

DBS - 15 - 01

「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

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

山下貴子・中村隆

(同志社大学大学院ビジネス研究科・統計数理研究所)

2016年3月

(要約)

米国家計の金融商品保有金額と保有率について1989～2013年までのデータを用い、年齢×時代効果の交互作用を考慮したベイズ型コウホートモデルで分析を行った。これにより、数学的には交互作用効果の一部と考えられるコウホート効果を、交互作用効果からきちんと分離することができるようになった。また、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って、3効果の交互作用効果のいわば濃淡を探り、リーマン・ショックなどのネガティブ・インパクトの年齢効果への影響を確認することができた。

(キーワード)

米国、金融資産選択、コウホート分析、交互作用効果

- ・著者の許可なく、本ディスカッション・ペーパーからの転載、引用を禁じます。
- ・DBS ディスカッション・ペーパー・シリーズは、オムロン基金により運営されています。

## 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

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

山下 貴子<sup>1</sup>、中村 隆<sup>2</sup>

Takako Yamashita, Takashi Nakamura

### I. はじめに

2008年の大手投資銀行 Lehman Brothers の破綻後、米国経済は徐々に回復基調にある。米国株価水準<sup>1</sup>を見ると、金融危機前の2007年10月のピークで1539.66ポイントであったことに對し2009年3月に757.13まで下落したものの、2013年の12月で1807.78ポイント、直近の2016年2月では1904.42とリーマン・ショック以前の数値を上回った（図1）。

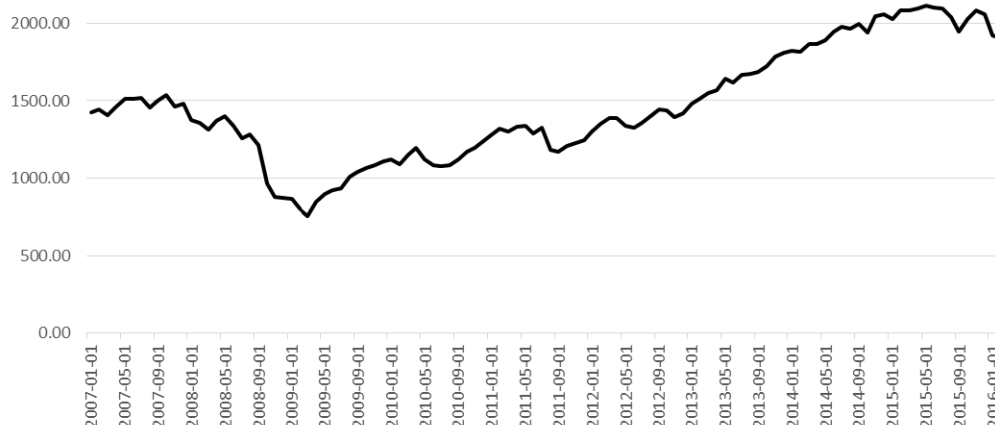


図1 米国株価水準 (S&P 500)

(出所: Federal Reserve Bank of St. Louis HP より筆者作成)

金融危機後の失業率の推移をみると、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%、2016年2月には4.9%と4%台を回復している。

<sup>1</sup> 同志社大学ビジネス研究科、〒602-8580 京都市上京区今出川通烏丸東入

<sup>2</sup> 統計数理研究所、〒190-8562 東京都立川市緑町 10-3



図2 米国失業率

(出所：Federal Reserve Bank of St. Louis HP<sup>2</sup>より筆者作成)

家計の貯蓄率は、2000年代前半に3~4%で推移していたものが2007年11月には2.6%まで低下していたが、2012年12月には11.0%まで上昇、その後急速に下落し、2013年12月には4.3%となった。

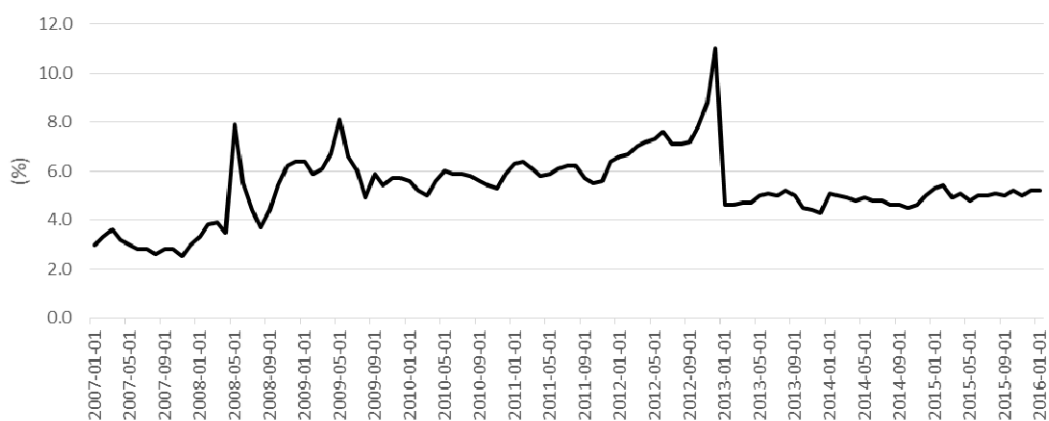


図3 Personal Saving Rate

(出所：Federal Reserve Bank of St. Louis HPより筆者作成)

実質消費支出<sup>3</sup>も2009年に前年比マイナス1.7%と底を打った後は増加基調に転じ、2015年は前年比3.4%増となった。

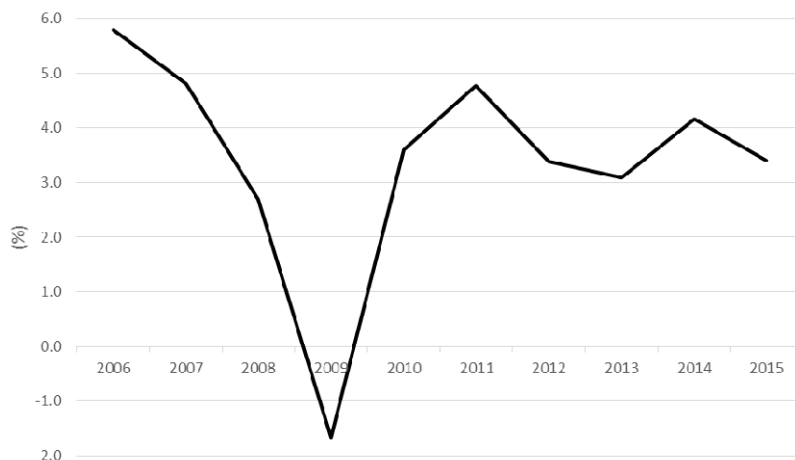


図4 実質消費支出推移

(出所：Federal Reserve Bank of St. Louis HP より筆者作成)

消費者マインドについても2009年後半以降、上昇基調にある(図5)。カンファレンスボード消費者信頼感指数では、2009年2月には25.3まで下落していたものが、2013年12月には77.5、2015年には100を超える月も見られ、2016年2月には92.2となった。ミシガン大学消費者センチメント指数も同様に推移し、個人消費意欲の回復を示している。金融危機以前の水準を取り戻しつつあるといえる。

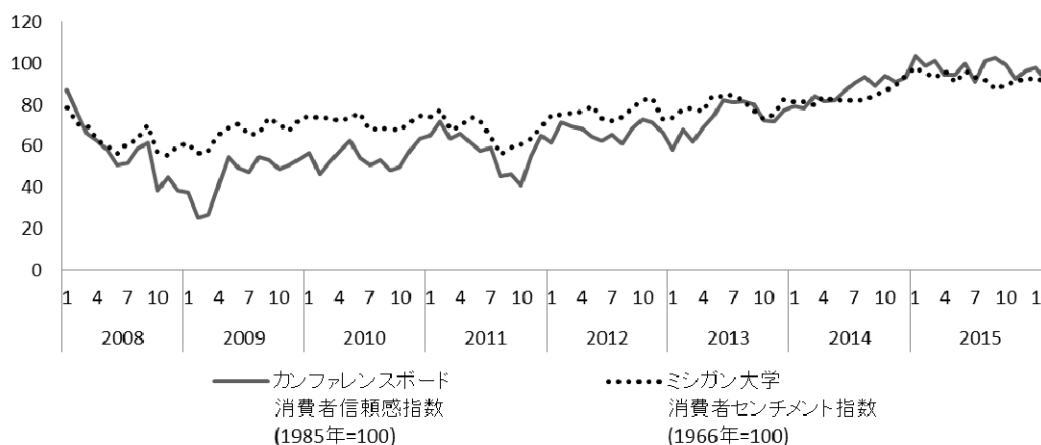


図5 米国のカンファレンスボード消費者信頼感指数及び  
ミシガン大学消費者センチメント指数の推移

(The Conference Board<sup>4</sup> および

University of Michigan Consumer Sentiment Index<sup>5</sup> より筆者作成)

資金循環統計をフローベースで見ると、過去10年において株式・出資金の残高はマイナスが多

く売り越し活動が主体である（図6）一方で、投資信託、保険・年金準備金はプラスが多く、買い越し活動が主体であり、金額ベース以外での家計の金融資産選択行動を観測することができる。

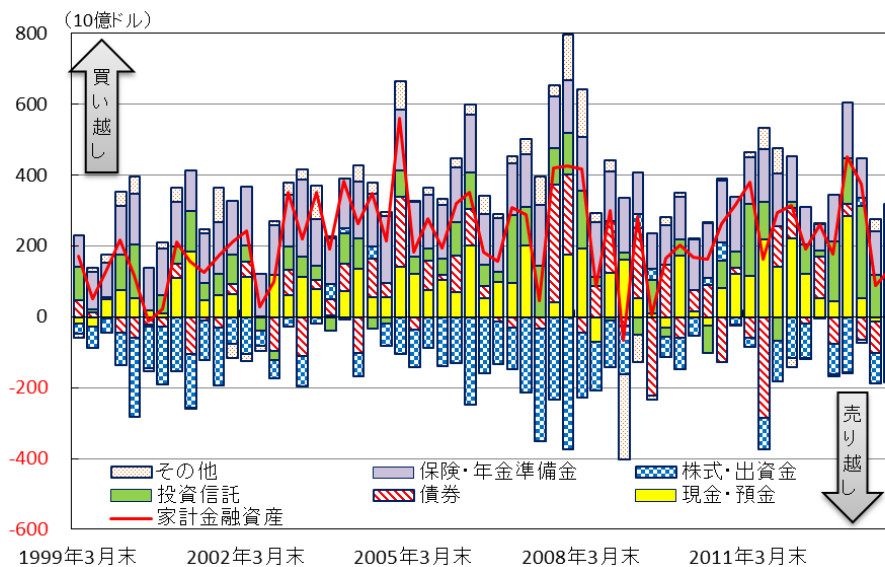


図6 米国家計資産のフローの推移

（出所：大和総研『金融資本市場』2014年1月30日）

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7）、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いる。

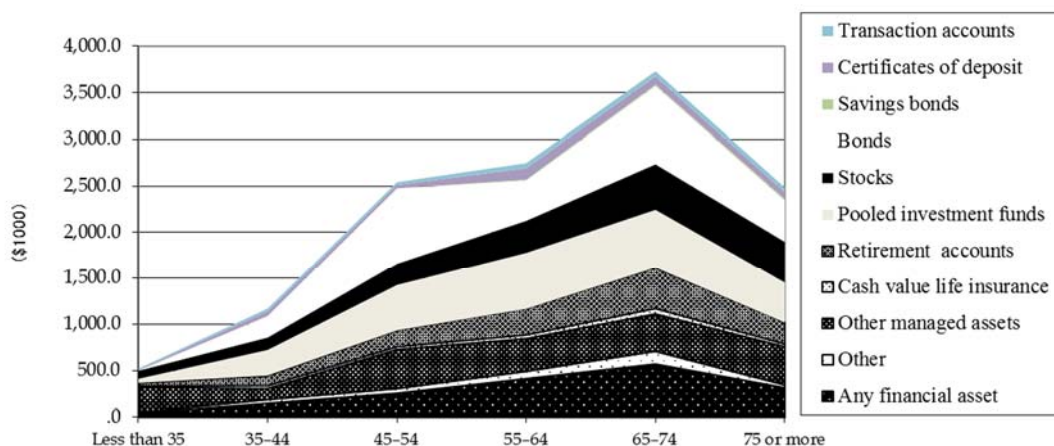


図7 世帯主年齢階級別金融資産構成（名目）（2013年）

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

この世帯主年齢階級別の金融資産額（実質）のプロフィールについて、調査時点ごとに描いてみると(図8)、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。米国においても、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ると考えられる。

