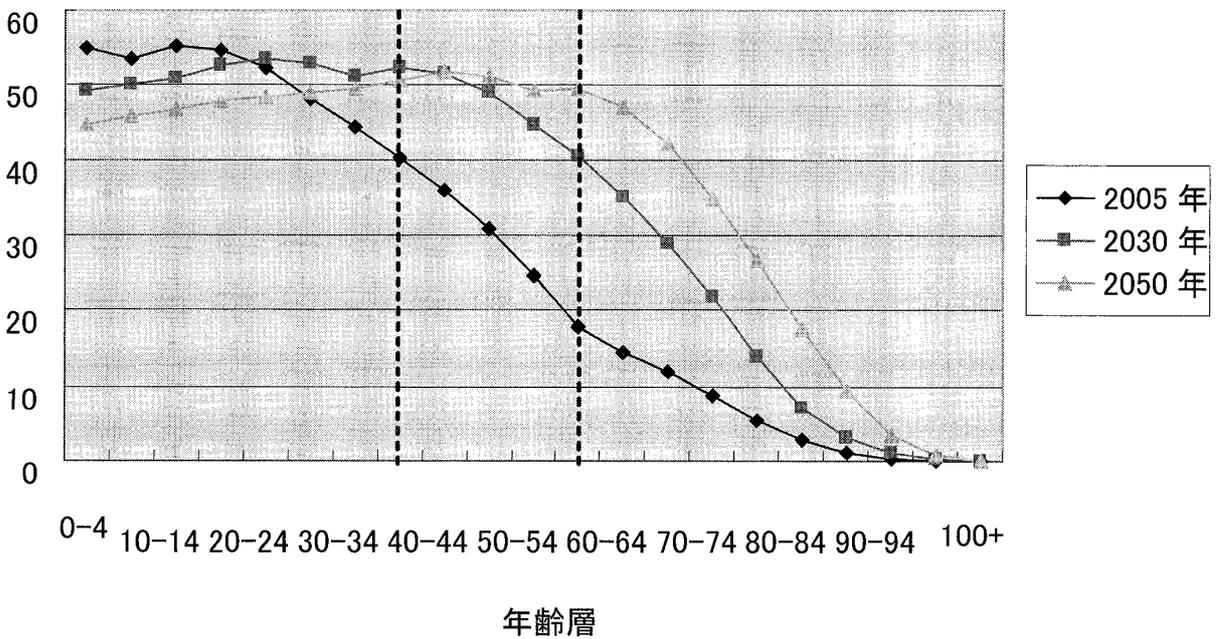
(図6) 「東アジア地域」の年齢別人口



(出所) United Nations (2007)

百万人

(図7) 「東南アジア地域」の年齢別人口



(出所) United Nations (2007)

(表8) 東アジア各国の(65歳以上人口/40-64歳人口)比率

国・地域	2005年	2030年	2050年	国・地域	2005年	2030年	2050年
「東アジア」	19.56%	32.14%	58.78%	「東南アジア」	14.84%	21.44%	37.29%
日本	41.28%	70.54%	105.13%	タイ	16.03%	33.47%	53.36%
中国	17.12%	28.90%	55.28%	マレーシア	11.16%	22.13%	33.89%
韓国	17.68%	42.33%	84.30%	フィリピン	12.10%	17.90%	27.05%
				シンガポール	14.58%	57.33%	81.96%

(出所) United Nations (2007)

ルネイ、カンボジア、インドネシア、ラオス、マレーシア、ミャンマー、フィリピン、シンガポール、東チモール、タイ、ベトナム)の年齢別人口構成の現状と今後の見通しである。これを見ると、「東アジア地域」では戦後や社会変革後の高出生率世代(およびその子世代)とその後の自然な出生率低下や人為的出生抑制策等により明確なベビーブーム世代が見て取れる。そしてこのベビーブーム世代の山が2030~50年の間に「高貯蓄世代」(40~64歳:両点線の間)を超え人口の多くの部分が高齢世代に入ってくる。

