

論 文

交互作用効果を考慮したコウホート分析法 による米国家計金融資産選択行動

Cohort Analysis of Household Financial Portfolio Selection in the U.S. by
Using the Bayesian Cohort Model with Age-by-Period Interaction Effects

同志社大学大学院ビジネス研究科 山下 貴子 / *Takako YAMASHITA*
情報・システム研究機構統計数理研究所 中村 隆 / *Takashi NAKAMURA*

キーワード (Key Words)

米国家計金融資産選択 (Household Financial Portfolio Selection in the U.S.), ベイズ型コウホート分析 (Bayesian Cohort Analysis), 交互作用効果 (Age-by-Period Interaction Effects)

〈要 約〉

米国家計の金融商品保有金額と保有率について“Survey of Consumer Finance”の1989～2013年までのデータを用い、世帯主の年齢×時代の交互作用効果を考慮したベイズ型コウホートモデルで分析を行った。高齢者世帯の資産取り崩しやリスク性資産回避行動の程度は、年齢×時代の交互作用効果の推定値の動きから考察すると、時代効果に現れる景気変動の影響に呼応した資産選択を行っていた。年金準備金も年齢×時代の交互作用効果がみられ、保有額のピークが徐々に60代から70代にシフトしていった。1946～63年に生まれたベビーブーマー世代は保有額、保有率ともに大きくなっており、法制度の変更や市況が時代効果や年齢効果の変化をもたらし、世代人口構成比率の厚さもあって米国の家計貯蓄残高における年金準備金のシェアを大きく増加させる結果となった。負債については、教育ローンの保有額には時代効果が大きく、新しいコウホートほど保有率も増加している。一方でクレジットローンや自動車ローンの保有率は新しいコウホートほど減少しており、新しい世代のボリュームが広がるにつれ自動車や耐久消費財の購入は抑制されていくと予測される。このように長期の時系列調査において年齢×時代の交互作用効果を検証することで、時代の変化が特定の年齢（ライフステージ）に与える影響を推定値の動きから捉えることができた。

目 次

1. はじめに
2. 米国家計の金融資産選択
3. 使用データと分析方法
 - 3.1 使用データ
 - 3.2 分析方法
 - 3.2.1 コウホート分析
 - 3.2.2 年齢×時代の交互作用効果をもつコウホートモデル
 - 3.2.3 モデル選択
4. 分析結果
5. おわりに

1. はじめに

本稿では米国家計の金融資産選択と債務について、年齢×時代の交互作用効果を考慮したベイズ型コウホートモデルを用い、1989年より直近の2013年まで3年毎9時点の24年間の調査データを用いて分析を行った。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、金融商品資産選択動向の予測にある程度適用できる。山下（2011）は日本人の家計の金融資産選択について時代効果、年齢効果、コウホート効果の3効果について分析を行い、リスク性資産の選好に時代効果やコウホート効果が大きいことを示した。

コウホート分析に用いる継続調査の期間は長いほどよいとされ、さらに継続調査の回数よりも調査期間の長さを重視する。調査期間が短いと年齢効果とコウホート効果の違いを区別しにくくなる。一方で、調査期間が長くなると、その間の寿命の延長、晩婚化、退職選択の延長などのライフステージの変化の影響により年齢効果のロバストネスが仮定し難くなる。この問題を克服するため中村（2005）は時代、年齢、コウホート要因の交互作用効果について検討を行い、年齢×時代の交互作用効果を持つコウホートモデルを提案した。本研究では、この年齢×時代の交互作用効果を持つモデルを米国家計の金融資産選択に適用し分析を行った。米国の人口構成の4分の1を占める1946～64年出生のベビーブーマー世代が徐々に現役世代から退出していく中で、年齢×時代の交互作用効果がマクロ的な金融資産選択行動にどのような変化をもたらすのか、検証した。

2. 米国家計の金融資産選択

米国の家計の金融資産構成のデータを時系列でみると（図1）、いつの時代も安全資産である通

貨性預金（Transaction Account）や定期性預金（Certificates of Deposit）の割合が低く、リスク性資産である株式（Stocks）や投資信託（Pooled Investment Funds）の割合が高く購入されている。また、年金準備金（Retirement Account）のシェアが増加傾向にある。1974年にERISA法（Employee Retirement Income Security Act：従業員退職者所得保障法）が成立、同時にIRA（Individual Retirement Account：個人退職口座）もスタートし、さらに1981年には確定拠出型年金（DC）型の401(k)が導入され、加入者数と年金総額は増加してきた。島津（2014）⁽¹⁾によると、年金準備金のウェイトは1980年代に資産構成の20%台後半で推移していたものが1990年代には30%に達し、2008年12月末以降、最も大きな割合を占めていた。これは米国の全人口の4分の1を占めるベビーブーマー世代（1946～64年出生）が現役時代に個人年金の積み立てを行ってきたことを示している⁽²⁾。Dushi and Iams（2008）は、年金加入率を出生コウホートで比較した。不況世代（Depression Babies）と呼ばれる1933～39年出生世代が55～61歳であった1994年の年金加入率と、1943～49年出生のベビーブーマー世代が55～61歳であった2004年の年金加入率を比較すると、新しいコウホートが82%の加入率であったことに対し、古いコウホートは64%であり、とくに女性の加入率に顕著な差がみられた。これは女性の社会進出という現象がコウホート効果と時代効果の両方に影響を与えていると考えられることができる。これらベビーブーマー世代は退職の時

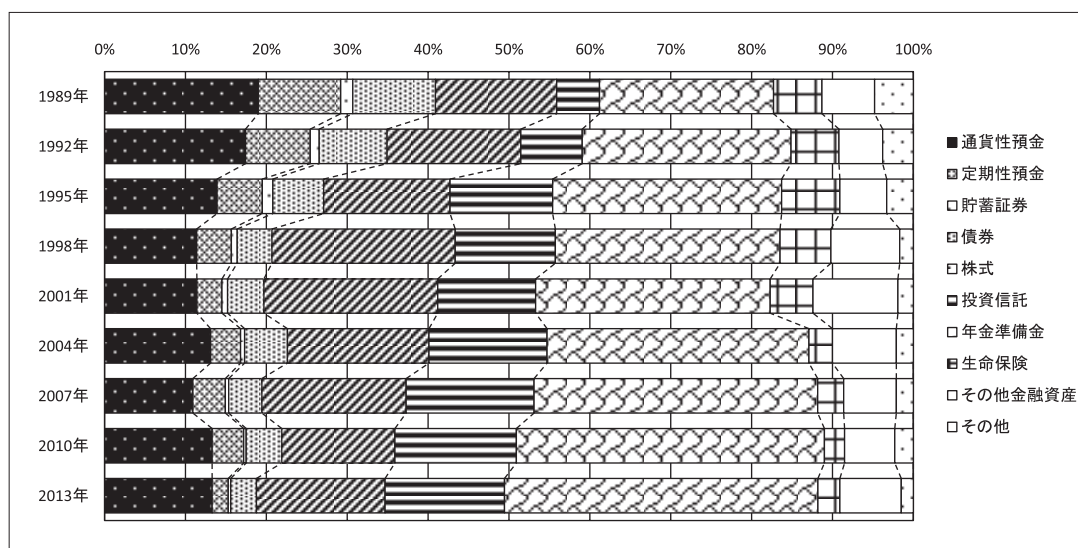


図1 米国の家計貯蓄残高シェア

出所：FRB “Survey of Consumer Finances”（2014）より筆者作成

⁽¹⁾ 島津洋隆「米国の家計金融資産の現状と経験」『金融資本市場』、2014年1月30日。
(http://www.dir.co.jp/research/report/capital-mkt/20140130_008155.html (2017/3/10))

⁽²⁾ 個人が積み立てる税制優遇付き個人退職金勘定（Individual Retirement Account, IRA）の資産規模は2013年末で6.5兆ドルであった。

