

# 「資産価格モデルの現状：消費と資産価格の 関係を巡って」\*

祝迫得夫

筑波大学社会工学系／一橋大学経済研究所

To contact :

〒305-8573 茨城県つくば市天王台1-1-1

筑波大学社会工学系

Phone : 0298-53-5092, Fax : 0298-55-3849

E-mail: iwaisako@shako.sk.tsukuba.ac.jp

平成13年11月20日

\*本論文は日本ファイナンス学会の研究観望会(1999年11月)向けに執筆した論文を、大幅に改訂したものである。梶井厚志氏、高橋一氏、本多俊毅氏、渡部徹明氏、日本ファイナンス学会研究観望会、1999年度JAFEE冬季大会、2000年度CIRJE・TCERマクロ・コンファレンスの参加者、および本ジャーナルのレフェリーとエディターの宇野淳氏からは、有益なコメントを頂いた。とりわけ竹原均氏・和田賢治氏の論文全体に関するコメント、李明宰氏とのGMM推定に関するディスカッションは非常に有益であった。また第4節で検討した内容については、大橋和彦氏によって、そのような分析の必要性が強調されなかったら、あえて取り上げることはしなかったであろう。研究助手の大平亮氏(筑波大学大学院社会工学研究科/三菱信託銀行)には、データの準備や図表の用意で大変御世話になった。以上の方々に深く感謝する。本研究は「日本証券奨学財団」・「文部省データバンク・プロジェクト研究助成金」による助成を受けている。

「資産価格モデルの現状：消費と資産価格の関係を巡って」

要約

本論文の前半では、Hansen/Jagannathan [1991, 1997] らによる、確率的割引ファクター表現を用いた資産価格モデルの評価の方法について、近年の発展を概観する。後半では、前半で紹介された方法論を用いて、日本の産業ポートフォリオのデータについて実証分析を行い、特に消費CAPMのパフォーマンスを中心に議論・検討する。さらに、日本のデータを用いた消費CAPMのパフォーマンスに関して、既存の研究において肯定的・否定的見方が共存する理由を探り、その幾分かが、日本の消費データの特殊性に起因するであろうことが示される。代表的個人を仮定した消費CAPMは、資産価格モデルとしては、実用上は全く役に立たないと言っ  
てよいが、ポートフォリオ選択の視点や非同質的な投資家の存在を考えた場合には、依然、追求されるべき様々な問題が残っている。

## 1 はじめに

本論文では、確率的割引ファクター (stochastic discount factor)<sup>1</sup> による表現を用いた資産価格モデルの評価方法と、その日本市場のデータへの応用に関して、大きく三つに分けて議論する。まず第2節では、90年代以降、ハンセン (Lars Hansen) とジャガナサン (Ravi Jagannathan) らを中心に研究が進んできた、資産価格モデルのパフォーマンスを比較・検討するための枠組みとしての、確率的割引ファクターを用いた分析ツールについての展望を行なう。同時に、その実証上のインプリケーションについても紙幅を割いて議論する。本論文の目的の第一は、確率的割引ファクターを用いた、ノンパラメトリックな資産価格モデルのパフォーマンス評価の方法について、できるだけ簡潔かつ平易なイントロダクションを提供することにある。

第3節では、伝統的な資産価格モデルによるテストと、第2節で導入されたノンパラメトリックな方法の両方を用いて、日本のデータを用いた資産価格モデルについての比較・検討を行なう。ここで、本論文の実証分析の焦点となるのは、消費に基づく資本資産価格モデル (消費 CAPM) である。日本のデータを用いた消費 CAPM の実証では、説明力がまったく無いと考えられているアメリカのケースと比較すると、パラメーターの推定において妥当な値が求められているという意味で、ある程度良好な結果が得られている。ただし、この結果をもって、消費 CAPM が日本のデータに関しては成功を収めていると見るか、やはり日本においても失敗に終わっていると考えようかについては、研究者によって立場が大きく異なる。本論文は後者の立場をとり、他のモデルとの、クロスセクションのデータの説明力についてのパフォーマンスの比較により、プライシングのためのモデルとしての消費 CAPM の有用性を疑問視する分析結果を示す。

