

# 時間選好率の年齢別不均一性\*

平田憲司郎<sup>†</sup>  
大阪大学大学院 経済学研究科

## 要旨

本稿では、個票データよりも入手が容易な集計化データを用いて、日本における時間選好率の年齢別不均一性の度合を計測している。集計化データを用いた場合に生じる小標本の問題を克服するために、被説明変数として国債の複数年満期のスポットレートのデータを用いている。その結果、時間選好率が若年期から中年期にかけて有意に低下することと、中年期から老年期にかけて有意に上昇することを示している。

キーワード：時間選好率の推定，国債のスポットレート，異時点間の消費決定

## 1 はじめに

代表的個人モデルを用いた研究の多くが、モデルの単純化のために、時間選好率は一定でかつ経済を構成する主体間で等しいと仮定している<sup>1</sup>。本稿では、時間選好率が主体間で等しいとする仮定の妥当性について、実証的な検討を試みている。

時間選好率の年齢別不均一性についての実証研究には、個票データを用いて検証した先行研究がいくつか存在する。Samwick [1998] は、*Survey of Consumer Finance* の個票データを用いて、個票データに報告されている wealth-income 比を尤も説明できる時間選好率の値を推定している。その結果、年齢階層が上昇するとともに、時間選好率は低下することを示している。Donkers and Soest [1999] は、アンケート調査の結果から、年齢階層が上昇するとともに、時間選好率が低下することを示している。一方で、Trostel and Taylor [2001] は、消費を享受する能力が肉体系や精神面の能力に正相関すると考え、肉体的・精神的能力の加齢による低下が消費を享受する能力の低下をもたらすことによって、将来の消費に対する割引が大きくなるという仮説を立てた。そこで、PSID の個票データを用いて、消費成長率を安全資産利子率や年齢などの説明変数で回帰して仮説を検証し、年齢が上昇するとともに、時間選好率も上昇することを示している。また、Harrison, Lau and Williams [2002] は、デンマークでの経済実験の結果から

---

\*本稿の執筆にあたっては、本多佑三、池田新介、福田祐一、堀敬一、田中隆一、高木真吾の各氏より大変貴重な助言をいただいた。また、本研究にあたって 21 世紀 COE (大阪大学) から研究助成をいただいた。記して感謝を表したい。

<sup>†</sup>〒 560-0043 大阪府豊中市待兼山町 1-7 e-mail: hiratakenjiro@srv.econ.osaka-u.ac.jp

<sup>1</sup>時間について分離可能な CRRA 型の生涯効用関数のもとでは、ある一定の条件を満たせば、経済を構成する主体の異時点間の限界代替率は主体間の生涯所得の差に依存せず、したがって総消費量を用いて限界代替率を測ることができる (Rubinstein[1974])

得られた時間選好率を年齢階層別のダミー変数に回帰した結果、時間選好率は40代で最も低く、時間選好率は年齢に関してU字型の形状をとることを明らかにしている。

これらの既存研究の結果をまとめると、時間選好率が経済を構成する主体間で等しいという帰無仮説は有意に棄却されているものの、時間選好率と年齢の関係については、研究ごとに結果が異なっていることがわかる。また、これらの既存研究は、時間選好率の推定に用いているアンケートの調査項目や個票データの変数が研究ごと異なっている。さらに、アンケート調査や個票データは入手が困難であるために国際比較を容易に行うことができない。

本稿では、各国で容易に入手できるデータを用いて実証分析することが可能となるフレームワークを提示した上で、日本のデータを用いて時間選好率の年齢別不均一性を検証している。

多くの国で容易に入手できるデータとして、集計化された家計の消費支出データが挙げられる。しかし、集計化されたデータを用いて実証分析をした場合には標本数を増やすことができないという問題が発生する。本稿では、集計データを使用しかつ標本数を増やすための方法として、被説明変数として用いる変数に、1年間の安全資産利子率のみを用いるのではなく、国債の流通市場で観察される債券価格から計算可能な複数年満期のスポットレートのデータも使用して推定をおこなっている。完全予見の世界のもとでは、スポットレートの金利期間構造は将来の金利予測を精確に織り込んでいる。したがって、スポットレートのデータを現時点の消費と複数年先の消費の異時点間の配分についての1階条件に用いることが可能となる。さらに、複数年先の消費の異時点間の配分に関する1階条件からも推定式を導出することができるから、標本数を増やすことが可能となる。

