

家計のポートフォリオ選択の動向¹

The Current Trend in Portfolio Selection of Financial Assets by Japanese Households

山下 貴子*、中村 隆†

Takako Yamashita, Takashi Nakamura

本稿では、1970年から2010年までの40年間の家計の金融商品保有金額についてペイズ型コウホートモデルを用いて分析を行った。また金融資産選択行動の時代効果と消費者マインドの関係についての実証を行った。さらに、住宅・土地などの実物資産と金融資産選択との関係についても明らかにした。

キーワード：金融資産選択、コウホート分析、リーマン・ショック、実物資産

I. はじめに

欧米諸国と比して高水準であった日本の家計の貯蓄率は1970年代の23.2%をピークに1980年代以降は低下の傾向にあり、図1で示すとおり2008年には2.2%にまで落ち込み米国の5.4%を下回った。こうした日本の家計の貯蓄率の低下について、高齢化社会の進行を原因とする主張は多い（たとえばHorioka, 1997, 2010²; Braun, Ikeda & Joines, 2009³）。しかし、2008年に米国でリーマン・ショックが起こった後、2009年には日本の家計貯蓄率は5.0%に上昇し、再び米国の貯蓄率を逆転した。対前年2.8ポイントの上昇は時系列上で比較しても際だって高い回復率であったといえる。

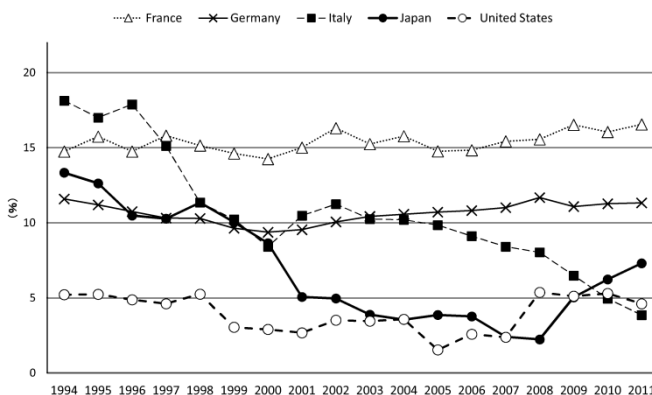


図1. 主要国の家計貯蓄率の推移

(出所：OECD "Economic Outlook No.90" (December 2011) より筆者作成)

*流通科学大学商学部、〒651-2188 神戸市西区学園西町 3-1

†統計数理研究所、〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3

祝迫 (2012)⁴ は、Cochrane (1994)⁵ による VAR システムを家計所得と消費の関係に置き換え、所得変動のうち消費との共変動によって説明される部分を恒常的なショックによるもの、それ以外の部分を一時的なショックによるものとして識別した。このとき高齢化要因の影響を取り除いて推計を行った結果、2000 年から 2004 年に一時的な所得の落ち込みが継続して発生し、それに伴って貯蓄率が低下していったことを示した。2009 年の貯蓄率上昇については、「エコポイントのような政府の緊急景気対策によって労働所得以外の家計所得は増加したが、消費の減速の方が顕著であり、結果として貯蓄率の上昇が起こったのは自然なことだ」と述べた。石川 (2012)⁶ も、1973 年の第 1 次石油危機が起こった当時の貯蓄率について、前年二桁であった実質 GDP の成長率がマイナスに転じるなど低下幅が大きい一方で家計貯蓄率は対前年 2.7% 上昇した点について「マイナス成長に伴う先行き不透明感が家計に消費を控えさせ、貯蓄率を押し上げたという点で、世界的な金融危機と 1970 年代の石油危機は共通している」と説明した。このことから、貯蓄率の変動は高齢化要因を主体として説明するには限界があり、金融危機などその調査時点の経済のトレンドによるリスクや将来の所得の不確実性に備える予備的貯蓄への動機が年齢や世代に関係なく影響を及ぼしていると考えられることができる。

貯蓄率同様、家計の金融商品選択を分析する場合に、こうした時代のトレンドの影響に加え、その行動がある年齢に固有のものなのか (cross-section view)、特定の世代に固有のものなのか (cohort view) を区別して考える必要がある。なぜなら、年齢に固有の金融資産選択行動であるならば、加齢によって個人の行動は変化するが、その影響は少子高齢化などの人口構成の変化を通じて間接的に及ぶだけだからである。一方、世代によって雇用環境・生涯所得や貯蓄行動に差があるとするなら、団塊の世代のようにボリュームのある世代の高齢化や平均寿命の伸びは貯蓄や消費の構造をダイナミックに変化させ、世代交代によって社会全体が変化してゆくことになる。加齢による変化や世代による違いも将来にわたって不変のもととはいえ、社会全体の動きにより変わっていくことが十分考えられる。典型的な例は晩婚化の影響で、各ライフステージが時代とともに緩やかに高年齢へシフトしていくことにより年齢効果も緩やかに変化しているはずである。こうした年齢と時代あるいは世代と時代の交互作用についても、今後考察してゆく必要がある。

本稿では家計の金融商品保有金額について、中村 (1982, 1989, 2005)⁷ によるベイズ型コウホートモデルを用いた山下 (2011)⁸ の分析を元に、さらにリーマン・ショック後の 2010 年のデータまでアップデートして再分析を行った。コウホート分析では複数時点の継続的調査の結果をコウホート (世代) という視点で有機的に結びつけ、家計の世帯主年齢・世代、調査時点の時代という 3 つの要因による効果を分離し、それぞれの要因が金融資産選択や金融資産種類への選好の変化 (マインドの変化) に及ぼす影響の大きさを比較、考察することを可能にする。3 要因の影響の大きさを示す対応する効果の変動幅のみならず、変動のプロフィールをも考察することにより、金融商品市場動向の予測にある程度適用できる。