この実証結果に基づき、第4節では、なぜ劣悪なパフォーマンスと妥当なパラメーターの推定値という結果が、共存しているのかという点について検討される。特に日本の消費データのもつ特性の問題と、それに関連する一般化モーメント法 (Generalized Method of Moments, GMM) による確率的割引ファクター・モデルの推定における落とし穴の存在が指摘される。第5節は、論文全体のまとめである。

## 2 確率的割引ファクターによる資産価格モデルの評価

資産価格モデルに関する確率的割引ファクターを用いたアプローチは、ハンセンとジャガナサンの画期的なブレイクスルー (Hansen/Jagannathan [1991]) 以来、ファイナンスのアカデミックな議論において重要な地位を占めるようになってい

<sup>1</sup>Stochastic discount factor に対する訳語としては、他にも「確率割引ファクター」、「確率 (的) 割引因子」等の幾つかの候補が考えられる。ここでは、時間を通じて変動しない固定的な割引ファクターとの比較を念頭において、stochastic を「確率的」と訳すことにしておく。

る。テキストブックの中にも、熱心な大学院生や実務家なら、1人で勉強しても理解できるように書かれたものが出てきている<sup>2</sup>。しかし、誰にでも分かるとはいえない状況であることは変わらないので、本節では、確率的割引ファクターを使ったアプローチについて、できるだけ直感的に理解しやすいような形で解説する。

### 2.1 消費 CAPM の確率的割引ファクターによる表現

一般的な議論に入る前に、まず Campbell/Lo/MacKinlay [1997, 第8章] や Cochrane [2001] に従って、消費資産価格モデル (Consumption Capital Asset Pricing Model: 以下、消費 CAPM) を例にとり、確率的割引ファクターの考え方を導入する。

将来に渡る消費からの効用を最大化する投資家の行動を考えよう。時間について分離可能な効用関数を仮定し、投資家の最適化問題が以下のように表されるものとする。

$$V_t = E_t \left[ \sum_{j=0}^{T-t} \delta^j u(C_{t+j}) \right] \quad (1)$$

ここで、 $C_t$  は第  $t$  期の消費であり、 $\delta$  は時間選好率 (主観的割引率) を表す。各期毎の効用関数  $u(\cdot)$  は微分可能で、時間に関して分割可能であり、通常条件 ( $u'(\cdot) > 0$ ;  $u''(\cdot) < 0$ ) を満たすものと仮定する。投資家が最適な消費/貯蓄行動をとっているものとする、一階の最適化条件 (オイラー方程式) より、任意の資産  $i$  ( $i = 1, \dots, I$ ) について、以下の関係が成り立つ:

$$u'(C_t) = \delta E_t [u'(C_{t+1})(1 + r_{t+1}^i)] \quad (2)$$

ただし、 $r_{t+1}^i$  は第  $t$  期から第  $t+1$  期にかけての第  $i$  資産のリターンを表す。この式を書き換えると、以下の関係式を得る。

$$1 = E_t [m_{t+1}(1 + r_{t+1}^i)] \quad (3)$$

$$m_{t+1} \equiv \delta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \quad (4)$$

(4) 式の  $m_{t+1}$  には、「確率的割引ファクター (stochastic discount factor)」、「プライシング・カーネル (pricing kernel)」等の呼び名がある。同時に、ここでの定式化に従えば、 $m_{t+1}$  はマクロ経済学でいうところの「家計の異時点間の限界代替率 (intertemporal rate of marginal substitution)」に等しい。ただし、異時点間の限界代替率が確率的割引ファクターに相当するためには、消費 CAPM が成立するための様々な仮定が満たされていることが必要であり、一方、確率的割引ファクターを用いた (3) 式自体は、一般的な資産価格モデルの表現である。

<sup>2</sup>確率的割引ファクターに関する、比較的一般向けの解説として、理論面については池田 [2000]、実証面については Campbell/Lo/MacKinlay [1997] の第8章を参照されたい。また Cochrane [2001] は、この種のアプローチについて、近年の重要な発展を厳密かつ網羅的に議論している。

