

家計消費の経済分析

(12) 消費のライフサイクルプロファイル

阿部修人
一橋大学経済研究所

平成 30 年 10 月 16 日

第 9 章 消費・所得のライフサイクルプロファイル

1 導入

第 1 章の 4 節で紹介した、単純なライフサイクルモデルでは、家計は CRRA の効用関数を持ち、所得の不確実性と流動性制約に直面していた。いま、そのモデルをさらに単純化させ、所得等に関する不確実性がなく、家計は生涯所得の割引現在価値の総和 (Natural Debt Limit) 以下の額であれば自由に借り入れ可能であると仮定しよう。もしも、若年期の所得が低く、中年期においてピークに達し、引退後の所得は大きく低下するような山型の所得プロファイルに直面しているなら、図 1 で示されるように、家計は若年期に借り入れを行い、引退後に貯蓄を取り崩す¹。また、消費は生涯を通じて一定の値となる²。次に、この家計が流動性制約に直面しており、一切の借り入れが不可能であると仮定すると、ライフサイクルプロファイルは、図 2 で示されているように、消費はもはや一定ではなくなる。若年期において、借り入れが出来ないため、資産はゼロであり、所得と消費は一致する。しかし、貯蓄が可能になった時点で消費は平滑化され、その後一定となる。さらに、この家計が所得に関して不確実性に直面している状況を考え、就労期において $1/2$ の確率で所得が 50% 増加、あるいは低下すると仮定しよう。すると、この家計は予備的貯蓄を行うようになり、資産額は若年期においてもゼロにならなくなる。図 3 に示されるように、流動性制約がバインドする家計は減り、貯蓄が増加する分、消費は所得よりも低い水準となる。予備的貯蓄が生じる結果、全般的に資産蓄積は不確実性がないときに比べ高い水準となる。また、消費と所

¹図 1 は、第 1 章の最後に紹介したライフサイクルモデルにおいて、 $\gamma = 2$, $\beta = 1/R$, $R = 0.97$ としている。第 1 章と同様に、家計は 21 歳で労働市場に参入し、その時点の所得水準を 1 とし、その後年率 7% で成長し、60 歳で引退し、80 歳で死亡する。引退後の所得は、最終年における所得の 20% に低下すると仮定している。

²厳密には、さらに金利と時間選好率が一致するという条件が必要である。

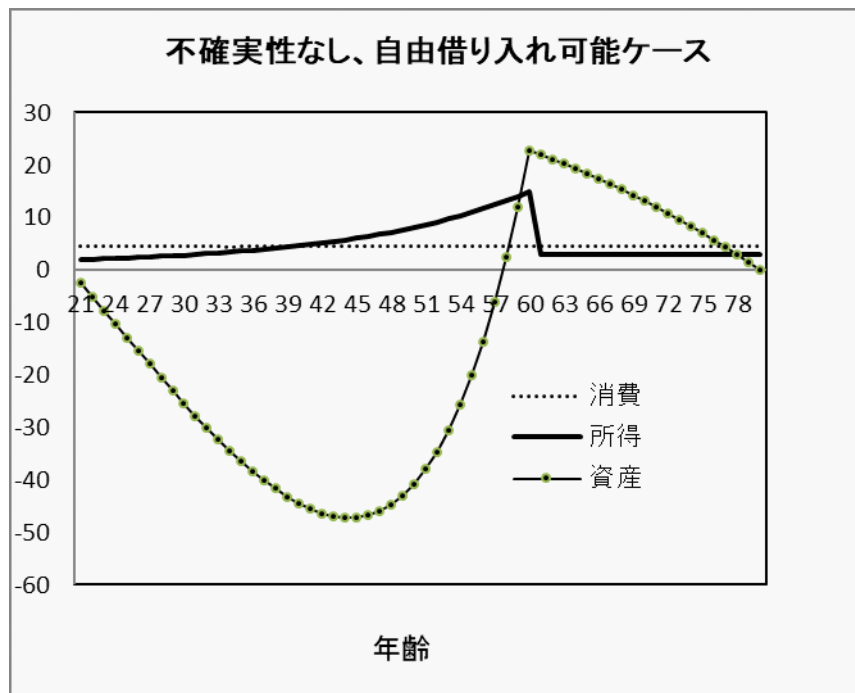


図 1: 図 1

得はほぼ連動して動き、消費プロファイルも緩やかな山型となる。このモデルにおける消費の山型の曲率は、様々なパラメーターに依存しており、CRRA 型効用関数におけるリスク回避度を高めると、予備的動機も強まり、資産蓄積はさらに高い水準となる。

家計消費の構造パラメーターを変化させると、消費や資産等のライフサイクルプロファイルは異なる形状となる。これは、消費や資産等のライフサイクルにおける変化の情報から、背後の構造パラメーターを知ることができることを示唆しており、Gourincas and Parker (2002)、Caggeti (2003) および French(2005)、等、いくつか重要な論文が書かれている。選好パラメーターを推計する際、伝統的には消費のオイラー方程式を用い、GMM 等で推計されてきた。ライフサイクルプロファイルを用いて推計する手法は、オイラー方程式を用いる手法に比べていくつかのアドバンテージがある。オイラー方程式は最適化のための必要条件の一つに過ぎず、消費の水準の情報が含まれていない。ライフサイクルプロファイルを用いる、ということは、家計の動学最適化問題をすべて解き切ることを意味しており、消費や貯蓄の水準に関する理論的な含意を用いることが可能になる。例えば、将来バインドするかもしれない流動性制約の影響を推計するのはオイラー方程式では極めて困難であるが、ライフサイクルプロファイルを用いれば、流動性制約がある状況と

