消費からみた金利期間構造
及び代表的家計についての一考察

白須洋子*

概　　要

本稿は、日本の代表的家計の効用関数及びリスク回避度を実証的に計測・推計し、投資商品に対する家計の需要を分析した。1980 年代～1990 年代に関するデータを用い、金融マクロ経済学の研究成果に基づき、金利スワップを対象とした金利期間構造及び家計の消費から、代表的家計の効用関数及びリスク回避度を実証的に分析した。ここでは、消費に基づいた資産評価モデル（Consumption based Capital Asset Pricing Model: C-CAPM）を用いた。

代表的家計の効用関数について、先行研究の多くが扱っているような相対的リスク回避度一定型の関数ではなく、本稿では、相対的リスク回避度逓減型関数形（定数項と指数関数の線形結合の形）を想定して分析した。その結果、近年の日本の消費及びスワップ金利データにおいて、効用関数形については、相対的リスク回避度逓減型関数形の方が相対的リスク回避度一定型の関数形よりも、評価できる可能性があることがわかった。また、この相対的リスク回避度逓減型関数形を仮定した場合、期間によって代表的家計のリスク回避度が異なり、短期ではリスク回避度が高いが、中期では低下していることがわかった。日本の家計の将来消費行動（＝貯蓄行動）について、中期投資に対しては、比較的リスクの高い、投資信託等の投資商品に対して需要があるものと思われる。

＜キーワード＞

代表的家計、Consumption based Capital Asset Pricing Model、金利期間構造

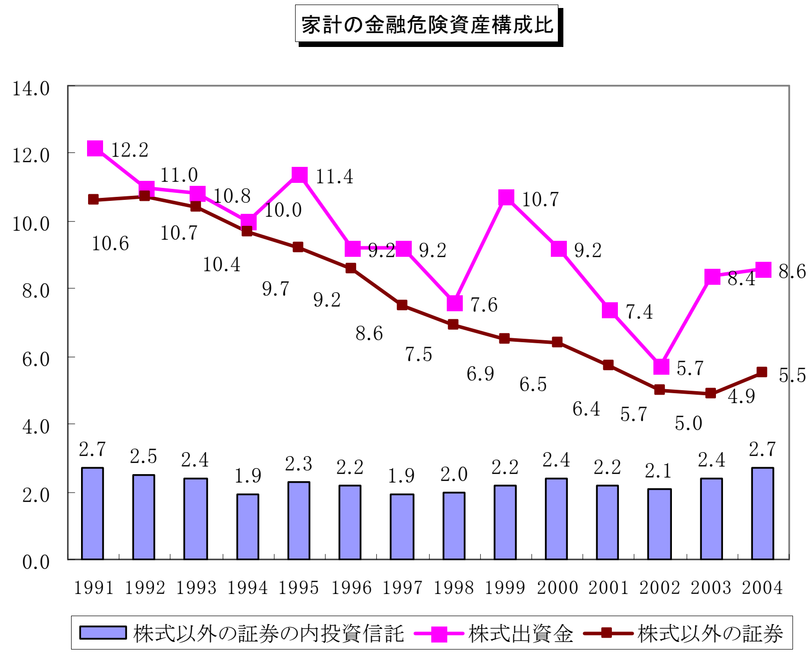
---

* 金融庁金融研究研修センター研究官　E-Mail: yoko.shirasu@fsa.go.jp
本稿の執筆に当たっては、横浜国立大学倉澤資成教授、秋山太郎教授及び森田洋教授、金融庁金融研究研修センター飯島高雄研究官及び慶應義塾大学吉野直行教授に有益なご意見をいただいた。これらのコメントに対して感謝します。
なお、本稿は、執筆者の個人的な見解であり、金融庁の公式見解ではない。

第１節　はじめに

本稿の目的は、日本の代表的家計の効用関数及びリスク回避度を実証的に推計し、投資商品に対する家計の需要を分析することである。

近年の日本の家計における金融資産の選択は、金融広報中央委員会(2005)によると、金融資産残高に占める約 55％が現預金、保険・年金が約 30％、株式が約 10％、株式以外の証券が約 5％となっており、安全資産である現預金の割合が高くなっている。近年 13 年間の家計の金融危険資産の構成比の変化を見ると（右図）、危険資産である株式及び株式以外の証券の割合が低下している一方で、そのうち、投資信託の割合が微増している。また、投資信託の種類別保有率をみると、リスクが比較的高い株式投資信託が最も多くなっている（証券広報センター「証券投資に関する全国調査(2003 年度)」）。



出典:『暮らしと金融なんでもデータ』、金融広報中央委員会

そこで、本稿では、日本の代表的家計の効用関数及びリスク回避度を実証的に計測・推計し、投資商品に対する家計の需要を分析した。

実証分析の結果、近年の日本の消費及びスワップ金利データにおいて、代表的家計の効用関数形については、相対的リスク回避度逓減型関数形の方が、多くの先行研究で扱っていた相対的リスク回避度一定型の関数形よりも、評価できる可能性があることがわかった。本稿は、リスク回避度の関数形を逓減型とした初めての試みの実証分析である。また、この相対的リスク回避度逓減型関数形を仮定した場合、期間[1]によって代表的家計のリスク回避度が異なり、短期ではリスク回避度が高いが、中期では低下してことがわかった。

具体的には、1980 年代～1990 年代に関するデータを用い、金融マクロ経済学の研究成果に基づき、金利スワップを対象とした金利期間構造及び家計の消費から、代表的家計の効用関数及びリスク回避度を実証的に分析した。ここでは、消費に基づいた資産評価モデル（Consumption based Capital Asset Pricing Model: C-CAPM）を用いた。さらに、その結果

[1] 本稿における短期とは 4 年以下の期間の市場、中期とは 7 年以下の期間の市場を言う。

から、日本の家計の将来消費行動（＝貯蓄行動）に対して考察を行った。

つまり、近年の株式投資信託等による投資信託商品微増の傾向にあること、推計により中期においてはリスク回避度が低下していることを考えると、日本の家計の将来消費行動（＝貯蓄行動）について、中期投資に対しては、比較的リスクが高い、投資信託等の投資商品等に対して需要があるものと思われる。