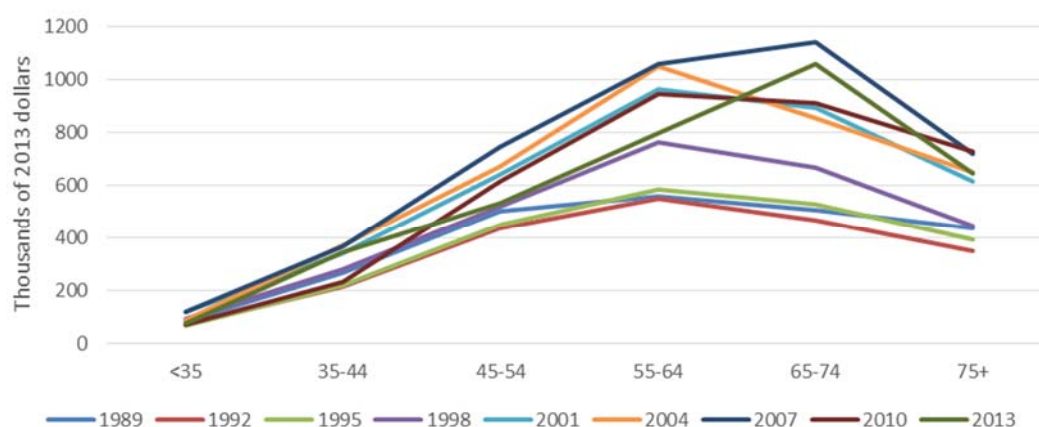


図8 世帯主年齢階級別貯蓄額（Mean）（実質）

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

そこで本稿では米国家計の金融商品保有金額について、中村(1982,1989, 2005)<sup>6</sup>による年齢×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、直近の2013年のデータまでアップデートして分析を行った。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

『Survey of Consumer Finance』（米国）の1989, 1992, 1995, 1998, 2001, 2004, 2007, 2010, 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、日本の区分と異なり<35, 35-44, 45-54, 55-64, 65-74の5階級になっている。分析項目は、金融資産種類別の保有率（ベイズ型ロ

ジット・コウホートモデルを適用) および、保有金額(平均)(バイズ型正規コウホートモデルを適用)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。

## 2. 分析方法

### 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。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。

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、 $\beta^G$  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、 $\varepsilon_{ij}$  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  $\pi_{ij}$  とするとき、そのロジット変換  $\eta_{ij}$  を、次のように分解するモデルである。

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

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, 1973<sup>7</sup>; Fienberg and Mason, 1979<sup>8</sup>)。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)<sup>9</sup> 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、 $\sigma_A^2$ ,  $\sigma_P^2$ ,  $\sigma_C^2$  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。

## ②年齢×時代の交互作用効果をもつコウホートモデル

つぎに、中村 (2005) による年齢×時代の交互作用効果  $\beta_{ij}^{AP}$  をもつコウホートモデルを適用した。モデルの特徴を記すと以下の3点となる。

- ① 各効果パラメータの1次階差をパラメータとしてモデルに再記述した。
- ② 年齢×時代の交互作用効果による部分ベクトルを、年齢効果、時代効果だけではなくコウホート効果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、数学的には交互作用効果の一部と考えられるコウホート効果を、交互作用効果からきちんと分離することができるようになった。
- ③ 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、3効果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ったといえる。

### Ⅲ. 分析結果

図9は、家計金融資産の実質残高の分析結果で、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。

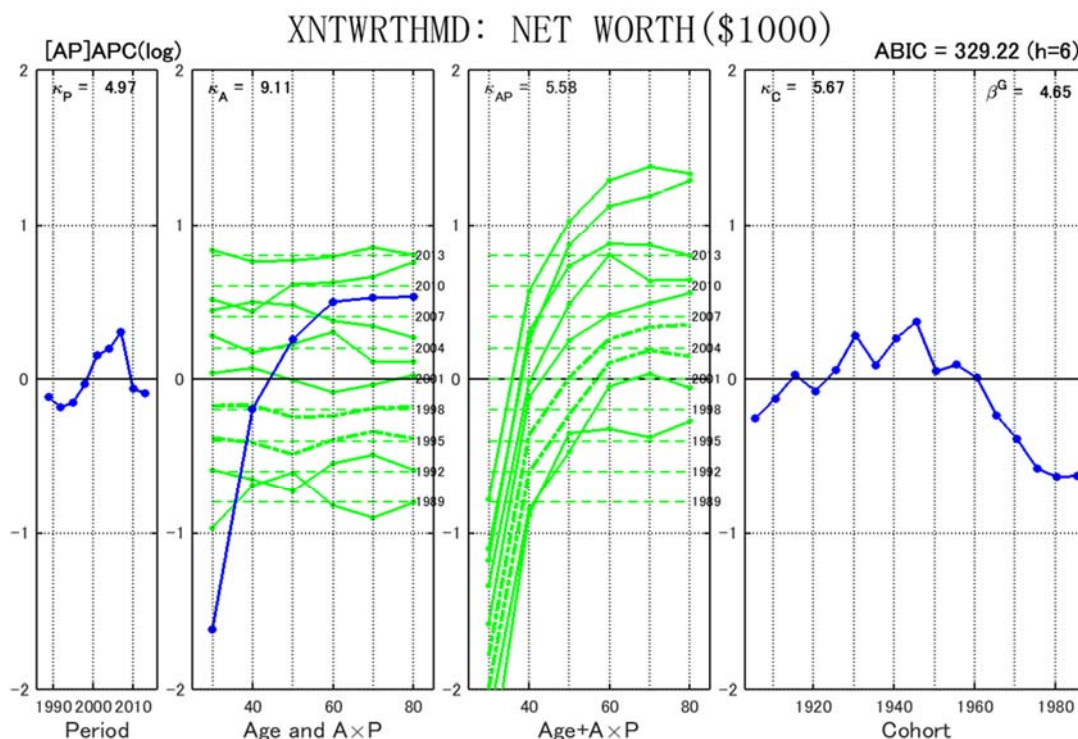


図9 家計金融資産実質残高 (\$1000)

金融資産実質残高については、[AP]APCモデルが最小ABICモデルとして選ばれた。図9には4つのパネルが現れているが、左から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、コウホート効果のパラメータの推定値をプロットしている。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。

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みると、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。

次に、金融資産種類別の分析結果を示す。まず通貨性預金である”Transaction Accounts”, “Certificates of Deposit”について3効果のプロファイルを確認した。

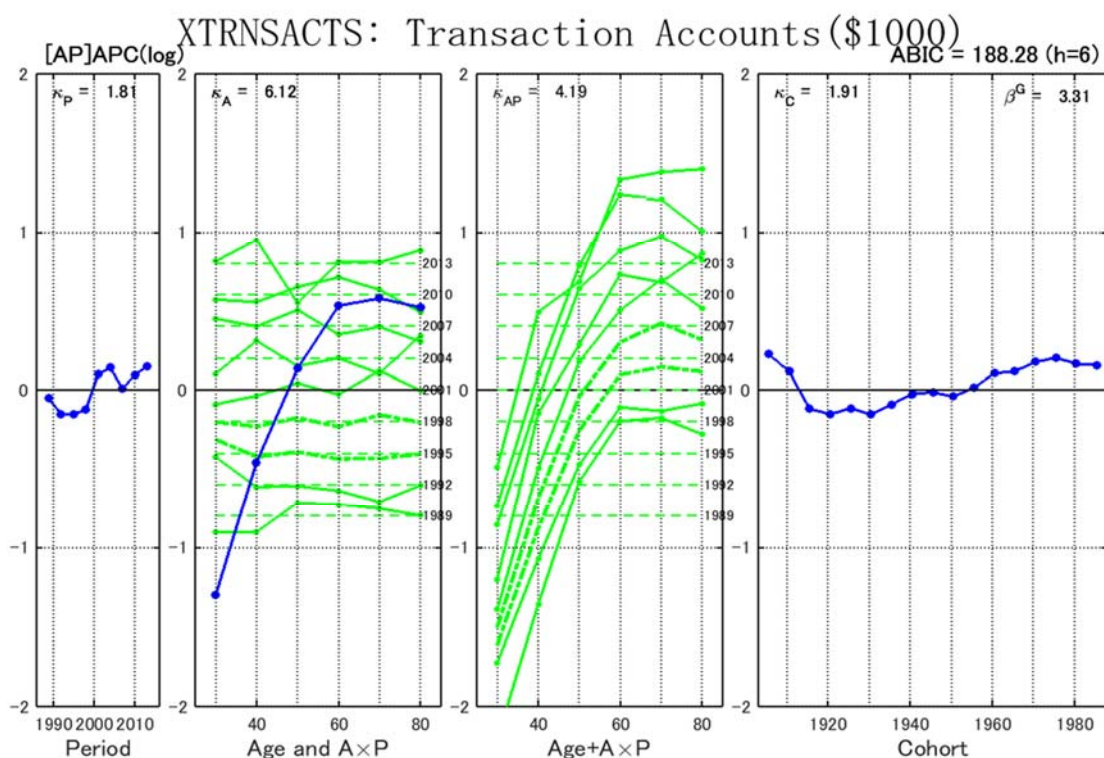


図9 Transaction Accounts (\$1000)

図9のTransaction Accountsの時代効果を見ると、2010年以降の効果が大きくなっている。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、これは図3に見るsaving rateの推移と矛盾しない。年齢効果をみると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の効果が大きくなっている2004年や2010年では70歳以降の年齢効果も上向きプロファイルになっている。

図10のCertificates of Depositは、年齢×時代効果の交互作用が認められたが、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、世代効果は新しい世

代になるほど大きくなっている。

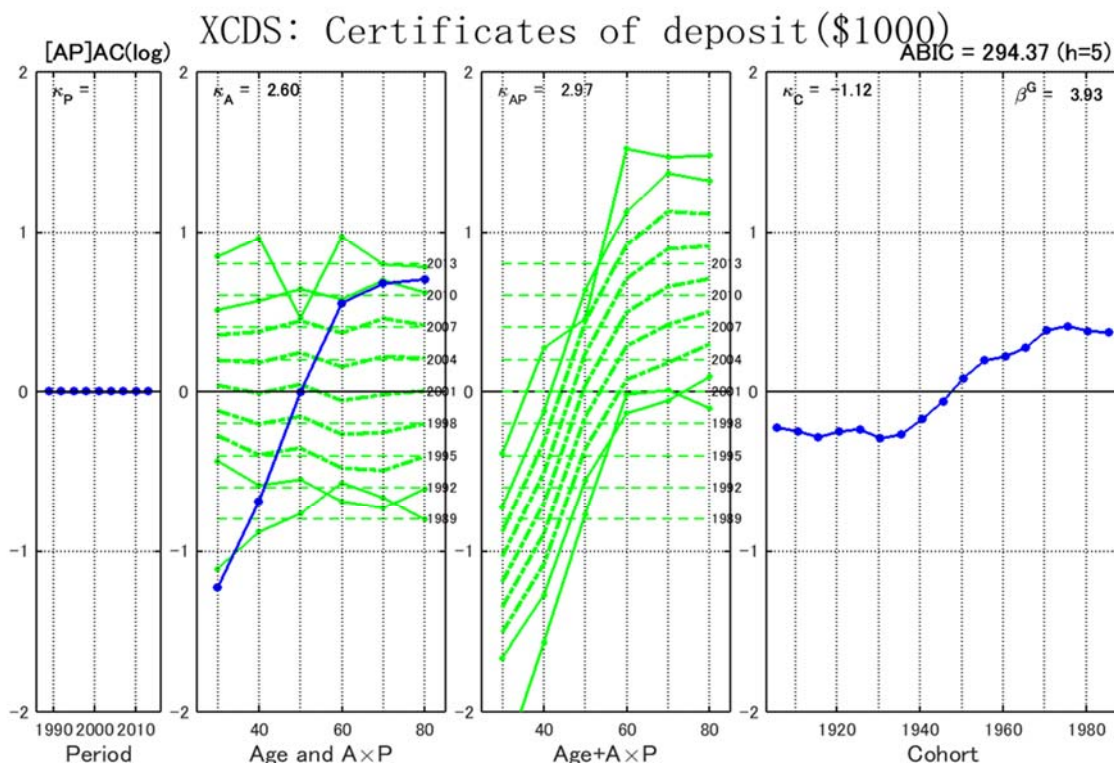


図 10 Certificates of Deposit (\$1000)

