所得リスクの構造と家計の資産形成

― 日本の所得統計を参照したライフサイクル・ポートフォリオ選択 ―

安東 星琉

京都大学大学院経済学研究科

要旨

家計の資産形成は、所得がどれだけ変動するかだけでなく、その変動がどれだけ長く続くか、一時的なものか持続的なものかによっても変わり得る。本稿は、日本の公表所得統計で観察される残差変動の大きさを共通に保ちながら、所得ショックの持続性、一時的・持続的リスクの内訳、上振れ・下振れの偏りを変えた七つの所得過程を、株式市場への参入摩擦を含むライフサイクル・ポートフォリオモデルで比較する。家計は 25 歳から退職後まで、将来所得リスクを考慮して消費、貯蓄、株式市場への参入と資産配分を選ぶ。持続性を変えた三過程では、40 歳の平均金融資産は 716 万円から 1,509 万円まで異なり、資産蓄積、市場参加、参加後の株式比率への影響は年齢によっても変化した。以上から、同じ大きさの所得変動でも、その背後にある所得リスクの構造によって生涯の資産形成は異なり得ることが確認された。

キーワード：所得リスク、予備的貯蓄、株式市場参加、ライフサイクル・ポートフォリオ選択

1　イントロダクション

収入が不安定な家計は、将来に備えてどれだけ貯蓄し、そのうちどれだけを株式で持つべきだろうか。収入が一時的に減る場合と、減少が長く続く場合では、同じ大きさの変動でも必要な備えは異なる。将来の労働所得は家計にとって大きな資産であり、その変動の大きさ、持続性、分布は、現在の消費と金融資産の持ち方を同時に左右する。

この問題では、所得リスクが大きいほど株式保有が必ず減る、という単純な結論は得られない。家計は消費を抑えて資産を蓄積することもできる。資産が増えれば、株式市場への固定的な参入費用を負担しやすくなる。一方、市場に参加した後でも、将来所得への備えとして安全資産を増やす可能性がある。消費、資産残高、参加の有無、参加後の配分を一つの予算制約のもとで考える必要がある。

日本の行政記録を用いた Kitao, Suzuki and Yamada（2025、以下 KSY）は、所得変動が年齢・所得水準・ショックの方向によって異なることを示している。しかし、公表された集計値だけから、潜在的な持続成分、一時成分、初期の家計間格差を一意に復元することはできない。本稿は、KSY の非公開の推定係数や個票を使用せず、公表された所得残差の標準偏差を共通の尺度として用いる。

比較するのは、同じ残差尺度を再現する七つの所得過程である。持続性、一時・持続ショックの構成、革新分布の形状を順に変え、それ以外の家計条件を共通にする。所得動学全体を日本データへ適合させた過程の集合でも、あらゆる所得過程に関する上下限でもない。一つの観測尺度の背後にある構造仮定の違いが、生涯の資産形成へどの程度波及するかを調べる対比較である。

家計は借入と空売りを行えず、消費、安全資産、株式を毎年選択する。株式を初めて保有するときには初回参入費用を、正に保有する各年には保有費用を支払う。一度参入した経験は売却後

にも残るため、再参入時には初回費用を再度支払わない。初回費用 58.14 万円、年保有費用 3 万円、期待超過収益率 4%を基準とし、全七過程に同じ額・率を適用する。これらは条件付き比較の設定であり、日本の参加率に合わせた推定値ではない。

基準設定で持続性を変えた三過程の 40 歳の平均金融資産は 716 万～1,509 万円、60 歳では 3,960 万～5,007 万円となる。40 歳の参加率は B0 の 88.6%に対し、P_LOW で 93.6%、P_HIGH で 99.7%である。低い持続性が常に低い参加率を生むわけではなく、年齢によって順位が変わる。参加後の株式比率も別に動くため、参加率だけでは資産形成の違いを捉えきれない。

本稿の貢献は、公表所得尺度の一致と所得過程の識別を分けたうえで、同じ金融環境における所得動学の違いを、資産蓄積と株式選択の二つの段階に接続する点にある。金融側の仮定については参入費用、保有費用、期待収益率、初期資産を一つずつ共通に変更し、所得過程間の差がどこまで残るかを示す。全国の株式保有率への外部適合は行わず、特定の家計に対する無条件の投資推奨も導かない。

2　先行研究

Deaton（1991）は、借入制約のもとで資産が消費を平滑化する備えとして機能することを示した。Carroll（1997）は、所得不確実性と将来への備えが、ライフサイクルを通じた消費・資産蓄積にどう関係するかを分析している。本稿も、所得リスクを資産配分だけに直接結び付けず、家計がどれだけの資産を蓄積するかを内生化する。ただし、これらの研究から本稿の株式参入費用が識別されるわけではない。

Arellano, Blundell and Bonhomme（2017）は、所得ショックの持続性が過去の状態やショックの符号・大きさに依存する所得動学を推定する。Guvenen et al.（2021）は、所得変化の負の歪度、高い尖度、年齢・所得順位による違いを示した。日本について KSY は、行政税務記録から非線形持続性や反転ショックを報告し、個人と家計の所得動学も区別している。本稿の七過程はこれらの特徴全体を再現するものではない。公表尺度だけでは分けられない所得リスクの構成を、明示的な仮定として変える。

Gálvez and Paz-Pardo（2026、以下 GP）は、豊かな所得動学を消費・ポートフォリオ選択へ導入し、固定した構造パラメータで所得過程だけを変える比較と、所得過程別にパラメータを推定し直す比較を区別する。本稿は前者に焦点を絞る。GP の参照著者稿は参入費用と毎年の参加費用を区別しているが、その推定された初回費用は両所得仕様で 0 である。したがって、GP が正の初回費用の必要性や本稿の費用額を実証したとは扱わない。住宅・住宅ローンや米国家計への構造推定も本稿の対象外である。

Aoki, Michaelides and Nikolov（2016）は、日本の貨幣、債券、株式を扱うライフサイクルモデルで、貨幣の取引サービス、低い期待株式収益率、固定的な参入費用を分析する。本稿では同研究の費用比率と収益率実験を金融環境の参照に用いる。同研究の参入費用は恒常所得に比例するのに対し、本稿は共通所得で固定額へ換算するため、同じ費用関数ではない。また、安全資産に貨幣の取引サービスは付けず、日本の現預金需要を再現するモデルとも解釈しない。

Calvet, Campbell and Sodini（2007）は、市場へ参加しないことと、参加後の非効率な分散投資を区別する。本稿も参加の有無と参加者の株式比率を別に示す。ただし同研究の「down」は分散投資の非効率性を指し、低い株式比率そのものではない。危険資産を一種類に集約する本モデルでは、参加後の分散投資の効率性やその厚生損失を測っていない。