この新しいフレームワークを用いて実証分析をおこなった結果、本稿では時間選好率が若年期から中年期にかけて有意に低下していることと、中年期から老年期にかけて有意に上昇していることを示している。

本稿は、第2節で時間選好率が年齢ごとに異なるモデルを構築し、1階の条件を導出する。第3節では、時間選好率の年齢別不均一性を計測するための推定方法を提示する。第4節では、推定結果と今後の課題を述べる。

## 2 モデル

この節では、年齢によって時間選好率が異なる場合の、異時点間の消費決定の最適化問題を提示する。ここでは、将来の経済の状態について完全に予見できることも仮定する。また、各主体は  $A$  歳まで生存し、寿命の不確実性はないとする。

各主体は時間について分離可能な CRRA 型の生涯効用関数もつと仮定する。ここでは、 $t$  年

に  $a$  歳となる  $t - a$  年生まれの世代  $t - a$  の  $t$  年における異時点間の消費決定問題を例にとって考えよう。世代  $t - a$  に属する主体の  $a$  歳の時点 ( $t$  年) における生涯効用関数は次式のようにあらわすことができる。

$$U_{t-a,a}(c) = \sum_{j=a}^A \left( \frac{1}{1 + \rho_a} \right)^{j-a} \frac{c_{t-a,j}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (1)$$

ただし、 $\rho_a$  は  $a$  歳の時点における最適化問題に用いる割引率をあらわしている。 $\rho_a$  の添字  $a$  は、最適化問題を考えている時点の年齢によって時間選好率が異なることを意味している。 $c_{t-a,j}$  は  $j$  歳の時点における消費水準を、 $\gamma$  は世代・年齢の違いに関係なく全主体で共通の危険回避係数を表している。

世代  $j$  に属する主体の  $a$  歳の時点におけるの予算制約条件は、

$$W_{t-a,a} + Y_{t-a,a} + \sum_{j=a+1}^A \frac{1}{\prod_{s=a}^{j-1} (1 + r_{t-a,s})} Y_{t-a,j} = c_{t-a,a} + \sum_{j=a+1}^A \frac{1}{\prod_{s=a}^{j-1} (1 + r_{t-a,s})} c_{t-a,j} \quad (2)$$

である。ただし、 $W_{t-a,a}$  は世代  $t - a$  に属する主体の  $a$  歳の期首における資産をあらわし、 $Y_{t-a,j}$  は  $j$  歳のときに受け取る所得をあらわしている。 $r_{t-a,s}$  は世代  $t - a$  に属する主体が  $s$  歳のときから 1 年間安全資産を保有した場合の年利を表わしている。言い換えると、 $r_{t-a,s}$  は  $t - a + s$  年の安全資産利率をあらわしている<sup>2</sup>。

(2) 式のもとで (1) 式の最大化問題を解くと、世代  $t - a$  に属する主体の  $t$  年における異時点間の消費決定問題の 1 階条件を導出することができる。世代  $t - a$  に属する主体が  $t$  年において決定する、 $t$  年と  $t + M$  年の ( $a$  歳と  $a + M$  歳の) 消費に関する 1 階の条件は次のようにもとまる。

$$\frac{\prod_{j=a}^{a+M-1} (1 + r_{t-a,j})}{(1 + \rho_a)^M} = [\Delta c_{t-a,t,M}]^\gamma \quad (3)$$

ただし、 $\Delta c_{t-a,t,M}$  は、世代  $t - a$  が  $t$  年の時点で決定した  $t$  年と  $t + M$  年の消費の比率をあらわしている。

### 3 推定方法

#### 3.1 データ

本稿では、消費データとして総務省の『家計調査』を使用した。1978 年から 2003 年にかけての「2 人以上の勤労者世帯」について、世帯主の年齢階層別の「世帯人員 1 人あたりの消費」の総消費支出項目を用いている。