Ⅱ. 使用データと分析方法

1. 使用データ

日本の家計の金融商品保有金額に関する分析に際して、1970年から2000年までの31年間は総務庁『貯蓄動向調査』、2001年から2010年の10年間は総務省『家計調査年報（貯蓄・負債編）』の全国全世帯の世帯主年齢階級別金融資産残高のデータを用いた。2000年まで刊行された『貯蓄動向調査』では毎年末時点の貯蓄及び負債について公表されてきたが、2002年より『家計調査年報（貯蓄・負債編）』と統合された。『家計調査年報』の年平均結果は各年の1～12月に家計調査の調査対象となった世帯の貯蓄・負債額の平均額であり、『貯蓄動向調査』は各年の年末時点の調査結果である。さらに、本分析で使用した2001年のデータは、『家計調査年報』の2002年1月調査分（2002年1月1日時点）のデータを用いている。また、2001年、2002年のデータは農林漁業家を含む全国全世帯対象のデータであり、それ以外の年は農林漁業家を含まないデータを用いている。このような制約から厳密な時系列比較はできないが、コウホート分析には長期間の年齢階級別時系列データを必要とするため、本データを継続データとみなして使用することとした。データの出典の違いは、時代効果の変化として捉えられる可能性がある。インフレの代理変数として各年の消費者物価指数をとり、各金融商品別の現在高をこれによりデフレートした。

2. 分析方法

家計の金融資産残高に関して、加齢・世代・時勢の3つの影響要因を区別する必要がある。これらの要因の影響の大きさを捉えたものがそれぞれ年齢効果、世代効果、時代効果である。

第一の年齢要因の影響〈年齢効果〉は、時代や世代に普遍的で、人の生理的な側面や、結婚や出産などのライフステージと関連して変化してゆく要因による。わが国は急速に高齢化社会が進展しており、人口の年齢構成の変化を通じて現れる影響を測る上で年齢効果の大きさ持つ意味は重要である。

第二の時勢要因の影響〈時代効果〉は、調査時点における社会環境要因によって、特定の世代や年代層によらず、消費者全体がある時代に同じ方向に向けて変化してゆく成分である。たとえば、いわゆる高度経済成長といったような時勢、経済成長に伴う可処分所得の増加や、女性の社会進出による共稼ぎ世帯の増加、金融商品に対する意識の変化などが、時代効果をもたらす要因として考えられる。

第三の世代要因の影響〈世代（コウホート）効果〉は、同じ時期に生まれ、共通の社会環境で育ってきた人間集団固有の特徴をもたらす。これは加齢変化や時代変化に対しては不変の部分であり、異なる時代環境で育った人間集団がそれぞれ特徴のある行動をとりつづけることによってもたらされることになる。たとえば、『平成14年度版 厚生労働白書』（2002）では、合計特殊出生率の低下は時代効果ではなく世代効果によるものと考えられている。うまく3つの効果が分離

できれば、過去の消費構造変化が明らかになるばかりでなく、将来の動向に関して定性的・定量的な見通しをたてることも可能になってくる。

現実の世界で、購買量（額）の変化が3つの要因のうちの1つだけで説明できるとは考えにくく、3つの要因がいずれも影響しているはずである。そこで、第 j 時代の第 i 年齢階級を特徴づける数量 y_{ij} を

$$y_{ij} \text{ (or } \log y_{ij}) = \beta^G + \beta_i^A + \beta_j^P + \sum_{k=1}^K c_{ij,k} \beta_k^C + \varepsilon_{ij}, \quad i=1, \dots, I; j=1, \dots, J;$$

のように分解する。ここで、 β^G は総平均効果、 β_i^A 、 β_j^P 、 β_k^C はそれぞれ年齢、時代、世代効果のパラメータであり、 ε_{ij} は誤差項である。 $c_{ij,k}$ は、第 j 時代の第 i 年齢階級に対応するコウホート区分が世代効果の第 k 区分と重なる程度によって決まるウェイトであり、 $c_{ij,k} \geq 0$ 、 $\sum_{k=1}^K c_{ij,k} = 1$ である。3効果のパラメータは

$$\sum_{i=1}^I \beta_i^A = \sum_{j=1}^J \beta_j^P = \sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K c_{ij,k} \beta_k^C = 0.$$

のようにゼロ和制約を課して基準化する。 I は年齢階級数、 J は調査時点数、 K はコウホート区分数である。

金融商品の保有率（その商品を“保有している”割合）を分析するためには、ベイズ型ロジット・コウホートモデルを用いた。このモデルは、第 j 調査時点の第 i 年齢階級の母集団における割合を π_{ij} とするとき、そのロジット変換 η_{ij} を、次のように分解するモデルである。

$$\eta_{ij} \equiv \log \left[\pi_{ij} / (1 - \pi_{ij}) \right] = \beta^G + \beta_i^A + \beta_j^P + \beta_k^C, \quad i=1, \dots, I; j=1, \dots, J; k=1, \dots, K.$$

ところで、コウホートモデルには識別問題が存在し、以上の3効果を分離することは原理的に不可能であると指摘されてきた (Mason, Winsborough, and Poole, 1973⁹; Fienberg and Mason, 1979¹⁰)。この問題を克服するために、中村 (*ibid.*) は、3効果のパラメータの漸進的変化の条件という緩やかな付加条件を取り込み、赤池のベイズ型情報量規準 ABIC 最小化法 (Akaike, 1980)¹¹ によりモデル選択を行う方法を提案した。パラメータの漸進的変化の条件とは、識別問題を克服するための節約的説明の条件であり、隣り合うパラメータの変化をなるべく小さくするという以下の形で定式化される。

$$\frac{1}{\sigma_A^2} \sum_{i=1}^{I-1} (\beta_i^A - \beta_{i+1}^A)^2 + \frac{1}{\sigma_P^2} \sum_{j=1}^{J-1} (\beta_j^P - \beta_{j+1}^P)^2 + \frac{1}{\sigma_C^2} \sum_{k=1}^{K-1} (\beta_k^C - \beta_{k+1}^C)^2 \rightarrow \min.$$