ここでまず、C-CAPM について概説する。C-CAPM は、代表的家計の動的行動から得られた最適化条件に基づき資産収益率の変動を分析しようとするものである。消費資産価格モデルの初期の代表的な理論研究である Breede(1979)や Lucas(1978)は、代表的個人をあらかじめ仮定した上でモデルを解いており、実証分析においては彼らのモデルで、特定の効用関数を仮定したケースについて消費者の最適化条件を求め、総消費のデータを用いてその条件が成立しているかどうかをテストすることになる。言い換えると、まず無裁定条件を満たすあらゆる資産価格モデルは、確率割引ファクター(stochastic discount factor)を用いた表現によって、次のように書ける。

$$P_t = E_t\left[m_{t+1}x_{t+1}\right]$$

ここで、P_t は資産価格、x_{t+1} は t ＋ 1 期におけるその資産のペイオフである。m_{t+1} は確率割引ファクターであり、消費に基づいた資産価格モデルにおいは、

$$m_{t+1} = \beta u'(c_{t+1})/u'(c_t)$$

となる。ただし、β は主観的割引ファクター、$u'(c_t)$は t 期の消費から得られる限界効用である。この場合、確率割引ファクターm_{t+1} は、マクロ経済学である異時点間の限界代替率に相当する。実証分析では上式からモーメント条件を作り、それを用いて GMM 推計を行うことによって、効用関数のパラメーターや主観的割引ファクターの推計値が得られる。

しかし、このようなシンプルな消費資産評価モデルでの実証は日米とも厳しい状況にある。米国では、パワー型効用関数を仮定して分析を行っているが、推定される相対的リスク回避度が極端に高くなったり(Hansen and Singleton(1983))、モデルの説明力が Sharp=Lintner 型の CAPM より低い（Mankiw and Sahpiro（1986））といった結果となっている。日本では、得られる効用関数のパラメーター推計値こそアメリカのそれに比べ妥当なものの、リターンの説明力という視点からは弱いという結果が支配的になっている（堀(1996)、祝迫(2001)）[2]。

次ぎに、債券市場を分析した先行研究を紹介する。金融資産として債券だけが存在する世界を想定した資産価格モデル（または C-CAPM）に基づいた金利の期間構造モデルの先行研究は、理論分析の他に実証分析で日本、アメリカ及び英国を対象としたものがいくつ

[2] 祝迫（2003）では、「代表的個人の効用関数のパラメーターを直接推定しようとするようなアプローチには少なからず問題がある」としながらも、より緩やかな理論的制約を前提した実証分析を行っている。短期の確率的なリスク・ファクターではなく、マーケットの状況の大きな振幅を表現する条件付け変数である消費と金融資産の比率を付加することにより、説明力の改善を図れたことを実証的に示している。

か見られる。須藤（2003）によると、これらの研究は研究している仮説によって、おおむね次の３つに分類される。①データから資産価格モデルを推計し、パラメーターが満たすべき条件及びモデルの妥当性を検証する。②モデルが満たすべき条件を理論的に導入し、モデルのパラメーターを人為的に設定したうえで、実際のデータがその条件を満足しているかをシミュレーションする。③C-CAPM から導出されたリスク・プレミアムと CAPM のいわゆるベータとの関係を潜在変数モデルで表し、そのモデルが実際のデータで説明されるかを検証する。

①についての実証分析は Lee(1989)、福田(1993)、須藤(2003)により行われており、②については LeRoy(1984)、Campbell(1986)、白川(1987)、Backus et.al(1989)、salyer(1990)により、③については Campbell(1987)、釜江(1998)により実証分析が行われている。

本稿における分析は①の分類に属すため、①に関する金利期間構造の先行研究を紹介する。1953 年～1987 年の米国国債（３ヶ月物から５年物）を対象にし、リスク回避度一定の効用関数を前提とした Lee(1989) は、資産価格モデルの妥当性について肯定的な結果となっている。また、1982 年～1998 年の英国の LIBOR（１ヶ月物から 12 ヶ月物）及びゼロクーポンギルト債（５年物から 25 年物）を対象にし、リスク回避度一定の効用関数を前提とした須藤(2003)も、資産価格モデルの妥当性について肯定的な結果となった。しかし、1981 年～1989 年の日本の長期国債（６年物から 9.5 年物）を対象にし、リスク回避度一定の効用関数を前提とした福田(1993)は、資産価格モデルの妥当性を否定した結果となっている。特に、日本を対象として分析している福田(1993)は、代表的個人の効用関数を $U = E\sum_{i=0}^{\infty}\beta^i\left[(c_i^{1-a})/1-a \mid \Omega_0\right]$ のように仮定し、日本においては、このような時間に関して加法分離的で相対的リスク回避度一定の効用関数を用いた消費資産価格モデルでは、現実の国債の期間構造を説明することはできないと結論づけている。また、パラメーター推計においても、リスク回避度や割引率がマイナスになってしまっており、パラメーター推計値（特に符号条件）も妥当な結果になっていない。

本稿では、以上のような背景を踏まえた上で、次のとおりの構成とした。第 2 節では代表的家計の期待効用最大化行動と整合的な金利の期間構造モデルを Morita(2003, 2004)モデルに従いながら概説する。第 3 節ではこれらの基本モデルを実証分析用モデルへの書き換えを行い、併せてパラメーター等の推計方法を紹介する。第 4 節は使用するデータの解説及び推定結果であり、第 5 節で実証分析の推計結果について考察を行った後、最後第 6 節でまとめを行う。

第２節　代表的家計の基本モデル

本稿は、Morita(2003, 2004)によって定式化された期間構造モデルに基づいて、代表的家計の期待効用最大化行動と整合的な金利の期間構造モデルを導出する。なお、本稿では、債券分析を対象とした C-CAPM（消費に基づいた資産評価モデル）を扱うこととする。

Morita(2003, 2004)のモデルでは、２ファクター期間構造モデルについて、２ファクター・ガウシアン・プロセスを仮定し、また、消費に関して相対的リスク回避度逓減型関数形（定数項と指数関数の線形結合の形）を想定して分析している。その結果、イールドカーブの形状は、経済の総賦存量である消費の水準リスク及び消費の成長リスクの２つの要因によって決まり、その各々の状態変数がイールドカーブの水準及び傾きと強く関連しているとしている。

Morita(2003, 2004)のモデルの概要を説明する。

まず、経済は総消費支出のフローのみにより与えられる純粋交換経済を仮定する。ここでは、経済の総消費支出フローは経済の総賦存量ということになる。経済は独立な２ファクター・ガウシアン・プロセス$\{Z_t : t \in [0, \tau]\}$ に従うとする。つまり、経済の総賦存量フローーy_tは(1)式の確率微分方程式に従うとし、

$$\frac{dy_t}{y_t} = \mu_t dt + \sigma^T dZ_t \cdot\cdot\cdot\cdot\cdot\cdot\cdot\cdot\cdot (2.1)$$

このうち、瞬間的成長率の条件付き期待μ_tは(2)式のとおり Ornstein-Uhlenbeck 過程に従うとする。

$$d\mu t = \kappa(\bar{\mu} - \mu_t)dt + b^T dZ_t \cdot\cdot\cdot\cdot\cdot (2.2)$$