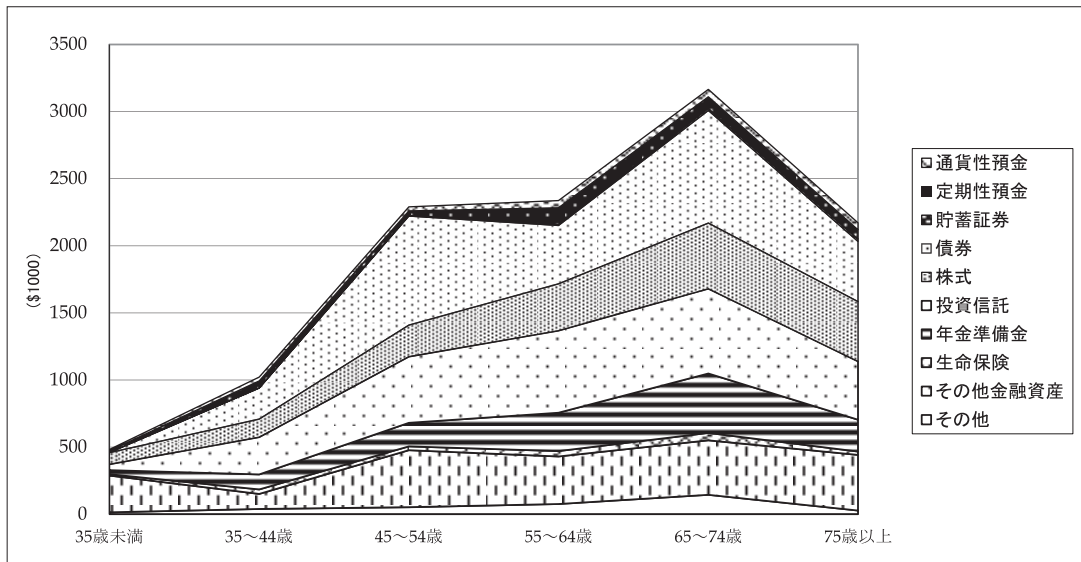


図2 世帯主年齢階級別金融資産構成 (名目) (2013年)

出所：FRB “Survey of Consumer Finances” (2014) より筆者作成

期を迎え、年金の受給対象になりつつある。

経済学分野の代表的な消費理論であるライフサイクル仮説や恒常所得仮説では、家計は現役時代に蓄えを残して引退後にそれを取り崩し、生涯の消費水準を平準化する消費・貯蓄パターンを選択するというように特徴づけられている。将来の所得リスクを考慮に入れた貯蓄行動は、各ライフステージにおいてどのような資産構成を選択するかというポートフォリオの問題とも関係してくる。Bodie, Merton and Samuelson (1992) は、労働力の供給が減少する高齢者はリスク性資産選択に回避的になり、家計金融資産におけるリスク性資産の割合も年齢とともに低下するとした。Guiso, Jappeli and Terlizzese (1992) は、景気変動にも影響される労働所得の将来変動リスクが、家計の

リスク性資産比率を下げるとしている。先行研究で示される資産選択行動がいつの時代にも当てはまるとすると、それは「年齢効果」であるということができる。

2013年調査時点の米国家計の金融資産構成について世帯主年齢別に金融資産残高をみると(図2)、世帯主の年齢階級があがるにつれ1世帯あたりの金融資産額は大きくなっているが、世帯主年齢75歳を過ぎると金融資産を取り崩しており、ライフサイクル仮説と整合的である。しかし、その資産構成をみると、世帯主年齢75歳を超えて減少幅が大きいのは年金準備金(Retirement accounts)であり、先行研究とは異なりリスク性資産である株式(Stocks)の残高は高齢世帯であってもそれほど減っていないように見える。

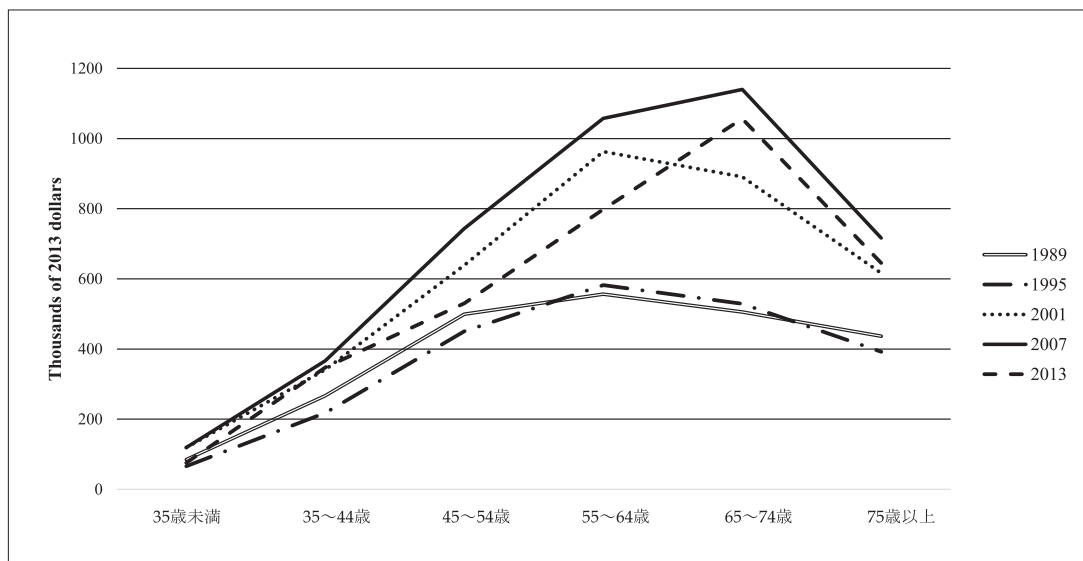


図3 世帯主年齢階級別貯蓄額 (Mean) (2013年実質ドル (単位1000ドル))

出所：FRB “Survey of Consumer Finances” (2014) より筆者作成

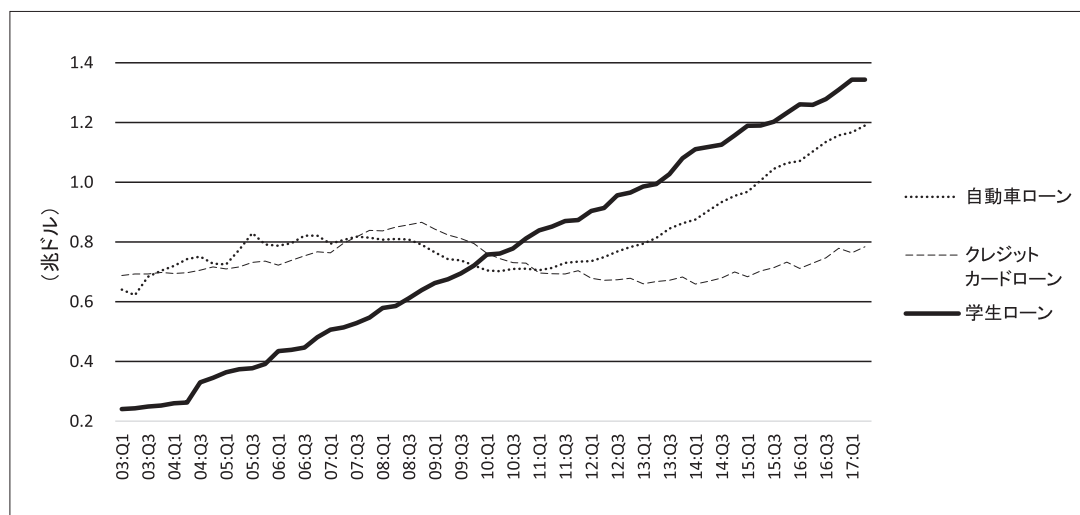


図4 家計のローン残高

出所：Federal Bank of New York*より筆者作成

* "Quarterly Report on Household Debt and Credit"

(https://www.newyorkfed.org/microeconomics/hhdc.html)

(2017/7/11 アクセス)

世帯主年齢階級の金融資産額（実質）のプロファイルについて，“Survey of Consumer Finance”（以下、SCF）の調査時点ごとに描いてみると（図3），確かにいつの時点でも世帯主年齢が75歳以上になると貯蓄の取り崩しが行われている。また，2004年まではどの年齢層も調査年が新しいほど資産額が大きくなっていったが，2004年以降の4時点では65～74歳の年齢階級をのぞくと増加幅が小さくなったり，過去の額を下回ったりしている。調査時点の時勢の影響に加え，同じ年齢であっても出生世代が異なることによって貯蓄行動にも差異が生じていると考えられる。