<sup>2</sup> $r_{t-a,s}$  の定義より、世代  $t - a$  に属する主体が  $a$  歳のときに 1 年間保有する安全資産の利率  $r_{t-a,a}$  と世代  $t - a'$  に属する主体が  $a'$  歳のときに 1 年間保有する安全資産の利率  $r_{t-a',a'}$  は等しく、どちらも  $t$  年の安全資産利率をあらわしていることがわかる。

前節で構築したモデルでは完全予見の世界を仮定しているため、裁定取引が働くことにより、この経済の将来の金利予測は現在の金利期間構造に正確に反映される。したがって金利  $\prod_{j=a}^{a+M-1}(1+r_{t-a,j})$  を年率換算したものは、 $t$  年に成立している  $M$  年間のスポットレートに一致する。よって、ここでは金利  $\prod_{j=a}^{a+M-1}(1+r_{t-a,j})$  のデータとして、 $t$  年に成立している  $M$  年間のスポットレートデータを用いている<sup>3 4</sup>。スポットレートのデータは中島 [2003] で使用しているデータを利用している。中島 [2003] では、満期までの残存期間が異なる日本国債の債券価格から各時点において残存期間ごとのスポットレートを計算している。中島 [2003] で使用しているデータは、1983 年から 2001 年までの月次スポットレートで、満期までの期間は 6ヶ月から 9 年 6ヶ月まで半年ごとに区切っている。本稿では、1983 年から 2001 年までの月次スポットレートの年平均を計算し、満期までの期間は 1 年から 9 年までを 1 年刻みで使用している。さらに、消費データ、スポットレートデータとも消費者物価指数で実質化を行なっている。

### 3.2 時間選好率の推定

(3) 式に含まれる時間選好率  $\rho_a$  と危険回避係数  $\gamma$  を推定する。前節で構築したモデルでは、 $\rho_a$  は最適化問題を解いている年齢によって異なると仮定した。ここでは「家計調査」のデータ形式と適合させるために各主体の年齢を  $a = 1$  から  $a = 10$  までの 10 階層に分類する。したがって、25 歳未満の時点で最適化問題を解く際に用いる  $\rho_1$  から 65 歳以上の時点で用いる  $\rho_{10}$  まで 5 歳刻みに変化する 10 個の時間選好率を推定することになる。

(3) 式の  $\prod_{j=a}^{a+M-1}(1+r_{t-a,j})$  を  $t$  年に成立している  $M$  年間のスポットレート  $(1+s_{t,M})$  に置き換えて、両辺を対数で表わすと、

$$\ln(1+s_{t,M}) = \ln(1+\rho_a) \times M + \gamma \ln(\Delta c_{t-a,t,M}), \quad a = 1, \dots, 10 \quad (4)$$

となる。本稿では将来財のデリバリーに関して完全完備な市場が存在することを仮定しているため、 $s_{t,M}$  は  $t$  年に生存する全主体の  $t$  年の消費と  $t+M$  年の消費に関する限界代替率が一致する水準で決定されるものとする。したがって、 $s_{t,M}$  は各主体が持っている時間選好率と消費成長率によって説明できる。

両辺を対数近似すると、 $t$  年に成立している  $M$  年間のスポットレートは世代  $j$  の消費成長率を用いて、以下のように表わすことができる。

$$s_{t,M} = \rho_a \times M + \gamma \ln(\Delta c_{t-a,t,M}), \quad a = 1, \dots, 10 \quad (5)$$

<sup>3</sup>通常、スポットレートデータは年率に変換したかたちで収められている。本稿では、年率に換算されたスポットレートを、満期までの期間分だけ累乗して使用している。

<sup>4</sup>スポットレートの経済学的な意味については、齊藤 [2000] で詳しく議論されている。

時間選好率の年齢別不均一性を計量的に推定可能な式にするために，(5) 式を次のように書き換える．

$$s_{t,M} = \left( \rho + \sum_{i=1}^{10} \alpha_i \text{age dummy}_i \right) \times M + \gamma \ln(\Delta c_{t-a,t,M}) + \varepsilon, \quad (6)$$