次にリスク性資産の Stocks についての分析結果を示す。図 11 は Stocks の結果で、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・ショックの直前で図 1 の米国株価指数 (S&P 500) も高水準であったことから時代効果も大きくなっていたが、2010 年には一転して小さくなっている。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大きくなっている。図 12 は Stocks の保有率の分析であるが、時代効果が 2007 年以降小さくなっている。また、年齢×時代の交互作用がみられた。3 つ目のパネルをみると、2010 年、2013 年のプロファイルにおいて高齢者層の保有率の拡大がみられる。高齢者層は米国株価指数の上昇に合わせて Stocks 保有率を上げていると考えられる。

図 13 に示す Pooled Investment Funds の保有額は世代効果に主効果が見られず、年齢×時代効果が認められた。時代効果の主効果を見ると、一貫して増大している。しかし、図 14 の保有率の分析結果を見ると、年齢×時代効果に交互作用が認められ、2013 年調査で 70 代以上が保有率を増加させている。保有率の時代効果の主効果が 2001 年がピークとなっている一方で、保有額の時代効果の主効果が一貫して増大しているのは、Stocks 同様、リーマン・ショック以降の株価水準の上昇に加え、高齢者家計が保有率を増やしたからであると考えられる。

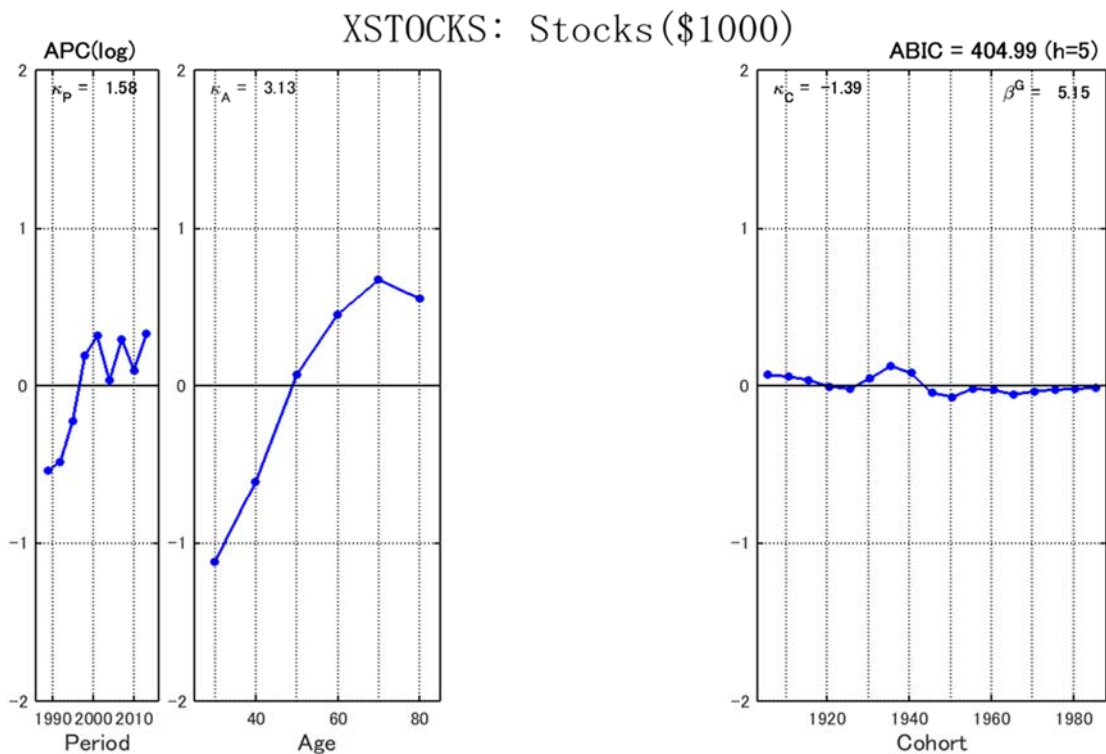


図 11 Stocks (\$1000)

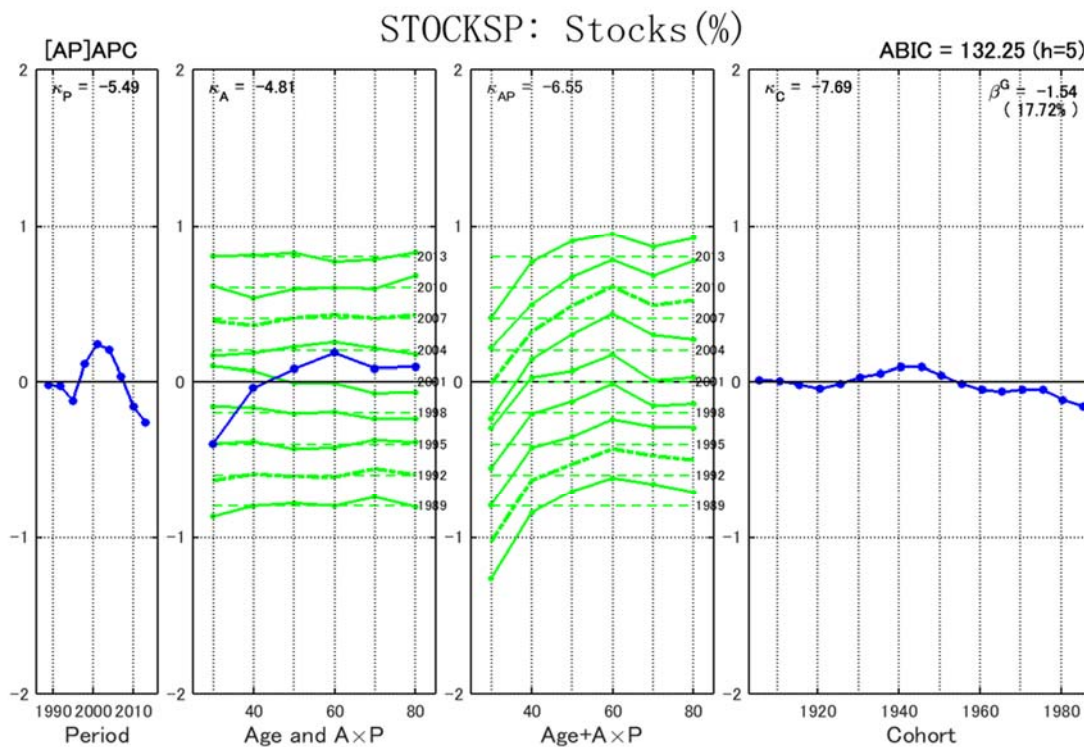


図 12 Stocks 保有率 (%)

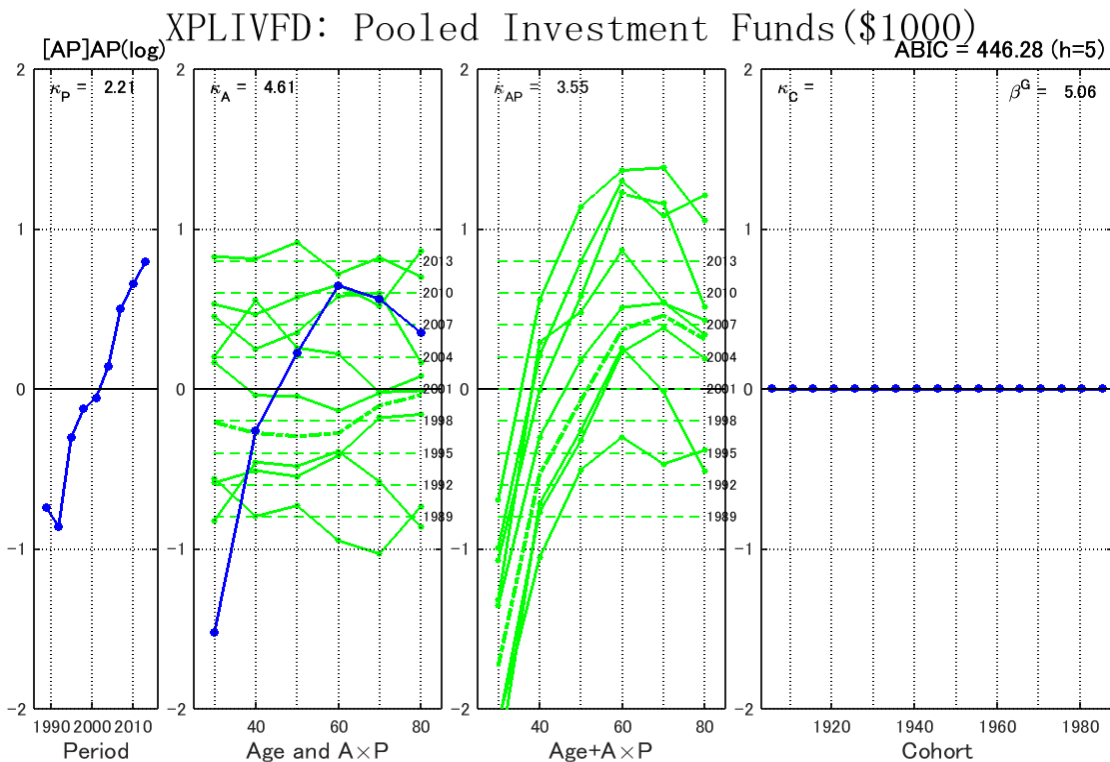


図 13 Pooled Investment Funds (\$1000)

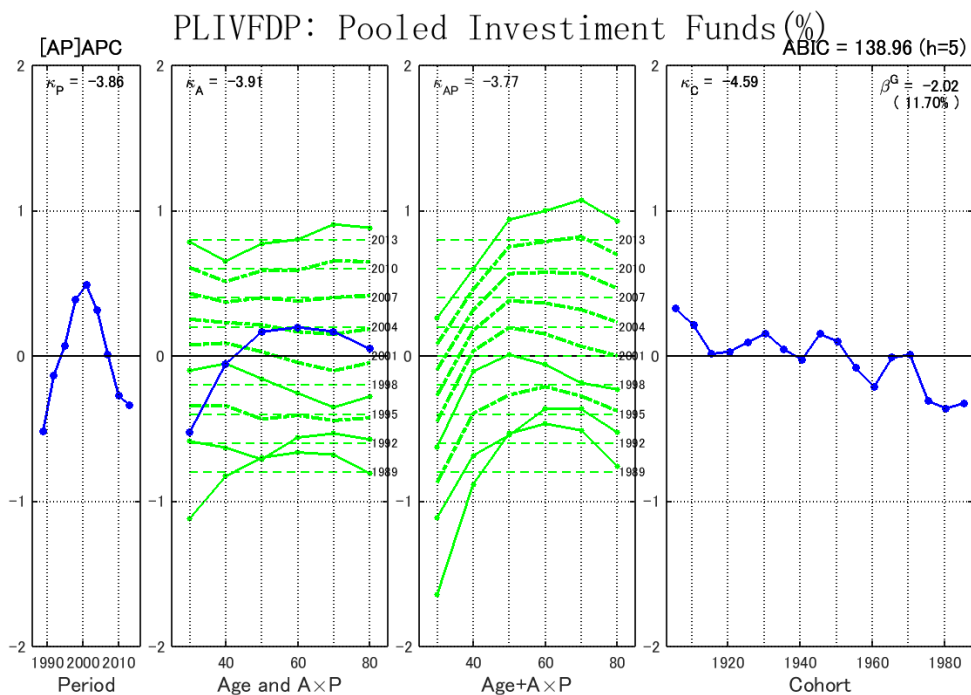


図 14 Pooled Investment Funds 保有率 (%)