「東南アジア地域」全体としては、高貯蓄世代人口は増大していくが、同時に高齢人口も大きく増加し、65歳以上人口の40-64歳人口に対する割合は2005年の14.8%から37.3%へと急増している(図8参照)。東南アジア全体としても出生率の低下を反映して最も人口の多い年齢層は高齢層へと移行していくと見られている。金融資産の購入が期待される高貯蓄世代人口の減少(もしくは停滞)と金融資産の売却が予想される高齢人口の急増により、「資産市場溶解仮説」が想定するような金融資産価格の低下、金利の上昇等の現象が今後起こることは否定できない。

#### 4 高齢化する東アジアの金融市場

2004年のAPEC財務大臣会合に提出されたペーパー(APEC(2004))によれば、東アジアの人口高齢化は金融市場に以下のような影響を与えられられる。

- (a) 貯蓄減少に伴う「資産市場溶解」
- (b) 長期・確定利付き証券への「需要のシフト」
- (c) 不確実性・「価格変動」の増大
- (d) 退職後安定した所得を生むような「資産管理サービスへの需要増大」
- (e) 年金基金、保険会社、投資信託等、金融資産配分を行う「機関投資家の役割増大」

東アジアの金融市場は、このような需要のシフトに対応し、「人口動態の配当」として現存する域内の豊富な貯蓄を域内投資に結び付ける形になっているのだろうか。また、今後の高齢化の進展により域内の投資需要を支えるだけの貯蓄が域内で得られない場合に備え、効率的に貯蓄を活用する体制になっているであろうか。

#### 4.1 東アジア金融市場の脆弱性

De Brouwer (2005) の調査では、上記の問に対する懐疑的な見方が示されており、「一般的に言って、東アジアの金融市場は比較的脆弱で、未発達であり、洗練されていない」として、以下の事実を指摘している。

- (i) Herring and Chatusripitak (2000)<sup>25)</sup>によれば、東アジア各国の「金融インフラの質」は国により大きく異なる。0～10点の範囲で評価して、香港(7.75点)、シンガポール(7.58点)は比較的質の高い市場であるが、他の新興国は先進国に比べて低く、韓国、マレーシア、タイは中間に位置し(6.50～6.73点)、フィリピン、インドネシアは低い(3.52～4.14点)。
- (ii) 東アジア各国の「株式市場」は比較的発達しており、外国投資家もアクセスできる。
- (iii) 一方、東アジア各国の「債券市場」は、銀行の金融仲介に対する借り手・貸し手の選好、低水準の国債残高を反映して、発達が遅れている。リスク・プール、リスク分散のためにも債券市場の更なる広がりや深化が必要である。特に、社債市場は脆弱で発達が遅れている。
- (iv) 「金融派生商品(デリバティブ)市場」(スワップ、オプション、先物)について、特に金利デリバティブ市場の発達が遅れた国が多く、この分野での全世界シェアは4.7%に過ぎない。  
 他方東アジアでは、97年の通貨・金融危機以降、資産・負債の満期と通貨のダブル・ミスマッチを防ぎ金融市場を強化しようという努力が続けられている。特に「現地通貨建て債券市場」に関しては、ABMI(アジア債券市場イニシアティブ)、ABF(アジア債券ファンド)等のイニシアティブが大きく進展し、以下に示すような成果が出ている(“Asian Bond Monitors”各号参照)。
- (a) 通貨・金融危機以降、「東アジア新興国」<sup>26)</sup>の現地通貨建て債券残高は97年の3600億ドルから2006年末には2兆8400億ドルへと8倍に拡大し、これら諸国のGDP比で61.5%にも達している(97年は16.5%)。
- (b) これら新興国金融市場での現地通貨建て債券のシェアも、97年の13%から2004年には19%に上昇した。
- (c) 発行体については、政府が主要な発行者であることに変わりはないが、近年規制緩和等により各国で事業会社や金融機関の発行が増えてきており、東アジア新興国全体の現地通貨建て債のうち41%を占めるまでに至っている(2006年末)。
- (d) 投資家については、年金基金等の契約型貯蓄機関(CSI)の債券保有が増加してきており、インドネシア、韓国、タイで約2割、マレーシアで約6割をCSIが保有している。
- (e) 満期構成については、近年韓国で満期の長い10年物国債の発行増加や20年年物国債の発行開始など、長期化が進んでいる。ベンチマークとなる国債の最長満期は、中国では日米に匹敵する30年、香港10年、インドネシア15年、韓国20年、マレーシア20年、フィリピン25年、シンガポール20年、