ここで、 σ_A^2 、 σ_P^2 、 σ_C^2 は超パラメータと呼ばれ、対応する効果パラメータの変動幅を制御するパラメータである。データの変動を同程度に説明できるならば、パラメータの変動幅は小さい方が解釈として自然で無理がないということもできる。

Ⅲ. 分析結果

分析の結果得られた金融資産種類別の時代・年齢・世代効果の推定値の変動幅（レンジ＝最大値マイナス最小値）を整理すると（表1）のようになる。3効果の中でどの効果が大きいかわかるいは小さいかの見当をつけることができる。

表1. 日本の金融資産種類別残高のコウホート分析結果¹²

| 分析項目 | GRAND MEAN | PERIOD | | | AGE | | | COHORT | | |
|------------------|---------------|---------|--------|--------|---------|--------|--------|-----------|-----------|--------|
| | | Min | Max | Range | Min | Max | Range | Min | Max | Range |
| 世帯人員数(人) | 1.2350 | -0.0104 | 0.0126 | 0.0230 | -0.3521 | 0.2185 | 0.5706 | -0.1183 | 0.3510 | 0.4694 |
| | | 2002 | 1985 | | 70-79 | 40-44 | | 1966-1970 | 1891-1895 | |
| 有業世帯人員数(人) | 0.3903 | -0.0253 | 0.0225 | 0.0478 | -0.8066 | 0.3391 | 1.1457 | -0.1071 | 0.4703 | 0.5774 |
| | | 2004 | 1992 | | 70-79 | 50-54 | | 1926-1930 | 1891-1895 | |
| 持ち家率(%) | 0.6536 | -0.1746 | 0.3230 | 0.4976 | -2.2948 | 1.4206 | 3.7155 | -0.3376 | 0.2371 | 0.5746 |
| | | 1995 | 2008 | | 20-24 | 70-79 | | 1911-1915 | 1941-1945 | |
| 年間収入(百万円) | 1.7553 | -0.3421 | 0.1559 | 0.4980 | -0.4714 | 0.3325 | 0.8039 | -0.0768 | 0.1401 | 0.2170 |
| | | 1970 | 1992 | | 20-24 | 50-54 | | 1916-1920 | 1986-1990 | |
| 貯蓄(百万円) | 2.0953 | -0.5142 | 0.3215 | 0.8357 | -1.1153 | 0.8117 | 1.9270 | -0.2834 | 0.0752 | 0.3587 |
| | | 1970 | 2000 | | 20-24 | 70-79 | | 1891-1895 | 1941-1945 | |
| 金融機関(百万円) | 2.0547 | -0.5242 | 0.3265 | 0.8507 | -1.1173 | 0.8409 | 1.9581 | -0.2695 | 0.0798 | 0.3493 |
| | | 1970 | 2000 | | 20-24 | 70-79 | | 1891-1895 | 1941-1945 | |
| 通貨性預金(十万円) | 2.2688 | -0.4384 | 0.9598 | 1.3982 | -0.5112 | 0.4858 | 0.9971 | -0.1269 | 0.1440 | 0.2709 |
| | | 1983 | 2010 | | 20-24 | 65-69 | | 1961-1965 | 1921-1925 | |
| 銀行(十万円) | 1.7595 | -0.5448 | 1.2212 | 1.7660 | -0.4691 | 0.4389 | 0.9080 | -0.1573 | 0.1845 | 0.3419 |
| | | 1983 | 2010 | | 20-24 | 70-79 | | 1986-1990 | 1891-1895 | |
| 郵便局(十万円) | 0.5952 | -0.5314 | 1.2473 | 1.7788 | -0.4516 | 0.6101 | 1.0617 | -0.3430 | 0.3619 | 0.7049 |
| | | 1980 | 2007 | | 20-24 | 65-69 | | 1986-1990 | 1916-1920 | |
| 定期性預金(十万円) | 3.5908 | -0.5824 | 0.3493 | 0.9318 | -0.9794 | 0.9215 | 1.9009 | -0.4129 | 0.1227 | 0.5356 |
| | | 1970 | 2000 | | 20-24 | 70-79 | | 1891-1895 | 1941-1945 | |
| 銀行(十万円) | 2.8849 | -0.5406 | 0.5298 | 1.0704 | -0.8442 | 0.8813 | 1.7255 | -0.3680 | 0.1459 | 0.5139 |
| | | 1970 | 2001 | | 20-24 | 70-79 | | 1986-1990 | 1941-1945 | |
| 郵便局(十万円) | 2.3533 | -1.0214 | 0.6301 | 1.6514 | -0.9517 | 0.8789 | 1.8306 | -0.3859 | 0.1382 | 0.5241 |
| | | 1970 | 2002 | | 20-24 | 70-79 | | 1891-1895 | 1926-1930 | |
| 生命保険(十万円) | 2.9689 | -0.5941 | 0.5324 | 1.1265 | -1.1409 | 0.6914 | 1.8323 | -0.4960 | 0.1960 | 0.6919 |
| | | 1975 | 2001 | | 20-24 | 60-64 | | 1891-1895 | 1956-1960 | |
| 有価証券(十万円) | 2.4960 | -0.6189 | 0.8049 | 1.4238 | -0.7480 | 0.7890 | 1.5370 | -0.7277 | 0.6508 | 1.3786 |
| | | 1975 | 1989 | | 20-24 | 65-69 | | 1986-1990 | 1921-1925 | |
| 株式・株式投資信託(十万円) | 1.9854 | -0.8027 | 1.1007 | 1.9034 | -0.5914 | 0.5916 | 1.1830 | -0.9204 | 0.8960 | 1.8165 |
| | | 1975 | 1989 | | 20-24 | 65-69 | | 1986-1990 | 1891-1895 | |
| 債券・公社債投資信託(十万円) | 1.0904 | -1.1831 | 1.1169 | 2.3000 | -0.2050 | 0.3150 | 0.5200 | -1.7951 | 1.1434 | 2.9385 |
| | | 1970 | 2008 | | 30-34 | 65-69 | | 1986-1990 | 1921-1925 | |
| 貸付信託・金銭信託(十万円) | 1.0088 | -0.6099 | 0.6743 | 1.2842 | -0.3541 | 0.4330 | 0.7871 | -0.8858 | 0.9070 | 1.7928 |
| | | 2010 | 1992 | | 30-34 | 60-64 | | 1986-1990 | 1891-1895 | |
| 金融機関外(十万円) | 1.1141 | -0.1976 | 0.2086 | 0.4062 | -0.6219 | 0.5243 | 1.1462 | -0.7140 | 0.4050 | 1.1189 |
| | | 1982 | 2005 | | 20-24 | 55-59 | | 1891-1895 | 1966-1970 | |
| 負債(十万円) | 3.1832 | -0.8526 | 0.5113 | 1.3638 | -1.4611 | 0.6558 | 2.1169 | -0.4253 | 1.2311 | 1.6564 |
| | | 1970 | 1999 | | 20-24 | 40-44 | | 1916-1920 | 1986-1990 | |
| 月賦・年賦(十万円) | -0.1048 | -0.6105 | 0.6662 | 1.2767 | -0.3551 | 0.6348 | 0.9900 | -0.4230 | 0.4996 | 0.9226 |
| | | 1978 | 1991 | | 65-69 | 20-24 | | 1891-1895 | 1966-1970 | |
| 住宅・土地のための負債(十万円) | 2.9752 | -1.2018 | 0.6646 | 1.8664 | -1.1783 | 0.7274 | 1.9057 | -0.1523 | 0.7522 | 0.9045 |
| | | 1970 | 2002 | | 20-24 | 40-44 | | 1936-1940 | 1986-1990 | |