## 2.2 資産価格モデルの確率的割引ファクターによる表現： 一般的なケース

「確率的割引ファクター」と呼ばれているフレームワークを用いた資産価格モデルの表現についての厳密な議論は、少なくとも Ross [1976, 1978] まで遡る。ここでは Ross [1978] の議論をできるだけ単純化し、かつ今日的な表現を使って述べる。

いま、経済に存在する金融資産の価格ベクトルを  $P$  で、1 期後のペイオフ（株式であれば、配当プラス売却価格）を行列  $X$  と表すものとしよう<sup>3</sup>。また、ペイオフ  $X$  を価格付けする価格関数（pricing functional）を  $m(\cdot)$  で表すとすると、

$$P = m(X) \quad (5)$$

となる。

任意のポートフォリオにおける各金融資産の購入量を、ベクトル  $\phi$  で表すものとする。無裁定条件（no-arbitrage condition）から<sup>4</sup>、このポートフォリオの価格は  $\phi P$  でなければならない。さもなければ、同じ金融資産を異なる量で売ったり買ったりする取引によって無限大の収益を上げることのできる投資機会、すなわち裁定機会が発生する。このことから、 $m(\cdot)$  が線形でなければならないことが容易に分かる。 $m(\cdot)$  が線形の価格関数であることを明示的に示すために、(5) 式を

$$P = m \cdot X \quad (6)$$

と書き直すことにしよう。次に (6) 式を価格とペイオフの関係式から、金融資産の収益率の式に書き換えると、

$$v = m \cdot R \quad (7)$$

となる。ただし、 $v$  は中身がすべて 1 のベクトルであり、 $R$  は各資産のグロス・リターンのベクトルで、すなわち、

$$v = [1, 1, \dots, 1] \\ R = [R^1, R^2, \dots, R^i, \dots, R^I]$$

である。(7) 式における、線形の  $m$  を、以下、この論文では確率的割引ファクターと呼ぶ。

<sup>3</sup>より厳密には、ここでは 1 期後に発生する経済の状態は  $S$  個あり、経済には  $I$  種類の資産が存在するものと考えている。したがって、ここでのペイオフ行列の中身は、それぞれの経済の状態が発生した場合の、各資産のペイオフに相当し、したがって  $X$  は  $S \times I$  行列である。

<sup>4</sup>ここでの「裁定 = arbitrage」の意味は、あくまで学問上のそれである。すなわち裁定機会 (arbitrage opportunity) とは、「確実な正の利潤を上げることのできる、ゼロ・インベストメント・ポートフォリオが存在する」ことであり、そのような裁定機会が存在しないことが無裁定条件の定義である。

一方で、我々は、理論的な基礎が異なったとしても、すべての資産価格モデルは、各資産のリターンがファクターに線形に依存する形で表現されることを知っている。

$$r^i = \beta_0^i + \beta_1^i \cdot f_1 + \dots + \varepsilon^i \quad (8)$$

ただし、 $f_1 (k = 1, \dots, K)$  は、各ポートフォリオに共通なリスク・ファクターである。例えば CAPM の場合、 $K = 1$  であり、その唯一のファクターはマーケット・ポートフォリオに他ならない。

では、(7) 式のような確率的割引ファクターと (8) 式の資産価格モデルは、どのような関係にあるのであろうか？ Duffie [1996] の表現を借りれば、資産価格を満たすべき三つの基本的条件とは「無裁定・単一主体の最適性・市場の均衡」<sup>5</sup>である。三つの条件が要求する制約はこの順で強くなるので、したがって無裁定条件は最適性の前提であり、個人の最適性は市場均衡の前提である。そして (7) 式は、最も弱い制約である無裁定条件のみを用いて導かれている。つまり、同じ無裁定条件に基づく裁定価格理論 (APT) はもちろん、シャープ＝リントナー型の CAPM や消費 CAPM のような均衡モデルに基づく価格付け (pricing) においても、条件 (7) は必ず成立していなければならない。別な言い方をすれば、無裁定条件が満たされている限りにおいて、どのような資産価格モデルに関しても、それに対応する確率的割引ファクターが存在し、(8) 式のような資産価格モデルは、(7) 式のような確率的割引ファクターを用いた表現で表すことができる。