25) Herring and Chatusripitak (2000) “The Case of Missing Market: The Bond Market and Why It Matters for Financial Development” ADB Institute Working Paper No.11

26) 「東アジア新興国」は中国、インドネシア、マレーシア、フィリピン、シンガポール、韓国、タイ及びベトナムを指す(ADBのAsian Bond Monitor各号)

タイ14年となっている（ADB/ABM2007April）。

しかし、同時に以下の問題も指摘されており、現地通貨建て債券市場の一層の育成が必要とされている。

- (f) 東アジアの現地通貨建て債券市場は全世界に比べればいまだに小さい（2004年で4%）。
- (g) 取引高や回転率（turnover ratio）でみた市場流動性は、近年増大してきているものの、未だに低水準（国債で2006年の回転率2.5）にある（特に社債市場の回転率は0.63と低い）。
- (h) 発行ベースはABS（資産担保証券）、イスラム債、国際開発金融機関債等に拡大してきているが、投資家のベースが狭く、未だに現地通貨建て債の相当部分は銀行保有である。

#### 4.2 長期安定金融資産を提供する現地通貨建て債券市場の育成

今後予想される高齢化の貯蓄・金融市場への影響に鑑みれば、「現地通貨建て債券市場」の育成は、東アジアの通貨危機の再燃予防に加え、退職者のための長期安定金融資産を提供することにより、東アジアの高齢化対応にも資するものと考えられる。これまでも ABMI 等のイニシアティブに対応して、格付け機関・債券価格評価機関・流通市場・決済システム・債券市場情報の開示といった分野での債券市場の改革が行われてきている。

特に高齢化に伴うデュレーション・リスク、インフレ・リスク、長寿リスクを管理するには、(a)長期債（30年債、50年債の発行、国債満期の長期化・長期国債の発行増大）、(b)物価等の指数連動債、(c)Swaption 等の金融派生商品、(d)長寿債、(e)マクロ・スワップ、(f)リバース・モーゲージ、といった新しい金融商品が必要との指摘もある（Visco(2005) Park and Rhee (2005)）。

東アジア諸国で退職者のための現地通貨建て債券市場をうまく機能させるには、このような商品性の改善に加え、格付け機関の質の向上、発行体情報の適時開示、投資家の裾野拡大、資産管理サービスや機関投資家の能力育成等も必要となろう。

このような分野への地域協力のほか、未だに豊富な貯蓄を地域全体の資本形成に結び付ける各国資本市場への支援（取引制度、預託・清算・決済システム、債券評価システム、規制制度等の市場インフラ育成など）や、各市場間のリンケージ強化（株式の相互上場、地域の清算・決済システム、投融資制度、地域の格付け機関、地域標準の確立など）が必要であろう（ADB/ABM (2006), Park and Rhee (2005)）。

## 5 結語

本稿では、高齢化が急速に進む東アジアの開発途上国が今後直面する課題について、特に高齢化と経済成長、貯蓄及び金融市場との関係に焦点を当てながら分析した。

第1節で東アジアの高齢化の現状と見通しを概観した後、第2節では、アジア、サブサハラ・アフリカ各途上国の30年間のパネル・データによる実証分析から、高齢化の経済成長への影響を明らかにした。パネル回帰の結果、推定対象をアジアとサブサハラに限定しても、一人当たり GDP 成長率に