ただし、$\sigma^T = [\sigma_1, \sigma_2]$及び$b^T = [b_1, b_2]$は一定なベクトル、$\kappa > 0$ 、$\bar{\mu} > 0$ である。

代表的機関投資家（代表的家計）の効用関数については、先行研究では相対的リスク回避度一定型の関数を用いていたが、ここでは相対的リスク回避度逓減型関数（定数項と指数関数の線形結合の形）とする。

代表的家計は次式を最大化する。

$$U(\{c_s : s \in [0, T]\}) = E\left[\int_0^T e^{-\rho s} \upsilon(c_s) ds\right]$$

$$\text{ここでは、} \upsilon(c_s) = a_1 c_s + a_2 \frac{c_s^{1-\gamma}}{1-\gamma},\ \gamma > 0, a_1 \geq 0, a_2 > 0 \qquad \cdot\cdot\cdot (2.3)$$

E[・]は期待値を表し、時間選好率ρは非負とする。γは相対的リスク回避度を表し、効用関数$\upsilon(c_s)$の一次微分及び二次微分を$\upsilon_c(\cdot)$及び$\upsilon_{cc}(\cdot)$と示す。相対的リスク回避度関数は、

$$RRA(c) = -\frac{\upsilon_{cc}(c)}{\upsilon_c(c)} c = \theta(c)\gamma \cdot\cdot\cdot (2.4)$$

ここでは、$\theta(c)=\frac{a_2 c^{-\gamma}}{a_1+a_2 c^{-\gamma}}$ ・・・・(2.5)

となる。ここで　$a_1=0$ ならば従来型のリスク回避度一定型関数となるが、$a_1 \neq 0$ ならばリスク回避度逓減型関数となる。ただし $a_1>0$。なお、(2.4)式で得られる相対的リスク回避度（RRA）は上限値であることは注意を要する。

　このような経済の中で、完備市場では、デフォルトフリーの割引債価格を $P(t,s)(t \le s \le T)$ とすると、瞬間的フォーワードレート $f(t,s)(t \le s \le T)$ 及びショートレート $r(t)(t \le T)$ は次式のとおり定義され、

$$f(t,s)=-\frac{\partial \ln P(t,s)}{\partial s}$$

$$r(t)=\lim_{s\to t}-\frac{\partial \ln P(t,s)}{\partial s}=\lim_{s\to t} f(t,s)$$

債券の価格均衡式は、債券の確率過程と代表的家計の最適投資取引戦略とが均衡する価格で決まり、均衡においては消費水準が y になるため、次式で与えられる。

$$P(t,s)=e^{-\rho(s-t)}\frac{E[\upsilon_c(y_s)\,|\,F_t]}{(\upsilon_c(y_t))}$$

$$=e^{-\rho(s-t)}\left(\frac{a_1+a_2 E[y_s^{-\gamma}\,|\,F_t]}{a_1+a_2 y_t^{-\gamma}}\right)$$

$$=e^{-\rho(s-t)}\left(\frac{a_1+a_2 \hat{y}_{t,s}^{-\gamma}}{a_1+a_2 y_t^{-\gamma}}\right) \cdot\cdot\cdot (2.6)$$

ここでは、$\hat{y}$ はリスク調整済み期待消費であり、以下の、経済の総賦存量期待値のフォーワード表現 M(t,s)の定義式及び経済の総賦存量分散値のフォーワード表現 V(t,s)の定義式から表される。

$$M(t,s)=\frac{\partial}{\partial s}E\left[\ln\left(\frac{ys}{yt}\right)\middle| F_t\right]$$

$$M(t,u)=e^{-\kappa(s-t)}\mu_t+\left(1-e^{-\kappa(us-t)}\right)\overline{\mu}-\frac{1}{2}\sigma^2 \cdot\cdot\cdot (2.7)、$$

$$V(t,s)=\frac{\partial}{\partial s}Var\left[\ln\left(\frac{y_s}{y_t}\right)\middle| F_t\right]$$

$$V(t,u)=\sum(t,u)^T\sum(t,u) \quad \text{ここでは、} \sum(t,u)=\sigma+\frac{1-e^{-\kappa(u-t)}}{\kappa}b \cdot\cdot\cdot (2.8)、$$

以上の定義式から、リスク調整済み期待消費は次式のとおり表現される。

$$\hat{y}_{t,s} = \exp\left(\int_t^s M(t,u) - \frac{1}{2}\gamma V(t,u)du \right) \cdot\cdot\cdot (2.9)$$

第３節　分析対象モデル及び実証方法

前節で示した基本モデルを実証分析のために、以下のように書き替える。
まず、最終的に推計を行う債券の均衡式(2.6)を以下のように簡素化する。

$$P(t,s) = e^{-\rho(s-t)} \left(\frac{a_1 + a_2 \hat{y}_{t,s}{}^{-\gamma}}{a_1 + a_2 y_t{}^{-\gamma}} \right)$$

$$= e^{-\rho(s-t)} \frac{a_1 / a_2 + \hat{y}^{-\gamma}}{a_1 / a_2 + y^{-\gamma}} \cdot\cdot\cdot (3.1)$$

ここで、求めるパラメーターは a_1/a_2、ρ、γである。しかし、分子の $\hat{y}$ リスク調整済み期待消費を求めるためには、更に、瞬間的成長率の条件付き期待 μ_t のパラメーター推計が必要である。よって、推計が必要なパラメーターは a_1/a_2、ρ、γ及び μ_t の４つである。

最初に、瞬間的成長率の条件付き期待 μ_t の推計を行う。μ_t は(2.1)(2.2)式で仮定した消費プロセスから得られる状態変数である。(2.1)(2.2)式を以下のように離散化する。

$$\ln y_{t+1} - \ln y_t - (\bar{\mu} + 1/2\sigma^2) = (\mu_t - \bar{\mu}) + \varepsilon_t \cdot\cdot\cdot (3.2)$$

$$(\mu_t + 1 - \bar{\mu}) = (1 - \kappa) \cdot (\mu_t - \bar{\mu}) + \eta_t \cdot\cdot\cdot (3.3)$$

ここでは、ε_t、η_t は誤差項である。μ_t の推計にあたっては、(3.2)式を観測方程式、(3.3)式を状態方程式としたカルマンフィルターを行い、各時点 t における値を得る。