最後に Retirement Accounts を見てみると(図 15)、時代効果は金融危機後も大きくなっている。

年齢×時代効果の交互作用が認められ、そのプロファイ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小さくなっている。大和総研の調査(2014)<sup>10</sup>によると、年金準備金のウエイトは1980年代に資産構成の20%代後半で推移していたものが1990年代には30%に達し、2008年12月末から2012年12月末までの間、最も大きな割合を占めていた。金融危機を経ても、年金の確保など予備的動機は強いことが示された。また保有率をみると、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世代効果が大きくなっていることが示されている。

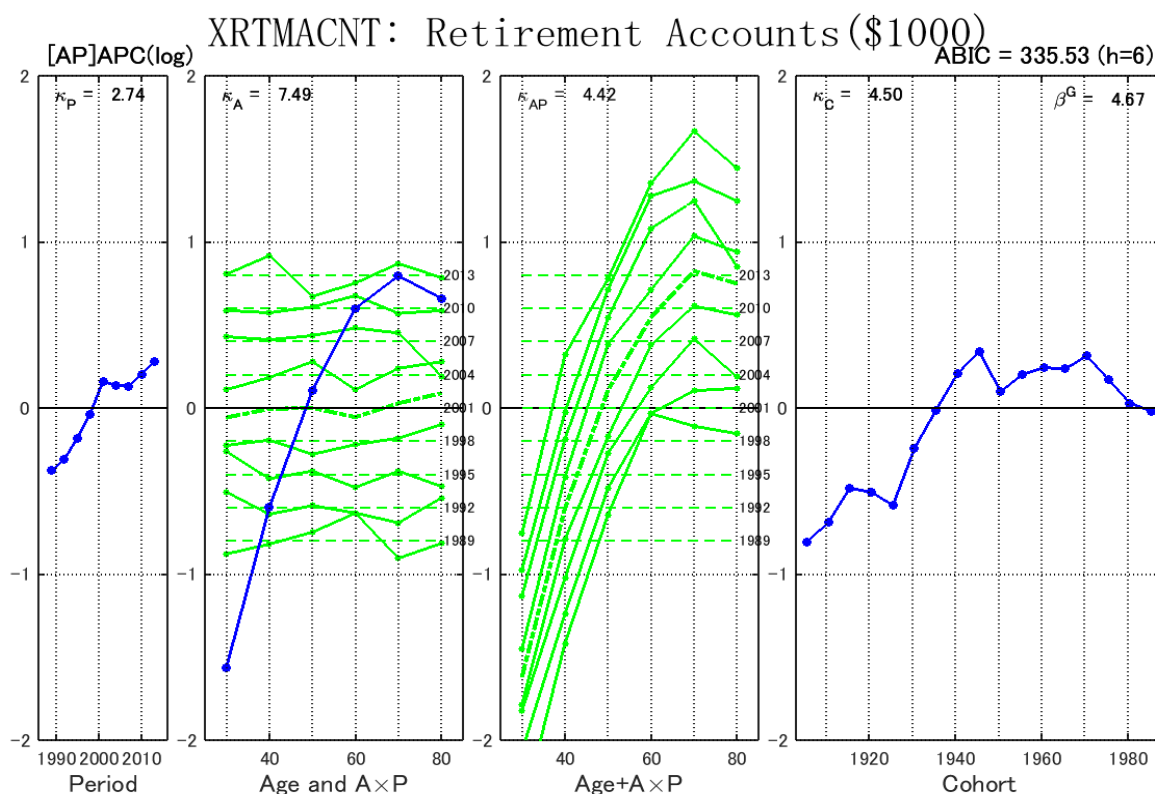


図 15 Retirement Accounts (\$1000)

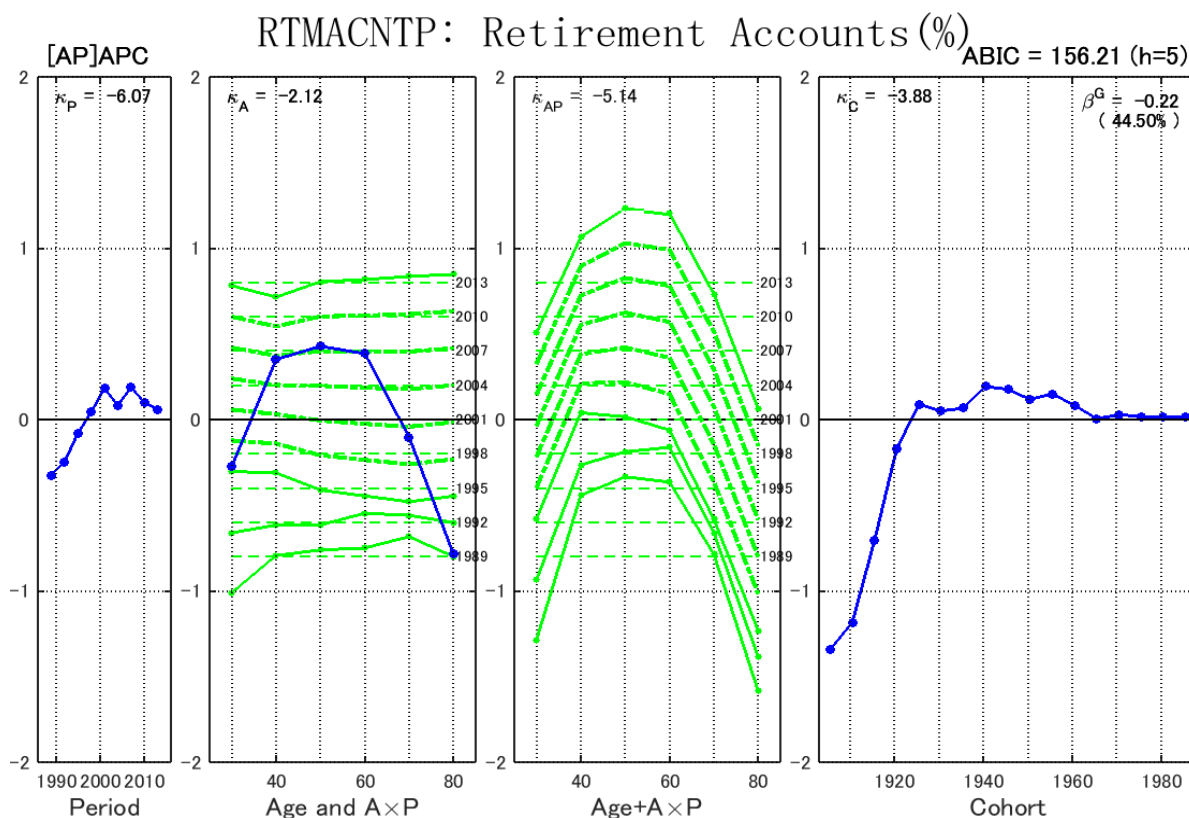


図 15 Retirement Accounts (%)

#### IV. 小結

本稿では、1989年～2013年までの家計の米国金融商品保有金額について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。実質資産残高全体で見るとリーマン・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流動性資産は時代効果が大きくなり、年金準備金はリーマン・ショックの影響は時代効果に現れていないことが示された。また、年齢×時代の交互作用効果をみることで、調査年ごとのパラメータの微妙な差を確認することができた。

今後の課題として、リーマン・ショックといった突発的なインパクトのほかに金融環境要因や法整備の緩和、税制要因、世代構成、販売チャネルの多様化など時代効果に緩やかに影響を与える要因を識別し、日本の金融資産選択行動分析へのインプリケーションを探っていきたい。

#### 【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。

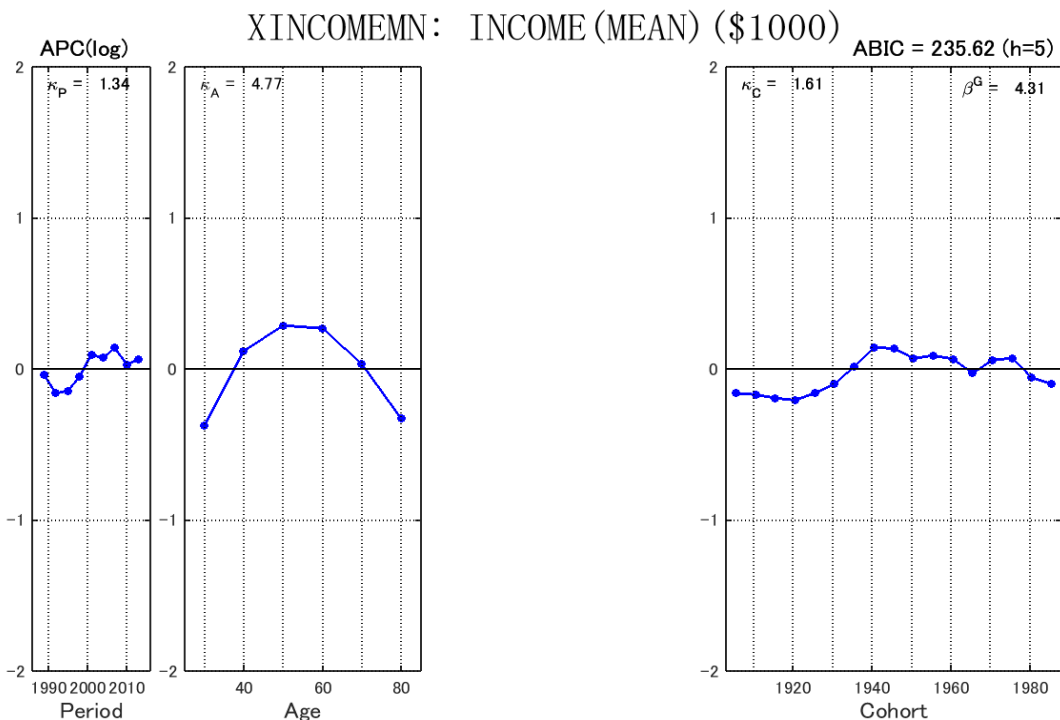
引用文献・注

- 
- <sup>1</sup> Federal Reserve Bank of St. Louis HP  
(<http://research.stlouisfed.org/fred2/series/SP500/downloaddata>)
  - <sup>2</sup> Federal Reserve Bank of St. Louis HP  
(<http://research.stlouisfed.org/fred2/series/SP500/downloaddata>)
  - <sup>3</sup> <https://research.stlouisfed.org/fred2/series/PCE#>
  - <sup>4</sup> <https://www.conference-board.org/>
  - <sup>5</sup> <http://www.sca.isr.umich.edu/charts.html>
  - <sup>6</sup> 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.
  - <sup>7</sup> 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.
  - <sup>8</sup> 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.
  - <sup>9</sup> 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.
  - <sup>10</sup> 「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](http://www.dir.co.jp/research/report/capital-mkt/20140130_008155.html))。