$$a = 1, \dots, 10, t = 1983, \dots, 2001, M = 1, \dots, 9 \quad (7)$$

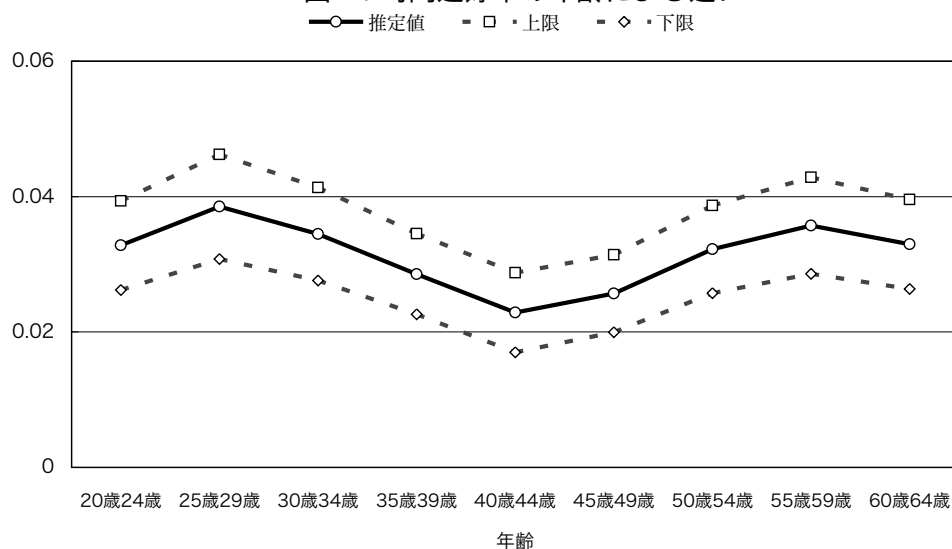
age dummy<sub>*i*</sub> は  $i = a$  のときに 1 をとり，それ以外の場合は 0 をとる．ただし，多重共線性を避けるために，40-44 歳の年齢ダミーを排除しているから，上式の  $\rho$  は 40-44 歳の時間選好率を表わしている．消費成長率の操作変数として，1 年前から 5 年前までの消費成長率を用いている．

## 4 推定結果と今後の課題

### 4.1 時間選好率の年齢別不均一性の推定結果

図 1 は，各年齢階層の時間選好率の推定値を図示している．図 1 より，40-44 歳の時間選好率が最も低いことがわかる．さらに，時間選好率が若年期から中年期にかけて有意に低下していることと，中年期から老年期にかけて有意に上昇していることがわかる．これらの結果は，Harrison, Lau and Williams [2002] の推定結果と非常に整合的であることがわかる．

図 1：時間選好率の年齢による違い



### 4.2 今後の課題

本稿では，完全予見の世界を仮定し，さらに資産市場の完全性および完備性が満たされているもとで，時間選好率の年齢階層別不均一性について検証を行なった．したがって，借り入れ

制約の存在や主体間の保険契約の不完全性が，時間選好率の年齢別不均一性の部分に見せかけ上表れている可能性を排除できていない．時間選好率の年齢別不均一性が，市場の不完備性などの要因によって見せかけ上生じているだけであるのかを議論することが今後の課題である．

## 参考文献

- 齊藤 誠 [2000], 『金融技術の考え方・使い方』, 有斐閣 .
- 中島 清貴 [2003], 「金融政策の金利期間構造に与える影響について：構造 VAR による検証」, 『大阪大学博士論文』, 第 4 章.
- Becker G. S. and C. B. Mulligan [1997], “The Endogenous Determination of Time Preference,” *The Quarterly Journal of Economics* 112, 729-758.
- Blanchard O. J. [1985], “Debt, Deficits, and Finite Horizons” *Journal of Political Economy* 93, 223-247.
- Donkers, Bas and A. van Soest [1999], “Subjective measures of household preference and financial decisions,” *Journal of Economic Psychology* 20, 613-642.
- Harrison, G. W., M. I. Lau, and M. B. Williams [2002], “Estimating Individual Discount Rates in Denmark: A Field Experiment,” *The American Economic Review* 92, 1606-1617.
- Rubinstein, M. [1974], “An Aggregation Theorem for Securities Markets,” *Journal of Financial Economics* 1, 225-244.
- Samwick, A. A. [1998], “Discount rate heterogeneity and social security reform,” *Journal of Development Economics* 57, 117-146.
- Trostel, P. A. and G. A. Taylor [2001], “A theory of time preference,” *Economic Inquiry* 39, 379-395.