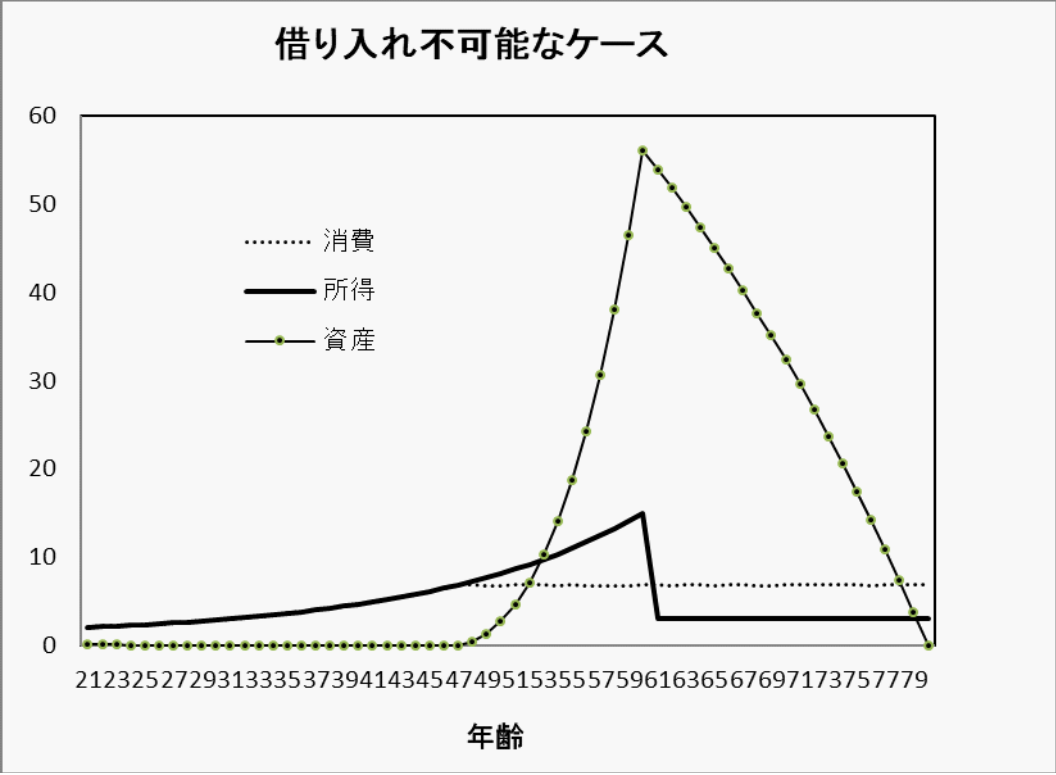


図 2: 図 2

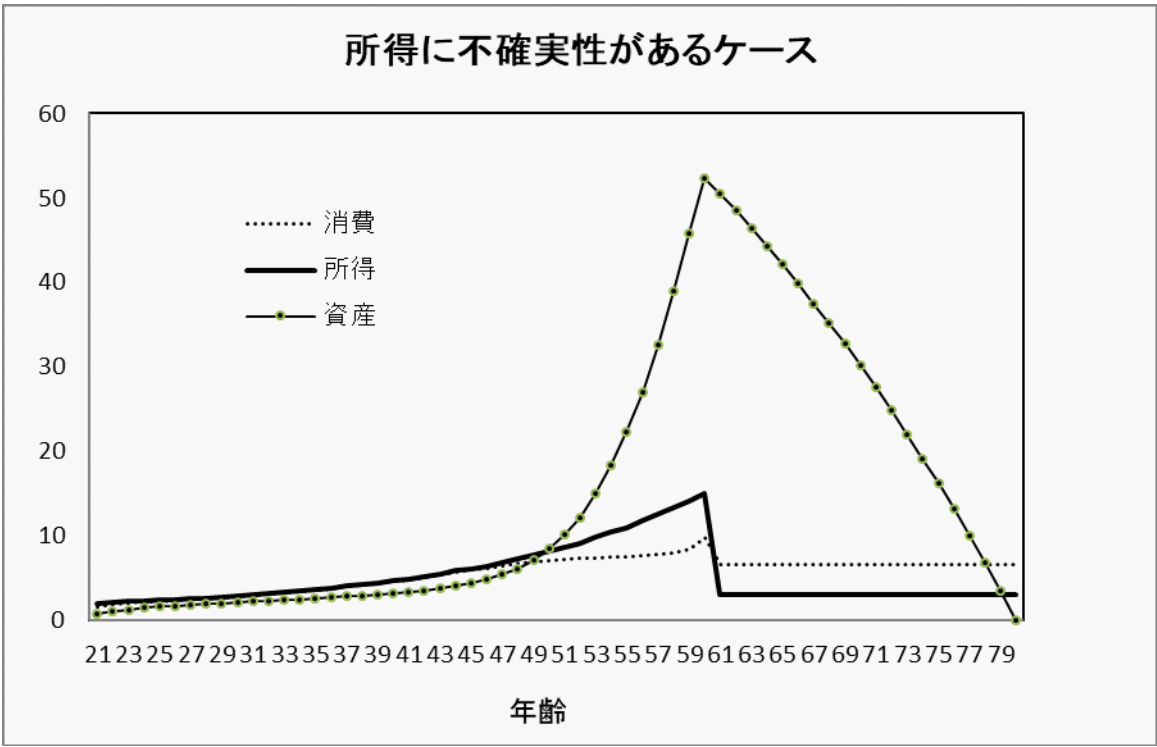


図 3: 図 3

ない状況をシミュレートして比較することで定量的に評価可能である。

オイラー方程式は、今期と来期の消費に関する条件式であるが、ライフサイクルプロファイルは若年期から老年期までの消費・貯蓄等の経路全体に関する条件であり、近年、多くの分析がなされている。また、消費や所得のライフサイクルプロファイルは、多くの国で似たような形状をしており、背後にあるライフサイクルモデルがアメリカのみではなく、開発途上国も含めて広く適用可能であることを窺うことが出来る。しかしながら、これまでの流動性制約や過剰反応に関して研究者間での意見の対立があったように、ライフサイクルプロファイルを用いる分析に対して批判的な立場の研究者も存在する。本章では、日米の様々なライフサイクルを概観した後、プロファイルを用いた用いた近年の消費・貯蓄分析を紹介する。

2 データが示す消費・所得のライフサイクルプロファイル

図4は、2000年におけるCEXによるアメリカ合衆国の食料消費支出と勤労所得の年齢プロファイルである。横軸は世帯主の年齢である。

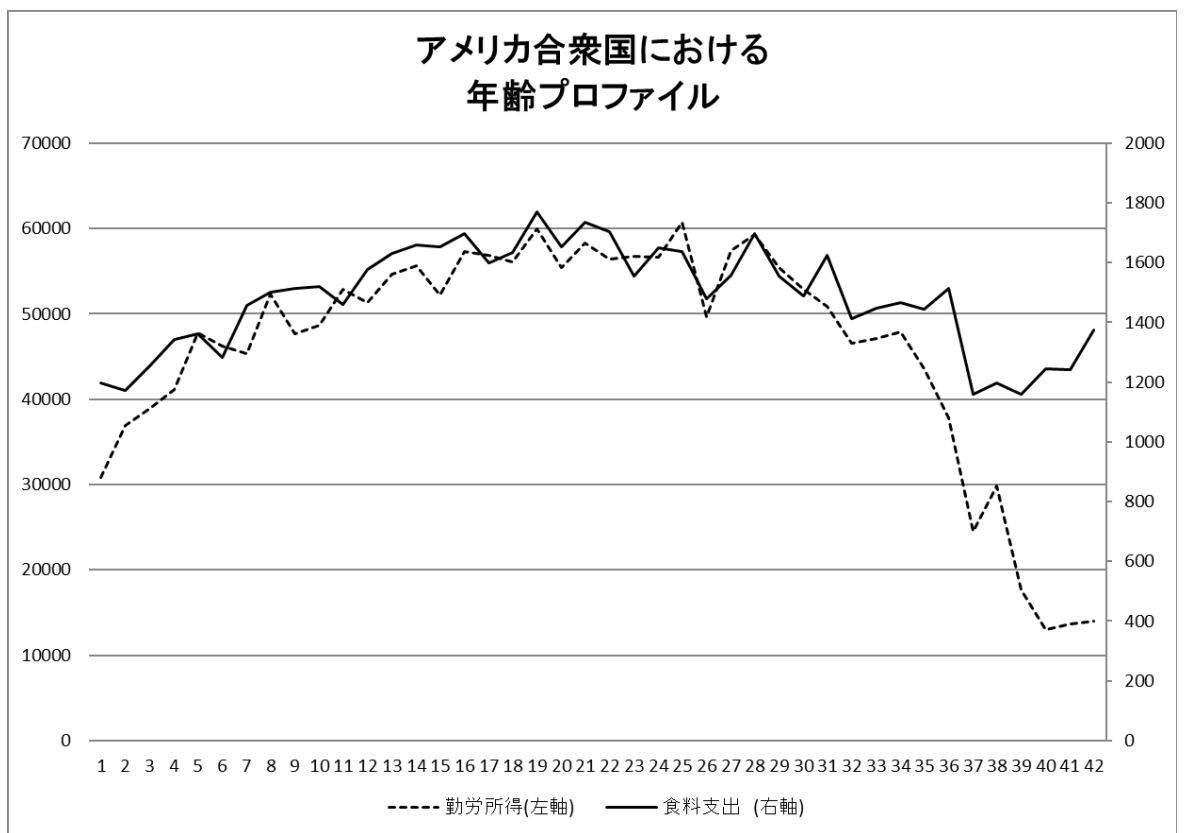
食料支出と勤労所得はほぼ平行に動いており、どちらも40代にピークがある。また、日本でも、家計消費と所得は共に山型になる。図5及び図6は家計調査における二人以上世帯の所得と総支出の対数平均値を年齢別・調査年別に描いたものであり、どちらも山型になっているが、消費に関しては40代後半、所得に関しては50代前半にピークがあり、若干のずれがある³。