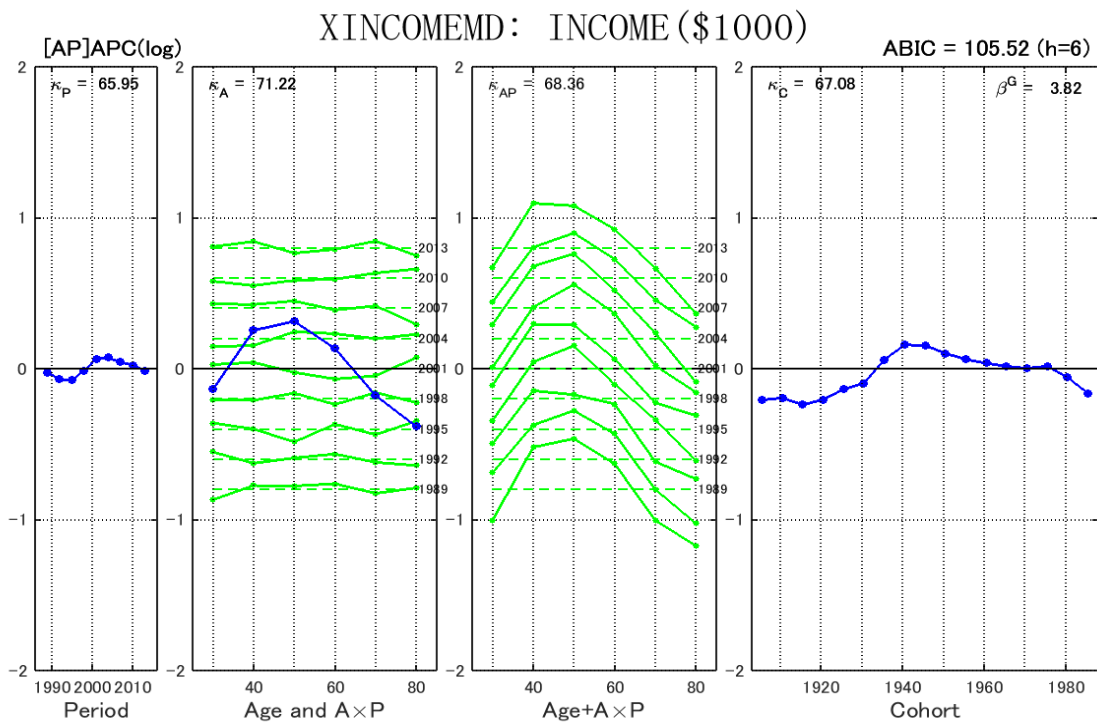


【Appendix】その他の金融資産種類別分析結果  
【保有額(\$ of 2013)】

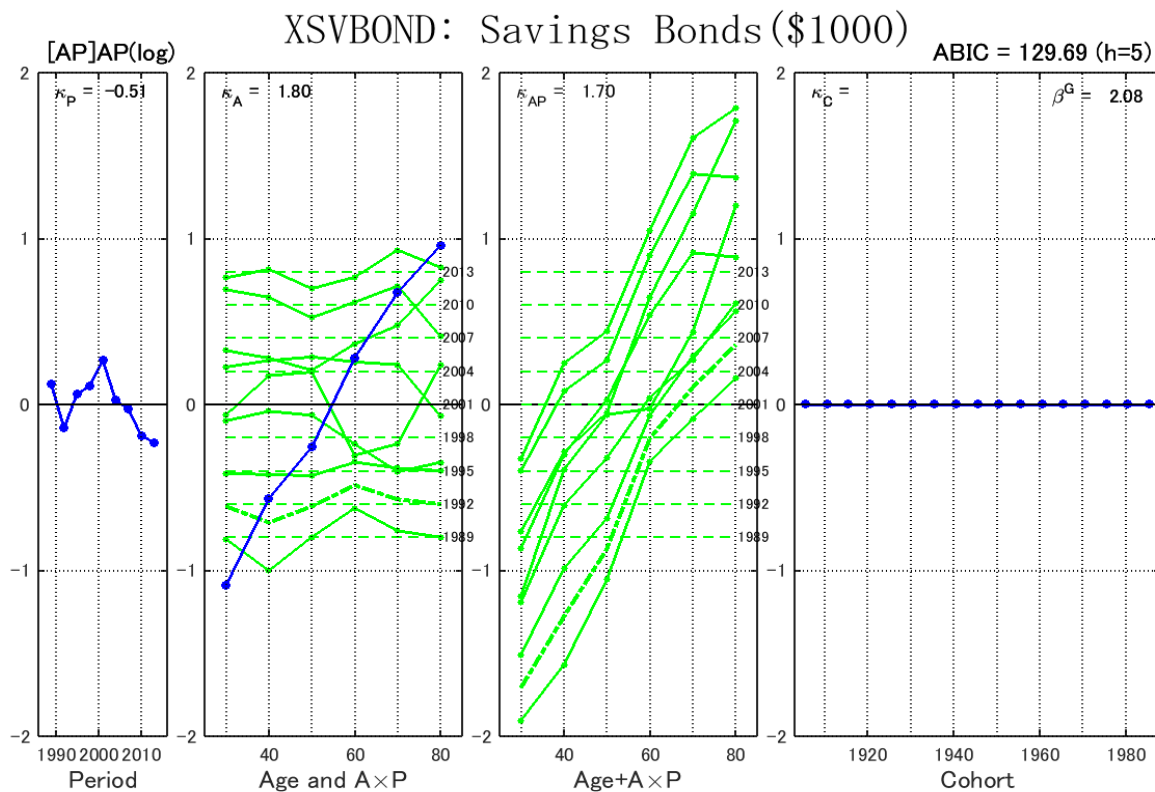
1.Income (mean)(\$1000)



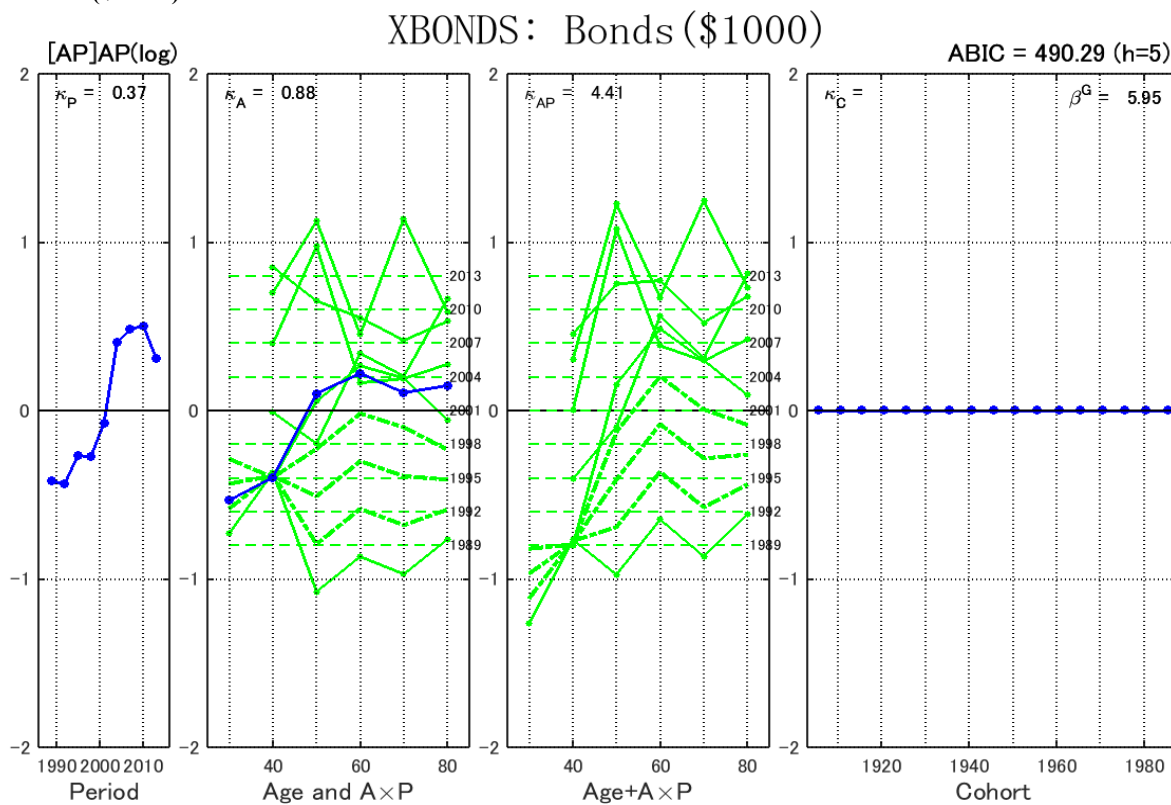
2.Income (Median) (\$1000)



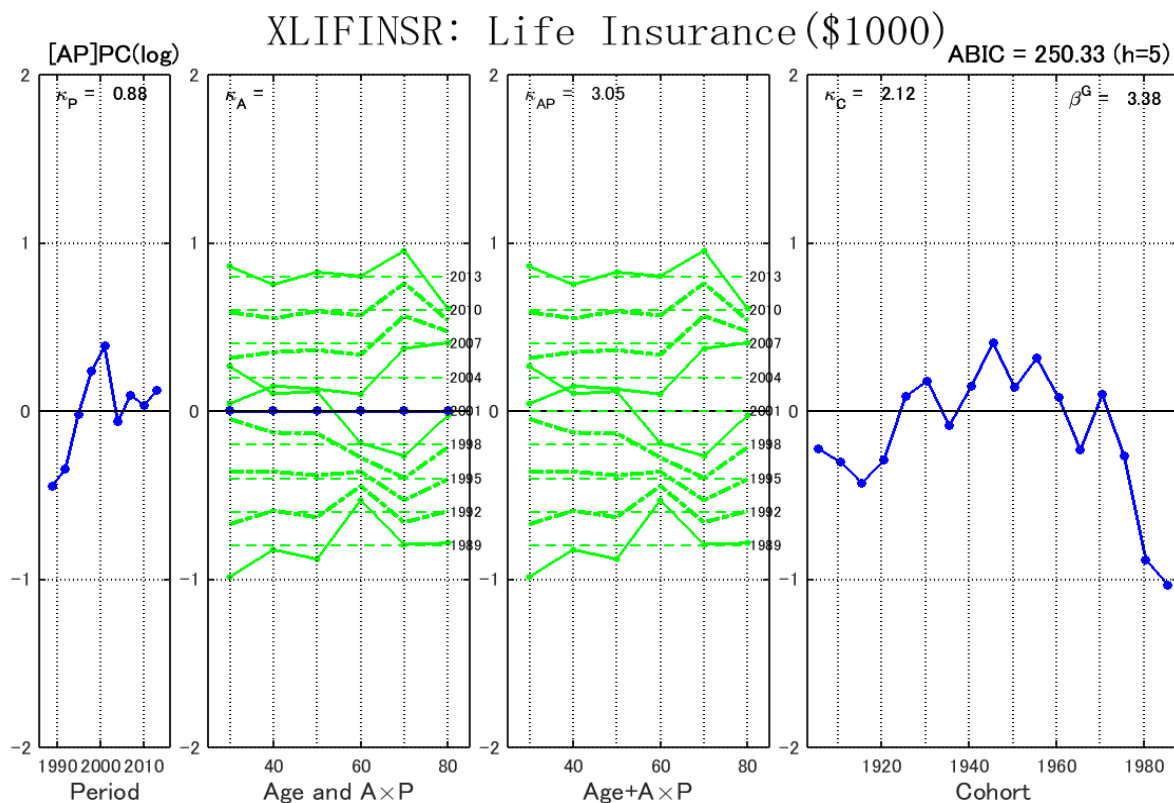
3. Saving Bonds (\$1000)