対する初期所得水準のマイナス効果（条件付収斂）、人的資本（初期の平均余命）のプラス効果、政策要因（インフレ率）、地理的要因（東アジア、熱帯地方）の頑強な関係とともに、就労年齢人口比率及びその成長率の上昇が一人当たり成長率に頑強なプラスの影響を与えることを示した。

東アジア各国では、高齢化に伴う就労年齢人口・貯蓄・投資の減少、財政圧力の増大等から、これまで享受してきた「人口動態の配当」が今後数十年のうちに消滅する可能性がある。

この関連で、高齢化が貯蓄や金融市場に及ぼす影響は、十分に検討しておくべき課題であろう。第3節では、高齢化と貯蓄、資産価格・収益率に関する理論と実証分析を提示した。まず人口動態と貯蓄率との関係についてアジア、サブサハラ・アフリカの途上国を対象としたパネル分析を行った。その結果、一人当たり GDP やその成長率とともに、高貯蓄世代（40-64歳）比率の増大が貯蓄率を引き上げ、高齢（65歳以上）人口比率の増大が貯蓄率を引き下げることが示された。特に、アジアは他の地域に比べ貯蓄率に対する人口動態の影響が大きいとの実証結果もあり、今後急速に進む東アジアの高齢化は他の地域以上のマクロ的な影響（貯蓄・投資・成長の減退）をもたらす可能性がある。

次に人口動態と資産価格・収益率との関係について、理論・実証両面から検討した。本稿で行ったパネル推定によれば、以下の実証結果が得られた。

- (1) 株式の実質収益率は、高齢人口比率、実質 GDP 成長率、実質国債利回りと有意な正の関係があり、高貯蓄世代比率と負の関係がある。これは、新古典派成長理論と整合的であり、また株式・債券間の裁定関係を反映していると言えよう。
- (2) 実質株価（株価指数）は、高貯蓄世代比率と有意な正の関係、高齢人口比率と負の関係を示している。これは、ベビーブーマー退職後に「資産市場溶解仮説」が妥当する可能性を表していると解釈できよう。
- (3) 実質国債利回りは、高貯蓄世代の長期債保有選好の強さを反映して、高齢人口比率と明確な正の関係、高貯蓄世代比率と明確な負の関係を示している。

理論上、資産市場溶解が起こるにはベビーブーマー世代とその後の低出生率世代が必要とされるが、東アジア各国の人口構成はベビーブーマー世代を含むため、その高齢化が金融市場に影響を与える可能性は否定できない。

これらの分析を受け、第4節では、東アジアの金融市場、特に高齢者に安定的な金融資産を提供する現地通貨建て債券市場の現状と育成の試みについて、簡単にレビューした。1997年の東アジア通貨・金融危機以来、「現地通貨建て債券」の残高は増大し、満期構成は長期化しているものの、債券市場は他の金融市場との比較や全世界シェアで見ればまだ小さく、流動性、投資家の多様性等の面で未だに脆弱である。現地通貨建て債券市場の育成は、東アジアの通貨危機の再燃予防に加え、退職者のための長期安定金融資産を提供することにより、東アジアの高齢化対応にも資するものである。ABMI等を通じた債券市場育成のための地域協力の強化が必要とされる。

本稿では、高齢化の成長、貯蓄、金融資産への影響それぞれについての理論的検討と実証分析を行った。今後は全体を通じる高齢化理論の考察や推定法の改善を図るとともに、各国の高齢化の実態に即した金融市場・金融商品とは如何なるものか等の実態面の検討を進めることとしたい。