文献のモデル・数量分析は本文で確認した。GP は 2025 年 7 月 4 日付著者稿、Carroll は NBER Working Paper 5788（1996）、Calvet et al.は NBER Working Paper 12030（2006）を用いた。後二者の最終掲載版との全文差分は未確認であり、費用・仕様に関する記述は明記した参照版に基づく。

3　日本の公表所得尺度と七つの所得過程

3.1　参照する所得尺度

尺度の参照値は KSY の RIETI Discussion Paper 25-E-081、表 5（印刷 49 頁）の家計所得残差 SD=0.17 である。2011～2021 年の均衡パネル 51,645 観測、4,695 世帯に対応する。税引前の家計雇用所得を世帯人数の平方根で等価化し、対数所得から世帯主固定効果、年齢ダミー、年ダミーを除いた残差である。標本は主に 25～59 歳の安定した男性就業世帯主に条件付く。潜在持続成分の SD そのものではない。

以下では、この標準偏差を「残差 SD」と呼ぶ。一致させるのはこの尺度であり、残差化前の年齢別分散、所得成長率の分散、複数年の自己共分散を七過程の間で全て一致させたわけではない。また、この公表尺度だけから初期所得格差、将来の持続革新、一時ショックを一意に分けることはできない。

$$m_{SD}^2 \;=\; A_0(\rho,\omega)\,\sigma_0^2 \;+\; A_u(\rho,\omega)\,\sigma_u^2 \;+\; A_e(\omega)\,\sigma_e^2 \tag{1}$$

モデルにも同じ 11 年窓の残差化を施す。年齢構成 ω は公表平均 44.36 歳・SD6.66 歳の中央の丸め設定に対応する最大エントロピー分布を用い、株式保有の結果によって選ばない。初期年齢 25～49 歳、世帯数 4,695、分母 51,644 を共通化する。分数のコーホート人数と選択後標本に条件付く近似であり、詳細は付録 A に示す。

$$\sigma_u^2 \;=\; [0.170^2 - A_0\,\sigma_0^2 - A_e\,\sigma_e^2] \,/\, A_u \tag{2}$$

κ=0 では、革新が平均 0・分散 1 である限り、残差化後の分散は上の三成分へ分解できる。各過程の σ_u を中央目標 0.170 へ解析的に合わせた。公表値の表示丸めに基づく±0.005 と、対比較における数値的一致は別である。全七過程で非負の尺度解が得られた。

3.2　持続性と革新分布

$$log\,Y_t \;=\; d_t \;+\; \eta_t \;+\; \varepsilon_t, \quad \eta_{t+1} \;=\; \rho\,\eta_t \;+\; \sigma_u\,\nu_\lambda(Z_{t+1}) \tag{3}$$

$$\eta_{25} \;=\; \sigma_0\,Z_0, \quad \varepsilon_t \;=\; \sigma_e\,E_t, \quad Z_t, E_t \;\sim\; N(0,1) \tag{4}$$

ρ は所得変動が翌年以降に残る程度を表す。σ_0 は 25 歳の初期所得状態の家計間格差、σ_u は影響が将来に残る新たな所得ショック（持続革新）、σ_e はその年限りの一時的な所得ショックの標準偏差である。各革新は独立である。家計は現在の持続状態と現在の所得を観測する。したがって、家計間に初期状態の差があることと、当該家計が将来の未知のショックに直面することは異なる。本稿では全ての主比較で σ_0=0.10 に固定する。

$$g_\lambda(Z) \;=\; exp(\lambda)\,Z \;\; (Z \;\geq\; 0), \quad g_\lambda(Z) \;=\; exp(-\lambda)\,Z \;\; (Z \;<\; 0) \tag{5}$$

$$\nu_\lambda(Z) \;=\; [g_\lambda(Z) - E\;g_\lambda(Z)] \,/\, \sqrt{Var[g_\lambda(Z)]} \tag{6}$$

λ=0 は標準正規革新、λ≠0 は標準化した非正規革新である。λ の符号を反転すると革新分布は鏡映となる。本稿では状態依存尺度の係数 κ を全て 0 とし、条件付き平均は常に ρη である。N 比較は非正規革新を持つ線形所得過程の比較であり、非線形な条件付き平均・持続性の実験ではない。λ を変えると歪度と尖度等がともに変わるため、歪度だけの効果とも呼ばない。

表 1　尺度を共通化した所得過程と所得診断

ID	ρ	σ_u	σ_e	σ_0	λ	一時寄与%	革新歪度
B0	0.90	0.11407	0.10	0.10	+0.00	31.4	+0.000
P_LOW	0.50	0.13993	0.10	0.10	+0.00	31.4	+0.000
P_HIGH	0.98	0.10772	0.10	0.10	+0.00	31.4	+0.000
E_LOW	0.90	0.13227	0.05	0.10	+0.00	7.9	+0.000
E_HIGH	0.90	0.07443	0.15	0.10	+0.00	70.7	+0.000
N_MINUS	0.90	0.11407	0.10	0.10	-0.50	31.4	-1.008
N_PLUS	0.90	0.11407	0.10	0.10	+0.50	31.4	+1.008

全過程 κ=0、理論残差 SD=0.170。一時寄与は残差化後分散に占める一時成分の割合。革新尖度は λ=0 で 3、λ=±0.5 で 3.806。係数は比較実験の仮定。

表 1 に七過程の係数を示す。P 比較では B0、P_LOW、P_HIGH について、ω・σ_e・σ_0・家計条件を固定し、ρ と尺度維持に必要な σ_u の組合せを変える。他を全て固定した ρ だけの偏微分効果ではない。E 比較では ρ・σ_0・ω を固定し、σ_e と σ_u を変える。$\sigma_e^2/(\sigma_u^2+\sigma_e^2)$を所得水準の一時分散比率とは呼ばず、残差化後の寄与と年齢別対数所得分散の内訳を報告する。

N 比較では B0、N_MINUS、N_PLUS の ρ・σ_u・σ_e・σ_0 を共通にする。革新平均 0・分散 1 と鏡映関係から、対数所得の分散・自己共分散および残差 SD は一致する。λ=-0.50 の歪度は-1.008、λ=+0.50 は+1.008 であり、符号を数値確認した。非正規革新が下方指標と水準分布をどう変えるかを、家計選択と対応付ける。

表 1 の係数は表示上の丸めであり、計算には再現資料の倍精度値を用いる。年齢構成の重み ω と、標準化革新 ν_λ は別の対象である。

表 1 の係数と尺度合わせは、今回の金融モデルの変更に伴って再調整していない。各格子で家計へ渡す所得遷移と規準化定数を保存済みのものと照合し、一致を確認した。参入費用を導入して望ましい株式結果が得られるように所得側を変える手順は採っていない。

3.3　家計資源への橋渡し

$$Y_t^{net} = m_t \, exp(\eta_t + \varepsilon_t) \,/\, E[exp(\eta_t + \varepsilon_t)] \tag{7}$$