4. Bonds (\$1000)

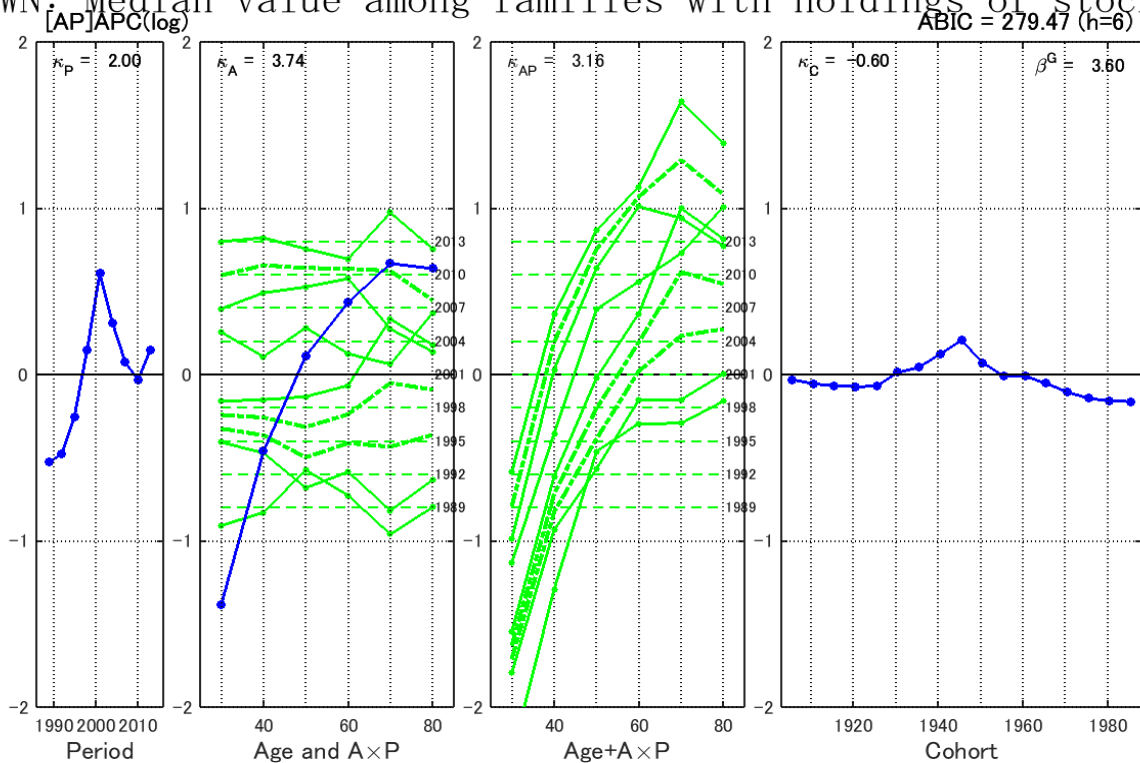


5. Life Insurance (\$1000)

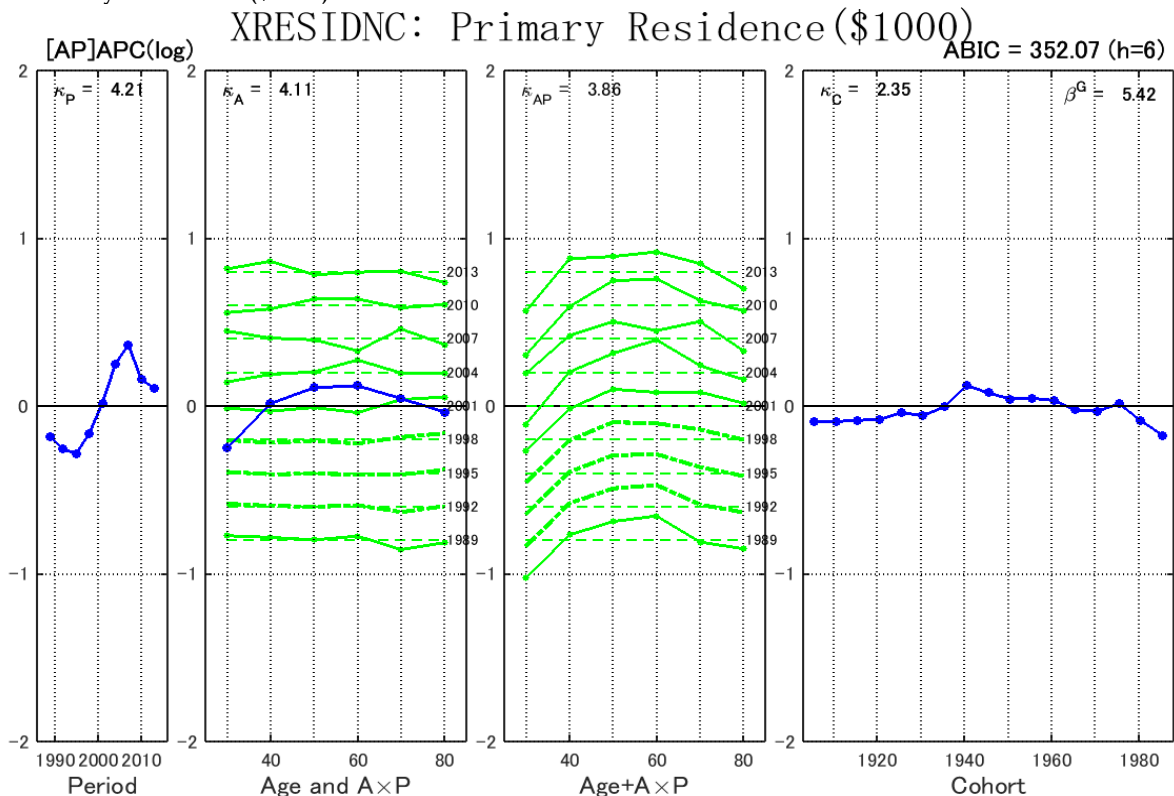


6. Median Value among families with holding stocks (\$1000)

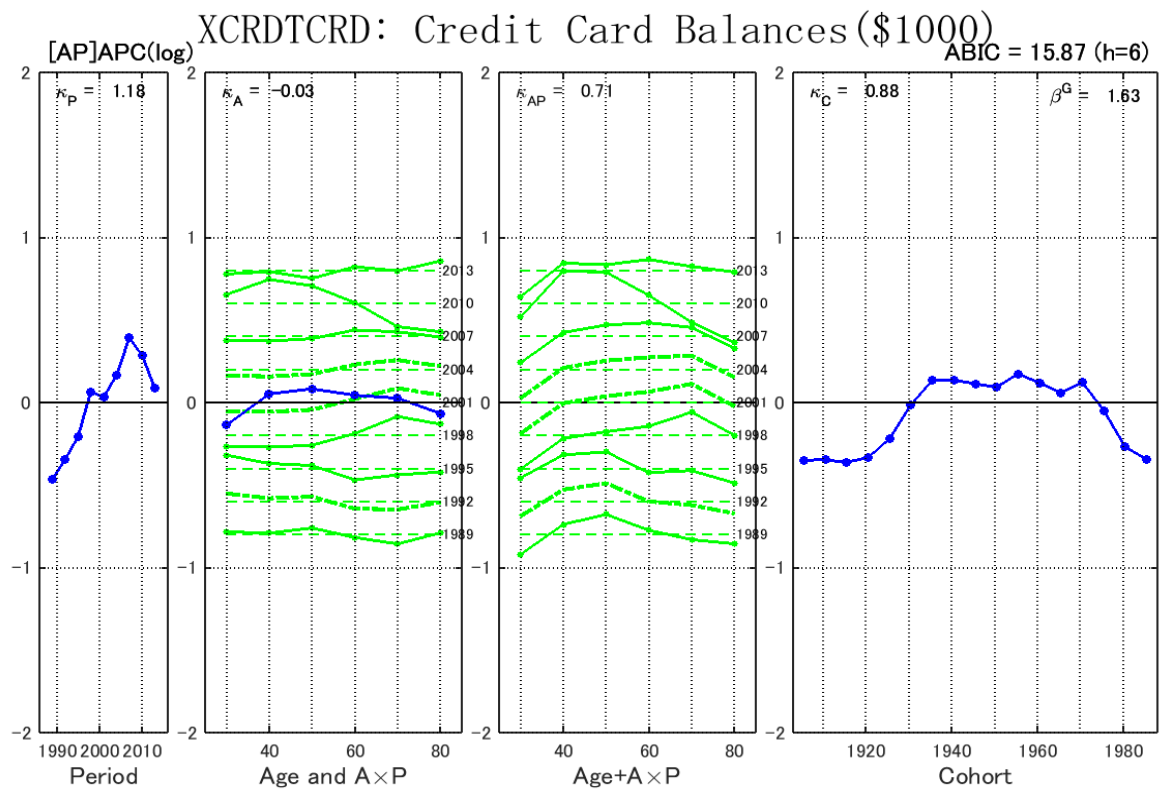
OWN: Median value among families with holdings of stock



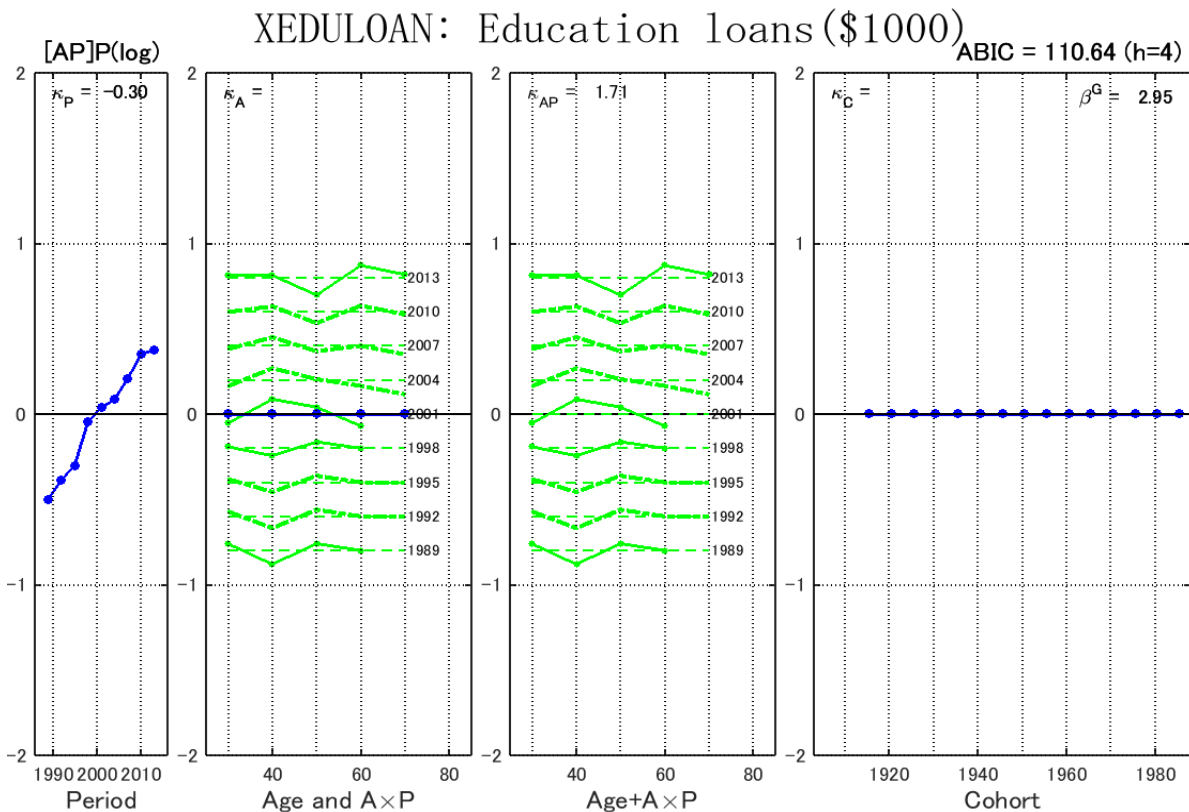
7. Primary Residence (\$1000)