時代効果となって現れる経済状況の変化をみると，2008年の大手投資銀行Lehman Brothersの破綻後，米国経済は急速に回復基調にある。米国株価指数（S&P 500）⁽³⁾は金融危機前の2007年10月のピークで1,539.66ポイントであったことに対し2009年3月に757.13まで下落したものの，2013年の12月で1,807.78ポイント，直近の2017年7月では2,454.1とリーマン・ショック以前の数値を大きく上回っている。失業率の推移は2007年には4%台だったものが2009年10月に10.0%に跳ね上がったが，その後持続的に下落し，2013年12月は6.7%，2017年7月には4.3%と4%台を回復している。

次に家計の債務についてみてみよう。リーマン・ショック以降，家計は過剰債務の調整期に入り，住宅ローン・自動車ローン・クレジットカードロ

ーンの残高を減らしてきたが，その中で学生ローンの残高だけは一貫して増え続け，2010年には自動車ローンとクレジットカードローンの残高を抜いている（図4）⁽⁴⁾。ローン全体に占める学生ローンの割合はリーマン・ショック当時には4.8%であったものが，2017年3月末で10.6%にまで上昇した⁽⁵⁾。2010年時点の大学進学率は74%（日本は51%）⁽⁶⁾で学生ローンの返済負担を抱える家計も多数存在すると考えられ，このことは消費活動にマイナスの影響を与えていくと予測できる。

そこで本稿では米国家計の金融資産選択行動について3効果+年齢×時代の交互作用の影響の大きさを比較，考察するため，年齢×時代の交互作用効果を考慮したベイズ型コウホート分析を適用する。1989年からの24年間にわたり，2008年に起こったリーマン・ショックのようなネガティブ・インパクトとその後の景気回復，ベビーブーマー世代の退職時期の選択，過剰債務となりつつある学生ローンの存在は，家計の世帯主年齢・世代，調査時点の時代という3つの要因が金融資産選択や金融資産種類への選好の変化にどのような影響を及ぼしているのか，検証した。

⁽⁴⁾ Federal Bank of New York
(https://www.newyorkfed.org/microeconomics/databank.html (2017/7/11))

⁽⁵⁾ Federal Bank of New York
(https://www.newyorkfed.org/microeconomics/hhdc (2017/7/11))

⁽⁶⁾ OECD “Education at a Glance 2012”
(https://www.oecd.org/edu/EAG%202012_e-book_EN_200912.pdf (2017/7/11))

⁽³⁾ Federal Reserve Bank of St. Louis
(http://research.stlouisfed.org/fred2/series/SP500/downloaddata)

表1 調査対象世帯数

	35歳未満	35～44歳	45～54歳	55～64歳	65～74歳	75歳以上	合計
1989年	883	676	475	437	396	280	3,146
1992年	1,008	891	633	516	492	367	3,906
1995年	1,066	989	770	537	516	421	4,299
1998年	1,004	1,004	827	552	483	440	4,309
2001年	1,010	992	916	587	476	463	4,445
2004年	1,004	932	941	687	475	484	4,522
2007年	960	867	920	743	464	469	4,422
2010年	1,363	1,182	1,370	1,136	747	695	6,492
2013年	1,093	1,190	1,339	1,122	760	522	6,026

出所：FRB “Survey of Consumer Finances” (2014) より筆者作成

表2 主な全世帯平均金融資産・負債額推移
(Mean) (2013年実質ドル (単位1000ドル))

	金融資産									金融負債			
	通貨性預金	定期性預金	貯蓄証券	債券	株式	投資信託	年金準備金	生命保険	その他	住宅ローン	クレジットカード	教育ローン	自動車ローン
1989年	26.0	59.8	7.3	209.0	104.2	86.0	67.7	19.6	211.6	79.6	21.0	9.8	13.5
1992年	22.5	53.6	5.7	221.2	108.5	81.9	72.2	19.1	151.9	92.3	16.8	11.5	11.0
1995年	22.0	54.4	8.0	280.7	141.7	142.4	86.5	31.1	206.7	97.7	16.5	12.1	12.5
1998年	24.1	53.8	6.7	277.4	227.0	144.4	109.0	41.2	276.7	111.3	9.7	18.5	15.3
2001年	31.1	49.1	10.3	382.5	252.5	171.7	137.5	47.4	396.4	120.1	23.7	18.0	14.8
2004年	33.5	67.6	7.1	674.5	197.7	226.9	151.8	28.4	255.3	150.3	45.1	20.6	16.7
2007年	29.7	62.5	7.4	644.8	247.9	347.6	165.4	35.1	279.4	167.9	27.9	24.1	16.4
2010年	34.8	77.8	6.6	659.1	224.8	416.4	183.4	30.4	265.7	162.7	52.7	27.5	15.2
2013年	36.3	64.5	6.4	581.7	294.3	462.9	201.3	35.3	370.6	156.4	35.2	28.9	14.6

出所：FRB “Survey of Consumer Finances” (2014) より筆者作成

3. 使用データと分析方法

3.1 使用データ

“Survey of Consumer Finance” (The Federal Reserve)⁽⁷⁾ の1989, 1992, 1995, 1998, 2001, 2004, 2007, 2013年の3年毎9時点における調査データを用いた。世帯主の年齢階級は、35歳未満, 35～44歳, 45～54歳, 55～64歳, 65～74歳の5階級になっている(なお, 35歳未満は25～34歳として扱った)。コウホート区分は2013年の25歳を1998年生まれとし5年幅を遡って, 1904～08, 1909～13, …, 1979～83, 1984～88年生まれのように区切った。これにより, 3.2節で現れる年齢階級数 I , 調査時点数 J , コウホート区分数 K はそれぞれ5, 9, 17となる。標本の概要は表1および表2を参照されたい。分析項目は, 金融資産種類別の保有率および, 保有金額(平均)である。保有金額については2013年ドルに平準化済みのデータを用いた。

3.2 分析方法

3.2.1 コウホート分析

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。人口の年齢構成の変化を通じて現れる消費や貯蓄行動のマクロ的影響を測る上で, 年齢効果の大きさが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と同じ方向に向けて変化してゆく成分である。たとえば, 株価の上昇・下落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, 法律の改正などが, 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がもたらす。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に刻印され

⁽⁷⁾ The Federal Reserve, the central bank of the United States “Survey of Consumer Finance” (<https://www.federalreserve.gov/econres/scfindex.htm>) ((2017/7/11))

たある種の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。

現実の世界では、金融資産選択行動の変化が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

$$y_{ij}(\text{or } \log y_{ij}) = \beta^G + \beta_i^A + \beta_j^P + \sum_{k=1}^K C_{ij,k} \beta_k^C + \varepsilon_{ij},$$

$$i = 1, \dots, I; j = 1, \dots, J.$$

のように分解する。ここで、 β^G は総平均効果、 $\beta_i^A, \beta_j^P, \beta_k^C$ 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、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。

$$\eta_{ij} \equiv \log \left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}} \right) = \beta^G + \beta_i^A + \beta_j^P + \sum_{k=1}^K C_{ij,k} \beta_k^C,$$

$$i = 1, \dots, I; j = 1, \dots, J.$$

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, 1973; Fienberg and Mason, 1979）。この問題を克服するために、中村（1982）は、3効果のパラメータの漸進的变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）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变化の条件とは、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、 $\sigma_A^2, \sigma_P^2, \sigma_C^2$ 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。

3.2.2 年齢×時代の交互作用効果をもつコウホートモデル

経済状況の変化と3効果のあり方について考えると、時代の影響は時代効果に現れ、その時々々の社会の全成員が影響を受ける。コウホート効果は、当該コウホートが若齢時に時代の影響を受け、それが固定し世代差となる。しかし年齢効果に対しては、時代の変化の影響により特定の年齢層がより敏感に反応する年齢×時代の交互作用を考慮に入れる必要があり、リスク性資産を含むポートフォリオの変化もより詳細に検討する必要がある。

本稿では、調査期間が24年間と比較的長期に亘るため、中村（2005）による年齢×時代の交互作用効果 β_{ij}^{AP} をもつコウホートモデルの適用を試みた。モデル式に β_{ij}^{AP} を追加するとともに、パラメータの漸進的变化の条件に

$$\frac{1}{\sigma_{AP}^2} \sum_{i=1}^{I-1} \sum_{j=1}^{J-1} \{(\beta_{ij}^{AP} - \beta_{i,j+1}^{AP}) - (\beta_{i+1,j}^{AP} - \beta_{i+1,j+1}^{AP})\}^2$$