家計へ渡す年齢別平均所得 m_t は共通とし、初期分布から前向きに得た各年齢の無条件分布で所得倍率の平均を 1 にする。現在状態ごとの条件付き平均で毎期割る処理ではない。これにより所得の持続性を保持する。λ が変われば規準化定数と所得水準の分布も変わり得る。対数所得の二次モーメントが同じでも、所得水準の分散・共分散や人的資産分布が同じとは限らない。

KSY の税引前等価所得残差を本モデルの手取り家計資源へ移す際には、世帯構成が一定で税引前後が比例するという橋渡しを置く。税・給付の非線形性や家族構成変化による保険を推定したわけではない。平均所得の共通化と、日本の手取り所得リスクの識別を区別する。

KSY の公開表と図から、同じ選択標本に対応する年齢別の算術平均手取り家計所得を直接構成することはできなかった。年齢ダミーや平均対数所得の指数を算術平均とみなすと、分布と残差化の違いを無視してしまう。他の公的統計にも就業世帯の所得集計はあるが、男性就業世帯主、世帯構成、11 年のパネル残存条件まで揃わない。そこで平均所得は全七過程に共通の外生シナリオとし、所得リスクを識別するデータとは扱わない。

年収の基準値は 25・35・45・55 歳で 646・654・671・704 万円とし、J-FLEC（2025）表 80 の年代別手取り家計総収入を参照する。60 歳は 704×329.3/396.2=585.1267 万円とする。比率は厚生労働省（2026）表 2 の 60〜64 歳と 55〜59 歳の個人所定内給与に基づく。五つの年齢点を線形補間し、60〜64 歳は最後の値を用いる。家計総収入には年金・利子等も含まれ、雇用所得だけを取り出した値ではない。個人の税引前賃金比率を家計資源へ適用する点も含め、平均プロフィールのための近似である。

この家計総収入から利子等を厳密に取り除いた年齢系列は構成しておらず、モデルで別に与える資産収益との二重計上を完全に排除した所得定義でもない。したがって所得水準と資産額の絶対値の解釈には、この共通シナリオの近似が残る。

J-FLEC の全国二人以上世帯と KSY の所得標本には、就業条件、世帯主属性、年齢、所得定義、世帯構成、標本選択、調査設計の差がある。このため J-FLEC の集計保有率との直接比較は行わない。平均所得を尺度として参照することは、その母集団の株式保有を再現したことを意味しない。

4　参入経験を含む消費・資産選択モデル

4.1　状態と毎期の選択

$$V_t(x,\eta,I) \;=\; max_{c,b,s}\,\{u(c) \;+\; \beta\; q_t\; E[V_{t+1}(x_{t+1},\eta_{t+1},I_{t+1}) \mid \eta_t = \eta]\} \tag{8}$$

$$u(c) \;=\; \frac{(c/6)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \qquad \beta \;=\; 0.96 \tag{9}$$

$$c_t \;+\; b_t \;+\; s_t \;+\; k_E\; 1\{I_t = 0, s_t > 0\} \;+\; k_H\; 1\{s_t > 0\} \;=\; x_t \tag{10}$$

$$c_t \;>\; 0, \quad b_t \;\geq\; 0, \quad s_t \;\geq\; 0, \quad I_{t+1} \;=\; max(I_t, 1\{s_t > 0\}) \tag{11}$$

$$x_{t+1} \;=\; R_f\; b_t \;+\; R_{t+1}\; s_t \;+\; 0.82\; Y_{t+1}^{net} \;+\; L_{t+1} \tag{12}$$

$$V_{100}(x,\eta,I) \;=\; u(x), \quad q_{100} \;=\; 0 \tag{13}$$

年齢 t、利用可能資源 x、持続所得状態 η、参入経験 I が状態である。I=0 は未参入、I=1 は過去に一度以上参入した家計を表す。現在の株式保有の有無とは異なる。初回費用 k_E は未参入家計が正の株式を選ぶときだけ支払い、保有費用 k_H は株式を正に保有する各年に支払う。費用は当期の消費・貯蓄に使える資源を減らす。退出しても I=1 を保ち、再参入時に初回費用は課されない。

前期資産収益、当期所得、持続状態、一時金が選択前に実現し、所得の 18%の住居費を控除して x が確定する。家計は x、η、I を観測して消費、安全資産、株式を選び、費用を払い、経験状態を更新する。期末資産に翌年の収益が付く。現在の一時所得ショックは x に含まれ、将来と独

立なので別の状態変数を要しない。25 歳の資源は初期資産と当期の住居費控除後所得の合計であり、初期資産に架空の前期収益は付けない。

q_t は翌年までの生存確率であり、死亡後の継続価値と遺産効用を 0 とする。100 歳は全資源を消費し、期末金融資産と当期の保有費用は 0 となる。所得と株式収益は独立である。家計の所得状態に対する情報も全過程で共通にし、未知の状態に関する学習は導入しない。

計算上の金額は 2025 年価格の実質百万円、表の表示は万円（計算値の 100 倍）とする。効用の 6 は年間消費 600 万円の規準化尺度であり、共通の CRRA 効用を正の定数倍するだけで選択を変えない。所得の基準値には 2025 年の名目公表値を同年の価格水準として使い、調査期間内の月別 CPI 調整は行っていない。

4.2　共通の金融環境と感度分析

相対的リスク回避度 γ=4、割引因子 β=0.96、安全資産の実質粗収益 1.00、株式の平均実質粗収益 1.04・標準偏差 0.18 を基準とする。株式粗収益は対数正規分布であり、期待超過収益率だけを変える感度分析では標準偏差を 0.18 に保つ。借入と空売りを認めない。全家計が 25 歳時点で未参入であるとし、初期金融資産 125 万円は所得状態と無相関の共通値とする。初期参入割合や初期資産分布を日本データから推定した設定ではない。

初回費用 58.14 万円は、Aoki et al.（2016）の恒常所得比 9%を共通の 25 歳所得 646 万円で固定換算した値である。同研究の比例費用をそのまま再現せず、家計間・年齢間で一定の実質額として用いる。年保有費用は従来の 3 万円を維持する。日本の観察参加率に合わせた再較正はせず、金融側の基準と感度の値を計算前に固定した。

表 2　全所得過程に共通の金融シナリオ

設定	初回費用 万円	年保有費用 万円	超過収益率 %	初期資産 万円
基準	58.14	3.0000	4.0	125
初回費用ゼロ	0.00	3.0000	4.0	125
初回費用中間	19.38	3.0000	4.0	125
初期資産ゼロ	58.14	3.0000	4.0	0
初期資産高	58.14	3.0000	4.0	500
保有費用低	58.14	1.1628	4.0	125
保有費用高	58.14	3.3592	4.0	125
超過収益率低	58.14	3.0000	1.8	125
超過収益率中間	58.14	3.0000	3.0	125