残りのパラメーターは価格均衡式(3.1)を GMM 推計を行うことにより求められる。まず、推計にあたっては、(2.9)の $\hat{y}$ リスク調整済み期待消費の計算が事前に必要だが、以下のように計算をしたうえで推計に用いた。

$$\hat{y}_{t,s} = \exp \left\{ \begin{array}{l} \left(\dfrac{1 - e^{-k(s-t)}}{k} \mu_t + \bar{\mu}(s-t) - \dfrac{1 - e^{-k(s-t)}}{k} \bar{\mu}_t - 1/2\sigma^2 (s-t) \right) \\ -1/2\gamma \left(\begin{array}{l} \sigma^2 (s-t) + ((\dfrac{1}{k})^2 (s-t) - 2\dfrac{1}{k} \dfrac{1 - e^{-k(s-t)}}{k} + \dfrac{1 - e^{-k(s-t)}}{k}) \sigma^2 \\ + 2\sigma^2 (\dfrac{1}{k}(s-t) - \dfrac{1 - e^{-k(s-t)}}{k}) \end{array} \right) \end{array} \right\} \cdot\cdot\cdot (3.4)$$

次ぎに、実証分析では、効用関数について２つのパターンを試した。前節で紹介した基本モデルによる効用関数と、対数型効用関数である。これは、前節でも述べたとおり、(2.4)

式で得られる RRA は上限値γ、下限０の平均値である。このため、実証分析では対数型とすることにより、上限値γ、下限１の平均値としての RRA についても推計を行った。

１，　基本モデルの効用関数

効用関数は(2.4)、(2.5)のとおり、価格均衡式は(3.1)のとおりである。

２，　対数型効用関数

(2.3)、(2.4)、(2.5)の効用関数を以下のとおり、対数型にする。

$$\upsilon(c_s)=a_1\log c_s+a_2\frac{c_s^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

$$RRA(c)=-\frac{\upsilon_{cc}(c)}{\upsilon_c\ (c)}c=\left(1-\theta(c)\right)\cdot 1+\theta(c)\cdot\gamma$$

$$=1+\theta(c)(\gamma-1)\ \cdot\cdot\cdot(3.5)$$

ここでは、$\theta(c)=\frac{a_2c^{-\gamma}}{a_1c^{-1}+a_2c^{-\gamma}}$ ・・・(3.6)

推計を行う債券の均衡式は、

$$P(t,s)=e^{-\rho(s-t)}\left(\frac{a_1\frac{1}{\hat{y}}+a_2\hat{y}_{t,s}^{-\gamma}}{a_1\frac{1}{y}+a_2y_t^{-\gamma}}\right)$$

$$=e^{-\rho(s-t)}\frac{a_1/a_2\frac{1}{\hat{y}}+\hat{y}^{-\gamma}}{a_1/a_2\frac{1}{y}+y^{-\gamma}}\ \cdot\cdot\cdot(3.7)。$$

よって、μ_tをカルマンフィルターで推計した後、以上の２とおりに対して、a_1/a_2、ρ、γの３つのパラメーターについて、GMM 推計を行う。

第４節　データ及び推計結果

４－１．分析データ

本稿では、時系列分析（カルマンフィルター）でバイアスの生じない程度のサンプル数を得たいため、月次ベースのデータを用いる。分析期間は、1987 年 10 月から金融危機発生前の 1997 年 10 月までである。

推計に必要な日本の消費データ及び金利は、消費データについては１人あたり実質消費支出を、金利については各月末日の円スワップレート金利（２年物、３年物、４年物、５年物、７年物、１０年物）を用いた。以下でデータの特性及びデータに施した加工について述べる。

（１）１人当たり実質消費支出

日本の消費データについては、月次データとして利用できる家計調査の全国勤労者世帯家計収支の消費支出[3]を用いた。

まず、公表されている原系列に対して X-11 で季節調整を施した。現在、通常のマクロデータ等に対して、X-12-ARIMA で季節調整は季節調整を行うことを一般的である。このため、まず、X-12-ARIMA で季節調整をおこなったが、特に 1990 年代に季節性が大きく残ってしまい不安定な結果となった。これに対して X-11 による季節調整は、図１－１のとおり比較的安定した結果となった[4]。また、原系列と X-11 季節調整済値は図表１－２のとおりである。

つぎに、名目消費支出を消費者物価指数長期時系列（月次）で実質化し、さらに、人口推計の総人口（月次）及び住民基本台帳の世帯数（月次）を用いて、平均世帯人数を求め、１人当たり消費支出を計算した。１人当たりの名目消費支出と実質消費のトレンドは図１－３のとおり、実質化したものの方がフラットになっている。

以上のとおり、消費データについては、X-11 について季節調整をした上で、１人当たり実質消費の値を用いた。

（２）スワップ金利

金利期間構造のベースになる金利は、代表的な市場金利とし、各月末日の円スワップレート金利（２年物、３年物、４年物、５年物、７年物、１０年物）を用いた。金利データは月末値であり、日経 NEEDS より入手した。また、スワップ金利は名目ベースのため、消費者物価指数長期時系列（月次）により実質化した。

４－２．推計結果

本稿では、第３節で示したとおり、μ_tをカルマンフィルターで推計した後、２とおりの効用関数に対し、a_1/a_2、ρ、及びγの３つのパラメーターについて、GMM 推計を行う。

---

[3] 家計調査のデータとしての問題点については堀(1999)、祝迫(2001)に詳しく述べられている。

[4] 総務庁のＨＰでは、「消費者物価指数の解説」で、「家計調査では X-12-ARIMA の採用で期待される効果が得られず、むしろ不安定になる可能性があることから、X-12-ARIMA の採用を見送っている」としており、X-11 を採用していることが明らかにされている。

（１）　カルマンフィルターによる推計

瞬間的成長率の条件付き期待μ_tの推計を行うため、(3.2)式を観測方程式、(3.3)式を状態方程式としたカルマンフィルターによる推計を行う。

推計を行うにあたり、κ=0.8 とし（1/κはマクロショックから経済が回復する期間を示す)、(3.2)(3.3)式で用いるσ^2及び$\overline{\mu}$は、過去の１人当たり消費の値からそれぞれ、分散及び年間平均成長率を計算により求めた。また、推計にあたっては、初期値による影響等を排除するため、計算期間を前後に拡大したが、最終的に均衡式で他のパラメーターを推計する際には、その拡大した期間を再度棄却して用いた。瞬間的成長率の条件付き期待μ_tの推計結果は図１－４のとおり、最大値 0.0274、最小値-0.032 の比較的安定した結果となった。この各時点のμ_tを用いて、(3.4)式の$\hat{y}$リスク調整済み期待消費を計算する。

（２）　ＧＭＭによる推計結果

効用関数の係数比 a_1/a_2、時間選好率ρ、相対的リスク回避度γの推計を行うため、(3.1)及び（3.7）の均衡式に対して、GMM 推計を行う。推計は、第３節で述べた基本モデル及び対数型効用関数のモデルについて行った。その際、スワップ金利イールドカーブの全期間について検討するとともに、イールドカーブの部分的な動向をみるために、スワップ金利の最長残存期間を７年、５年、４年と縮めたものについて、また、リスク回避度に対する効用関数の比較として、a1/a2=0 の相対的リスク回避度一定のもの、それぞれについて推計を行った。