の項を追加することになる。図等でのモデルの表記で“[AP]”とあるのは、この交互作用効果をもつモデルであることを示している。

交互作用効果を持つモデルの特徴を記すと以下の2点となる。

- ① 年齢×時代の交互作用要因による部分ベクトルを、年齢要因、時代要因のそれらだけではなくコウホート要因によるものについても直交させるようにした。これにより、数学的には年齢×時代の交互作用効果の一部と考えられるコウホート効果を、年齢×時代の交互作用効果から分離していることになる。
- ② 年齢×時代の交互作用効果のいくつかの時点のパラメータを間引くことにより、交互作用効果のパラメータ数を節約した。

このような手順を取り入れることにより、年齢×時代の交互作用効果のいわば濃淡といったものを探ることができるようになると考えた。

3.2.3 モデル選択

3効果の有無および交互作用効果の有無により、 $2 \times 2 \times 2 \times 2 = 16$ 通りのモデルが考えられ比較対象となる（ベイズ型正規モデルの場合はさらにアウトカムの無変換か対数変換かにより倍の32通りのモデルが比較対象である）。たとえば、Aモデルは年齢効果しか認められないモデル、PCモデルは時代とコホートの効果はあるが年齢効果は認められないモデル、APCモデルは交互作用効果は認められないが3効果が認められるモデル、[AP]PCモデルは年齢効果は認められないが時代・コホート効果と交互作用効果が認められるモデルである。

最適モデルとしては、全比較対象16（あるいは32）モデルの中からベイズ型モデルの赤池情報量規準（AIC）であるABICが最小となるモデルを選ぶ。年齢×時代の交互作用効果のいくつかの時点のパラメータを間引く際にも、ステップワイズ的にABICが小さくなるよう行っている。

4. 分析結果

表3は、モデル選択表の一例として家計金融資産の実質残高の分析結果のうち、上位10モデルを示しており、[AP]APCモデルが最小ABICモデルとして選ばれた。

図5には4つのパネルが現れているが、左から

表3 「家計金融資産実質残高」のモデル選択表

Model	ABIC	Δ ABIC	h	$\hat{\sigma}^2$	$\hat{\kappa}_A$	$\hat{\kappa}_P$	$\hat{\kappa}_C$	$\hat{\kappa}_{AP}$	
[AP]APC	329.222	-	6	0.0008	9.11	4.97	5.67	5.58	log
APC	356.040	26.818	5	0.0170	4.35	0.19	1.65	*	log
PC	378.949	49.727	4	0.0472	*	-1.14	0.89	*	log
[AP]PC	379.681	50.459	5	0.0416	*	-0.99	1.12	-1.39	log
AP	381.216	51.994	4	0.0493	2.84	-1.39	*	*	log
[AP]AP	381.688	52.466	5	0.0424	3.24	-1.08	*	-1.54	log
[AP]AC	392.619	63.397	5	0.0487	2.21	*	-0.64	2.29	log
AC	396.264	67.042	4	0.0809	0.69	*	-1.55	*	log
A	402.694	73.472	3	0.1107	0.56	*	*	*	log
[AP]A	403.048	73.826	4	0.0904	0.94	*	*	0.79	log

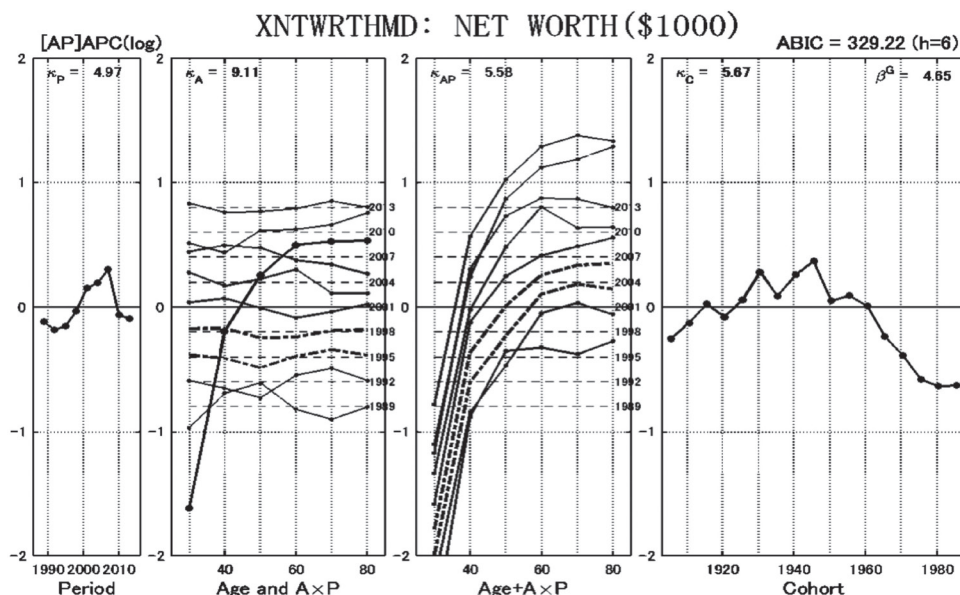


図5 家計金融資産実質残高（\$1000）

3番目のパネルを除いて、3つのパネルの順番は時代効果、年齢効果と交互作用効果、コホート効果のパラメータの推定値をプロットしている。すなわち、左端のPeriodパネルの横軸は調査年、左から2番目のAge and A×Pパネルと左から3番目のAge + A×Pパネルの横軸は年齢、右端のCohortパネルは出生年を示す。左から3番目のパネルは年齢効果に交互作用効果を足してプロットしたものである。当該年当時における年齢効果として解釈しようとする意図による表示である。

なお、左から2番目と3番目の交互作用効果のプロットでは、0の水準を重ねると見にくいので、年ごとの0の水準を古い時点から上方向にずらしている。また、表3あるいは図中の $\hat{\kappa}_A$ は、たとえば $\hat{\kappa}_A = \log_2 \hat{\sigma}_A^2$ であり、各効果の漸進的変化の条件を制御する事前分布の分散（超パラメータ）の推定値 $\hat{\sigma}_A^2$ に関して底が2の対数をとったものである。底を2としたのは、2のべき乗倍であることを読み取りやすくする意図による。また、 h は超パラメータの数であり、 $2h$ がABIC (AIC) におけるペナルティ項となる（ h には総平均効果の分の1も含む）。

左から2番目と3番目のパネルを見ると、{1995, 1998}年の交互作用効果が一点鎖線で表示されている。これはこれらの年の交互作用効果が間引かれたことを示したものであり、この間は交互作用効果のパラメータを線形補間しても、間に合う程度の緩やかな変化であったか、あるいはほとんど変化がなかったことを示唆している。

年齢効果のレンジは3つの効果の中では一番大きく50歳から60歳をピークに70～80歳は平坦なプロファイルを示した。時代効果は90年以降大きくなり2007年がピークであったが、その後の2008年のリーマン・ショックを挟んで2010年、2013年は小さくなっている。2番目のパネルの年齢×時代の交互作用効果を見ると、2010年、

2013年は70歳以降でも資産が増えている。これは2008年のリーマン・ショック後の家計行動としての安全資産の積み増しか、株式などのリスク性資産の時価上昇が純資産の伸び率に影響を与えていると考えられる。3番目のパネルの年齢効果に交互作用効果を足したのを見てみると、2010年、2013年とはっきり高齢者層の資産残高の伸びが観察できる。つまり、一般的なライフサイクル仮説に基づく高齢世帯の「資産取り崩し」は、リーマン・ショックのインパクト後の景気回復期にはあてはまらないということになる。なぜこのような現象がみられるのか、次に金融資産種類別の分析結果を示す。まず安全資産である通貨性預金 (Transaction Accounts)、定期預金 (Certificates of Deposit) について3効果のプロファイルを確認した。