感度は基準から一要因ずつ変更する。保有費用の低・高は GP 参照稿の平均所得比 0.0018・0.0052 を 646 万円で換算。超過収益率 1.8%・4%は Aoki et al.の実験を参照し、3%は中間シナリオ。初期資産 0・500 万円は分位点の推定値ではない。

整合する初期資産分布が確認できないため、全国の無条件資産分布は代用せず、初期資産だけを共通に変える。金融側を変更する各実験でも、七過程の所得係数、選好、年金等は同じ条件に保つ。貨幣の流動性サービス、住宅購入、税制、内生的な労働供給は今回追加しない。

60 歳の一時金 1,000 万円をシナリオとして置く。65 歳に外生的に退職し、以後は η を単一状態 0 へ集約して、所得を全家計共通の年金年 256.25664 万円に置き換える。年金にも住居費率 18%を適用する。この額は、日本年金機構（2025、2026）の制度値を参照し、満額基礎年金 83.17

万円を二人分、平均標準報酬 45 万円・加入 480 月の報酬比例部分（係数 0.005481）を一人分とし、合計の 90%を手取りと仮定した値である。過去の実現所得履歴による年金の再計算は行わない。

退職後は所得状態 η を 0 の単一状態へ集約するが、参入経験 I は引き続き保持する。生存確率は厚生労働省(2025)の年齢別男女死亡率の単純平均から作り、単一の意思決定主体に適用する。夫婦の同時生存を再現した確率ではない。年齢プロファイルは生存者に条件付く。収益、費用、住居費率、一時金、年金は共通のシナリオであり、日本家計の構造推定値ではない。

4.3　結果の定義と解法

$$p_t = Pr(s_t > 0), \quad \alpha_t = s_t/(b_t + s_t), \quad E[\alpha_t] = p_t\, E[\alpha_t \mid s_t > 0] \tag{14}$$

金融資産と安全資産は当期選択後の残高である。金融資産が 0 のときの株式比率を 0 とし、全家計平均と参加者平均を分ける。参加者が 0 なら条件付き比率は未定義である。参入経験割合は当期選択後の I の平均とする。初回参入、退出、再参入の率についても、それぞれ対象となる家計数を分母として保存する。分母が空のときは 0 に置き換えない。

経験者の価値関数は初回費用に依存しないので先に解き、未参入家計の安全資産選択は未参入状態、正の株式選択は経験者状態へつなぐ。後ろ向き帰納法と継続価値の線形補間を用い、貯蓄額は資産格子の区間内で連続的に最適化する。株式比率は有限格子上で選ぶ。各過程 32,768 家計を共通の一様乱数で計算するが、所得実現値そのものを同じにする比較ではない。

5　所得動学と生涯の資産形成

5.1　資産蓄積と消費

図 1 は持続性の異なる三過程の平均金融資産を示す。40 歳では P_LOW が 716 万円、B0 が 1,055 万円、P_HIGH が 1,509 万円となる。60 歳ではそれぞれ 3,960 万円、4,425 万円、5,007 万円である。共通にした残差 SD だけから資産蓄積経路は定まらない。60 歳の一時金、65 歳の退職・年金への移行は全過程に共通の外生条件であり、図の屈曲を所得過程の違いだけで説明しない。

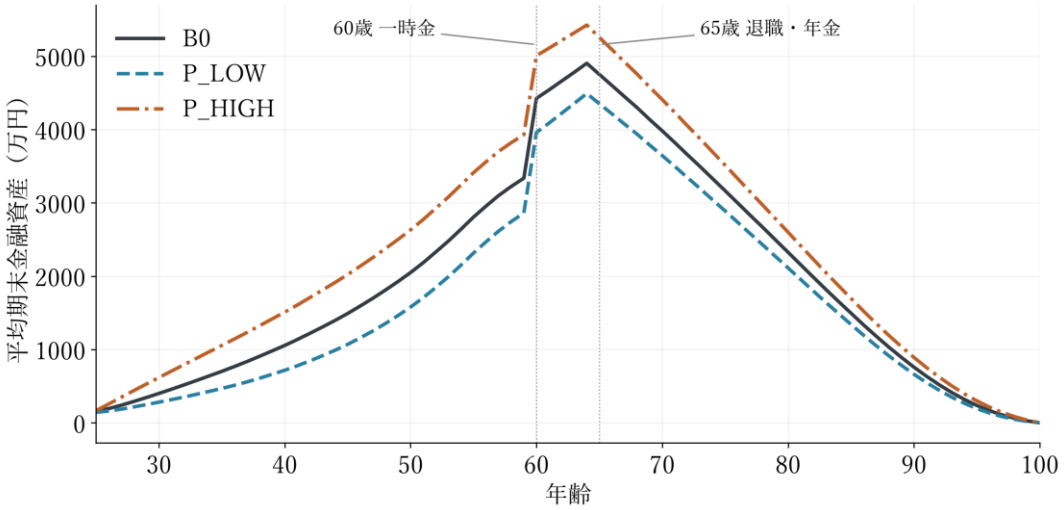

図 1　持続性を変えた三過程の平均期末金融資産。基準金融環境、γ=4。各年齢の生存者に条件付く。60 歳の一時金と 65 歳の退職・年金への移行を併記した。

30 歳の平均消費は P_LOW で 503 万円、B0 で 486 万円、P_HIGH で 463 万円である。所得減少が長く残り得る場合に、若いうちの消費を抑えて資産を蓄えるという解釈と整合的である。ただし将来所得分布、資産残高、参加費用を支払う選択は同時に決まる。予備的貯蓄が差の何%を媒介したかという因果的な分解は行っていない。

表 3　七過程の主要年齢における家計選択

年齢	過程	金融資産 万円	参加率 %	参加者株式 %	全家計株式 %	消費 万円
30	B0	400	77.4	100.0	77.4	486
30	P_LOW	281	67.0	100.0	67.0	503
30	P_HIGH	617	99.8	100.0	99.8	463
30	E_LOW	458	81.7	100.0	81.7	479
30	E_HIGH	310	70.0	100.0	70.0	498
30	N_MINUS	413	80.1	100.0	80.1	485
30	N_PLUS	387	74.5	100.0	74.5	487
40	B0	1,055	88.6	100.0	88.6	502
40	P_LOW	716	93.6	100.0	93.6	509
40	P_HIGH	1,509	99.7	100.0	99.7	502
40	E_LOW	1,191	89.0	100.0	89.0	501
40	E_HIGH	821	89.8	100.0	89.8	506
40	N_MINUS	1,074	90.2	100.0	90.2	503
40	N_PLUS	1,036	86.8	100.0	86.8	502
50	B0	2,049	96.4	99.7	96.1	508
50	P_LOW	1,578	99.8	100.0	99.8	500
50	P_HIGH	2,631	99.2	99.5	98.6	521
50	E_LOW	2,234	95.4	99.5	94.9	511
50	E_HIGH	1,730	98.8	99.9	98.7	502
50	N_MINUS	2,067	96.9	99.7	96.6	509
50	N_PLUS	2,032	95.9	99.6	95.6	507
60	B0	4,425	100.0	89.8	89.8	500
60	P_LOW	3,960	100.0	92.9	92.9	483
60	P_HIGH	5,007	100.0	87.5	87.5	519
60	E_LOW	4,606	100.0	88.9	88.9	507
60	E_HIGH	4,109	100.0	91.8	91.8	488
60	N_MINUS	4,443	100.0	89.7	89.7	501
60	N_PLUS	4,408	100.0	90.0	90.0	499