次に、アロー＝デブリュー (Arrow＝Debreu) 経済の枠組みで、確率的割引ファクターによる表現を考えてみることにする。日付  $t = 0$  において金融資産が取引され、 $t = 1$  には  $S$  個の経済の状態のうちの一つが発生し、それに対応するペイオフが支払われるものとする。 $t = 1$  での経済の状態に対応するアロー＝デブリュー証券<sup>6</sup>の  $t = 0$  における価格 (状態価格: state price) を、 $\pi_s (s = 1, 2, \dots, S)$  で表す。また、金融資産  $i$  の各状態におけるペイオフを  $x_s^i$  で表すことにすると、この資産の価格は、

$$p^i = \pi_1 x_1^i + \pi_2 x_2^i + \dots + \pi_S x_S^i \quad (9)$$

となる。次に、状態  $s$  の価格  $\pi_s$  と、その状態が発生する確率  $\theta_s$  の比率を  $m_s = \pi_s / \theta_s$  で表す。これを使って、(9) 式を事後的なリターンと  $m_s$  の間の関係に書き直すと、

$$1 = \theta_1 m_1 R_1^i + \theta_2 m_2 R_2^i + \dots + \theta_S m_S R_S^i \quad (10)$$

となり、これがすべての資産  $i$  について成立する。したがって、この場合の確率的割引ファクター  $m$  は、状態価格/状態発生確率の比  $m_s$  のベクトルに他ならない。また

<sup>5</sup>邦訳 (山崎昭ほか訳。[1998]) の「はじめに」を参照。

<sup>6</sup>ある経済の状態  $s$  が発生したときに、1 単位のペイオフを支払い、それ以外の状態ではゼロを支払うような証券。

$m$  は、市場が完備 (complete) な場合には一意に定まるが、非完備 (incomplete) な場合、複数存在する可能性がある<sup>7</sup>。

### 2.3 ハンセン＝ジャガナサンの変動境界による資産価格モデルの評価

実際に実証分析を行う際には、分析者は状態価格のベクトルを観察することはできないから、事後的な資産のリターンに基づいて、確率的割引ファクター  $m$  について類推することになる。近年、ハンセンとジャガナサン (Hansen/Jaganthan [1991, 1997]) を中心に発展させられてきたアプローチは、このような確率的割引ファクターによる資産価格モデルの表現を用いて、ノンパラメトリックな方法で、各モデルのパフォーマンスを直接テスト・比較しようとするものである。

ハンセンとジャガナサンのアプローチは、抽象的なレベルでは以下の様に要約できる。まず、特定の均衡モデルやファクターの選択に依存しない、無裁定条件からのみ導き出される制約を用いて、マーケットの金融資産のリターンのデータから、実際の確率的割引ファクター  $m$  が満たすべき条件を導出する。無裁定条件が課す制約は非常に弱いので、データから導き出される条件は、通常、不特定多数の確率的割引ファクターの集合に対応するものになる。以下ではこれを、Hansen/Jaganthan [1991] に従って、無裁定条件を満たす「許容可能な確率的割引ファクターの集合 (the set of admissible stochastic discount factors)」と呼ぶことにし、 $M$  で表す。

より実証分析に沿った形で言うと、 $T$  期間の実際の資産市場のデータがあったとすると、これに対応する特定の確率的割引ファクター  $m$  は、 $T$  個の観察値を持つ一変数の時系列である。そして、事後的な無裁定条件を満たす確率的割引ファクターの集合  $m$  が、 $M$  に相当する。図 1 は、確率的割引ファクターの空間の中で、特定の (パラメトリックな) 資産価格モデルに対応する確率的割引ファクター  $m^*$  と、無裁定条件を満たす確率的割引ファクターの集合  $M$  の間の関係を示している。図 1 で  $M$  の集合に含まれる  $m^*$  は、無裁定条件という前提条件を満たしている。一方、無裁定条件を満たさない  $m^*$  については、許容可能な確率的割引ファクターの集合  $M$  からの乖離の程度によって、対応する資産価格モデルのパフォーマンスを判断することができる。