1. 日本の家計の金融商品保有金額に関する分析

a. 時代効果・年齢効果・世代効果とリスク性資産

図2、図3は、「株式・株式投資信託」「債券・公社債投資信託」の分析結果で、左から順に「時代効果（PERIOD）」、「年齢効果（AGE）」、「世代効果（COHORT）」の3効果のパラメータの推定値を示している。

年齢、世代、時代の三つの効果の変化の幅を比較すると、「株式・株式投資信託」「債券・公社

債投資信託」といったリスク性資産は、時代効果と年齢効果、世代効果の3効果全てが大きい。リスク性金融商品の選択については年齢や時代のトレンドの影響のみならず、世代固有の性質も金融商品選択行動には強く作用しているということになる。「株式・株式投資信託」の時代効果は1986年以降、89年辺りをピークに尖った山型のプロフィールを示しており、2008年のリーマン・ショック後は下降している。年齢効果については高齢になるにつれて株式の保有額が増し、退職後も大幅に減ることはない。世代効果は出生年が新しくなるにつれ小さくなる。山下 (*ibid.*) による米国家計の金融資産選択行動との比較では、日本とは株式投資のパターンが異なっている。米国では株式投資について世代効果は小さく、株式の保有率の年齢効果は40歳代がピークで、どの世代も現役時代に株式への投資比率を高めている。

「債券・公社債投資信託」の時代効果は時系列に沿って大きくなっており、これは金融制度改革による投資信託や個人向け国債の販売チャネルの拡大が一因であると考えられる。1998年に銀行で投資信託の窓口販売が開始されたのを皮切りに2005年には郵便局での投資信託の窓口販売もスタートし、証券会社、銀行、郵便局と個人向け金融商品販売チャネルの3本柱が出そろったことで窓口サービスや利便性、収益率や手数料などの価格、サービス供給主体への信用力などによって自由に商品や購買先を選択できるようになった。異業種企業の金融分の参入も相次ぎ、販売チャネルの拡大によって消費者にとって取引コストが低減されたことも、時代効果に現れた。リーマン・ショック以降は、時代効果にみるネガティブ・インパクトの影響は株式に比べて小さいものとなっている。2000年以降、団塊の世代やその前後の世代の資金が個人向け国債に投資された。特に2006年から2009年末にかけては団塊世代の退職が集中し、段階マネーの45兆円のうち1割が5年もの個人向け国債に回ったとの試算もある(熊野, 2011)¹³。コウホート効果は株式と同様に漸減傾向にあるが、1941年-1950年出生世代の世代効果のパラメータには若干の揺り戻しが示された。