最終格子の再計算値。表示の丸め前に平均株式比率の恒等式を確認した。小差の方向は表 5 と保存 CSV の粗密変化・paired 標準誤差で判断する。安全資産および全 25〜100 歳の 10 指標も再現資料に保存した。

5.2　市場への参加と参入経験

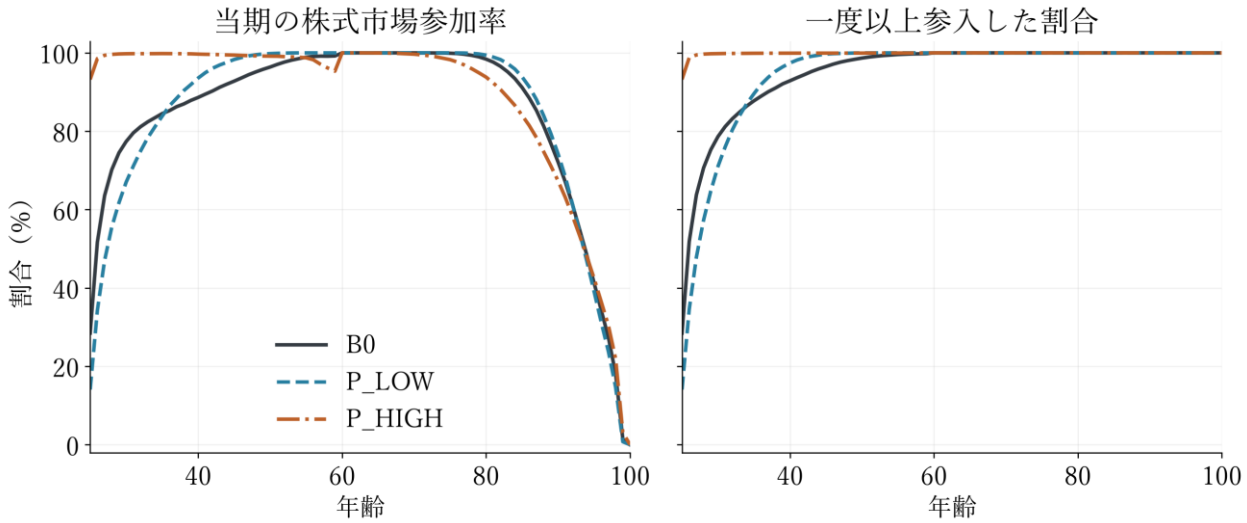

図 2　当期の市場参加と過去の参入経験。右図は当期選択後の経験状態であり、退出後も低下しない。100 歳は全消費するため、左図の当期参加は 0 になる。

30 歳の参加率は P_LOW の 67.0%、B0 の 77.4%、P_HIGH の 99.8%である。40 歳には P_LOW が 93.6%となり、B0 の 88.6%を上回る。この順位の変化は、持続性の低下が全ての年齢で参加を減らすという解釈を退ける。40 歳の B0 では当期参加率 88.6%に対し、参入経験割合は 92.9%であり、過去に参入して現在は保有しない家計もいる。

固定費用があると、市場へ入る価値は資産額、将来の投資期間、所得状態に依存する。初回費用を既に支払った家計は、当期保有費用を負担する価値だけを再評価する。そのため、現在の非参加者を全て未経験者とみなすことはできない。初回参入、退出、再参入の率を付録 B に示す。各率は異なるリスク集合に条件付くため、費用を上げれば全ての年齢の初回参入ハザードが必ず下がる、という命題は置かない。

5.3　参加後の配分と所得リスクの構成

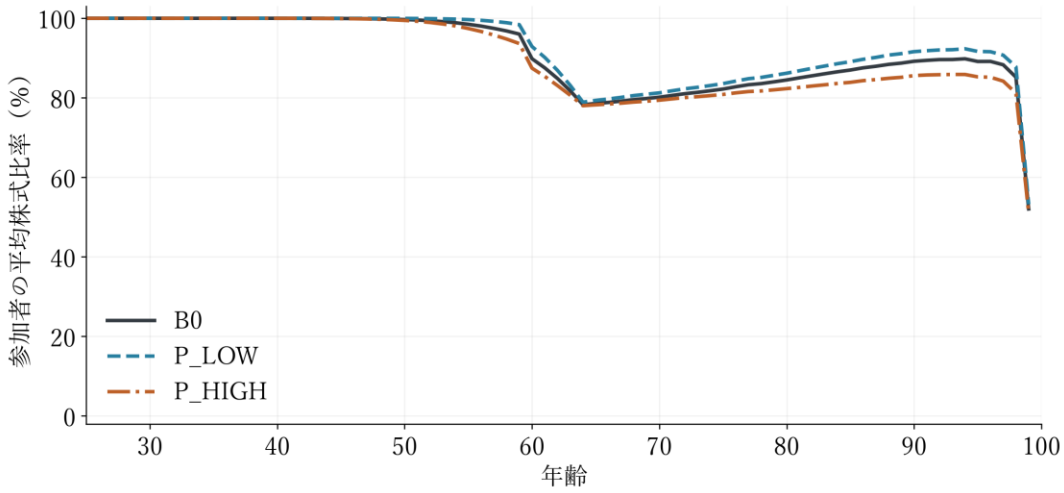

図 3　参加者に条件付く平均株式比率。参加率と別の選択を示す。参加者が 0 となる 100 歳は未定義のため線を結ばない。

若年・中年の参加者は基準設定ではほぼ全額を株式に配分する。したがって、この時期の全家計平均の株式比率の差には参加率が強く反映される。60 歳では参加者平均が P_LOW で 92.9%、B0 で 89.8%、P_HIGH で 87.5%となる。金融資産が多い過程で、金融資産中の株式比率が高いとは限らない。安全資産への配分と株式の保有額・割合を分けて読む必要がある。