[図 1 をここに挿入]

このアイデアを実証分析で用いるために、ハンセンとジャガナサンは、「許容可能な確率的割引ファクター」が満たすべき条件を適当な尺度を用いて数値化し、個々の資産価格モデルの評価に用いることができるようにした。彼らはまず、1991 年の論文 (Hansen/Jaganthan [1991]) で、確率的割引ファクターの平均値と分散に

<sup>7</sup> 「アロー＝デブリュー証券」、「完備／非完備市場」、「状態価格」等の概念については、奥野/鈴村 [1988]; Mas-Colell/Whinston/Green [1995] 等を参照。

注目した。これがいわゆる、ハンセン＝ジャガナサンの変動境界もしくは変動範囲 (volatility bound) と呼ばれるアプローチである<sup>8</sup>。

いま確率的割引ファクター  $\tilde{m}$  を、あらかじめ定めた平均値  $\mu$  と、各資産のそれぞれの平均値からの乖離 ( $R_t - E[R_t]$ ) への回帰式の形で表すものとする。

$$\tilde{m} = \mu + (R_t - E[R_t])\beta_\mu \quad (11)$$

当然ながら、この  $\tilde{m}$  は、(7) 式の無裁定条件を満たしている必要がある。したがって、

$$1 = \tilde{m}R \quad (12)$$

が成立していなければならない。(12) 式は、資産の数だけ変数と式がある方程式体系であるから、各資産のリターンの共分散行列  $\Omega$  が正則行列であるという前提のもとで<sup>9</sup>、常に解くことができる。そして、(11) 式の  $\beta_\mu$  に関する具体的な解は、

$$\beta_\mu = \Omega^{-1}(1 - \mu E[R_t]) \quad (13)$$

で与えられる。さらに、この解に対応する確率的割引ファクター  $\tilde{m}_\mu$  の分散は、

$$\text{Var}(\tilde{m}_\mu) = \beta_\mu \Omega \beta_\mu \quad (14)$$

となる。そしてハンセンとジャガナサンは、 $\tilde{m}_\mu$  と同じ平均値  $\mu$  を持つ「許容可能な確率的割引ファクター」の集合に関して、(14) 式が、その集合に属する確率的割引ファクターの分散の下限を与えることを示した。このことを、横軸に確率的割引ファクターの平均値  $\mu$ 、縦軸にその標準偏差  $\sigma(\tilde{m}_\mu)$  ( $\equiv \sqrt{\text{Var}(\tilde{m}_\mu)}$ ) をとったグラフ上で表現することにする。所与の  $\mu$  のもとで  $\sigma(\tilde{m}_\mu)$  をもとめ、 $\mu$  をずらしながら同じことを繰り返すと、図 2 のようなカップ (杯) を書くことができる。(14) 式の右辺は、確率的割引ファクターの分散の下限を与えるから、無裁定条件を満たす許容可能な確率的割引ファクターの集合は、境界線を含むカップの内部で表される。このような「カップ」は、通常「ハンセン＝ジャガナサンの変動境界 (volatility bound)」と呼ばれている。

[図 2 をここに挿入]

したがって、候補となる資産価格モデルが事後的に無裁定条件を満たしているなら、すなわち  $m^* \in M$  であるなら、その資産価格モデルに対応する確率的割引ファクター  $m^*$  の平均と標準偏差の組み合わせは、図 2 のカップの中に入っていないなければならない。逆に、 $m^*$  の平均と標準偏差がカップから大きく外れているな

<sup>8</sup> 変動境界を用いた分析に関しては、特に Cochrane/Hansen [1992]、堀 [1999] と、日本に関する実証分析である堀 [1996] を参照されたい。他に日本語で読める文献としては、Jarow/Maksimovic/Ziemba eds. [1995] の第 5 章 (Ferson 論文) がかなり丁寧な解説を与えている。