8. Credit Card Balances (\$1000)

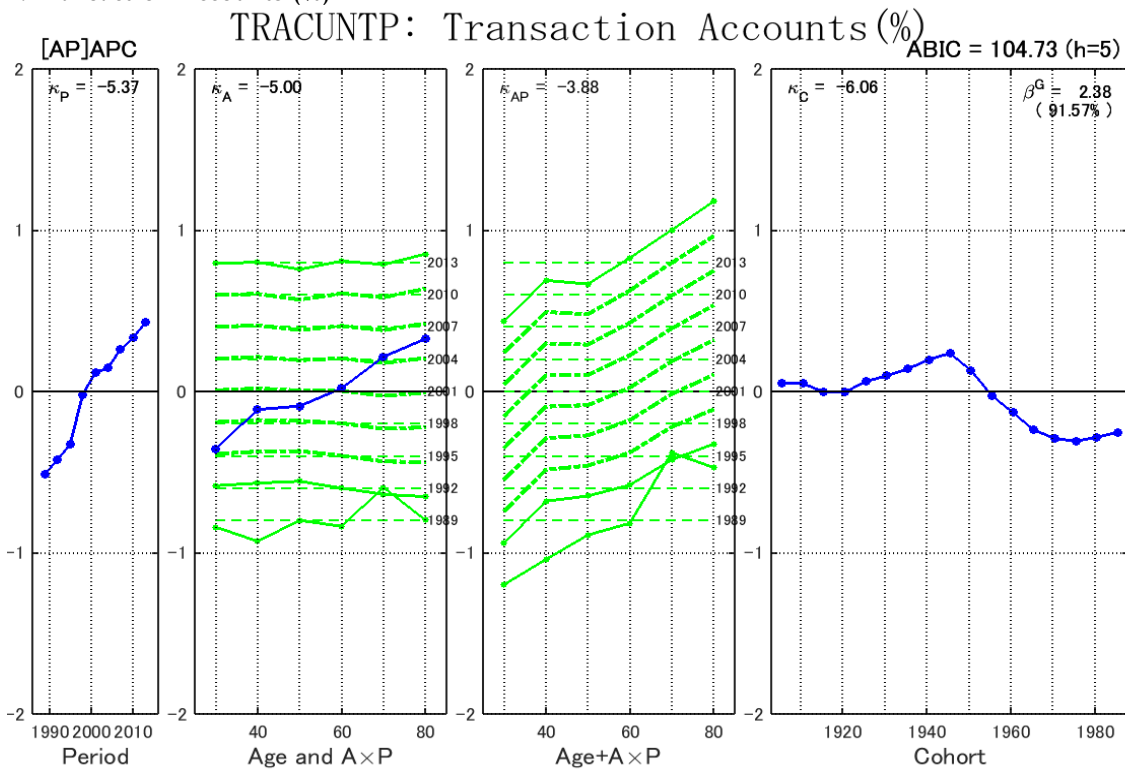


9. Education Loans (\$1000)

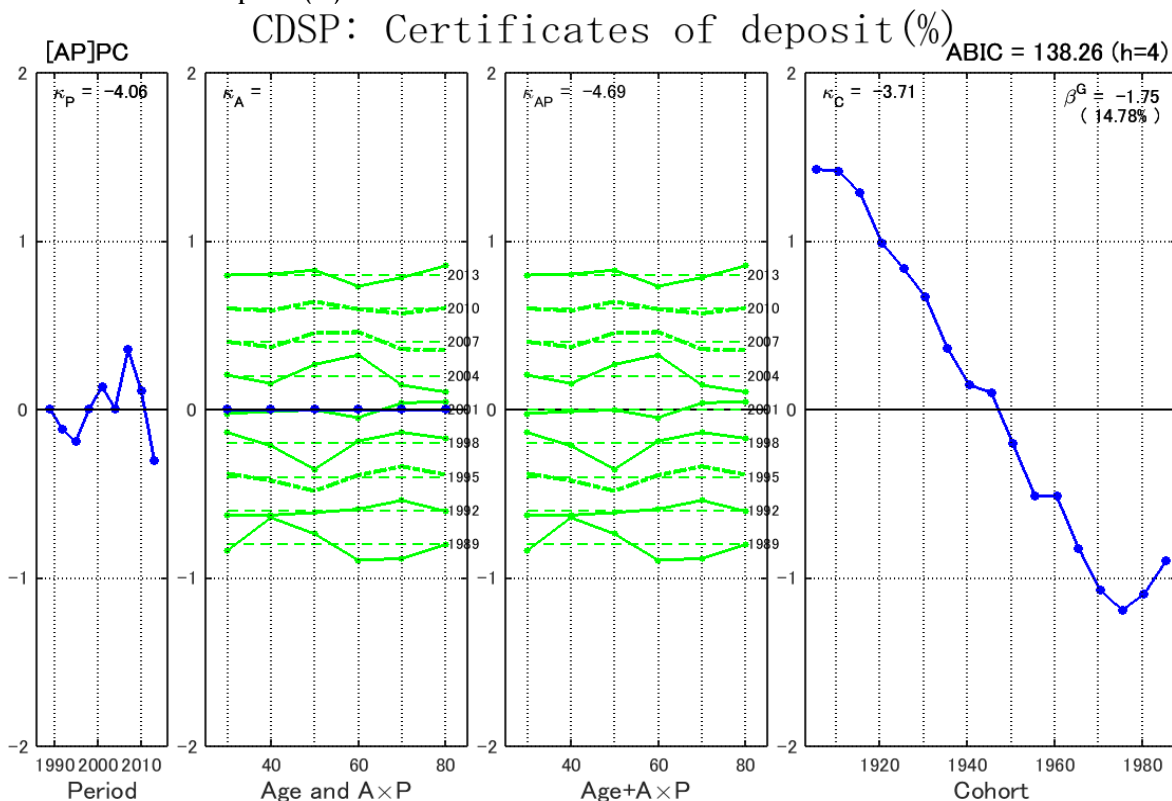


【保有率(%)】

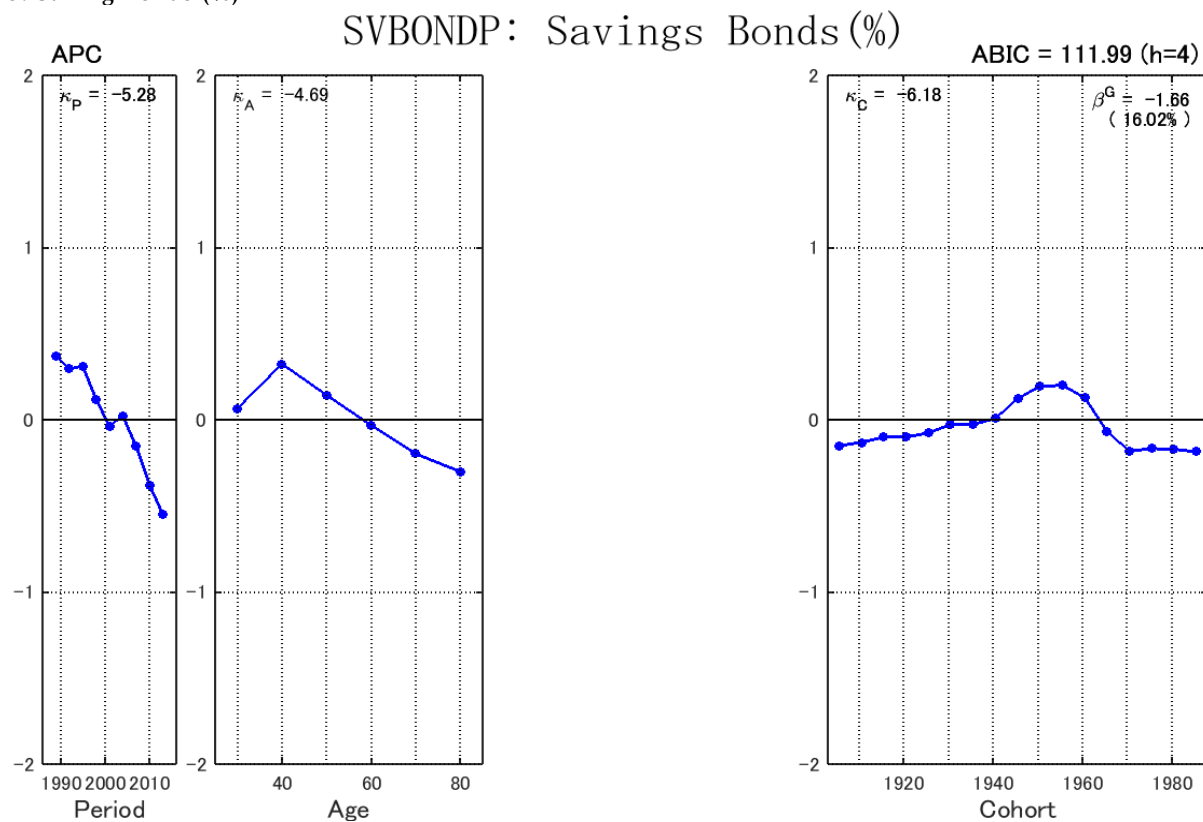
1. Transaction Accounts (%)