図6の通貨性預金 (Transaction Accounts) の時代効果を見ると、2010年以降の効果が高くなっている。安全資産の総金融資産に占める割合はリーマン・ショック後の2009年3月末時点で14.3%に上昇しており、安全で流動性のある資産へのシフトが見られ、これは前述の貯蓄率の推移と矛盾しない。年齢効果を見ると60歳以上のプロファイルは横ばいであるが、時代効果との交互作用効果が高くなっている2013年では70歳以降の年齢効果も上向きのプロファイルになっている。定期預金 (Certificates of Deposit) は、年齢×時代の交互作用効果が認められたが、主効果は年齢効果と世代効果のみ有意であった。

年齢効果は年齢が高くなるにつれ大きくなっている。交互作用効果は {1995, 1998, 2001, 2004, 2007} が間引かれたモデルが選択された。間引き期間は1995年～2007年にかけての時代効果の変化が緩やかだったことに呼応している。左から3番目のパネルで年齢効果に交互作用効果を足し合わせたのを見ると、1992年には80代がピーク

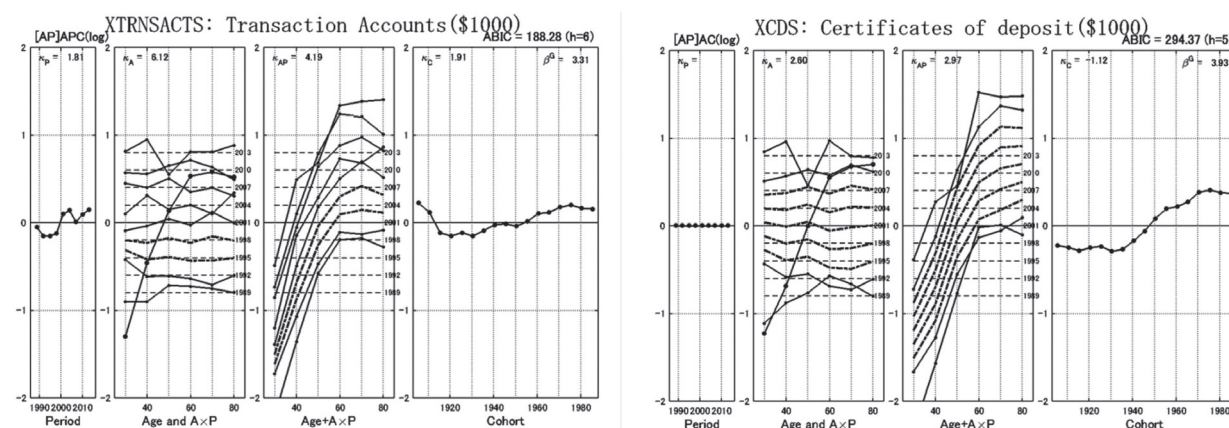


図6 通貨性預金 (Transaction Accounts) 保有額 (\$1000) (左) と定期預金 (Certificates of Deposit) 保有額 (\$1000) (右)

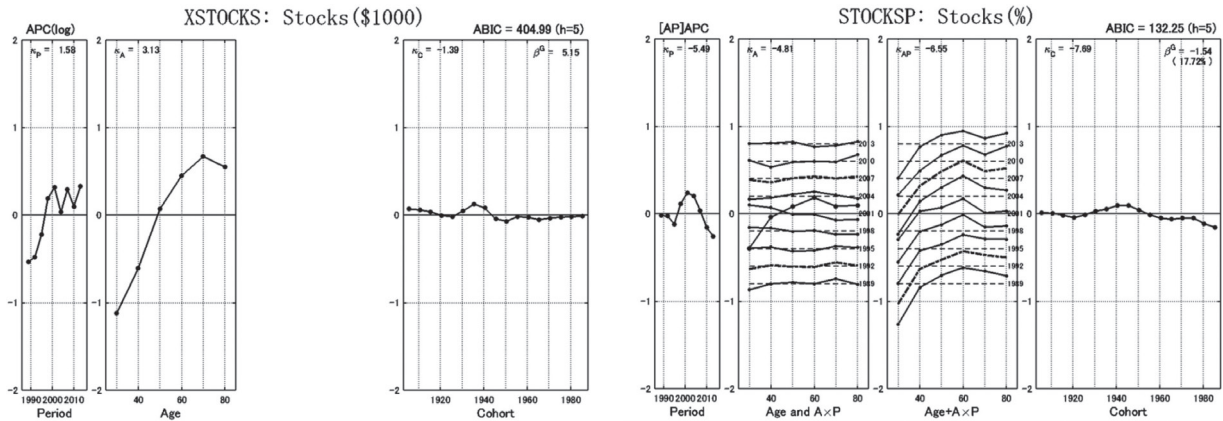


図7 株式 (Stocks) 保有額 (\$1000) (左) と保有率 (%) (右)

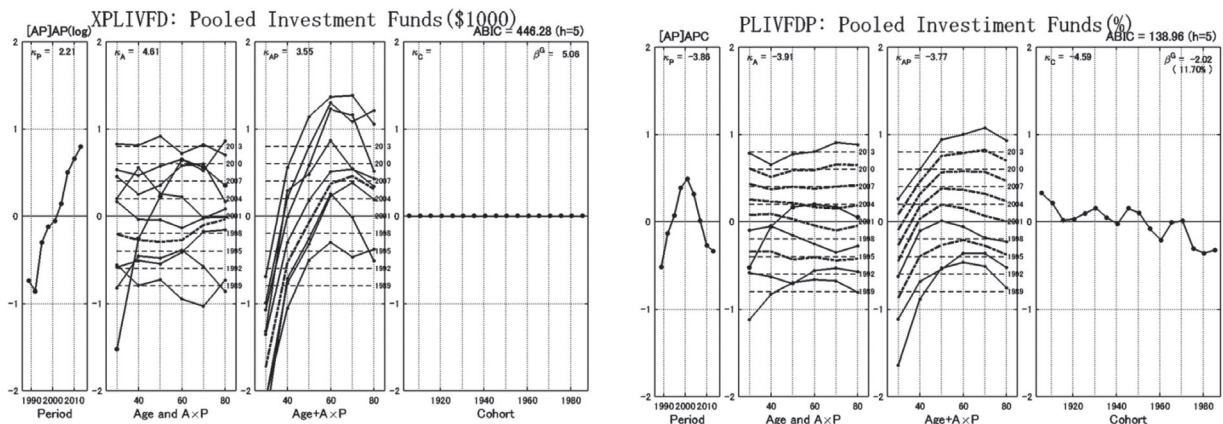


図8 投資信託 (Pooled Investment Funds) 保有額 (\$1000) (左) と保有率 (%) (右)

だったものが70代→60代とピークの移動が観察でき、高齢世帯になるにつれ取り崩しが進むというライフサイクル理論にフィットした形状になっている。

次に図7の左図で、リスク性資産の株式 (Stocks) の保有額についての分析結果を示すと、時代効果が市況に呼応した変化を示した。調査年度のうち2007年はリーマン・ショックの直前で米国株価指数 (S&P 500) も高水準であったことから時代効果も高くなっていたが、2010年には一転して低くなっている。そして直近の2013年の調査時点では、株価の水準が回復したことを受けて再び高くなっている。年齢×時代の交互作用効果は有意ではなかった。一方、右図は株式 (Stocks) の保有率の分析であるが、時代効果が2007年以降低くなっている。しかし、3つ目の年齢×時代の交互作用項のパネルを見ると、2010年、2013年のプロフィールにおいて高齢者層の保有率の拡大がみられ、ライフサイクル理論に反して高齢者層は米国株価指数の上昇という時勢の影響に合わせてアクティブに株式 (Stocks) の保有率を上げて

いる。2004年以前までは70代以上の高齢者世帯は株式の保有率を下げる傾向があったが、リーマン・ショックを挟んで、時勢要因が全年齢層に及ぼした以上の影響がより強く高齢者世帯に及んだと考えることができる。また、コウホート効果を見ると、1960年出生世代以降の新しいコウホートのコウホート効果が低くなりつつあるが古いコウホートと比較してその変動幅は小さい。

図8の左図に示す投資信託 (Pooled Investment Funds) の保有額は、世代効果に主効果が見られず、時代効果の主効果を見ると一貫して高くなっている⁽⁸⁾。年齢×時代効果が認められたがその動きはランダムに見える。しかし、右図の保有率の分析結果を見ると、年齢×時代の交互作用が