一時・持続リスクの構成を変える E 比較では、40 歳の平均金融資産が E_LOW で 1,191 万円、E_HIGH で 821 万円、参加率は 89.0%と 89.8%となる。持続性 ρ は同じだが、同じ残差尺度を保つために持続革新の大きさも変わっている。一時ショックだけを単独で増減させた効果ではない。

非正規革新の N 比較では、40 歳の平均金融資産は N_MINUS で 1,074 万円、N_PLUS で 1,036 万円、参加率は 90.2%と 86.8%である。対数所得の二次モーメントが一致しても、所得水準の分布と選択は同じにならない。ただし歪度と尖度等が同時に変わる比較であり、下方リスクだけの純粋な寄与は識別していない。数値誤差と同程度の小差は方向を断定しない。

この設定の N_MINUS では、B0 より金融資産と参加率がともに高い。負側に歪む革新を認めることだけから、株式参加が低下するとは結論できない。所得リスクに対する備えと、その備えが市場への参入に及ぼす影響を同時に考える必要がある。ただし両者の寄与を分離した媒介効果の推定ではない。

以上は、資産形成を考える際に、観測所得の変動幅だけでなく、その変動がどれだけ持続し、どの成分から生じるかを確認する必要性を示す。同時に、参加者の株式比率がほぼ 100%となる設定は、本モデルの期待収益、借入制約、独立な所得リスク、単一危険資産等に条件付く。現実の家計にも同じ比率が適切だと示した結果ではない。

6　共通金融環境での感度と数値精度

6.1　金融環境を変えても残る所得過程の差

表 4 と図 4 は、初回費用、年保有費用、期待超過収益率、初期資産を一つずつ変更した結果である。各行の所得過程間では金融条件を共通にする。行をまたぐ B0 の変化は金融環境の効果、同じ行の対 B0 差はその金融環境における所得動学の効果として読む。所得過程ごとに費用を調整して、参加率を一致させたものではない。

B0 の 40 歳の参加率は、初回費用 0 万円で 92.2%、19.38 万円で 91.6%、基準 58.14 万円で 88.6%となる。期待超過収益率を 4%から 1.8%へ下げると、同じ初回費用のもとで 67.4%となる。これらの変化は、所得の残差尺度を固定しても参加率が金融環境に依存することを示す。日本の特定の観察参加率に近づいたかという評価は行わない。

40 歳の金融資産については、検討した九つの金融設定の全てで、P_LOW は B0 を下回り、P_HIGH は B0 を上回った。これらの差の方向は最後の二格子と paired 標準誤差による確認でも維持された。この範囲では資産蓄積の順位が残る一方、参加率の水準と過程間の差の大きさは金融環境に応じて変化する。確認した有限個の設定を超える一般的な頑健性は主張しない。

初期資産を 0 万円・500 万円とした B0 の 40 歳の金融資産は 980 万円・1,321 万円で、参加率は 85.8%・95.1%となる。これは資産分布を導入した結果ではなく、初期水準を共通に変える実験である。若い時期の固定費用の負担可能性には初期条件が関係し、その後の最適化によって差は変わる。

表 4　40 歳の共通金融感度と同じ環境内の対 B0 差

設定	B0 資産 万円	B0 参加 %	P_LOW 参加差 pp	P_HIGH 参加差 pp	P_LOW 資産差万円	P_HIGH 資産差万円
基準	1,055	88.6	+4.94	+11.06	-338	+454
初回費用ゼロ	1,111	92.2	+3.37	+7.62	-342	+441
初回費用中間	1,096	91.6	+3.70	+8.22	-341	+442
初期資産ゼロ	980	85.8	+6.60‡	+12.99	-313	+432
初期資産高	1,321	95.1	+2.11	+4.87	-364	+473
保有費用低	1,073	94.1	+2.93	+5.87	-340	+436
保有費用高	1,051	87.6	+5.23	+11.94	-338	+457
超過収益率低	764	67.4	+1.00	+15.72	-302	+360
超過収益率中間	915	81.6	+5.42	+16.39	-321	+429

金額は期末金融資産、差は同一金融環境内。†は未解像、‡は方向が残るが差の粗密変化が 0.2pp 超。全七過程・全指標の水準、対 B0 差、paired 標準誤差、粗密変化は ROBUSTNESS_RESULTS.csv に収録する。金融環境間の差の標準誤差は別途推定していない。

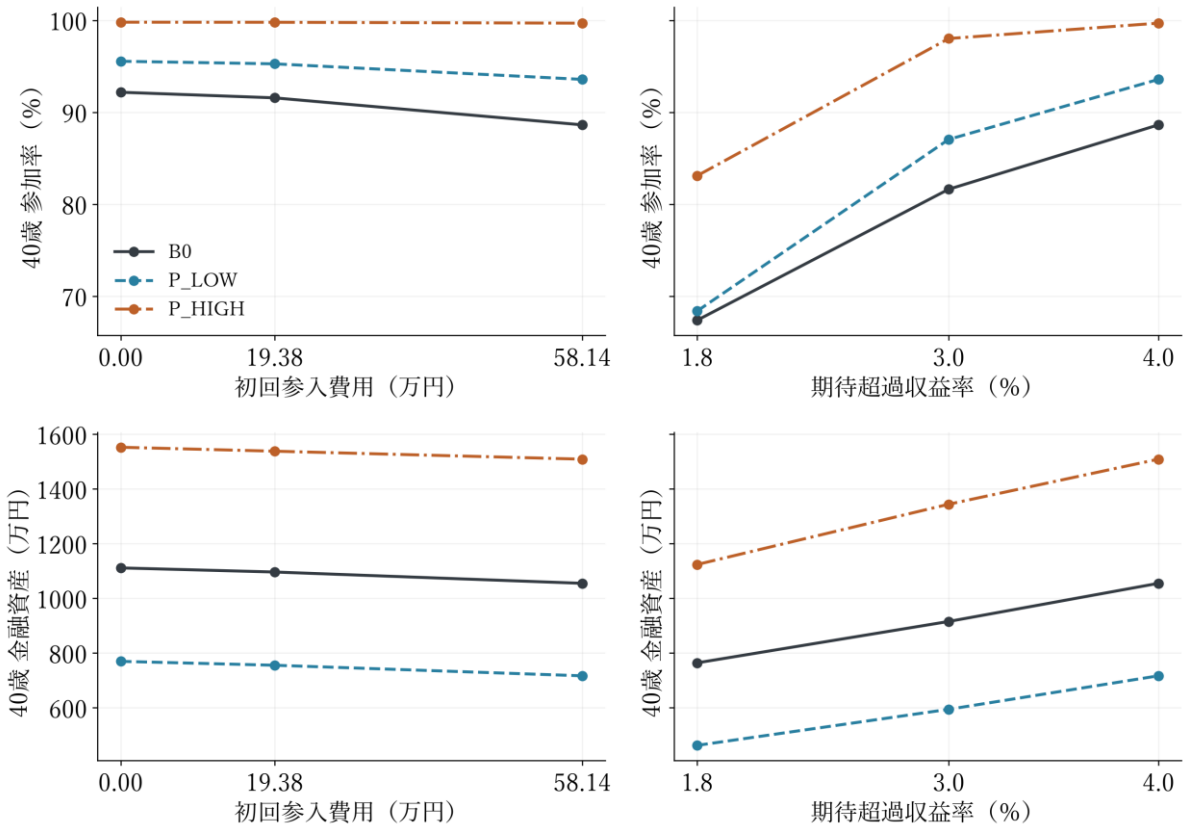

図 4　初回費用と期待超過収益率に関する共通感度。40 歳の参加率と平均金融資産。同じ行の縦軸は共通。左列は初回費用だけ、右列は期待超過収益率だけを変更し、各点で家計の消費・資産選択を解き直す。点の間は表示上の線であり、その間の設定を計算したものではない。