<sup>9</sup> これは、redundant な資産は排除して考えるという仮定に他ならない。

ら、事後的に無裁定条件を満たしていないという意味で、その資産価格モデルはパフォーマンスが悪いという診断を下すことができる。

図2から分かるように、ハンセン＝ジャガナサンの変動境界のグラフでは、横軸に確率的割引ファクターの期待値（平均値）、縦軸に標準偏差がとられている。これは平均＝分散分析における、ポートフォリオの期待値・標準偏差をプロットしたグラフでの慣例とは、逆になっている。実際、両者（ポートフォリオの期待値・標準偏差と、それに対応する確率的割引ファクターの期待値・標準偏差）には一種の双対関係があり、それゆえ確率的割引ファクターを図2のような形で表現するのは、自然なことである。また図2での原点と変動境界を結んだ点は、平均＝分散分析におけるシャープ比に対応することを示すことができる。これらの点については、池田 [2000] の第8章、Cochrane [2001] が詳しい議論を行なっている。

## 2.4 ハンセン＝ジャガナサン距離による評価

ハンセンとジャガナサンは、その後の論文 (Hansen/Jaganthan [1997]) で、「ハンセン＝ジャガナサン距離 (Hansen-Jaganthan distance)」と呼ばれる、資産価格モデルの当てはまりの良さ（悪さ）の度合いを示す、新たな尺度を提案している<sup>10 11</sup>。

再び  $m^*$  を、何らかの資産価格モデルから導き出した、特定の確率的割引ファクターの候補であるとしよう。この  $m^*$  に関して、以下のような条件を満たすラグランジュ乗数のベクトル  $\lambda$  を求める問題を考える。

$$E[Rm^\dagger - 1] = E[R(m^* - \lambda'R) - 1] = 0 \quad (15)$$

ここで  $m^\dagger = (m^* - \lambda'R)$  は、無裁定条件を満たし ( $m^\dagger \in M$ )、かつ候補である確率的割引ファクター  $m^*$  に最も近い確率的割引ファクターである。したがって、 $\lambda'R$  は、 $m^\dagger$  が許容可能な確率的割引ファクターの集合  $M$  に入るように、候補である確率的割引ファクター  $m^*$  に対して施すべき最小限の修正であると考えることができる。この  $\lambda$  に関する解は

$$\lambda = (E[RR'])^{-1}E[Rm^* - 1] \quad (16)$$

で与えられ、一方、修正の程度は、

$$HJ = \{E[Rm^* - 1]'(E[RR'])^{-1}E[Rm^* - 1]\}^{1/2} \quad (17)$$

<sup>10</sup>意味合いからすると、ハンセン＝ジャガナサン測度とも訳すべきなのかもしれないが、ここでは直訳することにする。

<sup>11</sup>ハンセン＝ジャガナサン距離については、堀 [1999] が既に簡単に紹介を行なっている。また Baba [2000] は、消費 CAPM とその拡張モデルの日本のデータへの当てはまりのよさを、ハンセン＝ジャガナサン距離を用いて検討している。ただし、Baba [2000] は CAPM などの他の資産価格モデルと比較することはしておらず、消費 CAPM に対する評価は、全体として本論文よりはるかに楽観的である。

となる。これがハンセン＝ジャガナサン距離と呼ばれるものである<sup>12</sup>。

資産が一つの場合を例にとり、ハンセン＝ジャガナサン距離の経済学的意味について考察してみよう。 $R = R^i$  として、(17) 式を書き直すと

$$HJ = \left[ \frac{(E[R^i m^* - 1])^2}{\sigma^2(R^i)} \right]^{1/2} = \frac{\sqrt{(E[R^i m^* - 1])^2}}{\sigma(R^i)} \quad (18)$$

となる。ただし、 $\sigma^2(R^i)$  は  $R^i$  の分散である。この式の右辺で、分母は、 $E[R^i m] = 1$  という無裁定条件の制約からの乖離を、二乗の平均値という距離尺度 (mean-squared norm) で測ったものである。したがってハンセン＝ジャガナサン距離は、資産のリターン標準偏差  $\sigma(R^i)$  を用いて基準化した、候補となる資産価格モデル  $m^*$  の価格付けの失敗 (pricing errors) の程度であることが理解できる。