主要参考文献

- Abel, Andrew B. (2001) "Will Bequest Attenuate the Predicted Meltdown in Stock Prices When Baby Boomers Retire?" *Review of Economics and Statistics*, 83 (November 2001), pp.589-595
- ADB *Asian Bond Monitor* (Nov.2004, Apr.2005, Nov.2005, Apr.2006)
- APEC (2004) "Terms of Reference – Meet the Challenge of Ageing Economies" 2004/FMM/TWG/012
- Barro, R., and J.Lee (2000) "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications" *Working Paper No.42. Center for International Development*, Harvard University
- Bergantino, Steven M (1998) "Life Cycle Investment Behavior, Demographics, and Asset Prices" Doctorial dissertation. Cambridge, MA: M.I.T.
- Bloom, David E. and David Canning (2004) "Global demographic change: Dimensions and economic significance" *NBER Working Paper Series* 10817.
- Bosworth, Barry and Gabriel Chodorow-Reich (2007) "Saving and Demographic Change: The Global Dimension" Center for Retirement Research at Boston University
- Bosworth, Barry P., Ralph C.Bryant and Gary Burtless (2004) "The impact of aging on financial markets and the economy: A survey" The Brookings Institution
- Brooks, Robin (2003) "Population Aging and Global Capital Flows in a Parallel Universe" IMF Staff Papers Vol.50, No.2
- Clemens, Michael, Steven Radelet and Rikhil Bhavnani (2004) "Counting chickens when they hatch: The Short term effect of aid on growth" *Center for Global Development Working Paper No.44*
- Davis, E Philip, and Christine Li (2003) "Demographics and Financial Asset Prices in the Major Industrial Economies" Brunel University Department of Economics and Finance Discussion Paper #03-07, London: Brunel University, 2003
- De Brouwer, Gordon (2005) "A New Financial Market Structure for East Asia: How to Promote Regional Financial Market Integration" OECD/ADB 7<sup>th</sup> Round Table on Capital Market Reform in Asia
- Easterly, William (2001) "Middle Class Consensus and Economic Development" *Journal of Economic Growth*, 6(4): pp.317-336
- Feldstein, Martin; Charles Horioka (1980) "Domestic saving and international capital flows" *Economic Journal* 90(358), pp.314-329.
- Geanakoplos, John, Michael Magill and Martine Quinzil (2004) "Demography and the Long-Run Predictability of Stock Market" *Brookings Papers on Economic Activity*
- Higgins, Matthew (1998) "Demography, national savings, and international capital flows" *International Economic Review* 39(2), pp.343-369.
- Horioka, Charles Yuji (2007) "Aging, Saving, and Fiscal Policy" Asian Development Bank Institute
- IMF (International Monetary Fund) (2004) "How will Demographic Change Affect the Global Economy?" *World Economic Outlook*, Chapter III, pp.173-180
- IMF *International Financial Statistics* Various Issues
- Knack, S. and P.Kiefer (1995) "Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures" *Economics and Politics* 7: pp.207-27
- Park, Daekeun, and Changyong Rhee (2005) "Meet the Challenge of Aging Economies", 2005/FMM/TWG1/012, APEC
- Poterba, James M. (2004a) "Impact of Population Aging on Financial Markets" *NBER Working Paper* 10851.
- Poterba, James M. (2004b) "Impact of Population Aging on Financial Markets in Developed Countries" *Economic Review (Federal Reserve Bank of Kansas City)* 4<sup>th</sup> quarter, pp.43-53.
- Poterba, James M. (2001) "Demographic structure and asset returns" *Review of Economics and Statistics* 83(4), pp. 565-584.
- Sacks, J.D and A.Warner (1995) Economic Reform and the Process of Global Integration, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.1-118 Brookings Institution
- United Nations (2005) "World Population Prospects: 2004 Revision"
- United Nations (2007) "World Population Prospects: 2006 Revision"
- Visco, Ignazio (OECD) (2005) "Ageing and pension system reform: implications for financial markets and economic policies" A report prepared at the request of Deputies of G10
- World Bank (2006) *World Development Indicators* 2006

Yoo, Pwter S. (1994) "Age Dependent Portfolio Selection" Working Paper 94-003A. St. Louis, MO: Federal Reserve Bank of St. Louis, 1994

広井良典 (2003) 「アジアの社会保障の概観」 広井・駒村編 『アジアの社会保障』 第1章 東京大学出版会.

[九州大学大学院経済学研究院 教授]