6.2　計算精度と境界

主実験と初回費用・初期資産感度は基本・中・細の三段階で解き直した。所得状態 81／121／161、現金 201／301／401、貯蓄 141／201／261、株式比率 31／51／81、収益積分 3／5／7、一時

所得積分 5／7／9 へ細分化した。最終段階では現金上端 300 から 400 百万円、貯蓄上端 280 から 380 百万円へ広げた。保有費用・収益率感度は中・細の二段階で確認した。

主要 4 年齢における 6 過程対 B0 の参加率・全家計株式比率 48 比較のうち、46 比較で最後の差の粗密変化 0.2 ポイント以内という運用目標を満たした。最大粗密変化は 0.220 ポイント、最大 paired Monte Carlo 標準誤差は 0.230 ポイントである。これは厳密な誤差上界や統計的な有意性の基準ではない。

表 5　主要年齢の対 B0 差の数値精度

対 B0	最大粗密変化 pp	最大 paired SE pp	0.2pp 以内	未解像数
P_LOW	0.153	0.195	8/8	0
P_HIGH	0.174	0.230	8/8	0
E_LOW	0.220	0.138	6/8	0
E_HIGH	0.122	0.177	8/8	0
N_MINUS	0.070	0.128	8/8	0
N_PLUS	0.153	0.134	8/8	0

30・40・50・60 歳の参加率と全家計平均株式比率の 8 比較。未解像は、差が最後の粗密変化または 3 標準誤差以下、あるいは二格子で符号が逆の場合。計算上の差が 0 の比較は「差なし」とし、未解像数に含めない。

八つの感度設定における同じ主要指標の 384 比較では、366 比較が 0.2 ポイント以内で、差の最大粗密変化は 0.308 ポイントだった。差の方向が未解像のものは 20 比較あり、全ての金融感度を通じて小さな差まで頑健であるとは扱わない。第 6.1 節で述べた 40 歳の金融資産の順位と、これらの参加・配分の小差は区別する。

0.2 ポイントの目標を超えたのは、E_LOW の 30 歳である。表の末尾の桁を精密な経済的差と扱わず、方向の確認と数値の解像度を区別する。小さい差について結論を強めるための事後的な精度基準の変更は行わない。

差の標準誤差は共通の経路を対応させた影響関数差から計算し、条件付き比率の分母の変動も考慮した。金額には比率の 0.2 ポイント目標を流用せず、絶対差・相対差、格子変化、paired 標準誤差を区別する。Monte Carlo 誤差、数値離散化、所得構造の仮定、公表値の丸め幅は別の不確実性である。経路数だけを増やしても格子の誤差は消えない。

初回費用 0 の全七過程・三格子は従来の年保有費用だけのモデルと一致し、最大水準差は 1.1e-11 であった。初回費用を一度だけ課すこと、退出後の経験保持、退職・終端、予算制約、配分の恒等式を検査した。予算残差の最大値は 5.7e-14 百万円である。これは実装の整合性の確認であり、実際の家計行動への適合を意味しない。

最終主実験の実現現金域外率は過程別に最大 0.00028%、貯蓄上端到達率は最大 0.00032%であった。一方、選ばれない候補も含む Bellman の実行照会に占める域外は最大 1.202%である。両者の分母は異なる。域外継続価値は端点へ固定し、年齢・上下端・状態枝別に照会回数を保存した。資産域の拡張と格子の細分化を同時に行ったため、境界処理だけの影響は分離していない。

6.3　解釈できる範囲

第一に、七過程は日本の所得動学全体を識別したものではない。KSY の残差尺度に対応する測定写像と年齢構成にも近似があり、公表された一つの分散尺度を満たすことから非線形性全体への適合は導けない。N 比較も非正規革新の比較であって、状態・年齢依存の非線形持続性を推定

した結果ではない。第二に、税引前等価所得から手取り家計資源への橋渡し、年金、全員未参入という初期条件、所得と資産収益の独立性に結果は条件付く。

第三に、本モデルは貨幣サービス、住宅保有、所得と相関する資産収益、参加後の分散投資の非効率性を扱わない。参入費用を加えたことだけで現実の参加率や現預金保有が説明されたとはいえない。外部参加率との照合には、所得標本に近い母集団と所得・資産定義の対応が必要である。今回はその条件を満たさないため、参加率の外部適合度は評価していない。第四に、結果は $\gamma=4$ と指定した金融環境における条件付き比較であり、日本人のリスク回避度や摩擦の推定、全国民への投資推奨ではない。

7　結論

同じ観測所得変動の尺度を再現しても、所得ショックの持続性・構成・分布が違えば、家計の資産形成は異なった。共通の参入費用と金融環境のもとで持続性を変えた三過程では、40 歳の平均金融資産が 716 万〜1,509 万円となった。資産形成を考えるには、変動の大きさに加えて、その影響がどれだけ続き、どのような成分から生じるかを区別する必要がある。

市場に参加するかと、参加後にどれだけ株式へ配分するかは別の選択である。資産を多く蓄積する過程が、全ての年齢で高い株式比率を選ぶとは限らない。過去の参入経験を状態に含めると、未参入、保有中、退出後を区別して生涯の選択を追うことができる。共通の費用・期待収益率・初期資産を変えた比較は、所得動学による差と金融環境による差を分けて示した。

本稿の結果は、日本の公表所得尺度を参照した条件付きシミュレーションである。所得過程全体、家計の選好、参加費用を日本データから一意に推定したものではなく、外部保有率への適合度も主張しない。この限定を明示したうえで、所得動学の仮定を検討することは、家計の消費・貯蓄・株式保有を一体として考える資産形成分析に役立つ。

付録

A　所得の測定写像と離散化

$$m_{SD}^{2}(\theta,\omega) \;=\; E[y'\,M_{\omega}\,y] \,/\, (51645-1) \tag{A1}$$