⁽⁸⁾ 世代効果が認められないモデルが最適であったが、主効果である世代効果のパネル (Cohort パネル) は図示で含めた。図の左上 (Period パネルの上部) のモデルの表記が [AP] APであることが、コウホート効果を含まないモデルであることを示す。その他の分析結果で、交互作用効果がみられなかったモデルについては、交互作用効果のパネルは図に含めず、主効果のみ示している。

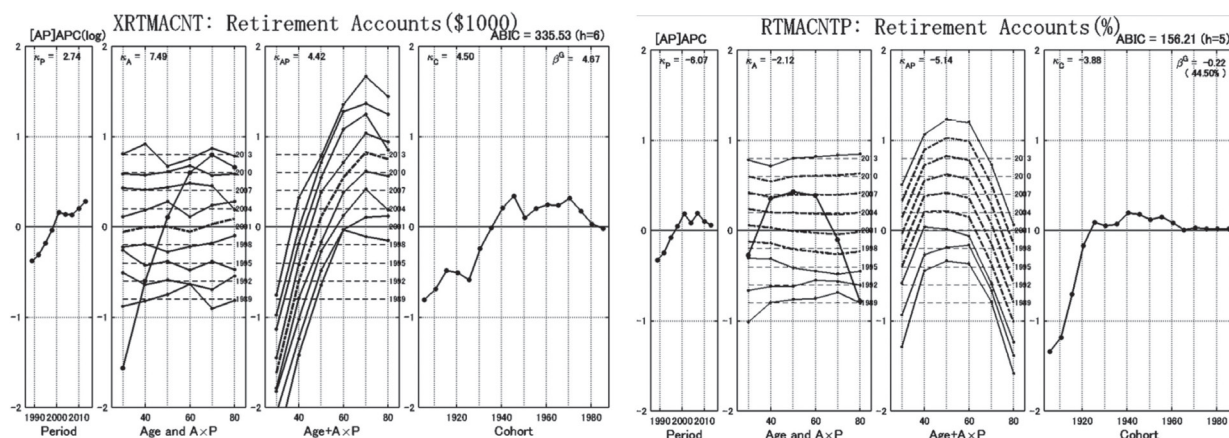


図9 退職準備金 (Retirement Accounts) (\$1000) 保有額 (左) と保有率 (%) (右)

認められ、2013年調査で70代以上が保有率を増加させている。左から3番目のパネルをみると、1989年には60代の保有率をピークに逆V字型になっていたが、2013年に向けて徐々に年代間の保有率のカーブは緩やかになっている。

最後に図9の左図において年金準備金 (Retirement Accounts) の保有額をしてみると、時代効果は金融危機後も高くなっている。年齢×時代の交互作用効果が認められ、そのプロフィールは調査年によって異なっており、1989年、1992年は70代の保有額が相対的に低くなっている。左から3番目の年齢効果に交互作用効果を足したのを見てみると、1989年には60代が保有額のピークだったものが70代に徐々にピークが移動している。それと同時に、交互作用効果のプロフィールが70代をピークとする突度が高くなり、80代での下落率が大きくなっていく。米国人の平均退職年齢は、2002年は59歳であったことに対し2014年は62歳に伸び⁽⁹⁾、1946～64生まれのベビーブーマー世代の世代効果が高いことから⁽¹⁰⁾、さらにピークが上がっていく傾向がある。右図の年金準備金の保有率をみると、2013年の年齢×時代の交互作用効果が強く、金融危機を経て年金の確保など予備的動機は強いことが示された。さらに1970年代以降IRAや401(k)が導入され1946～63年に生まれたベビーブーマー世代が中心となってこうした制度を用いる

ようになったことから、当該出生コウホートの保有率の世代効果が高くなっている⁽¹¹⁾。

保有額で時代効果が高くなっている原因はDC、IRAともにリスク性資産で組まれているため、株式相場の上昇を受けて伸長してきたことにある。2014年時点の401(k)の構成比をみると、株式(43%)、自社株(7%)、ターゲット・デート・ファンド(退職日を想定して運用)(18%)、その他の25%も債券やマネー・ファンドで組まれており⁽¹²⁾、相場の上昇に従って金額が増大してきた。このように、法制度の変更や市況が時代効果や年齢効果の変化をもたらし、図1で示した家計貯蓄残高における年金準備金のシェアを大きく増加させる結果となった。

次に債務の分析を行う。まずはクレジットカードローン (Credit Card Balances) の保有額 (図10の左図) であるが、時代×年齢の交互作用効果モデルが選択された。左より3番目のパネルの年齢効果に交互作用効果を足したのでは、リーマン・ショック後の2010年に50代以上の家計が急速に過剰債務の調整を行ったことがわかる。保

⁽⁹⁾ “Average U.S. Retirement Age Rises to 62”, ECONOMY APRIL 28, 2014 (<http://www.gallup.com/poll/168707/average-retirement-age-rises.aspx>) (2017/7/11)

⁽¹⁰⁾ “Many Baby Boomers Reluctant to Retire”, ECONOMY JANUARY 20, 2014 (<http://www.gallup.com/poll/166952/baby-boomers-reluctant-retire.aspx>) (2017/7/11)

⁽¹¹⁾ 退職準備金に関わる制度変更についてみると、1974年導入されたIRAに続き、1981年には確定拠出型年金 (DC) 型の401(k)がスタートし、2006年の年金保護法では加入者を増やすべく自動加入・デフォルト商品にかかるセーフ・ハーバー・ルール の導入が行われた。こうした制度改革があったものの、保有率のコウホート分析結果を見るとベビーブーマー世代以降の新しい世代の保有率が小さくなっている。今後、2014年オバマ大統領の一般教書演説にて提案され2015年より導入された「貯蓄初心者」の若年層や低所得者層向けの「myRA (my Retirement Account)」の開始が2016年以降の退職準備金の保有率データに反映されていく可能性はある。

⁽¹²⁾ Investment Company Institute “401(k) Plan Asset Allocation Account Balances and Loan Activity in 2014” (https://www.ebri.org/pdf/briefspdf/EBRI_IB_423_Apr16.401k-Update.pdf) (2017/7/11)

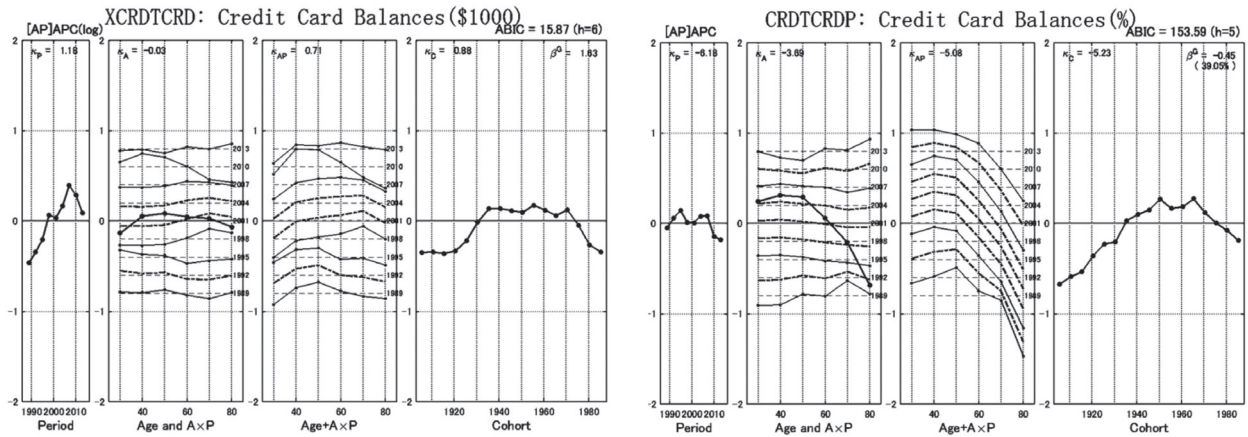


図10 クレジットローン (Credit Card Balances) 保有額 (\$1000) (右) と保有率 (%) (左)