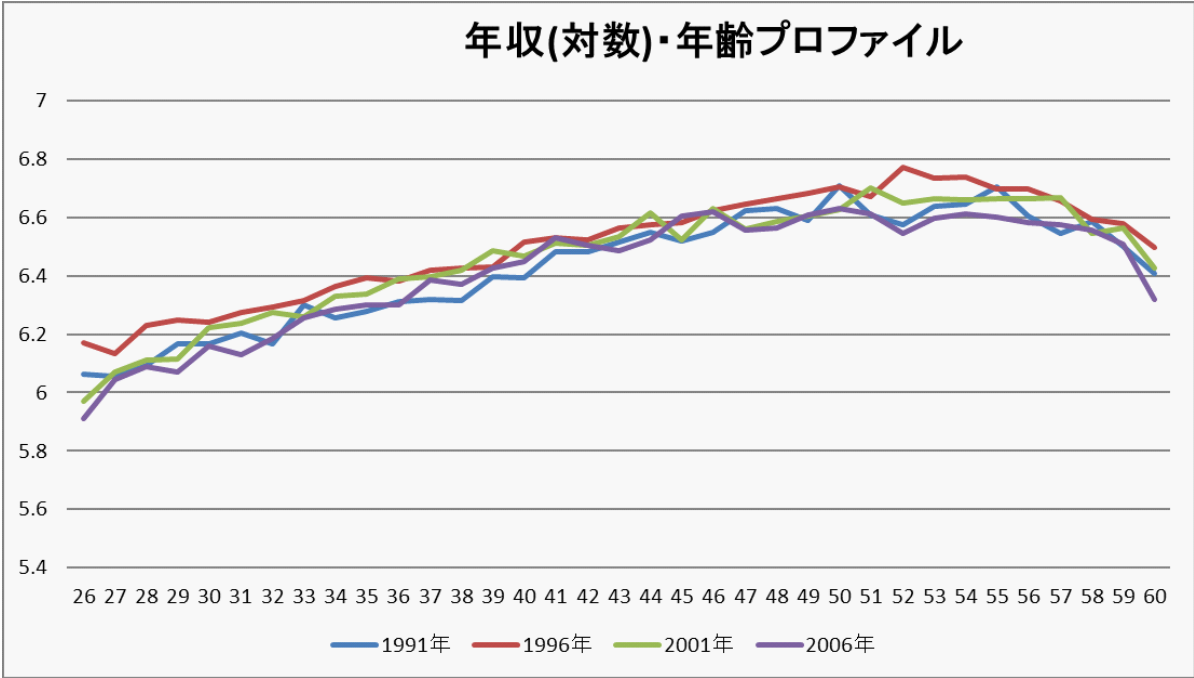
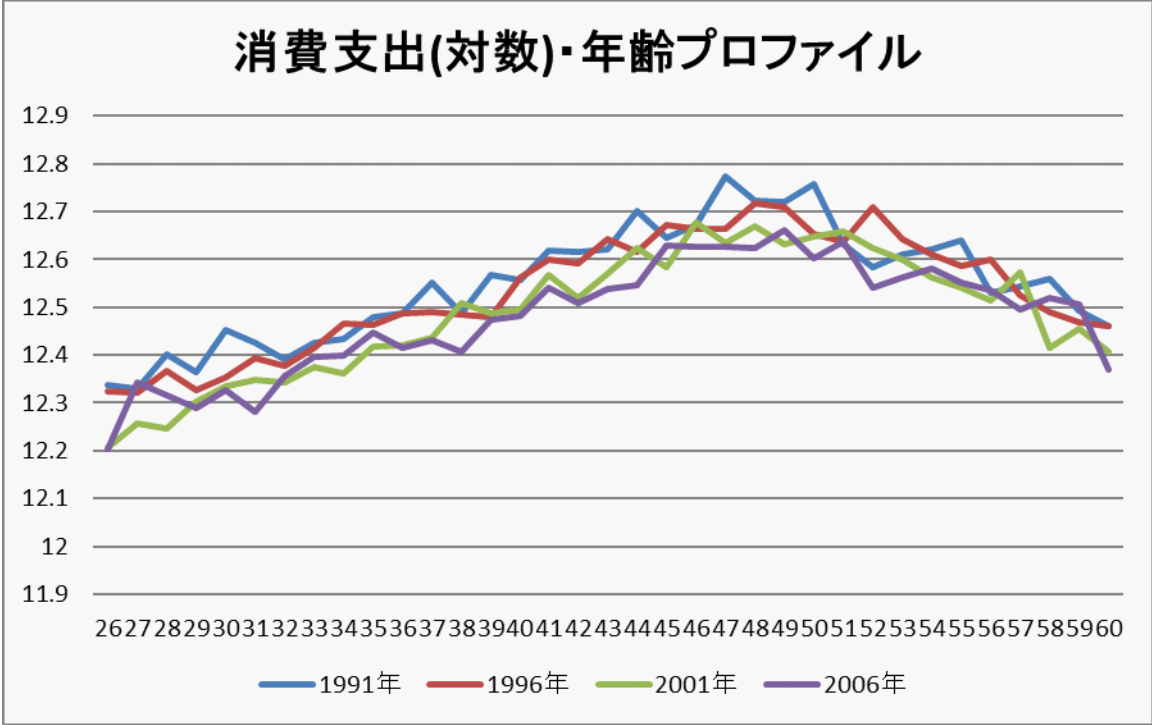
所得過程の説明の際に触れたように、アメリカのCEXでは、対数所得分散は年齢と共に増加傾向にあった。分散の加齢による増加は恒常所得ショックの推計において極めて重要な役割を果たしている。また、Blundell and Preston (1999)のように、所得分散と消費分散の情報から、恒常所得モデルの構造パラメータの推計が行われることもある。図7は、日本の全国消費実態調査に基づく、所得と消費(非耐久消費財およびサービス支出)の対数分散を年齢別に描いたものである。全国消費実態調査は五年おきに、約七万人を対象に行われる家計の収支および試算に関する実態調査であり、家計調査同様に、支出に関しては家計簿をベースにしている。また、調査期間は三か月間であり、図7は二人以上世帯の9月から11月までの支出および前年の年収データを用いている⁴。

図7から、所得分散は年齢と共に60歳まで一貫して上昇していることがわかる。消費分散に関しては、40歳まで平行、あるいは緩やかな下落があり、その後増加に転じている。所得分散が年齢とともに増加するということは、家計間での所得変化率の異質性の存在、あるいは所得に占める持続(恒

³詳細は阿部(2010)を参照せよ。

⁴データの詳細はAbe and Yamada(2009)を参照せよ。





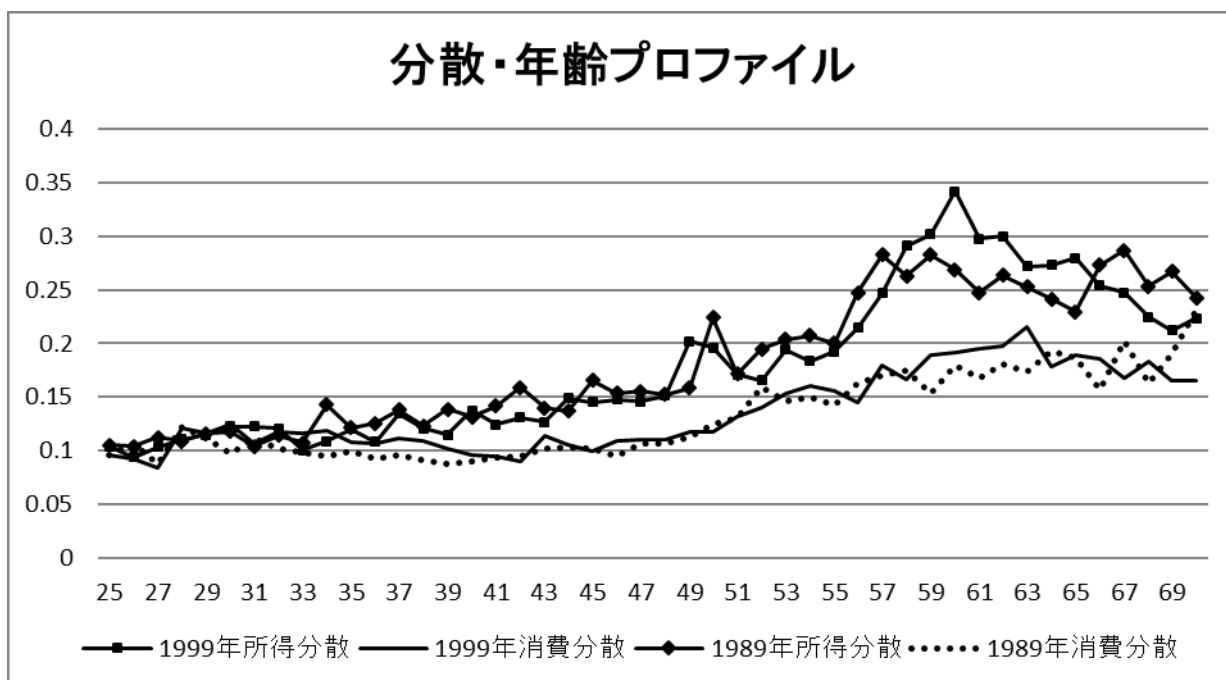


図 4: データ: 全国消費実態調査

常) ショックが重要であることを示唆している。

消費支出が所得の動きとほぼ同じになるというのは、Carroll (1997) 流の予備的貯蓄モデルと整合的である。しかしながら、日本において、消費支出のピークが所得のピークと若干ずれることは、予備的貯蓄の予測とは非整合的である。消費支出の年齢プロファイルの背後を考えると、年齢固有の効果が存在することも否定できない。20 代後半から 30 代は子供の養育にかかる費用がそれほど大きくない一方、40 代後半では、子供が高等教育に進み、教育支出額が大きくなる可能性がある。それ以外にも、住宅購入、旅行、親の介護等、様々な支出が年齢と相関があることが想定される。図 8 は、1980 年以降の家計調査が示す、家族構成と年齢の関係である。家族構成人数や年齢は明らかに年齢と強い相関があり、家族構成人数は 40 代前半でピークを迎える。