固定効果を除く 11 年の within 射影と年齢・年ダミーの射影を同じ標本上で行う。KSY 式（1）に合わせ最初の二つの年ダミーを省く。均衡パネルの初期年齢平均は 44.36−5、初期分散は $6.66^{2}\times51644/51645-10$ である。初期年齢 25〜49 歳の最大エントロピー分布はこれらと端点の最小一世帯相当の質量に整合する。初期状態・持続革新・一時成分の共分散行列を射影の二次形式に入れると表 1 の寄与が得られる。

所得の数値遷移は、各年齢の理論的な持続 SD の±8 倍を対称格子とし、既存の革新 CDF によるビン確率に最小相対エントロピーの補正を加える。条件付き平均 $\rho\eta$ と分散 σ_u^2、初期平均 0 と分散 σ_0^2 を保存するための数値処理であり、所得係数の再推定ではない。水準平均の規準化は、その遷移から前向きに求める。高次モーメントの近似は格子の粗密で別に診断する。

最終所得カーネルは今回も同一であり、持続革新を（次期状態−ρ×当期状態）/σ_u として取り出す監査を引き継げる。到達分布の中央約 98%の状態では、歪度・尖度の理論値との差の最大値は 0.012・0.034 だった。一方、全 161 状態を等しく調べると最大 0.497・1.676 となり、まれな端で高次モーメントの近似が悪化する。所得格子の平均・分散の保存と、高次モーメント全体の厳密

な保存は異なる。これらは金融側の改訂結果へ旧家計選択を流用したものではなく、同じ所得カーネルの診断である。

B　参入・退出の分母

初回参入ハザードは当期期首 I=0 の家計を分母とし、その年に初めて正の株式を選ぶ割合である。退出率は前期株式保有ありの家計のうち当期保有なしの割合、再参入率は期首 I=1 かつ前期保有なしの家計のうち当期保有ありの割合である。25 歳の前期保有は定義せず、退出・再参入率は欠測とする。表 A1 では分母を括弧内に示す。全て年齢別の生存者に条件付く。

表 A1　B0 の参入経験と参入・退出率

年齢	経験割合 %	初回参入 % (人数)	退出 % (人数)	再参入 % (人数)
25	28.5	28.49 (32,768)	— (0)	— (0)
30	78.6	13.59 (8,099)	0.93 (24,415)	26.77 (254)
40	92.9	9.74 (2,586)	0.89 (28,797)	17.91 (1,385)
50	98.7	18.99 (537)	0.27 (31,391)	21.07 (840)
60	100.0	100.00 (65)	0.00 (32,509)	100.00 (194)
65	100.0	— (0)	0.00 (32,768)	— (0)
80	100.0	— (0)	0.59 (32,436)	0.00 (332)
99	100.0	— (0)	92.06 (5,910)	0.00 (26,858)
100	100.0	— (0)	100.00 (469)	0.00 (32,299)

経験割合は当期選択後、他の率の分母は選択前に確定する。100 歳の退出は終端条件による。欠測は「—」とし、0 とは区別した。

C　再現資料と監査

再現資料は固定設計、所得係数、全 9 金融環境・7 所得過程の 25〜100 歳の 10 指標、対 B0 差、paired 標準誤差、粗密変化を含む。設定と計算コードのハッシュを結果に記録し、旧基準稿・旧結果を別に保存した。年齢別の実現域外、貯蓄上端、Bellman の上下端照会数・分母も収録する。単体テストは 10 件に合格し、費用ゼロの退化ケースを全過程・全格子で照合した。人工検査・数値整合性と、日本データによる実証的識別は別の根拠である。

参考文献

Aoki, K., A. Michaelides and K. Nikolov（2016）“Household Portfolios in a Secular Stagnation World: Evidence from Japan,” Bank of Japan Working Paper Series, 16-E-4. https://www.boj.or.jp/en/research/wps_rev/wps_2016/data/wp16e04.pdf

Arellano, M., R. Blundell and S. Bonhomme（2017）“Earnings and Consumption Dynamics: A Nonlinear Panel Data Framework,” Econometrica, 85(3), 693–734. DOI: 10.3982/ECTA13795. 本文は UCL 著者公開版、補足資料は CEMFI 著者サイト公開版を参照。

Calvet, L. E., J. Y. Campbell and P. Sodini（2007）“Down or Out: Assessing the Welfare Costs of Household Investment Mistakes,” Journal of Political Economy, 115(5), 707–747. DOI: 10.1086/524204. 本文参照版は NBER Working Paper 12030（2006）, DOI: 10.3386/w12030.

Carroll, C. D.（1997）“Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis,” Quarterly Journal of Economics, 112(1), 1–55. DOI: 10.1162/003355397555109. 本文参照版は NBER Working Paper 5788（1996）, DOI: 10.3386/w5788.

Deaton, A.（1991）“Saving and Liquidity Constraints,” Econometrica, 59(5), 1221–1248. DOI: 10.2307/2938366. Princeton University 著者公開 PDF を参照。

Gálvez, J. and G. Paz-Pardo（2026）“Richer earnings dynamics, consumption and portfolio choice over the life cycle,” Journal of Financial Economics, 176, 104206. DOI: 10.1016/j.jfineco.2025.104206. 本文の参照版は 2025 年 7 月 4 日付著者稿。

Guvenen, F., F. Karahan, S. Ozkan and J. Song（2021）“What Do Data on Millions of U.S. Workers Reveal About Lifecycle Earnings Dynamics?” Econometrica, 89(5), 2303–2339. DOI: 10.3982/ECTA14603.

Kitao, S., M. Suzuki and T. Yamada（2025）“Nonlinear Earnings Dynamics and Inequality over the Life Cycle: Evidence from Japanese Municipal Tax Records,” RIETI Discussion Paper Series, 25-E-081. https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/25e081.pdf

金融経済教育推進機構（J-FLEC）（2025）「家計の金融行動に関する世論調査」二人以上世帯調査、公表集計（年齢別手取り収入は表 80、per22501.xlsx）。https://www.j-flec.go.jp/data/kakekin_2025/

厚生労働省（2025）「令和 6 年簡易生命表」男女の年齢別死亡率。https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life24/index.html

厚生労働省（2026）「令和 7 年賃金構造基本統計調査　結果の概況」表 2。https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/chingin/kouzou/z2025/dl/02.pdf

日本年金機構（2025）「日本の国民年金制度」令和 7 年度の給付額。https://www.nenkin.go.jp/service/pamphlet/kaigai/kokunenseido.files/16Japanese.pdf

日本年金機構（2026）「は行　報酬比例部分」。https://www.nenkin.go.jp/service/yougo/hagyo/hoshuhirei.html

生成 AI の利用について

利用目的：独自コードの作成/図表の作成/文章の推敲。利用箇所：数値計算コード、図表の構成。原稿の編集・整形にも補助として使用。