効用関数の係数比 a_1/a_2 については、$0<a_1$ 及び厳密に $0<a_2$ であることが必要であり、この比が大きい場合はリスク回避度一定の関数形を示すことになってしまうので、本稿で主張している逓減型効用関数（定数項と指数関数の線形結合の形）であるためには a_1 と a_2 の比が１前後のバランスのいい状態が望ましい。時間選好率ρについては、非負であることが必要であり、ほぼ長期金利の水準になることが望ましい。相対的リスク回避度γについては、$0<\gamma$ であることが必要であり、一般的にこの合理的範囲は通常１～10 の間とされている。

まず、表１－１で、基本モデル効用関数によるイールドカーブ全体の推計結果をみると、ρ、a_1/a_2、γの推計値は各々0.03490，0.636162，6.12301 となっている。これらは、符号条件を満たしており、さらに、標準偏差が比較的小さいこと、各推計値が上述の望ましい範囲内にあることから、比較的安定した妥当な推計値といえる。なお、表１－１では、分析対象を全期間（２年物～10 年物）の他、２年物～４年物、２年物～５年物、２年物～７年物の３つのサブサンプルを作って同様に分析した。

比較として、a1/a2=0 の相対的リスク回避度一定の場合の係数を計算したが、γの推計値

は 0.34426 と小さすぎる値となっている。相対的リスク回避度逓減型と一定型効用関数の、リスク回避度を比較すると 6.12301>0.34426 であり、相対的リスク回避度逓減型の効用関数の方が評価できる。しかし、J テストの p 統計量は有為であり、過剰識別が生じており、推定式の制約が棄却される。よって、本稿のモデルで現実のスワップ金利期間構造を説明することはできない[5]。

次ぎに、対数型効用関数によるイールドカーブ全体の推計結果をみると、ρ 、a_1/a_2、 γ の推計値は各々0.03399，1.10828，5.75080 となっている。これらは、符号条件を満たしており、さらに、標準偏差が小さいこと、各推計値が上述の望ましい範囲内にあることから、妥当な推計値といえる。

比較として、a1/a2=0 の相対的リスク回避度一定の場合の係数を計算したが、γ の推計値は 0.34426 と小さすぎる値となっている。相対的リスク回避度逓減型と一定型効用関数の、リスク回避度を比較すると(5.75080-1)/2>0.34426 であり、相対的リスク回避度逓減型の効用関数の方が評価できる。しかし、 J テストの p 統計量は有為であり、過剰識別が生じており、推定式の制約が棄却される。

この他、イールドカーブの一部の部分を推計した結果も同様であり、特に J テストの p 統計量は有為であり、いずれのモデルにおいての推計式の制約が棄却される[6]。

第５節　推計結果の考察

従前の分析は、相対的リスク回避度の関数形を一定形としたのに対し、本稿は、逓減型とした初めての試みの実証分析である。

最初に、モデルの説明力の側面から考察する。分析結果のパラメーター推計値を見ると、時間選好率 ρ はリスク回避度逓減型関数形では 3%程度、リスク回避度一定型関数形では 5%程度となっている。近年の長期金利の水準を考慮すると、いずれの結果もほぼ妥当な範囲にあると言える。また、効用関数の係数比 a_1/a_2 は、本稿で主張している逓減型効用関数（定数項と指数関数の線形結合の形）であるためには a_1 と a_2 の比が 1 前後のバランスのいい状態が望ましいが、特に回避度逓減型関数形のうち、対数型効用関数形の全期間の推計結果は 1.1 と、非常にバランスのいい結果となっている。この結果は、回避度逓減型関数形のうち基本モデル型効用関数形よりも対数型効用関数形の方がより妥当な結果となって

[5] Lee(1989)によると、非線形の方程式にすると J テストが棄却されやすくなる。また、福田(1993)は、小標本で GMM を行う場合は小標本バイアスが生じやすいこと、羽森(1996)は、資産の数が多くなるほどモデルは棄却される傾向があること、小標本の場合 J テストは時間や政策レジームの変化（構造変化）に伴うパラメータシフトに対して検出力が弱いという欠点を指摘している。

[6] 羽森(1996)では、消費 CAPM（Consumption CAPM）によって日本の資本市場（株式市場）が説明できるという結果が示されている一方、祝迫(2001)では、株式と消費変動の関連の低さ、家計が保有する富の中での株式比率の低さ、時系列データとしての消費データの問題点等の理由から、消費 CAPM は経済モデルとしての信頼性が低いという結果が示されている。

おり、定数項を対数型に変換した方が評価できると言える。最後に、相対的リスク回避度（RRA）は、全期間について、リスク回避度一定型関数形では 0.3 程度の小さすぎる値であるのに対して、リスク回避度逓減型関数形では妥当な値である 1.5 程度[7]となっており、リスク回避度逓減型関数形の方が評価できるといえる。以上より、パラメーター推計値を見る限り、近年の日本の消費及びスワップ金利データにおいては、効用関数形については、相対的リスク回避逓減型関数形（定数項と指数関数の線形結合の形）の方が相対的リスク回避度一定の関数形よりも評価でき、さらに、リスク回避度逓減型関数の内、定数部分については対数形を想定した効用関数形の方がより評価できる可能性があることがわかった。

なお、モデルあてはまりの良さをチェックする J テストは、自由度が（直交条件の数―パラメーターの数）の χ 自乗分布に従うが、その統計量の値が大きく P 値が棄却されれば、モデルが間違って特定化されていることを示す（過剰識別制約の検定）ことが知られている。今回の実証分析では、 J テストの p 統計量は有為であり、いずれのモデルにおいての推計式の制約が棄却される。この理由としていくつかの問題点が考えられる。まず、日本の月次消費データ（家計調査データ）の問題点である。米国の月次データにおける消費は、販売（企業）側のデータをもって、支出（家計）側のデータを補ったものであるが、日本の家計調査のデータは約 8000 世帯の生データを集計したものである。サンプル数が少ないため、サンプル世帯の支出の振れによって不自然な結果となることがあり、消費の実勢を掴む上では販売サイドの指標を利用していくことが必要であると言われている。今回、推計期間について、日米両国の月次消費成長率の分散を計算したが、日本は米国の 40 倍もその値が大きく、非常に月次の振れが大きく、非常にボラタイルな数字となっている。この値が潜在変数 μ へ大きな影響を与えていることが予測される。また、代表的家計（投資家）を対象とした期間構造モデルの分析対象債券としてスワップが妥当であったかという問題がある。よって、より一般的な債券市場金利である、スポットレートを計算した国債を対象に分析を行うことが妥当であると思われる。さらに、 J テストに関しては、多くの先行研究で様々な棄却されやすいケースが報告され、GMM における χ 自乗検定にはあまり良い結果を与えないという指摘もある（Hansen(1982)）。よって、モデル適合テストについては、J テストのみではなく、その他の統計量を用いたテスト[8]が必要である。