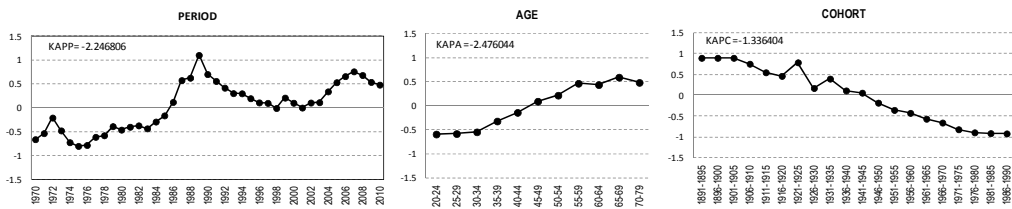


図2. 「株式・株式投資信託」

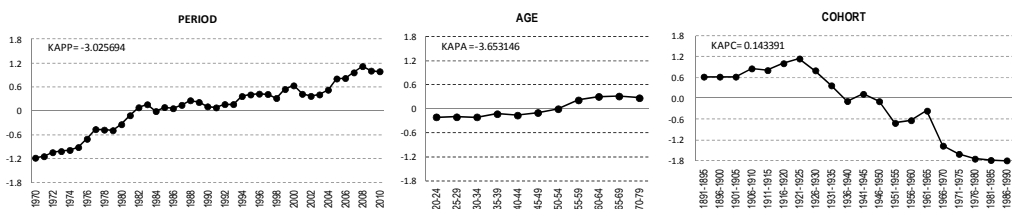


図3. 「債券・公社債投資信託」

b. 年齢効果と金融商品選択

3 効果を比較した際に年齢効果が第一に大きい金融商品は、「定期性預金（銀行および郵便局）」「生命保険」「金融機関外貯蓄（社内預金等）」など安全性重視の商品であった。「定期性預金」は年齢が高くなれば資産の積み増しがすすみ、「生命保険」「金融機関外貯蓄（社内預金等）」は、55 歳から 64 歳をピークにライフサイクルに呼応した増減が見られる。

郵便局の「定期性預金」（ゆうちょ銀行の定期預金）については、時代効果と世代効果も有意であったが、時代が進み世代が新しくなるにつれて遞減傾向を示している。郵政事業は 2007 年に「ゆうちょ銀行」として民営化されたが、定期性預金の残高は民営化以前より流出が続き、平成 11 年度末（1999 年）には 229 兆円であったものが平成 24 年 3 月末（2012）には 115 兆円と、10 年間で 100 兆円超もの資産が流出している¹⁴。郵便局の 10 年満期の定額預金の金利は、1980 年 4 月には 8.0%と高金利であったため預金残高が増大した。この時の貯金が満期を迎える 1990～91 年度には、金利は依然 5～6%であったことに加え、郵貯預け入れ限度額が 500 万円から 1000 万円と段階的に引き上げられ満期時に利息を含めた再預け入れが可能となったことで高い歩留まりを見せた。以降 10 年ごとに大量満期を繰り返しており、2000 年には金利は 0.2%まで下がったが、バブル崩壊後山一証券や長期信用銀行の破綻が相次いだこともあって郵便局の安定性が選好され、満期金の 7 割（約 100 兆円）が郵便局にとどまったとされる¹⁵。しかし、2010 年～2011 年にかけて満期を迎える預金については、有効な流出防止策は見あたらない。定期預金は資産形成目的の預金であるが、民営化後のゆうちょ銀行にも 1 千万円の預入限度額は設定されたままである。さらに、新商品開発も規制されていることなどがマーケティング戦略に制約を生み、消費者を吸引できない一因となっていると考えられる。金融規制緩和後に民間の金融機関が顧客の資産状況の合わせて多様な金融商品のクロスセリングを行うようになってきていることと比較しても、ゆうちょ銀行の競争力の低下が懸念される。生命保険に関しては長期の景気低迷、低金利により貯蓄型保険から掛け捨て型保険への移行が増えており、低価格保険料に対する需要が拡大していることから、時代効果や世代効果は低減傾向にある。

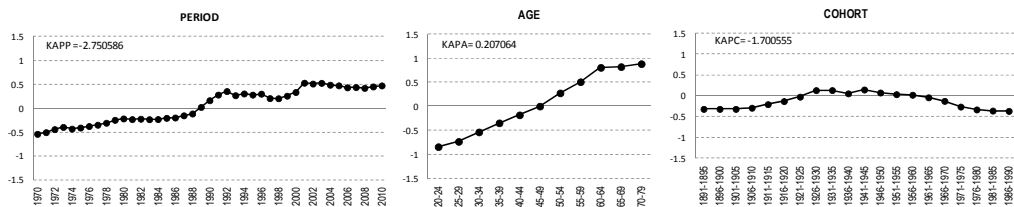


図 4. 「定期性預金（銀行）」

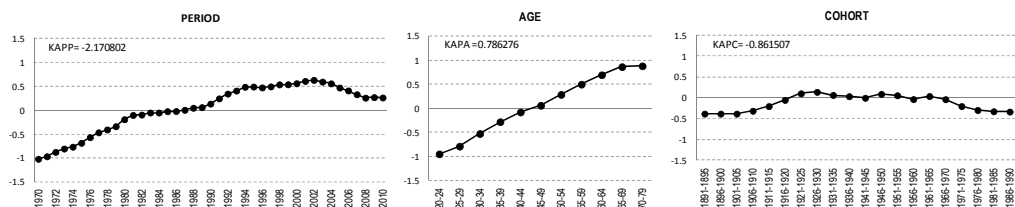


図5. 「定期性預金（郵便局）」

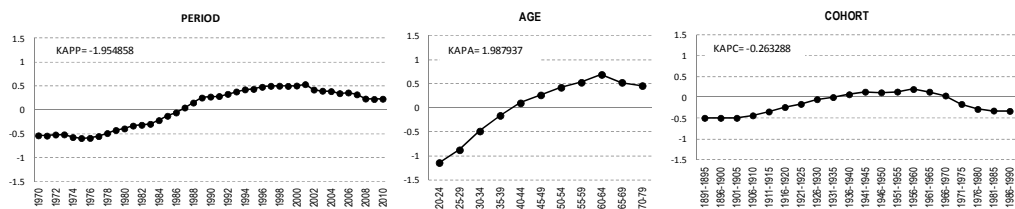


図6. 「生命保険全般」

c. 時代効果と金融商品選択

3 効果のなかで時代効果をもっとも大きい金融商品は、「通貨性預金（「銀行」および「郵便局」）であった。通貨性預金の時代効果は銀行・郵便局（ゆうちょ銀行）ともに増大傾向にある。図12で示した通り、預金金利が消費者物価指数の変化率を上回る局面が続いており、日銀が市場金利の引き下げを行っていても物価下落率と合わせれば実質金利は必ずしも低いということにはならず、預金の流動性・安全性といった性質と実質金利の高さを考え合わせた消費者の選択結果が、通貨性預金偏好という時代効果に反映されているといえよう。