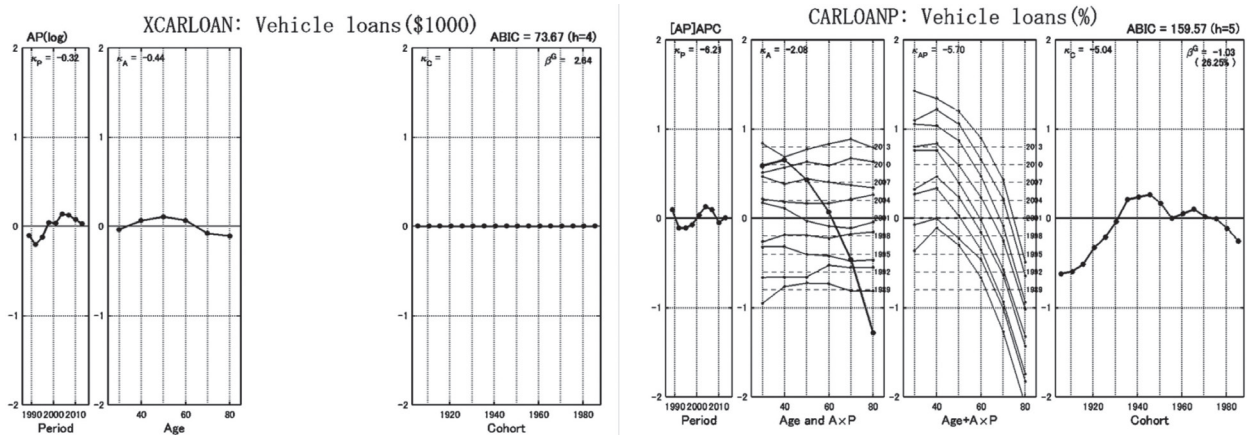


図11 自動車ローン (Vehicle loans) 保有額 (\$1000) と保有率 (%) (左)

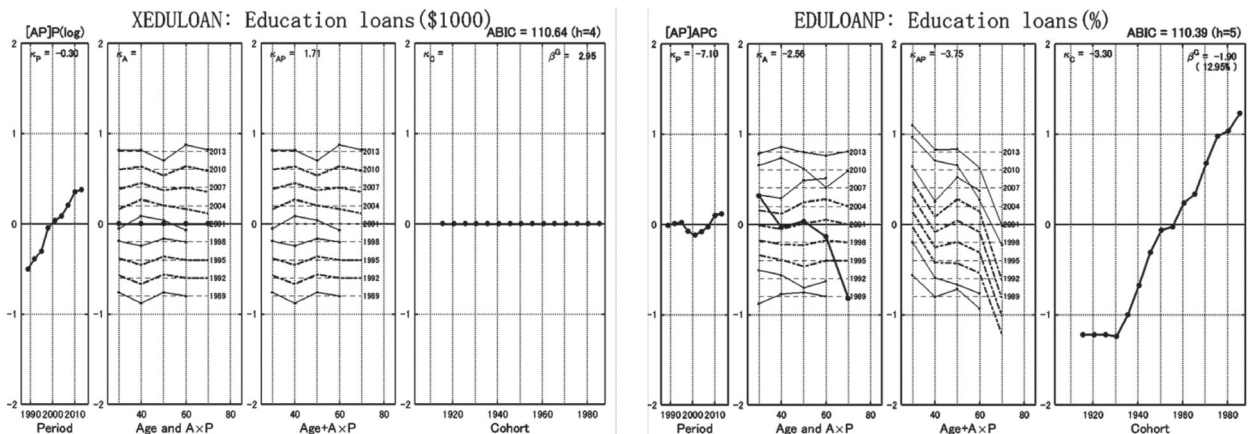


図12 教育ローン (Education loans) 保有額 (\$1000) と保有率 (%) (左)

有率 (右図) の同じパネルを見ると, 1989年にはクレジットカードローンの保有率のピークが50代であったことに対し, 40代→30代と保有率のピークが推移していている。

自動車ローン (Vehicle loans) をみると, 保有額 (図11の左図) ではカードローン同様, リーマン・ショック後の債務調整による借入減少が

時代効果に示された。コウホート効果は有意ではなく年齢効果と時代効果によって保有額が変動する。2004年～2007年の景気上昇局面, 40～60代のライフステージで借入額が増えている。一方, 保有率 (右図) でみると年齢×時代の交互作用効果がみられ, 左から3番目のパネルのプロフィールを見ると, 1989年では40代が自動車ローン保

有率のピークであったものが時代要因の影響を受けて徐々に30代へとシフトしている。コウホート効果では新しい世代ほど低くなり、自動車ローンの保有率が下がっている。

最後に教育ローン (Education loans) について分析すると、保有額 (図12の左図) では年齢効果、コウホート効果は有意ではなかった一方、時代効果のレンジが大きく年齢×時代の交互作用効果が見られた。米国の大学の学費はインフレ率以上の値上がりが続けており、2000年から2011年までの10年間に42%増加し、その後も増大し続けている⁽¹³⁾。時代要因の影響により、年齢・世代に関係なく時代が進むにつれてどの家計も一様に教育ローン保有額は増加していくことになる。年齢×時代の交互作用効果を見ると、1989年は保有額のピークが50代であったものが徐々にシフトし、2013年には60代がピークとなっている。教育ローンには、連邦政府が提供し学生本人が借り入れる連邦学生ローンのほかに、親が家を担保に借り入れるホーム・エクイティ・ローンなどがある。学費の高騰に合わせて親が債務を引き受けた結果、60代の教育ローンの保有額を引き上げた。次に教育ローンの保有率を見ると (右図)、3効果とも有意であり年齢×時代の交互作用効果もみられた。左から3番のパネルを見ると、1989年には保有率に30代と50代の二つの山が見られたが、時代が進むにつれて30代にピークがシフトしている。コウホート効果はレンジが大きく、新しいコウホートほど効果が高くなっている。米国では学生自らが連邦学生ローンを組むことが一般的であり、さらに2008年に発足したオバマ政権下による新しい学生支援制度の導入で借り入れが容易になり、返済の停止・繰り延べも簡単に出来るようになった。連邦政府の提供のため貸し出し条件が民間銀行に比べ緩く、低所得家計も簡単に借りられるようになったことで、連邦学生ローンは全教育ローンの90%を占めるようになり、図5に示すように自動車ローンやクレジットカードローンの残高を抜き、新しい世代や若年家計の学生ローンの保有率が増えた (小林・劉 (2013))。新しいコウホートが耐久消費財購入などの消費活動にかかわるクレジットカードローンや自動車ローンの保有率を下げているのは、教育ローンの保有が原因だと考えられる。

5. おわりに

本稿では、1989年～2013年までの24年間の家計の米国金融商品保有金額について年齢×時代の交互作用効果を考慮したベイズ型コウホートモデルを用いて分析を行った。実質金融資産残高でみるとリーマン・ショックを経て減少しているが、金融資産別に確認するとそれぞれの種類ごとに3効果の特徴的な変動がみられた。また長期の時系列調査において年齢×時代の交互作用効果を検証することで、時代の変化が特定の年齢 (ライフステージ) に与える微妙な影響を推定値の動きから捉えることができた。

ライフサイクル仮説や恒常所得仮説による高齢者世帯の資産取り崩しやリスク性資産回避行動は、年齢×時代の交互作用効果の推定値の動きから考察すると、時代効果に現れる景気変動の影響を受けてトレンドに呼応した資産選択を行っている。高齢者世帯の資産取り崩しの程度が時代によって異なる理由のひとつとして、米国では株式や投資信託による財産所得が家計所得に大きく貢献しており、保有額や保有率の大きい高齢世帯ほどこの恩恵を受けていることがわかる。

金融庁 (2016)⁽¹⁴⁾によると、米国では勤労所得と財産所得の比は3:1と財産所得の割合が相対的に高く、リスク性資産を含むポートフォリオを組むことがリタイア後の高齢者世帯の収入に貢献している。これに対して日本では勤労所得と財産所得の比は8:1に過ぎず、リタイア後は現役時代に蓄積した預金の取り崩しや年金に頼ることになる。

年金準備金は米国人の平均退職年齢が上昇したことにより年齢×時代の交互作用効果がみられ、保有額のピークが徐々に60代から70代にシフトしていった。1970年代以降IRAや401(k)が導入され1946～63年に生まれたベビーブーマー世代は保有額、保有率ともに大きくなっており、年金に関わる法制度の変更や市況が時代効果、年齢効果に変化をもたらし、世代人口構成比率の厚さもあって米国の家計貯蓄残高における年金準備金のシェアを大きく増加させる結果となった。