次に、これらの推計結果から、実際に家計の行動の側面から考察する。

時間選好率 ρ は、リスク回避度逓減型関数(3%)の方が、リスク回避度一定関数形(5%)より小さくなっている。これは、リスク回避度逓減型関数の方が、消費者は現在よりも将来の消費を重視することを示している。

また、相対的リスク回避度は、リスク回避度一定関数形では妥当な範囲の値ではなく、

7 基本モデル型効用関数形及び対数型効用関数形について、RRA の値を(2.4)及び(2.5)式から計算すると、それぞれ 1.89375、1.334713 となる。

8 例えば、Newey and West(1987)が提案した R 統計量、Hansen and Jagannathan(1991)の領域境界テストが挙げられる。

リスク回避度一定関数形は妥当な範囲の値となっているので、後者の関数形の結果について解釈する。本稿の分析では、全期間の他に、イールドカーブの一部について推計した。比較的短期物を対象とした２年物～４年物、２年物～５年物、比較的中期物を対象とした２年物～７年物に分けた。これらのリスク回避度の上限値（γ）を比べると、回避度逓減型関数形のうち基本モデル型効用関数形及び対数型効用関数ともに、短期ではリスク回避度が相対的に高いが、中期ではリスク回避度が相対的に低くなっている。

つまり、代表的家計効用関数形については、相対的リスク回避度逓減型関数形（定数項と指数関数の線形結合の形）を仮定した場合、将来消費（＝貯蓄）を重視し、また、リス回避度が相対的に低い比較的中期物に対する投資商品の需要があることが伺える。

将来消費への選好に応えるためには、従来の預金ではなく、より高い受益が受けられる金融商品の提供が必要となる。しかし、戦後 50 年間以上に亘り預金に慣れ親しんだ日本の家計が、性急に高利回りな金融商品に向うことは不可能と思われる。まずは、預金からの橋渡しとして、預金等の安全資産と株式等の危険資産の中間と位置付けられる、投資信託が考えられる。実際、近年は、投資信託の割合が微増傾向にあり、投資信託の中でも比較的リスクの高い商品（株式投資信託）の保有が多い状況になっている。

これらの状況を踏まえると、一定のリスクがある中期物の投資信託商品については、家計の需要があるものと思われる。つまり、ミドル・リスク、ミドル・リターンの投資信託の設計は、家計の中期のリスク回避度に適合的であることから、「貯蓄」から「投資」への移行を実現させる有効な一手段になるものと思われる。

第６節　結論

日本の近年の金利期間構造及び代表的家計の行動について、消費の水準及び成長率の要因から実証的な推計を行った。この際、代表的家計の効用関数について、先行研究の多くが扱ってるように相対的リスク回避度を一定型の関数ではなく、本稿では、相対的リスク回避度逓減型関数形（定数項と指数関数の線形結合の形）を想定して分析した。その結果、近年の日本の消費及びスワップ金利データにおいては、効用関数形については、相対的リスク回避度逓減型関数形（定数項（対数化）と指数関数の線形結合の形）の方が相対的リスク回避度一定の関数形よりも、評価できる可能性があることがわかった。本稿は、リスク回避度の関数形を逓減型とした初めての試みの実証分析である。

また、この関数形を仮定した場合、期間によって代表的家計のリスク回避度が異なり、リスク回避度は短期で最も高いが、中期では低下していることがわかった。つまり、中期投資に対しては、一定のリスクがある投資信託等の投資商品に対して家計の需要があるものと思われる。

しかし、モデル全体のあてはまりを見ると、現実のスワップ金利の期間構造を説明する

ことはできず、先行研究の多くが扱っている結果と同様になっている。これは、前節で掲げた問題点の影響を慎重に検討する必要があり、今後の重要な課題であろう。また、本稿では、1987 年 10 月から金融危機発生前の 1997 年 10 月までを一括して分析した。しかし、この間にはバブル経済の発生、崩壊、消費税率の引き上げ等の消費に大きな影響を与えたマクロショックがあったため、分析対象期間分割又は各年毎の時変的分析が必要と考える。これは今後の課題としたい。

参考文献

祝迫得夫、(2001)、「資産価格モデルの現状：消費と資産価格の関係をめぐって」、『現代ファインス』9, 3-39.

________ (2003)、「リスク変数としての消費―消費／金融資産比率を用いた条件付き CAPM のテスト―」、『経済研究』、Vol.54,No.2, 126-136

釜江廣志、(1998)、「利子率の期間構造のリスク・プレミアムの異時点モデルによる分析」、『一橋論叢』、第 119 号第 5 号、503-526

金融広報中央委員会、(2005)、『暮らしと金融なんでもデータ』、（http://www.saveinfo.or.jp/finance/tokei/stat/index.html）

白川浩道、(1987)、「債券利回りの変動要因について―日米比較の実証分析に基づく期待理論の再検討―」、『金融研究』、第 6 巻第 2 号、93-128

須藤時仁、(2003)、『イギリス国債市場と国債管理』、日本経済評論社

羽森茂之、(1996)、『消費者行動と日本の資産市場』、東洋経済新報社

福田佑一、(1993)、「日本の利子率の期間構造分析―消費資産価格モデルの再検討―」、『経済研究』、Vol.44, 221-232

堀敬一、(1996)、「日本の資産市場における消費資産価格モデルの再検討」、『大阪大学経済学』45, 76-89.

堀敬一、(1999)、「資産価格モデルの実証分析：展望」、『現代ファインス』6, 47-97.

Backus, D.K., Gregory, A.W. and Zin, S.E. 1989, “Risk Premiums in the Term Structure: Evidence form Artifical Economics” *Journal of Monetary Economics*,24,371-399

Breeden,D.T. 1979. An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment opportunities, *Journal of Political Economy* ,110, 793-824.

Campbell,J.Y. 1986. Bond and Stock Returns in a Simple Exchange Model, *Quarterly Journal of Economics*, 101,783-803

Campbell,J.Y. 1987. Stock Returns and the Term Structure, *Journal of Financial Economics*, 18,373-399

Greene, W. H. 2000, Econometric Analysis, 4th edition, Prentice Hall, New Jersey.

Hansen,L.P. 1982. Large Sample properties of Generalized method of moments estimators, *Econometrica*, 50. 1029-1054.