家族構成人数の平方根で支出を割ったものを等価支出 (Equivalent Expenditure) と定義し、家計調査の年収と等価支出を描いたものが図 9 である。

図 9 は、等価支出を用いると、日本における消費支出と所得のピークのずれはほぼなくなることを示唆している。

無論、家計構成人数の平方根で割るということに理論的根拠はなく、様々な等価尺度 (Equivalent Scale) を考えることが可能である。問題は、消費支

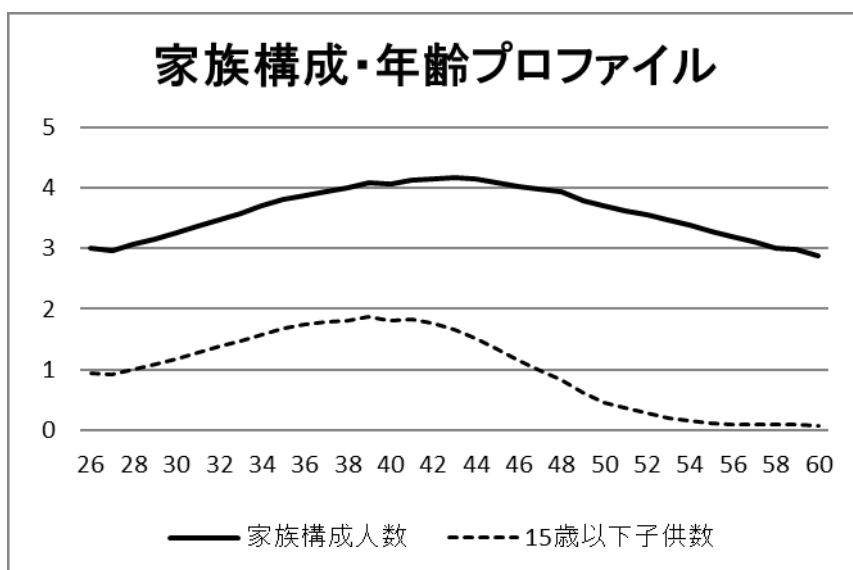


図 5: データ: 家計調査

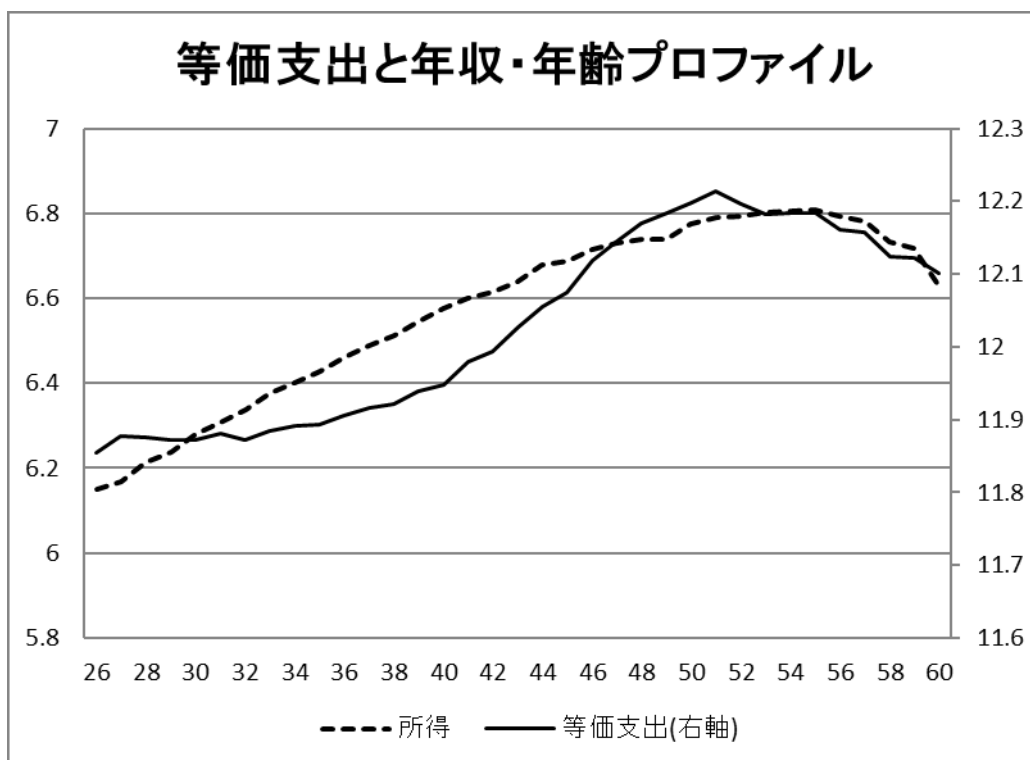


図 6: 図 9 家計調査に基づくプロフィール

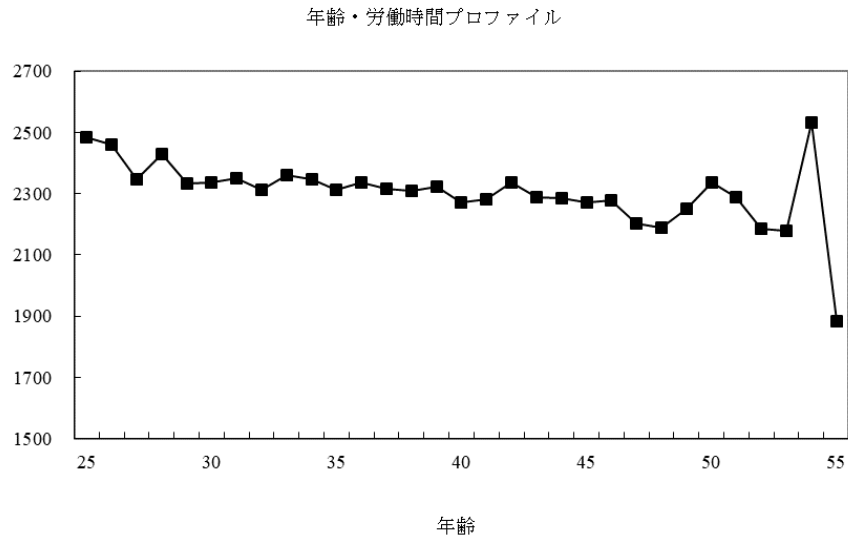


図 7: 家計研パネルデータ

出の年齢プロフィールの形状は、等価尺度の定義に極めて敏感であり、子供数や大人数に対するウェイトを変化させると、消費プロフィールのピーク的位置や曲率が大きく変化してしまうのである。

図 10 は家計経済研究所による「消費生活に関するパネル調査 (以降、家計研パネル)」による、1 年間の労働時間と年齢プロフィールである。縦軸は有配偶家計における男性世帯主の年間平均労働時間を示している。家計研パネルは若年層にサンプルが偏っているので、50 代以上の動向に関しては精度が低い可能性があるが、年間労働時間は年齢と共に低下していることがわかる⁵。

図 11 は、同じく家計研パネルを用いた、年齢と金融資産のプロフィールである⁶。

やはり、50 歳以上の家計に関しては正確に推計できていない可能性があるが、資産は年齢とともに増加していることが分かる。

⁵詳細は阿部・稲倉 (2007) を参照せよ。

⁶世帯が保有する金融資産の合計値であり、実物資産は含まれていない。詳細は阿部・稲倉 (2007) を参照せよ。

年齢・資産プロフィール

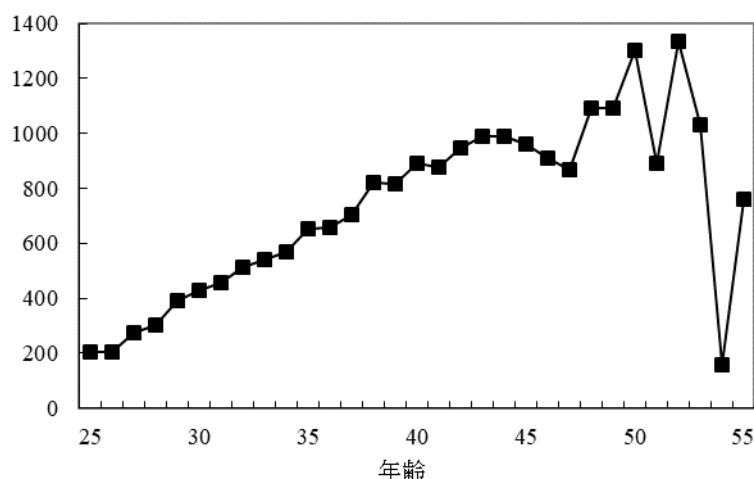


図 8: 家計研パネルデータ

3 ライフサイクルプロフィールを用いた動学構造推計

第 6 章で紹介した予備的貯蓄モデルにおいても、所得と消費支出はほぼ平行に動いていた。消費の年齢プロフィールが山型になり、所得と平行に動くこと、およびその背景に流動性制約があり、若年層が十分な借入れができなくなることにより、消費の平滑化が不可能になっている点は、1960 年代に Thuro (1969) が指摘していたが、その理論モデルの統計的検証が行われるようになったのは、近年のことである。