教育ローンの保有額には時代効果が大きく、米国大学の学費の急騰や連邦政府の提供によるローン審査の緩和を背景に、新しいコウホートほど保有率も増加している。一方で、ニューヨーク連邦

⁽¹³⁾ The National Center for Education Statistics (http://nces.ed.gov/programs/digest/d11/ch_3.asp) (2017/8/23)

⁽¹⁴⁾ 金融庁「平成27事務年度金融レポート」 (<http://www.fsa.go.jp/news/28/20160915-4/01.pdf>) (2017/7/11)

銀行の調査によると⁽¹⁵⁾、2014年の時点で教育ローン返済が順調な人の割合は37%、残りの46%は返済額が減っておらず（金利のみ支払う等）、さらに返済遅延やデフォルトの割合は17%にも上っている。連邦政府が提供する教育ローンの借入額が年々増大している現状は、リーマン・ショックをもたらしたサブプライム・ローン問題と同様、不良債権化が懸念される。

さらに、教育ローンの存在が自動車などの耐久消費財の購入を妨げている様子は、クレジットカードローンや自動車ローンの保有率についてコウホート効果が新しいコウホートほど低いことから推測できる。実態としても、教育ローン債務者のうち住宅ローンや自動車ローンを借り入れている割合は大きく低下している（Brown *et al.* (2013)）⁽¹⁶⁾。

以上の分析結果から米国家計のマクロ的な金融資産選択行動をまとめると、ベビーブーマーのような厚みのある世代が高齢化すると、従来からのライフサイクル理論に反しリスク性資産を保持しつづけ、経済の動きに沿ったアクティブな株式の購入を行うことが予測される。また、教育ローンの保有の増大傾向は、今後新しい世代が参入することで拡大が予測されるため、所得水準が将来的にも一定とするならば、新しい世代のボリューム

が広がるにつれ自動車や耐久消費財の購入は抑制されていくと考えることができる。

分析手法の発展については、年齢×時代効果以外の交互作用効果を持つモデルについて中村（1987）が年齢効果×コウホート効果、時代効果×コウホート効果モデルの問題点を例示し、また、岡本（2003）もより包括的に交互作用モデルを構築し比較を行っている。しかしABICの狭い範囲に交互作用効果モデル群が位置し、そのためにABICの値の少しの差で結果の解釈が大きく変わってしまうこと、通常のコウホート表データについては年齢×時代以外の交互作用効果はパラメータ数のバランスが良くないことなどの問題が残された。年齢×時代以外の交互作用効果モデルについては今後の課題としたい。

一般に調査期間が長くなるほどデータのサンプルサイズが増えるのでより複雑なモデルが選ばれるようになり、時代の経過による年齢効果の変化が大きければ年齢×時代の交互作用モデルが選ばれる。中村（2005）によれば、調査期間30年程度で交互作用モデルが最適モデルに選ばれやすくなる。今回の分析データは24年間で、株式の保有金額ではリーマン・ショック後の調査が2時点しかなかったため、交互作用モデルが選択されなかった。さらに長期のデータを蓄積することで、交互作用効果を捉えることができる可能性がある。

最後に今後の課題であるが、日本の家計の金融資産選択行動との比較についても交互作用効果を考慮したコウホート分析を行っていく。米国の高齢世帯は勤労所得と財産所得のバランスの取れたポートフォリオを組み、株価上昇局面の下で老後資金を増やしている。年金受給者の比率の急増と、年金原資の運用利回りの低下による公的年金の運用実績悪化といった年金問題を抱える日本にとって示唆に富む。日本においても、株式や投資信託、保険商品の販売チャネルの多様化や個人型確定拠出年金導入や積立NISAなどの商品の多様化のほか、団塊の世代以降の定年延長、少子高齢化社会や晩婚化の進行が、金融資産選択行動にどのような年齢×時代の交互作用要因の影響を受けているのかといった点について検討を行うことは、金融マーケティング戦略を提言していくうえでも意義がある。モデルの精緻化を進めたいうで、稿を改め日米両国の比較分析をすすめていく。

【付記】

本研究は、統計数理研究所共同研究プログラム（27-共研-2033）および平成27年度科学研究費助成事業基盤研究C（課題番号：15K03756）を利用して作成しました。

⁽¹⁵⁾ Federal Reserve Bank of New York “Student Loan Borrowing and Repayment Trends, 2015”, (<https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/newsevents/mediaadvisory/2015/Student-Loan-Pres-Briefing-Presentation.pdf>) (2017/8/23)

⁽¹⁶⁾ 教育ローンが消費活動を圧迫している状況をマーケティング戦略に生かそうとしたのが米国Amazonである。2016年7月、Amazonは民間の大手金融機関Wells Fargoと提携し、Amazon Prime Studentの会員であればWells Fargoからの新規あるいは借り換えの学生ローンについて0.5%の金利割引が適用されると発表した。この制度ではWells Fargoの月々の自動返済プログラムに加入すると受けられる0.25%の金利割引にさらに0.5%上乘せして適用されるため、学生は最大で0.75%の金利割引を受けられる。Wells Fargoにとっては連邦学生ローンから顧客を誘導し、Amazonにとっても学生ローンを抱える大学生をAmazon Primeに勧誘して長期的な顧客関係を結んだうえで購買活動を刺激することができる。しかし、この提携は批判を浴び6週間後に撤回された。連邦学生ローンの方が金利が良いにもかかわらず、このようなマーケティング手法で学生を勧誘することが消費者保護の観点から問題視されたためである。成功はしなかったものの、Amazonの戦略は教育ローンの存在が消費活動の押し下げ要因になっているという現状への対抗措置であったといえる。（Forbs “Amazon Prime And Wells Fargo End Their Student Loan Discount” (<https://www.forbes.com/sites/maggiemcgrath/2016/08/31/amazon-prime-and-wells-fargo-end-their-student-loan-discount/#6ac9eeab4411>) (2017/8/28))。

参考文献

- Akaike, H. (1980), "Likelihood and the Bayes Procedure," in Bernardo J.M., DeGroot M.H., Lindley D.V. and Smoth F.M. (eds), *Bayesian Statistics, Valencia*: University Press.
- Bodie, Z., Merton, R. C. and Samuelson, W. F. (1992), "Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life Cycle Model," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.16, No.3-4, pp.427-449.
- Brown, M. and Caldwell, S. (2013), "Young Student Loan Borrowers Retreat from Housing and Auto Markets," *Liberty Street Economics*, Federal Reserve Bank of New York, April 17.
- Dushi, I. and Iams, H, M. (2008), "Cohort Differences in Wealth and Pension Participation of Near-Retirees," *Social Security Bulletin*, Vol.68, No.3, pp.45-66.
- 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, Vol.10, pp.1-67.
- Guiso, L, Jappeli, T. and Terlizzese, D. (1992), "Earnings Uncertainty and Precautionary Saving," *Journal of Monetary Economics*, Vol.30, No.2, pp.307-337.
- 小林雅之・劉文君 (2013) 「オバマ政権の学生支援改革」東京大学大学総合教育研究センター『大総センターものぐらふ』(12)
<http://www.he.u-tokyo.ac.jp/wp-content/uploads/2014/04/8d54f2115d05d90267f59b8e786444.pdf> (2017/8/23)
- Mason, K, O., Mason, W, M. Winsborough, H, H. and Poole, W, K. (1973), "Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data," *American Sociological Review*, Vol.38, No.2, pp.242-248.
- 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－」『統計数理研究所彙報』29(2): 77-97.
- 中村隆 (1986) 「交互作用項のあるコウホート・モデル－ベイズ型コウホートモデル (VI)－」『第14回日本行動計量学会大会発表論文抄録集』: 19-20.
- 中村隆 (1987) 「交互作用項のあるコウホート・モデル－ベイズ型コウホートモデル (VII)－」『第15回日本行動計量学会大会発表論文抄録集』C2.3: 1-2.
- 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): 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): 103-132.
- 岡本政人 (2003) 「交互作用効果を考慮したベイズ型コウホートモデルの拡張」『応用統計学』32(3): 145-162.
- 山下貴子 (2011) 『金融行動のダイナミクス－少子高齢化と流通革命－』千倉書房.