一方、(18) 式の両辺を二乗して、 $\sigma^2(R^i)/\sigma^2(R^i) = 1$  をかけてやると、(16) 式の  $\lambda$  の解より、

$$HJ^2 = \sigma^2(R^i)\lambda^2 = (E[\lambda R^i])^2 \quad (19)$$

となる。したがってハンセン＝ジャガナサン距離は、候補となる資産価格モデル (の確率的割引ファクターによる表現  $m^*$ ) を修正して、 $m^\dagger = (m^* - \lambda'R)$  が、無裁定条件を満たすようにするための修正の程度  $\lambda$  の尺度となる。つまり図1に示されているように、ハンセン＝ジャガナサン距離は、候補となるパラメトリックな資産価格モデルと、無裁定条件を満たす確率的割引ファクターの集合の間の「距離」として理解することができる。もし「完全な」資産価格モデルが存在したとすれば、そのモデルのハンセン＝ジャガナサン距離は、サンプルの数が十分大きければ漸近的にゼロになるはずである。より実際の使い道としては、ハンセン＝ジャガナサン距離の大小によって、異なる資産価格モデルのパフォーマンスを、直接に比較することが可能である。

## 2.5 ハンセン＝ジャガナサンの方法の経済学的意味

ハンセン＝ジャガナサンの変動境界、ハンセン＝ジャガナサン距離とも、実証分析の上では、(7) 式 (もしくは (12) 式・(15) 式) のようなモーメント条件を用いて、GMM (一般化積率法) によってパラメーターを推定する。しかし GMM 推定に関しては、モデルの妥当性を判断する一つの基準として、モーメント条件に関するハンセンの過剰識別検定 (overidentifying restriction test) が既に存在する (Hansen [1982])。では、ハンセンの過剰識別検定と、ハンセン＝ジャガナサンの二種類の資産価格モデルのパフォーマンス評価の方法の間には、どのような関係

<sup>12</sup>厳密には、(17) 式の HJ が「距離」であるためには、 $M$  が常に凸集合であることを証明しておく必要があるが、ここではその問題には立ち入らないことにする。

があるのでしょうか？ その背景には、次のような実証分析の判断基準に関する重要な考え方の違いがあるといつてよい<sup>13</sup>。

原理的には、過剰識別検定は、あるモデルがモーメント条件に含まれる変数同士の関係を、どの程度まで整合的に説明するかという点に関するテストである。それに対して、ハンセン＝ジャガナサンの二種類の手法は、確率的割引ファクターの変動の性質に関しては気にせず、あくまで資産のリターンに関する説明能力にのみ、モデルの判断基準をおいている。同時に、過剰識別検定が特定のモデルを棄却するかどうかについての YES / NO のテストであるのに対し、ハンセン＝ジャガナサンの手法は、幾つかの異なるモデル間で、相対的なパフォーマンスを比較することを念頭においてデザインされている。これらの点について、ハンセンとジャガナサン達自身は以下のように述べている：

「この論文では、(資産価格モデルを表現した) 確率的割引ファクターが、ポートフォリオをすべて正しくはプライシングしないであろうことが分かっているような状況で、様々な資産価格モデルを比較する方法を開発する。モデルが正しいという帰無仮説についてのカイ二乗統計量に基づく比較(ハンセンの過剰識別検定)と異なり、我々の資産価格モデルのパフォーマンス評価の基準は、確率的割引ファクターの変動に関しては評価をしない (do not reward variability of discount factor proxies) . . . .」 (Hansen/Jagannathan [1997] の Abstract より、筆者が訳出。またカッコ内は筆者が補った。)