Gourinchas and Parker (2002) はまず、Carroll (1997) による緩衝在庫貯蓄モデルに基づく家計消費モデルを構築し、消費支出のライフサイクルプロフィールのシミュレーションを行った。次に、そのシミュレートされた消費経路と実際の消費支出の平均プロフィールとの乖離を最小にするような構造パラメータを、Methods of Simulated Moments (MSM) を用いて推計した⁷。所得過程における恒常ショックや一時ショックの分散等も推計することは原理的には可能であるが、彼らは、所得過程に関しては推計の対象から外し、推計対象を (1) 時間選好率、および (2) 異時点間の代替の弾力性 (リスク回避度)

⁷遺産動機を導入するために、Carroll (1997) のモデルに、死亡時に残す遺産から効用を得ると仮定されている。

の二つに限定している⁸。所得過程に関しては、PSID を用いて恒常所得と一時所得ショックに分解した Carroll and Samwick (1997) からパラメータを採用している。また、Carroll (1997) 等で採用されている所得がゼロになる確率 ($p=0.005$) を導入し、金利に関しては 3% で全期間一定と仮定している⁹。

時間選好率 β と異時点間の代替の弾力性を ρ とし、この二つをパラメータとして、緩衝在庫モデルを Backward Induction で解き、かつ所得の不確実性に対してシミュレーションを行うことで、第 i 回目のシミュレーションに対し、消費の年齢プロファイル $\hat{C}_t^i(\beta, \rho)$ を得ることができる。Gourinchas and Parker (2002) は、CEX から計算した各年齢における対数消費支出の平均値 $\bar{C}_t$ と、 L 回のシミュレートされた消費系列の平均値を対応させ、その乖離値を

$$g_t(\beta, \rho) = \ln \bar{C}_t - \frac{1}{L} \sum_i \hat{C}_t^i(\beta, \rho), \quad (1)$$

と定義している。そして、Weighting Matrix、 W を用い、 g を g_t のベクトルとし、 (β, ρ) に関して、40 年分の Moment Condition を 2 万回のシミュレーションにより作り出し、下記の目的関数の最小化をさせている¹⁰。

$$\min g(\beta, \rho)' W g(\beta, \rho). \quad (2)$$

この MSM は、40 個の Moment Condition を用いて二つのパラメータを推計しているため、自由度は 38 となる。推計結果は、 β は 0.96 で標準誤差は 0.0043、 ρ は 0.54 で標準誤差が 0.21 と、どちらも統計的に有意であり、かつ、その水準もよく仮定される範囲内に収まっている。ただし、過剰識別検定量、 χ^2 の値は 288 と大きく、自由度 38 の時の 5% 基準である 53 を大きく上回ってしまっている。無論、消費の平均経路を二つのパラメータのみで推計を試みているため、過剰識別検定を通過しないのは仕方ないとも考えられる。なお、一見単純に見える上記の計算は、目的関数がパラメータに関して非線形であるため、最適解を求めるのは容易ではない。Gourinchas and Parker (2002) は広い範囲内でのグリッドサーチ、すなわち、 (β, ρ) の可能な組み合わせ一つ一つに関して、その値を導入して目的関数を評価するという作業を行っている。パラメータセットの候補一つに関し、Bellman 方程式を後ろ向きに解き、2 万回のシミュレーションを行っているため、コンピューターへの負荷が極めて大きい計算となっている。

阿部・山田 (2005) は日本の家計調査を用い、Gourinchas and Parker (2002) と同様の計算を試みている。その結果は、 β は 0.98 で標準誤差は 0.0014、リスク回避度 γ は 0.63 で標準誤差は 0.048 と、どちらも有意に推計されてい

⁸それでも、133MHz の CPU で計算に 12 日間かかったとの記述がある。

⁹サンプルに含まれる家計年齢は様々であり、生涯の平均金利は家計により異なる。コホート別のライフサイクルプロファイルを用い、所得や金利もコホート別に異なる値、異なる分散の下で推計することがより望ましい。

¹⁰Weighting Matrix としては、誤差項の分散共分散行列を用いる Optimal Weigh と、単位行列を用いる単純な非線形最小二乗法の両方を試み、結果に大きな相違がないことを報告している。

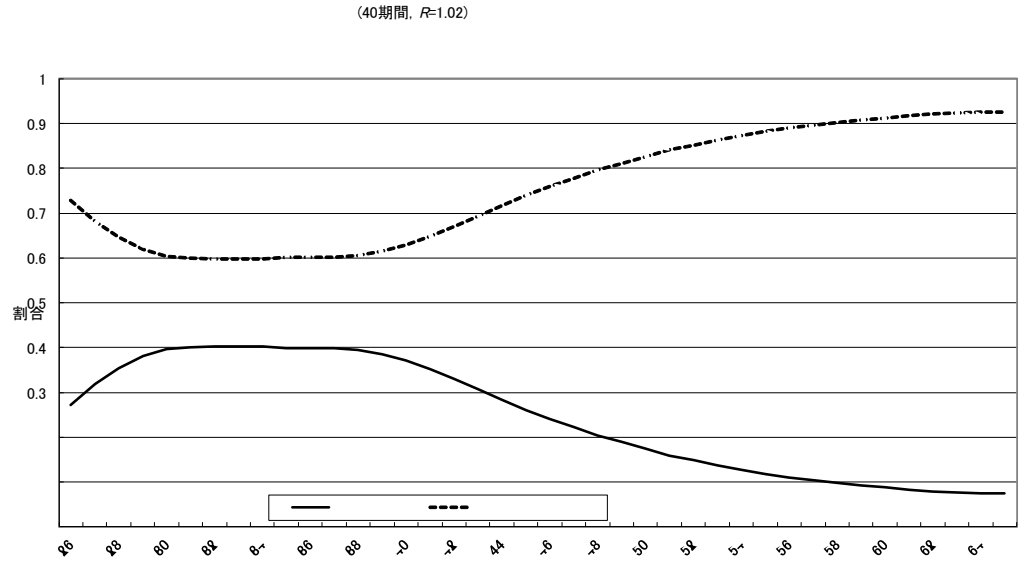


図 9: 阿部・山田 (2005) による貯蓄動機の分解

る。Gourinchas and Parker (2002) のような構造推計は、コンピューターへの負荷が大きいものの、様々な政策実験が可能であるという大きな利点がある。例えば、阿部・山田 (2005) は、モデルに含まれる不確実性を除去した場合の貯蓄額 (ライフサイクル動機のみが残る) と推計された貯蓄額の比較を試み、図 12 のような結果を得ている。

Carroll (1997) の緩衝在庫モデルでは、貯蓄動機はライフサイクル動機と予備的貯蓄動機の二つであるため、総貯蓄からライフサイクル動機によるものを引いたものは、予備的貯蓄と解釈することが可能である。図 12 から、30 代家計の貯蓄の四割が予備的貯蓄であり、40 歳を過ぎた時点でライフサイクル動機が重要になってくることがわかる。

Cagetti (2003) は SCF と PSID の資産データを用い、資産蓄積のライフサイクルプロファイルを用いた構造パラメターの推計を行っている。ライフサイクルモデルを厳密に適用すると、老年家計は意図せざる遺産 (Accidental Bequest)、すなわち、予定よりも早く死ぬことにより、使いきれなかった資産のみが遺産として残るが、実際には、老年家計の資産取り崩しはそれほど急速におきてはいない。そのため、Cagetti は、Carroll (1997) の緩衝在庫モデルに遺産 W_T からくる効用を導入し、

$$\sum_{t=0}^T \beta^t \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \beta^T \alpha \frac{W_T^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad (3)$$