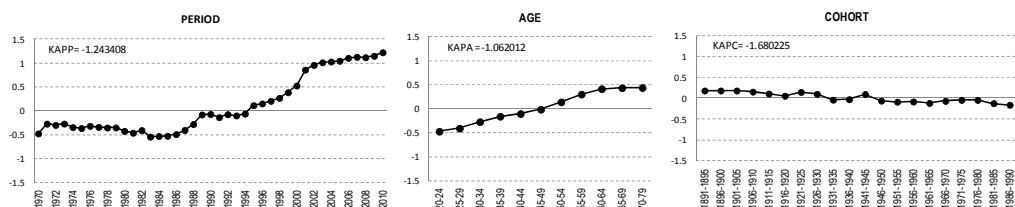


図7. 「通貨性預金（銀行）」

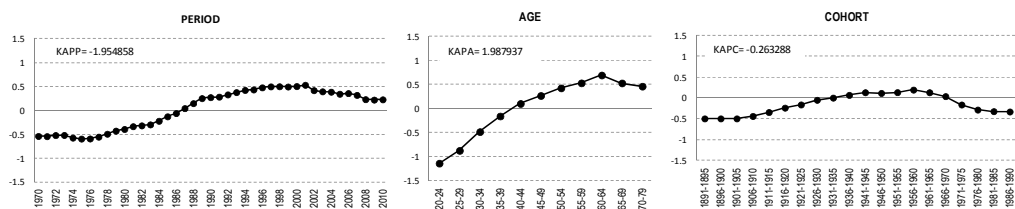


図8. 「通貨性預金（郵便局）」

2. 貯蓄種類の選択基準と消費者態度に関する分析

金融商品の選好^{16 17}について見ると、86年以降では「安全性」を重視する割合が減り、「収益性」を重視する割合が増えていたが、91年以降は再び「安全性」を重視する割合が高くなっている。「安全性」を重視する世帯の増加は、「安全性」のうち「元本が保証されている」を挙げる世帯割合が増加したこと由来しており、損失に対する預金者の関心の高まりがうかがえる。逆に、「収益性」を重視する割合は低下傾向にある。1985年前後に収益性重視の占率があがっているのは「利回りがよい」を挙げるものが増加したためであり、リスクを有する金融商品への投資が消極的であることを表している。「安全性」に次いで重視されている「流動性」が下がっているのは「少額でも預け入れや引き出しが自由にできるから」という理由が2010年の24%から2011年の19%へ5%減少しているためである。

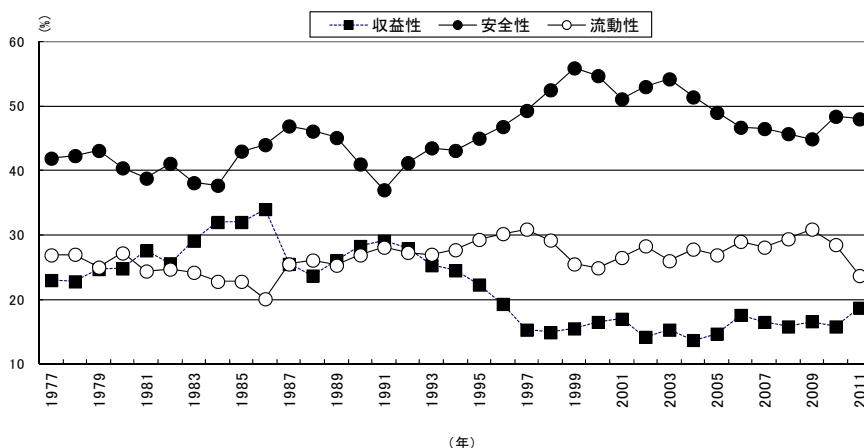


図9. 貯蓄の選択基準

(出所：『家計の金融行動に関する世論調査』(2012年)より筆者作成)

山下 (*ibid.*) はこれらの選択基準についてもベイズ型コウホート分析法を用いて分析を行った結果、得られた時代・年齢・世代効果の推定値の変動幅は何れも時代効果が一番大きいことを示した。金融商品の選択基準には、その時代の経済状況や政策が一番大きく影響すると推測される。

そこで、金融資産の選択基準と消費マインドの関係を明らかにするため、前章で分析した金融商品毎のコウホート分析結果から得られた時代効果のパラメータと、内閣府「消費動向調査」のうち消費者態度指数を構成する消費者意識指数の時系列データとの相関を調べた(表2)¹⁸。消費者意識指数は「暮らし向き」「収入の増え方」「雇用の状況」「耐久消費財の買い時判断」から成り、意識が向上くほど数値は上昇する。結果、安全資産である預金全般は「暮らし向き」や「収入の増え方」と有意な負の相関が見られ、暮らし向きが悪くなり収入が低下したと感じられる状況下

では、不確実性に対処するために安全資産が積み増される傾向が示された。逆に株式のようなリスク資産は、「雇用状況」と正の相関があり、雇用状況が好調であるという具体的な景気判断がなされると増加するという傾向がある。