Hansen,L.P. and R. Jagannathan. 1991, Implication of Security Market data for Model of Dynamic Economics, *Journal of Political Economy*, 99, 225-262.

Hansen,L.P. and K.J. Singleton. 1983, Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns, *Journal of Political Economy*, 91, 249-265.

Lee,B.S. 1989. “A Nonlinear Expectations Model of the Term Structure of Interest Rates with Time-Varying Risk Premia”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21, 348-367

LeRoy, S.F. 1984. “Nominal Price and Interest Rates in General Equilibrium”, *Journal of Business*,57,177-213

Lucas,R.E.Jr. 1978. Asset prices in Exchange Economy, *Econometrica*, 46. 1429-1445.

Mankiw,N.G and M.D.Shapiro. 1986. Risk and Return: Consumption Beta versus Market Beta, *Review of Economics and Statistics*, 68, 452-459

Morita,.H. 2003. An Equilibrium Term Structure under Decreasing Relative Risk Aversion. Working Paper, Yokohama National Univ

__________ 2004. An Equilibrium Term Structure Generating the Expectation Puzzle. Working Paper, Yokohama National Univ

Newey,W. and K. West. 1987. Hypothesis testing with efficient method of moments estimation, *International Economic Review*, 28, 777-787.

Salyer, K.D. 1990. “The Term Structure and Time Series Properties of Nominal Interest Rate: Implications from Theory”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 22, 478-490