を最適化させる家計を考察している。なお、資産分布は歪みが大きいため、シミュレートされた資産の平均ではなく、中央値を用いた推計を行っている。また、Gourinchas and Parker (2002) と同様、推計するパラメーターは二つ、 (β, γ) にとどめ、遺産からくる効用 α や、所得過程等は所与としている。推計結果は SCF と PSID の両サンプルで極めてほとんど同一となっており、 β が 0.99、リスク回避度 γ が 4.01 で、どちらも統計的に有意であり、かつ、Gourinchas and Parker (2002) の結果とほぼ同様の値となっている¹¹。

French (2005) は、PSID の労働時間と資産の年齢プロファイルを用い、やはり MSM を用いて構造パラメーターの推計を行っている。アメリカ合衆国においても、年間労働時間は年齢と共に減少していく。賃金は、逆に年齢とともに中年期まで増加していくので、若年期の労働の不効用が中年期に比較して低くない限り、この結果は、余暇の限界不効用が賃金に等しくなるという最適条件に矛盾する。しかしながら、予備的貯蓄モデルであれば、自由に借り入れが出来ないため、若い頃は予備的貯蓄動機による資産蓄積をせねばならず、たとえ賃金が低くとも、労働するインセンティブが生じるのである。

具体的には、French (2005) は各期の効用関数として下記のような関数形を仮定している。

$$u = \frac{1}{1-\gamma} \left[C_t^\sigma (L - H - \theta_p P_t - \phi I \{M = bad\})^{1-\sigma} \right]^{1-\gamma}, \quad (4)$$

ただし、 L は総時間賦存量、 H は労働状態、 P は労働に参加するか否かのダミー変数、 θ_p は労働に参加する際の固定費用、 M は健康状態を表す変数で、 I は不健康な状態を示す指示関数 (Indicator Function) である。労働参加に関し固定費用を設けている点、および健康状態に関する情報を利用している点が特色となっている。労働所得に関しては、恒常ショックではなく、定常な AR(1) に従うとしており、持続性パラメーターは 0.977、持続ショックの分散は 0.0141 という値を用いている。Gourinchas and Parker (2002) や Cagetti (2003) と比較し、より複雑なモデルを解いているにも関わらず、French (2005) は 7 つの構造パラメーターの推計に成功しており、どの変数も推計量に比して極めて小さな標準誤差となっており、 z 値は 200 近い値となっている。割引因子 β は 0.992 と先行研究よりも高い値になっているものの、どの推計量も問題のない範囲内に収まっている。しかしながら、過剰識別検定の値は自由度 233 に対し、800 を超えており、強く棄却してしまう¹²。

Abe and Yamada (2009) は、全国消費実態調査を用い、図 7 で見られるような消費分散プロファイルを用いた MSM を行った。図 7 からわかるように、

¹¹ 異時点間の代替の弾力性ではなく、リスク回避度の推計を行っていることに注意せよ。

¹² 労働時間の導入は、計算上の負荷が大きくない一方、消費や所得に関して多くの含意があることから、近年多くの分析が行われている。Storesletten, et al. (2001) は、労働時間の分散が年齢とともに増加しないことから、労働生産性格差の加齢効果は、労働生産性の格差拡大によるものではなく、所得に生産性とは無関係のショックによるものであると議論している。Low (2005) は French (2005) と同様に不確実性と予備的貯蓄動機が若年期における労働供給の増加をもたらすことをカリブレーションにより示している。

The Variances of the Logarithms of Consumption (Data and Simulation)

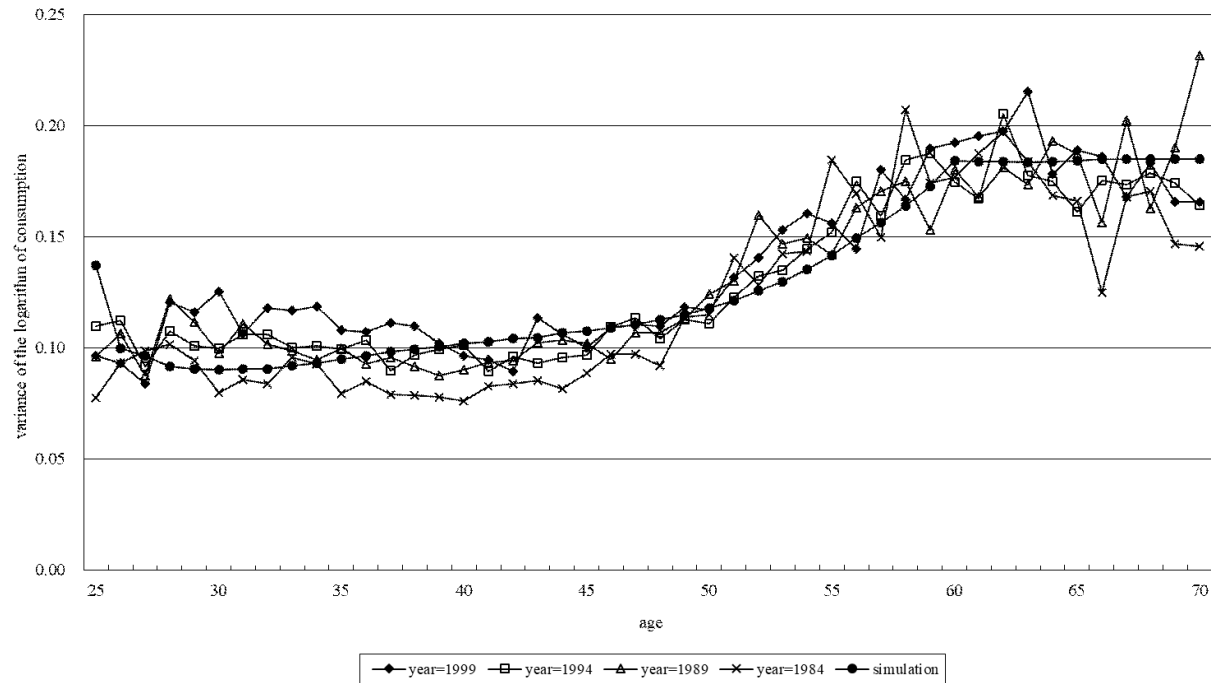


図 10: Abe and Yamada (2009) による対数消費分散のデータと予測値

日本の家計消費分散は40代中頃まで上昇しない。一方、所得分散プロファイルをよく観察すると、40代半ば頃から分散の増加速度が増加している。そこで、Abe and Yamada (2009) は、所得の恒常ショックの分散が途中で変化することを許容する所得過程を推計し、40代後半から恒常ショック分散が増加することを確認し、その上でCarroll (1997) の緩衝在庫モデルを用い、対数消費分散水準および、対数消費分散の階差両方を用いたMSMを行った。図13は推計されたパラメーターの下での消費分散と、全国消費実態調査から得られた消費データの分散を描いたものである。シミュレートされた消費分散において、25歳から27歳までの間、消費分散が低下しているのは、初期資産分布にある不平等が、適切な緩衝在庫水準に達することで低下し、結果的に消費の分散も低下するためである。全体的に、消費分散のデータとシミュレートされたパスはよく似たものとなっている。

4 死亡時期に関する不確実性

所得以外にも、人生には様々な不確実性が存在する。自分が死ぬ時期がはっきりしないことも、不確実性の一つである。もしも完全な年金市場が存在し、自分の資産を年金基金に供託し、同世代の死亡確率の逆数と同じだけの金利を得られるならば、自由な借り入れが出来る限り、消費支出のプロファイルは死亡時期の不確実性がない時と同様に、水平となる。なぜなら、正の死亡確率は時間選好率を高める効果があるが、金利がその分だけ高まるため、消費のオイラー方程式に変化は生じないためである¹³。しかしながら、もしも年金市場が完全ではなく、自分の資産が使い切らずに残ってしまう可能性がある時、消費支出の年齢プロファイルは水平ではなくなる。

Hansen and Imrohoroglu (2008) は、所得や選好に関する不確実性は排除し、死亡時期に関する不確実性のみを導入した動学一般均衡モデルを構築し、死亡時期の不確実性が消費の山型のプロファイルを作り出すことを報告している。死亡時期に関する不確実性が消費のプロファイルに影響を与えるメカニズムは単純である。今、図 14 のような生存確率 S_t に家計が直面していると仮定しよう¹⁴。

単純化のため、所得に関する不確実性はなく、 $\beta R = 1$ を仮定する。また、年金も生存確率には依存せず、自由な借り入れが可能であると仮定しよう。各期の効用関数が CRRA のとき、家計の効用関数は下記のようなになる。

$$\max E[U] = E_0 \left[\sum_{t=1}^T \beta^t P_t \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right]. \quad (5)$$