表 2. 金融資産の時代効果のパラメータと消費者意識指数の相関分析

| | 暮らし向き | 収入の増え方 | 雇用状況 | 耐久財購入意向 |
|------------|-----------|-----------|----------|----------|
| 株式・株式投資信託 | -0.074 | -0.042 | 0.384 * | -0.042 |
| 債券・公社債投資信託 | -0.641 ** | -0.749 ** | -0.092 | -0.388 * |
| 定期性預金(銀行) | -0.516 ** | -0.722 ** | -0.237 | -0.283 |
| 定期性預金(郵便局) | -0.406 * | -0.649 ** | -0.438 * | -0.178 |
| 通貨制預金(銀行) | -0.656 ** | -0.851 ** | -0.153 | -0.366 |
| 通貨制預金(郵便局) | -0.679 ** | -0.891 ** | -0.224 | -0.369 * |
| 生命保険全般 | -0.294 | -0.480 ** | -0.279 | -0.138 |

** p<0.01, * p<0.05

3. 実物資産選択に関する分析

日本人のリスク性資産への投資配分比率は米国に比して小さい。日米の株式の保有についてコウホート分析の結果を比較すると、日本では1節の結果より世代効果が大きく古いコウホートほどリスク性資産を選好していたが、米国では保有率・保有額とも世代効果は小さく、日本と相対的に比較してどの世代も一様に株式を所有していた(山下、*ibid*)。一方で、総資産に占める実物資産(土地・住宅)への投資比率はかなり高い。図10は『平成21年全国消費実態調査』より、二人以上世帯の世帯主年齢別の金融資産(負債を除く貯蓄現在高)と住宅・宅地資産(減価償却を考慮し価額評価した純資産額)の割合を示したものである。どの年代も実物資産への投資比率が高いことがわかる。

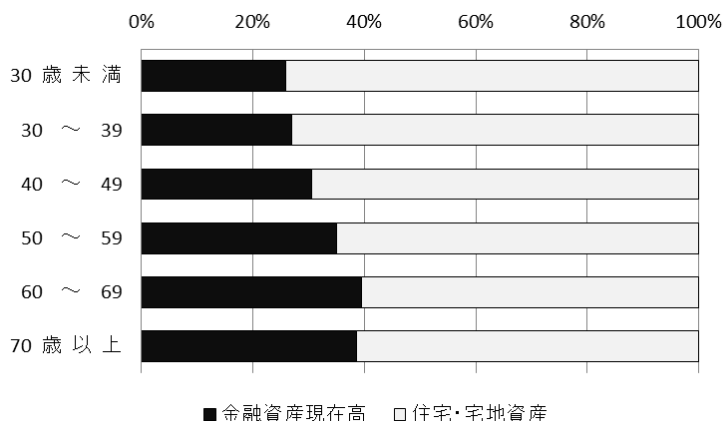


図 10. 金融資産と実物資産の比率(二人以上世帯)

(出所:統計局『平成21年全国消費実態調査』より筆者作成)

実物資産の選択行動に関して、1節と同様に『貯蓄動向調査』『家計調査年報』より「住宅・土地のための負債」のデータを用いてコウホート分析を行うと(図11)、3効果ともレンジが大きい。時代効果では、ほぼ一貫して拡大している。1990年頭のパブル崩壊までは不動産の投資収益率が高かったが、反面、90年代以降も拡大しているのは、地価が相対的に低くなり、頭金や住宅ローンの金利も下がって割安感が拡がり不動産取得に際しての心理的な障壁が低くなった可能性がある。1986年に創設された住宅ローン減税制度も数年ごとに見直され拡充してきており、2009年以降は新築およびリフォーム住宅市場の投資活性化支援策として住宅エコポイント制度も導入され、一定の投資促進効果があがったという試算もある¹⁹。

世代効果では明らかに新しい世代ほど実物資産への投資を行っている。前項の分析で株式などのリスク性資産の世代効果は若い世代ほど小さくなっていたが、土地や住宅などの実物資産をリスク性資産ととらえるならば、株式の代替資産として新しい世代に選好が拡大するという新しい資産選択法が形成されつつあると言える。年齢効果については、加齢とともに持ち家率が高まり住宅ローンも終了するため、40代をピークにした凸型のプロフィールとなっている。

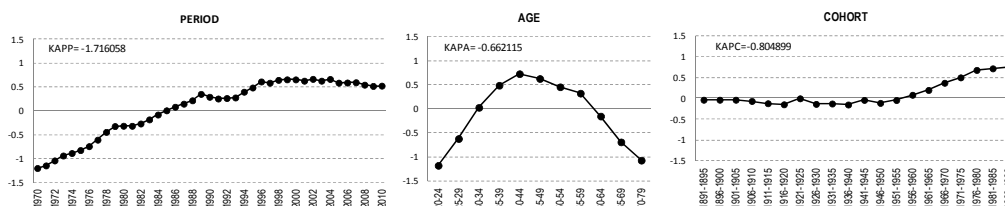


図11. 「住宅・土地のための負債」

IV. おわりに

本稿では、1970年～2010年まで40年間の家計の金融商品保有金額についてベイズ型コウホートモデルを用いて分析を行った。株式などのリスク性資産は、時代効果とともに世代効果が大きいことが示された。通貨性預金については、リーマン・ショック後も時代効果は拡大しているが、これは預金の流動性・安全性といった性質が選好された結果であるといえよう。続く金融資産選択行動と消費者マインドについての実証分析より、暮らし向きが悪くなり収入が低下したと感じられる状況下では、不確実性に対処するために安全資産が積み増され、逆に株式のようなリスク性資産は、雇用状況が好調だという具体的な景気判断がなされると増加するという傾向があるという結果が得られたことから、冒頭で述べた2008年のリーマン・ショック後に貯蓄率が上昇した理由が裏付けられた。ただし、図1でみた限りではフランスやドイツなどの貯蓄率は2008年以降も大きな変動がないため、消費マインドと貯蓄行動との連動は日本人固有の行動であるかもしれない²⁰。他国との比較については今後の研究課題としたい。