(図1-1)名目消費支出の季節調整

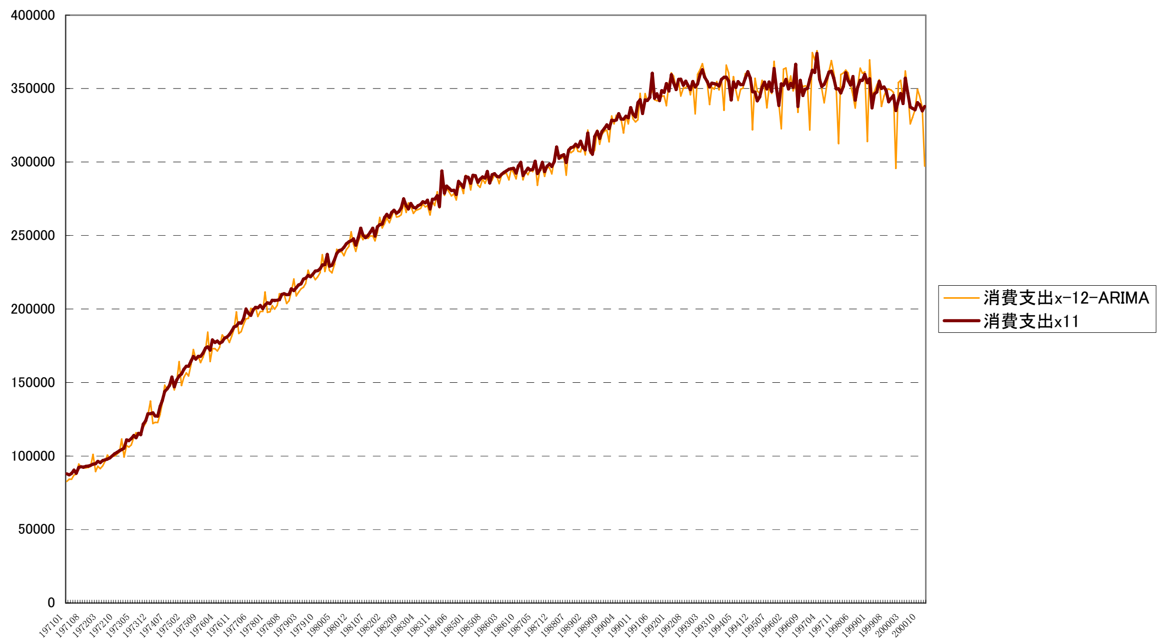


図1-2:消費:季節調整済み:全期間

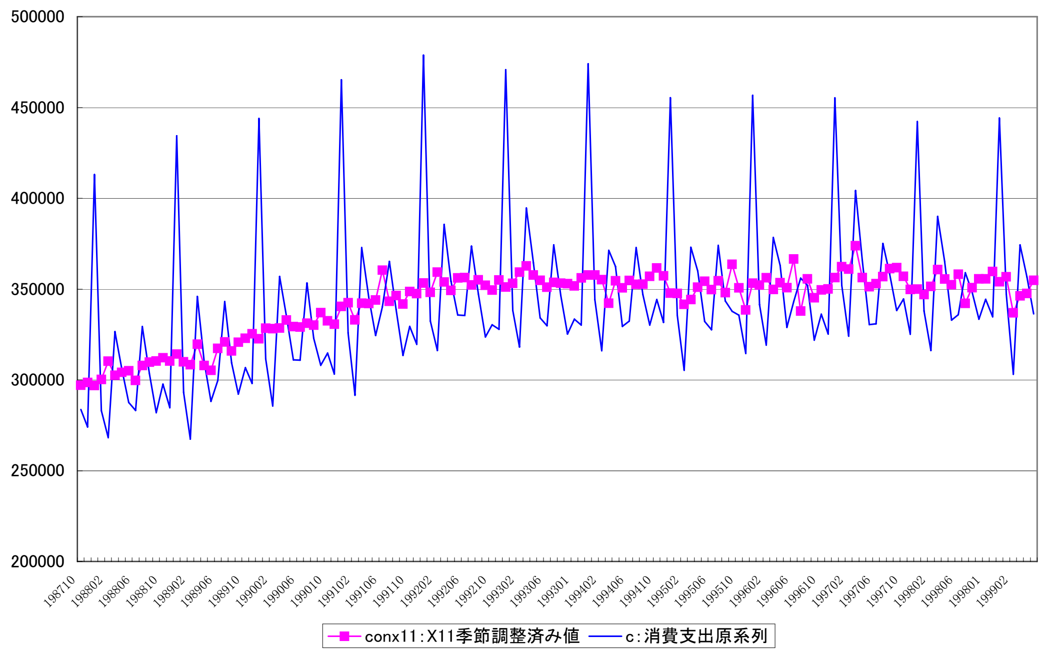


図1-3：1人あたり名目消費と1人当たり実質消費：8710-9901

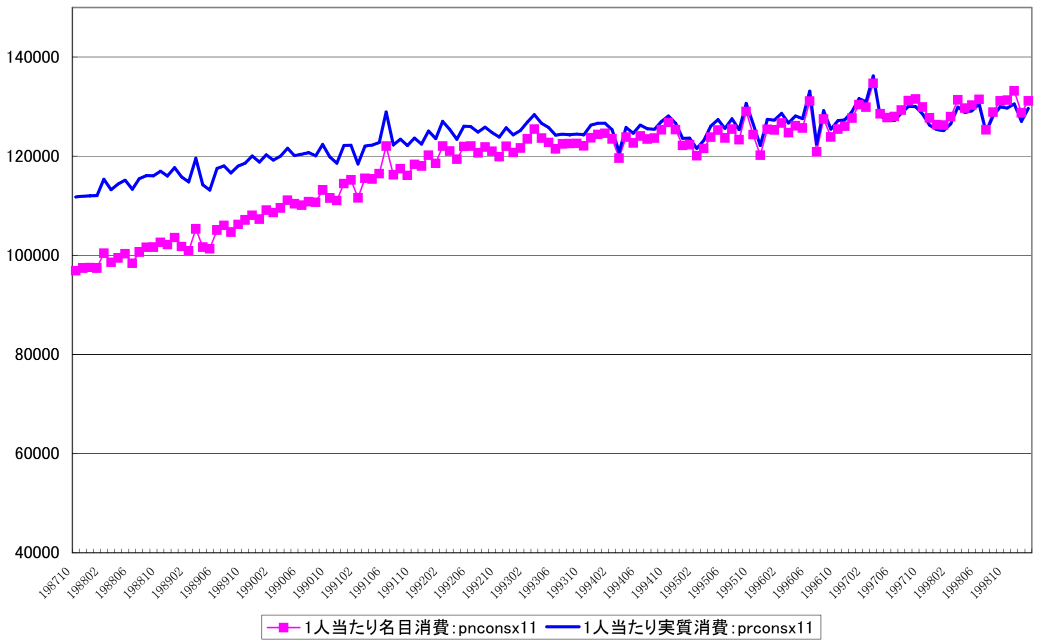


図1-4：条件付き期待成長率muの推計結果

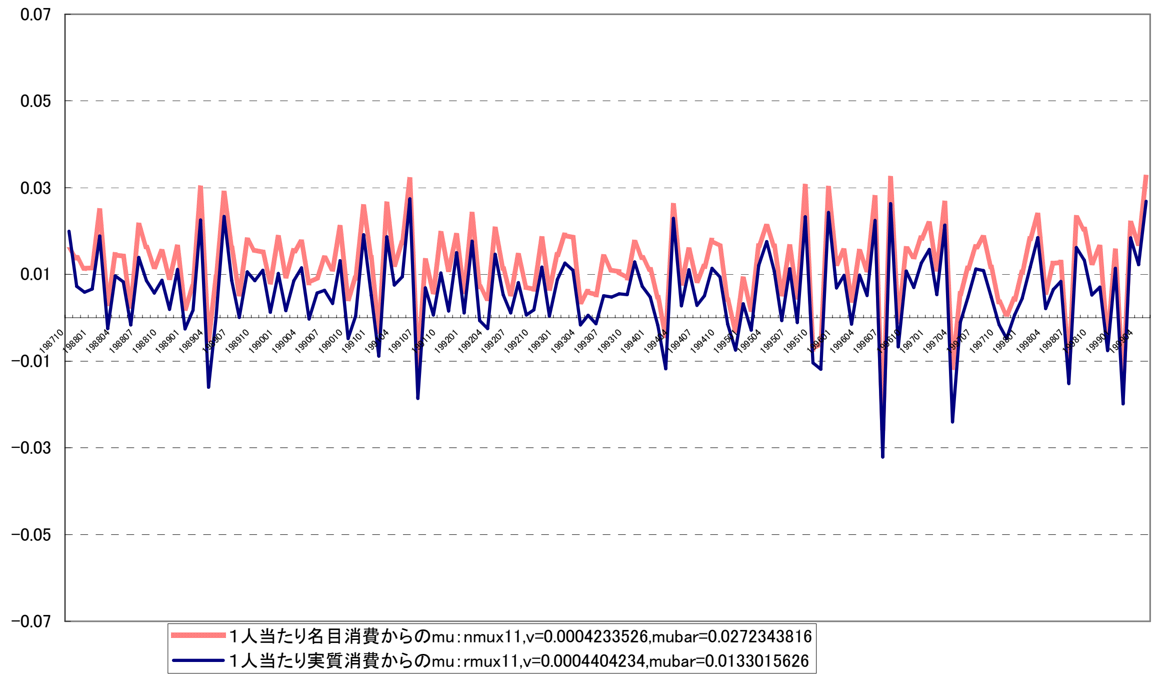


表1-1 GMMによる推計結果

基本モデルの効用関数

	推計結果					相対的リスク回避度一定(a1/a2=0)の場合			
	ρ (S.E)	a1/a2 (S.E)	γ (S.E)	Jテストの p値	自由度	ρ (S.E)	γ (S.E)	Jテストの p値	自由度
2年物～10年物 (全期間)	0.03490 (0.0015)	0.63616 (0.1186)	6.12301 (1.1738)	0.000	21	0.05083 (0.0011)	0.34426 (0.0639)	0.000	22
2年物～7年物	0.03455 (0.0019)	0.74175 (0.1929)	3.70139 (1.1544)	0.000	17	0.04966 (0.0012)	0.46408 (0.0793)	0.000	18
2年物～5年物	0.03122 (0.0023)	0.65175 (0.1269)	4.87292 (1.5410)	0.000	13	0.04832 (0.0014)	0.52018 (0.0858)	0.000	14
2年物～4年物	0.03381 (0.0046)	0.29372 (0.1412)	7.32850 (1.6082)	0.000	6	0.04753 (0.0013)	0.56521 (0.0927)	0.000	10

対数型効用関数

	推計結果					相対的リスク回避度一定(a1/a2=0)の場合			
	ρ (S.E)	a1/a2 (S.E)	γ (S.E)	Jテストの p値	自由度	ρ (S.E)	γ (S.E)	Jテストの p値	自由度
2年物～10年物 (全期間)	0.03399 (0.0022)	1.10828 (0.2627)	5.75080 (1.1744)	0.000	21	0.05083 (0.0011)	0.34426 (0.0639)	0.000	22
2年物～7年物	0.03229 (0.0021)	1.37132 (0.9035)	2.76829 (1.3058)	0.000	17	0.04966 (0.0012)	0.46408 (0.0793)	0.000	18
2年物～5年物	0.03427 (0.0067)	0.18460 (0.1370)	8.56276 (1.1294)	0.000	9	0.03955 (0.0029)	1.63913 (0.2824)	0.000	7
2年物～4年物	0.03805 (0.0065)	0.23183 (0.1587)	8.61552 (1.3047)	0.000	6	0.03955 (0.0029)	1.63913 (0.2824)	0.000	7