このときの消費と所得のライフサイクルプロファイルを描いたものが図 15 である。

図 15 では、引退時期まで消費はほぼ直線であるが、死亡確率が正の値をとりはじめると消費は低下していく。この理由は、来期に死亡する確率があると、貯蓄が無駄になってしまうため、今のうちに消費しておくインセンティブが働き、将来を大きく割り引くようになるためである。図 15 のままでは消費プロファイルは山型にはならないが、 $\beta = 0.97, R = 1.05$ と $\beta R > 1$ に設定すると、図 16 が示すように消費プロファイルは山型となる。このケースでは、死亡は単に来期の効用がゼロになるということのみを意味するが、死亡に際して、様々な追加費用を設定することも可能である。そのとき、死亡に備える予備的貯蓄が発生することになり、消費のプロファイルはさらに複雑なものとなる¹⁵。

¹³死亡時期の不確実性が消費の最適動学経路に時間選好率の変化と同様の影響を与えることは、古くから Merton (1971) によって指摘されている。

¹⁴図 14 の生存確率は効果を明確にするため極端な形状としている。日本の生存確率は、厚生労働省が生命表として web サイトで公表している。

¹⁵死亡時期や健康状態に関する不確実性が貯蓄や遺産に与える影響については非常に多くの分析がある。特に影響力が強かったものとしては Hurd (1989)、近年の分析に De Nardi, et al. (2010) がある。

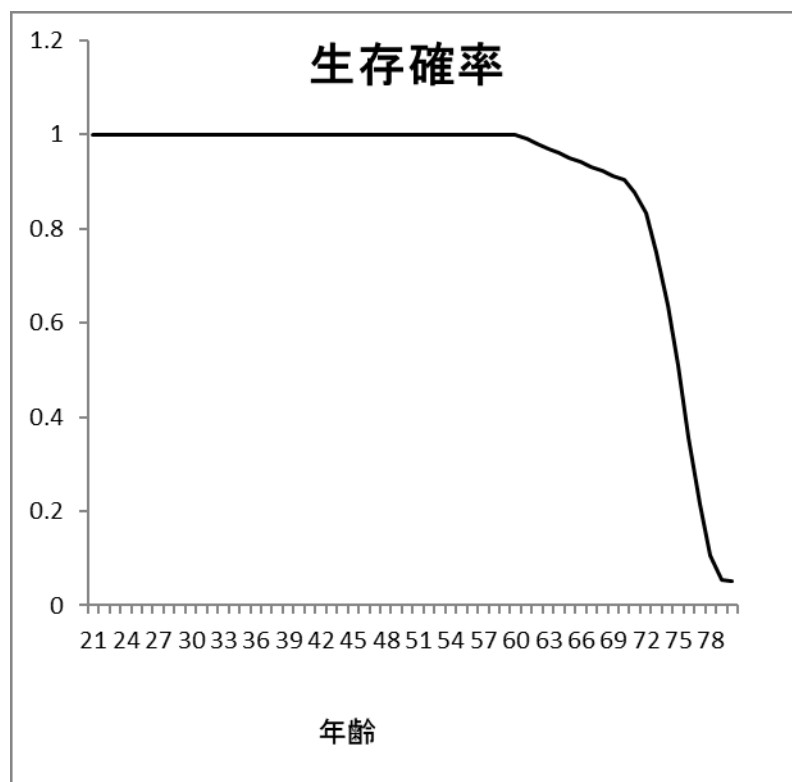


図 11: 図 14

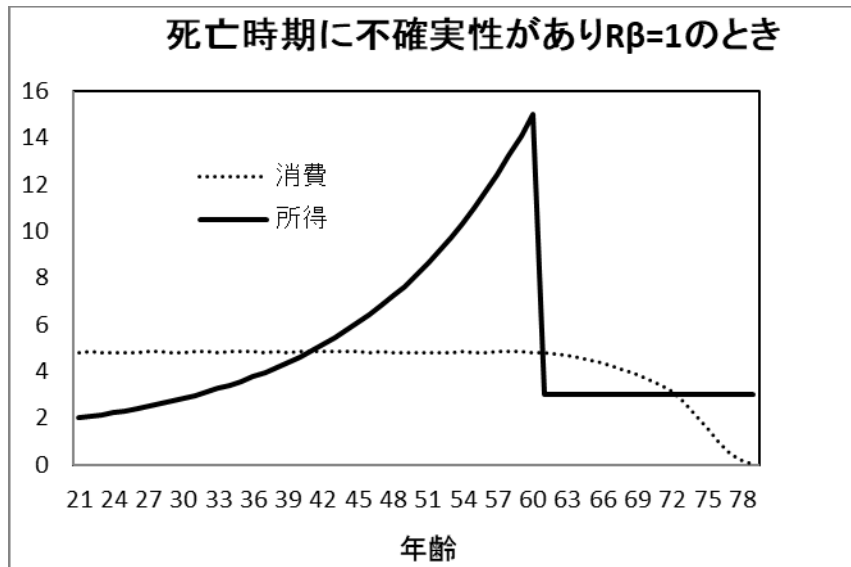


図 12: 図 15

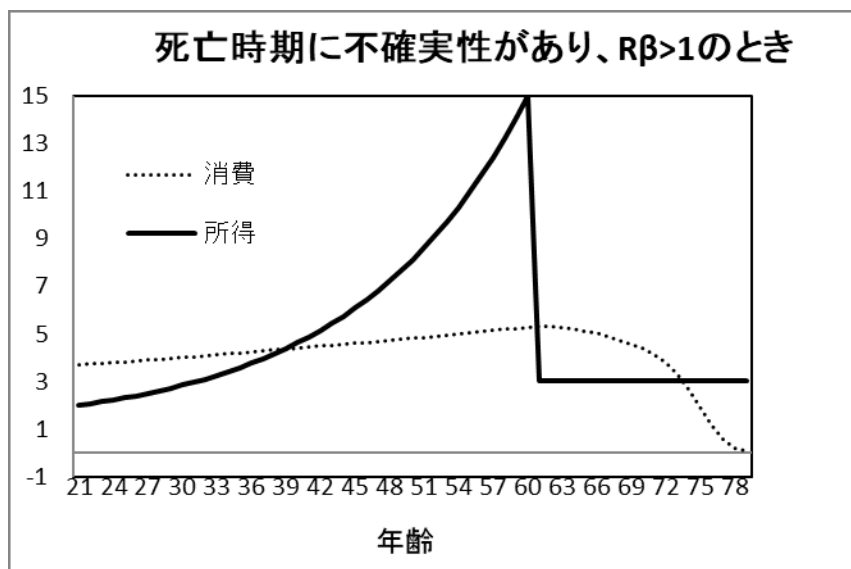


図 13: 図 16

死亡確率が外生的であり、健康投資等に依存しない場合、そして、死亡するという Event に関し、単にその後の効用の流れがなくなる、あるいは遺産を残すことから効用を得る、と仮定するのみであれば、死亡確率を動学モデルに組み込むことは容易である。また、死亡確率の値に関しても、人口予測の基礎資料として、多くの国で公開されており、容易に入手可能である。Gourinchas and Parker (2002) は死亡時期を 88 歳で固定していたが、Abe and Yamada (2009) は日本の死亡確率を考慮した推計を行っており、French (2005) もモデルに組み込んだ上で推計を行っている。したがって、Hansen and Imrohoroglu (2008) の指摘した効果は、既に多くの研究で考慮されているとすることができる。しかしながら、年金市場の効率性と山型の形状の形状に関しては多くの分析では明示的に分析されていない。Gourinchas and Parker (2002) は、高齢期における様々なリスクをモデルから捨象した理由として、高齢者が直面するリスクに関する情報が欠如していることをあげている。Hansen and Imrohoroglu (2008) のメカニズムで生じる消費のピークは引退後となるので、推計の際、高齢家計の動向を無視することで、単純化の影響を抑えることは可能である。しかしながら、もしも死亡時期において、延命のために多額の追加支出が必要になる場合、高齢家計が直面するリスクの影響は、中年期の消費・貯蓄行動まで及んでいる可能性もある。高齢家計が直面するリスクの推計は非常に困難であり、医学と経済学が共同でデータの蓄積と分析を行う必要がある。医療と経済活動に関する、高齢者を対象とする大規模かつ包括的なパネル調査として、アメリカでは、Health and Retirement Survey (HRS) が、ヨーロッパでは Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) が広範囲に行われているが、日本では、残念ながら少数の地域において調査が行われているのみである¹⁶。