2. Certificates of deposit (%)

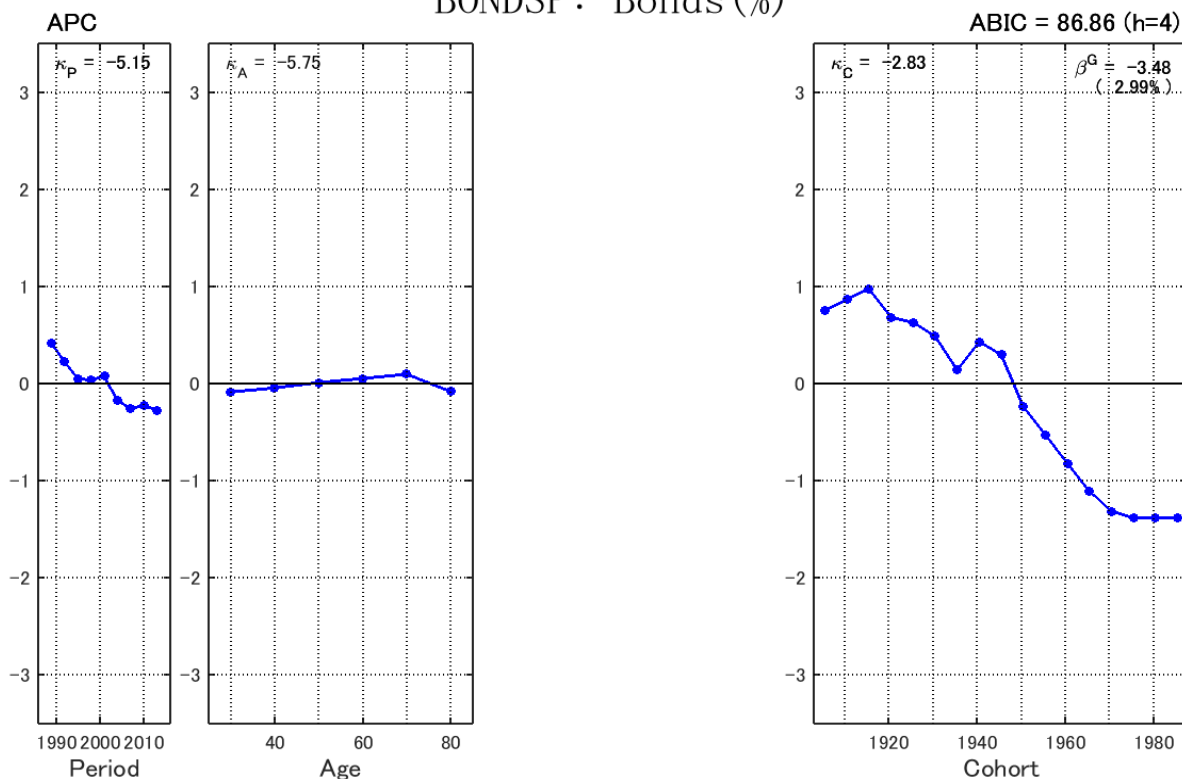


3. Saving Bonds (%)



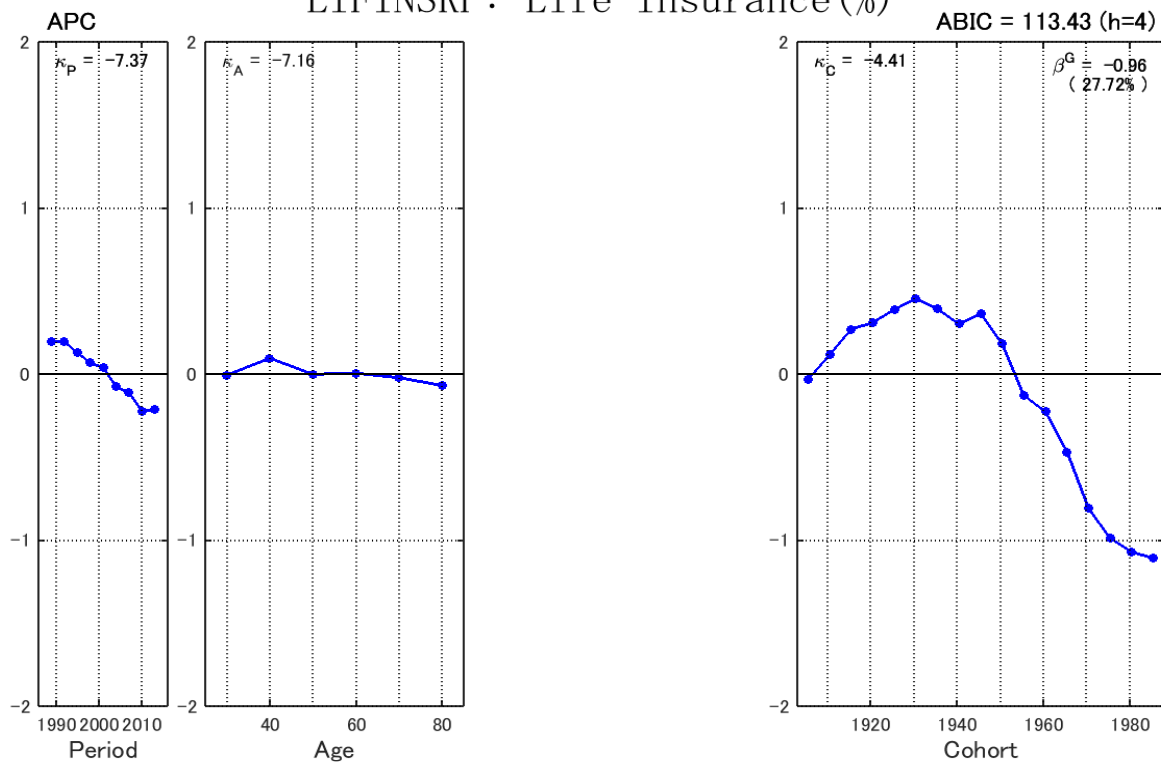
4. Bonds (%)

BONDSP: Bonds (%)



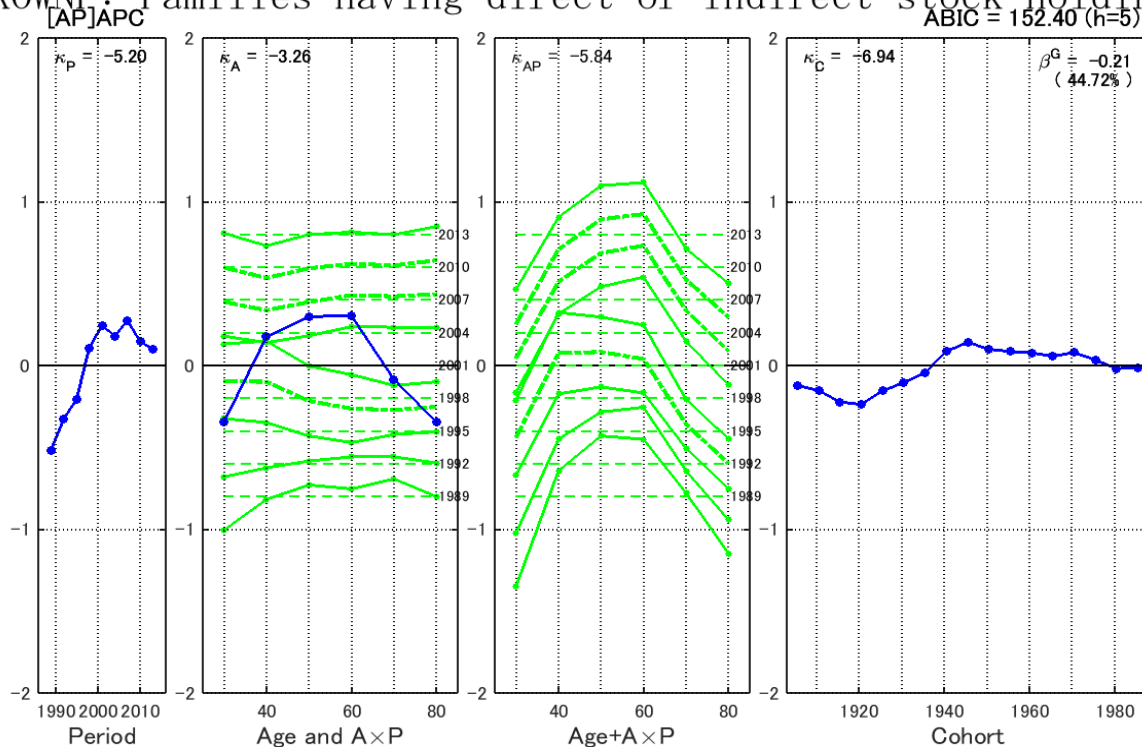
5. Life Insurance (%)

LIFINSRP: Life Insurance (%)



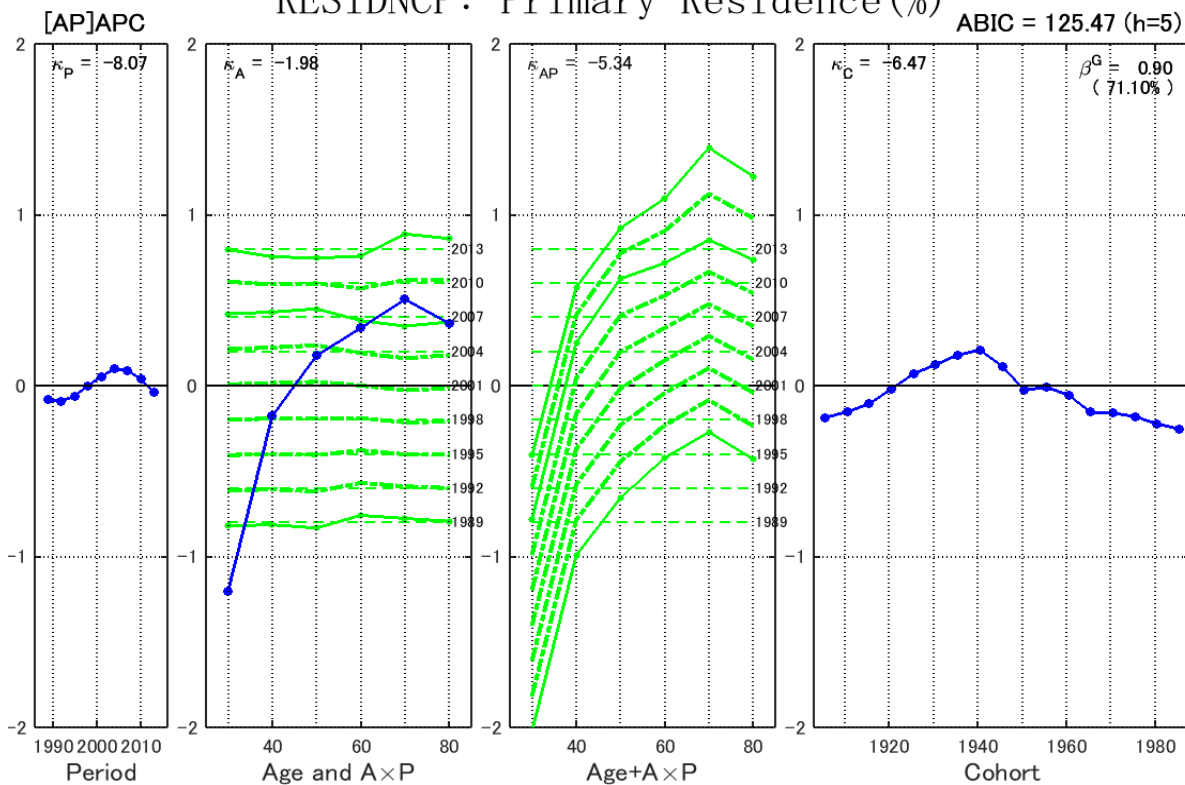
6. Families having direct or indirect stock holdings (%)

KOWNP: Families having direct or indirect stock holdings



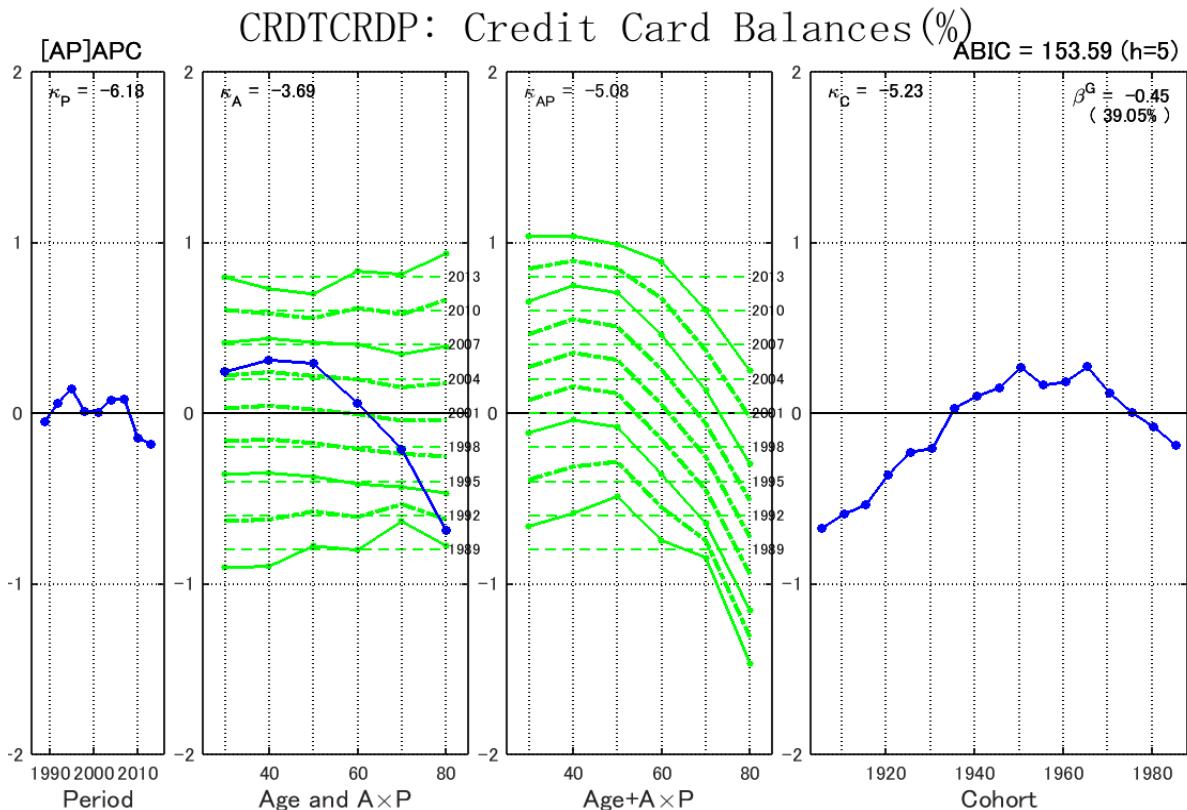
7. Primary Residence (%)

RESIDNCP: Primary Residence (%)





8. Credit Card Balances (%)



9. Education loans (%)