最後に、住宅・土地などの実物資産と金融資産選択との関係についても分析したところ、土地・住宅取得のための負債について世代効果が拡大していることがわかる。株式の世代効果が縮小していることと併せると、若い世代にとってはリスク性金融資産よりも、土地や住宅などの実物資産を手堅い資産と見なし優先的に選択しているようだ。近年、金融教育の重要性が叫ばれ、中でも若年層への株式投資教育はたびたび重要な検討事項として取り上げられるが、実際は若い世代にとって資産形成における不動産の重要性がより高まっている。家計の資産効率の効用を最大化するにはどのようなポートフォリオが必要なのか、金融教育のあり方を含めて、再考する必要があるだろう。

【付記】

本研究は、統計数理研究所共同研究プログラム（23-共研-2029、24-共研-2032）および平成 24 年度科学研究費助成事業基盤研究 C（課題番号：24530543）を利用して作成しました。

引用文献・注

- ¹ 本稿は、金融庁ランチョン・ミーティング（2012 年 3 月 9 日）に於ける報告内容を大幅に加筆修正し、再構成したものである。
- ² Horioka, C.Y. (1997) "A Cointegration Analysis of the Impact of the Age Structure of the Population on the Household Saving Rate in Japan", *Review of Economics and Statistics*, 79 (3), p.511-516.
Horioka, C.Y. (2010) "The (Dis) saving Behavior of Aged in Japan", *Japan and World Economy*, 22 (3), p.151-158.
- ³ Braun, R.A., D. Ikeda and D.H. Joines (2009) "The Saving Rate in Japan: Why it has fallen and Why it will remain Low", *International Economic Review*, 50 (1), p.291-321.
- ⁴ 祝迫得夫 (2012) 『家計・企業の金融行動と日本経済』, 日本経済新聞社。
- ⁵ Cochrane, J.H. (1994) "Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices", *Quarterly Journal of Economics*, 109 (1), p.241-266.
- ⁶ 石川達哉 (2011) 「日本の家計貯蓄率は下げ止まったのか？」, NLI Research Institute REPORT 2011 (<http://www.nli-research.co.jp/report/report/2011/04/repo1104-5.pdf>).
- ⁷ 中村隆 (1982) 「ベイズ型コウホート・モデル—標準コウホート表への適用—」, 『統計研究報』, 29, p.77-97.
中村隆 (1989) 「継続調査によって社会の変化を捉えるコウホート分析の方法」, 『理論と方法』, 4 (2), p.5-23.
中村隆 (2005) 「コウホート分析における交互作用効果モデル再考」, 『統計数理』, 53 (1), p.103-132.
- ⁸ 山下貴子 (2011) 『金融行動のダイナミクス』, 千倉書房。
- ⁹ Mason, W.M., Winsborough, H.H. and Poole, W.K. (1973), "Some methodological issues in cohort analysis of archival data", *American Sociological Review*, 38, p.242-248.
- ¹⁰ Fienberg, S. E. and Mason, W. M. (1979) "Identification and estimation of age-period-cohort models in the analysis of discrete archival data." in Schuessler, K. F. (ed), *Sociological Methodology*, Jossey-Bass, p.1-67.
- ¹¹ Akaike, H. (1980), "Likelihood and the Bayes procedure". in Bernardo J.M., DeGroot M.H., Lindley D.V. and Smith F.M. (eds), *Bayesian Statistics*, Valencia: University Press.

- ¹² 「レンジ」はそれぞれ時代、年齢、コウホートの各効果の変動幅（最大値－最小値）、太字部分は3効果のうち、最も変動幅の大きい（影響の強い）ものを示す
- ¹³ 熊野英生（2011）「個人マネーの大量満期問題～個人向け国債、定期預金の流動化～」, Financial Trends, 第一生命経済研究（http://group.dai-ichi-life.co.jp/dlri/kuma/pdf/k_1107h.pdf）.
- ¹⁴ 「ゆうちょ銀行 ディスクロージャー誌 2012」
（http://www.jp-bank.japanpost.jp/aboutus/financial/pdf/2012_all.pdf）
「旧日本郵政公社 ディスクロージャー誌（2003年度）」
（<http://www.japanpost.jp/financial/past/disclosure/2004/pdf/bank/05.pdf>）
- ¹⁵ 「浮動マネー」の大量発生で家計金融資産の分布図はどうか,住友信託銀行調査月報 2010年8月号（http://www.sumitomotrust.co.jp/RES/research/PDF2/712_4.pdf）
- ¹⁶ 金融広報中央委員会による「家計の金融資産に関する世論調査（二人以上世帯）（平成15年まで）」「家計の金融資産に関する世論調査（単身世帯を含む全世帯）（平成16～18年）」「家計の金融行動に関する世論調査（二人以上世帯調査）」を用いた。
- ¹⁷ 「安全性」「流動性」「収益性」の3基準を用い、それぞれに関わる項目を以下のように分類している。安全性：「元本が保証されているから」「取扱金融機関が信用できて安心だから」
流動性：「少額でも預け入れや引き出しが自由に出来るから」「現金に換えやすいから」
収益性：「利回りがよいから」「将来の値上がりが期待できるから」
- ¹⁸ 相関係数の計測期間は1982～2010年とした。「消費動向調査」の月次データは6月調査（一般世帯、季節調整値）の結果を用いた。
- ¹⁹ みずほ総合研究所、「住宅関連エコ政策の評価」、『みずほりポート』,2012年2月22日。
（<http://www.mizuho-ri.co.jp/publication/research/pdf/report/report12-0222.pdf>）
- ²⁰ 2007年以降年金制度への不信や、2011年の東日本大震災など国内のイベントの影響を考慮していく必要がある。