5 世代効果、年齢効果、時間効果および家族効果

今までは、家計消費支出の年齢プロファイルを描くときに、データのクロスセクション方向の集計量を利用してきた。しかしながら、1980 年生まれの 20 代と 1960 年生まれの 20 代では支出額は明らかに異なる。この違いは、経済成長が支出に与えるマクロ的な影響が反映されているが、そのマクロ効果も、全ての年代に等しく影響を与えるとは限らない。具体的には、ある家計の支出額は、その生まれ年 (コホート効果)、年齢 (年齢効果)、支出が行われた時 (時間効果)、および、家計構成人数やその構成 (家族効果) を考える必要がある。いま、家族効果をしばらく無視し、コホート効果、年齢効果、および時間効果のみに限定し、消費をそれぞれ三つの効果に分解可能であると仮

¹⁶ 厚生労働省は中高年者縦断調査を平成 17 年から毎年行っており、健康状態と経済状況の調査を全国的に、かつ大規模に行っている。しかしながら、質問数が少なく、特に経済活動に関する情報は乏しい。例えば、世帯所得の項目はなく、支出に関しては、調査前 1 ヶ月の家計支出額の質問があるのみである。

定しよう。すなわち、 h 年に生まれた家計 i が a 歳の時、 t 年における支出額のデータがあれば、

$$C_{ath}^i = \text{const} + A\alpha + H\beta + D\delta + v, \quad (6)$$

ただし、 A, H, D はそれぞれ年齢、生まれ年、および時間ダミーであり、 α, β, δ はそれぞれのダミーにかかる係数ベクトル、 v は標準的な仮定を満たす誤差項である。定数項が入っているため、上記の回帰を行う場合、 A, H, D それぞれから、一つずつダミー変数を除外する必要がある。しかしながら、それだけでは上の式は推計できない。なぜなら、生まれ年に年齢を加えると現在の時間となり、 A, H, D は線形従属になっているためである。世代効果と年齢効果、および時間効果は、ダミー変数では分解不可能なのである。

それぞれを分解する方法の一つは、各効果のうち、少なくとも一つについて多項式などの関数形を仮定することである。例えば、年齢に関しては二次関数で近似すれば、三つの効果は分離可能となる。しかしながら、これは関数形の形状に依存した識別になり、関数形に依存するという欠点がある。よく用いられている手法は Deaton (1997) が提唱したものであり、時間効果に対し下記のような制約を加えるものである。まず、時間の流れを、観察初期点を 1 に基準する。第二に、基準化された時間に対するダミー d_t を下記のように変形し、新たな時間ダミー d_t^* 、

$$d_t^* = d_t - [(t-1)d_2 - (t-2)d_1], \quad (7)$$

を作成する。ただし、 d_t^* は $t \geq 3$ でしか定義されていない。すなわち、最初の二つの時間ダミーを落としていることになる。この変換により、時間効果はトレンドと直交し、時間効果の総和はゼロになる。この他にも、世代や年齢の分け方を一年刻みではなく、五年刻み等にする等の手法が考えられる。無論、この世代効果と年齢および時間効果を識別するためには、長い期間の調査が必要である。同一年齢で、異なる調査年、あるいは異なる生まれ年の観察値が多数存在しないと正確な計測は難しい¹⁷。

家計支出データにおける家計間の差異を説明する上で、世代効果、年齢効果、時間効果、および家族効果のどれが支配的であるかについては論争が存在する。Attanasio and Browning (1995) はイギリスの Family Expenditure Survey (FES) を用い、家計支出の年別コホート単位の支出平均値を様々な家族構成変数に回帰した残差が年齢に依存しないことを指摘し、年効果とコホート効果、および家族効果を除去すれば、年齢効果は無視できると主張している。これは、消費支出と年齢の間に逆 U 字型の関係が生じるのは、家族効果は無視したことによる見せかけの相関であり、その形状を説明するための構造モデルの推計を試みる Gourinchas and Porek (2000) 等の一連の分析は的外れのことをしていることを意味する。また、Attanasio et al. (1999)

¹⁷ コホート効果の識別に関しても膨大な量の研究がある。近年では、Heathcote et al. (2005) および Hall, et al. (2007) がある。

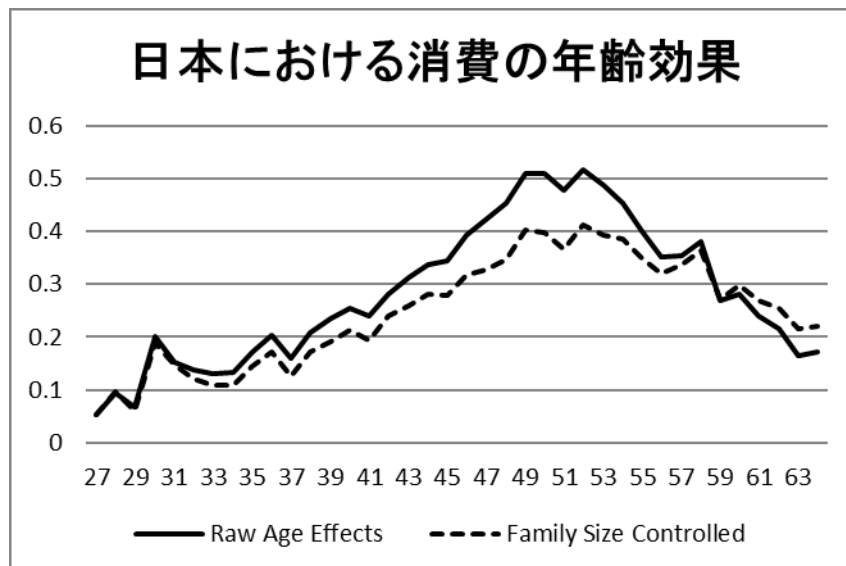


図 14: 消費支出の年齢プロファイルと家計構成の影響

は、アメリカの CEX を用い、やはり、家族効果を除去すると、消費支出に対する年齢効果はかなり低下することを指摘している。

Fernandez-Villaverde and Krueger (2007) は、Attanasio 達による一連の研究を批判し、Deaton (1997) に即したコホート効果および時間効果の除去を行い、さらに年齢効果に関しては年齢ダミーではなく、セミパラメトリック推計を行うと、消費支出の山型の 50% は家族構成により説明可能であるが、残りの 50% は家族効果以外の説明が必要であるとしている。

図 16 は、慶應大学のパネルデータ (KHPS) の 2004 年から 2009 年までの有配偶家計のデータを用いて、年齢効果を抽出したものである。具体的には、26 歳から 64 歳までの家計支出データを用い、27 歳から 64 歳までの年齢ダミー、2005 年から 2009 年までの年ダミー、および、1950 年代、60 年代、70 年代、および 80 年代生まれのダミーに対数支出を回帰した時の、年齢ダミーの係数をプロットしたものである。点線は、さらに、(1) 家計構成人数ダミー、(2) 18 歳以下子供数ダミー、(3) 18 歳以下、就労していない子供の数ダミーに回帰したときの、年齢ダミーの係数を示している。点線と実線を比較すると、家族構成をコントロールすることにより、確かに消費の山型は弱くなり、消費はなだらかになるが、その減少幅は最大でも 30% に留まっており、家族構成以外の情報が山型の背後にあることを強く示唆している。

6 結語に変えて

動的計画法を数值的に、現実的なパラメーターの下で解くことが可能になったことで、消費分析はオイラー方程式のみではなく、ライフサイクルにおける消費の挙動全体を分析対象にすることが可能となった。コンピューターの性能の向上およびプログラミング技術の進化により、動的計画法の状態変数に数種類の変数を許容することで、単純な予備的貯蓄モデルを大幅に拡大する試みがなされている。若年期における耐久消費財購入行動に注目した Fernandez-Villaverde and Krueger (2007)、所得・消費分散の乖離に関し、社会保障システムが果たす役割に関して分析した Storesletten et al. (2004)、同じく、所得・消費分散間の乖離を Alvarez and Jermann (2000) に沿った動的契約モデルをカリブレートすることで、信用市場の内生的発展により説明を試みている Krueger and Perri (2006)、家計が借入れと証券購入を同時に行うことを許容するモデルを用い、資産・ライフサイクルプロファイルの分析を行った Davis, et al. (2006)、子供と親との同居選択をモデルに組み込み、所得変動に対する保険としての同居の分析を行った Kaplan (2010) 等、注目すべき研究が次々と発表されている。特に、住宅購入決定をモデルに取り込み、住宅価格の(外生的)変動が住宅保有者と非保有者の消費や厚生に影響を与える効果を分析した Li and Yao (2007) の分析は、1980 年代に大きな不動産バブルを経験した日本家計にとっても重要な含意がある。住宅購入行動を動学モデルに組み込む試みは現在の最先端であり、今後急速に進展するものと思われる。