したがって消費 CAPM に関する例で言えば、過剰識別検定が資産収益率と消費の成長率の動きをどれだけ整合的に説明できるかに関して評価を行なうのに対し、ハンセン＝ジャガナサンの二種類の手法は、ファクターとしての実質消費成長率の、金融資産リターンに関する説明能力にのみ判断の基準を置いている。その意味で、モデルの判断基準としてのハンセン＝ジャガナサンの二種類の手法は、(8) 式のような資産価格モデルを OLS で推定した場合の、決定係数や基準化された残差平方和に対応していると言うことができるだろう。つまり、次節での日本のデータを用いた実証分析に関する議論の中で見るように、過剰識別検定でモデルが棄却できなかったからといって、そのモデルが必ずしも実用上意味があるモデルとはいえない。逆にハンセン＝ジャガナサンの意味でモデルのパフォーマンスが悪いからといって、モデルが完全に間違っていると結論づけられるわけでもない。実際、アメリカのデータについて、ハンセン＝ジャガナサンの二つの基準で見た消費 CAPM のパフォーマンスの悪さに関する説明の一つとしてなされているのは、現実の消費データは measurement error が大きすぎ、理論モデルのインプリケーションの厳密なテストには役に立たないというものである<sup>14</sup>。実証上モデルが役に立たないと

<sup>13</sup>以下での議論は、竹原均氏との個人的なディスカッションに多くを負っている。

<sup>14</sup>Jagannathan/Wang [1996] や Campbell [1996] の、伝統的な CAPM に労働所得を追加した形のマルチファクター・モデルが、アメリカの学界で高く評価されている一つの理由は、この点にある。すなわち、ノイズが大きい消費データを用いるよりも、労働所得のデータを用いた方が、実証上は消費 CAPM のインプリケーションにより近いテストになっているという判断がある。

いう事実を積み重ねても、このような立場を完全に否定するのは、ほぼ不可能である。つまり、過剰識別検定とハンセン＝ジャガナサンの二種類の手法はあくまで異なる判断基準なのであって、それらの結果をどのように位置付けるかは、研究者自身の判断にゆだねられている問題である。

### 3 日本のデータを用いたパフォーマンスの比較：消費 CAPM を巡って

#### 3.1 消費 CAPM に関する若干のサーベイ

次に、確率的割引ファクターを用いた表現による資産価格モデルのパフォーマンスの比較を日本のデータについて行い、通常の資産価格モデルに基づくテストと比較する。ここでは、特に消費に基づく資本資産価格モデル(消費 CAPM)に焦点をあてることにする。

消費 CAPM は、1980 年代以降、様々な研究者によって実証的に検討されてきた。その結果、少なくともアメリカのデータを用いた研究においては、ナイーブな消費 CAPM モデルは完全に否定されたといつてよい (Hansen/Singleton [1983], Mankiw/Shapiro [1986], Mehra/Prescott [1985])。これに対し日本のデータを用いた実証では、少なくともパラメーターの推定に関しては、妥当な危険回避度の値が求められているという意味で、ある程度良好な結果が得られている。ただし、この結果を持って消費 CAPM は日本のデータに関しては成功を収めていると見るか(羽森 [1996])、やはり日本においても失敗に終わっていると考えるか(堀 [1996], Nakano/Saito [1998] 他) どうかについては、研究者によって立場が大きく異なる。本稿では、単に消費 CAPM のパフォーマンスを他のモデルと比較するだけに留まらず、本節と次節の議論を通じて、既存の諸論文における日本データを用いた消費 CAPM のパフォーマンスに関する立場の違いを、どのように統一的に解釈することができるかを探ることにする。

本節では、クロスセクションのリターンの説明力という視点から、消費 CAPM を中心に、日本のデータに関する、代替的な資産価格モデルのパフォーマンスの比較を行う。同じ問題が二種類の異なるフレームワークの中で検討されるが、第一のフレームワークは Fama/MacBeth [1973] によって提案され、最近では Fama/French [1993] や Jagannathan/Wang [1997] によって用いられた、伝統的なパラメトリックな資産価格モデルの評価の方法である。そして第二のフレームワークは、第 2 節で議論したハンセン＝ジャガナサン距離を用いた評価方法である。

日本のデータに関する資産価格モデルのパフォーマンスの評価については、既に幾つかの重要な先行研究があるので、はじめに、本論文とそれらの論文の違いについてまとめておく。まず、日本に関する消費 CAPM の初期の研究においては、羽森茂之氏が月次のデータを用いた一連の論文の中で、パラメーター(危険回避

度と主観的割引率)の推定値の妥当性と GMM の過剰識別検定 (Hansen の J テスト)の結果を持って、日本については消費 CAPM が「成立している」とする結果を報告している (Hamori [1992a, 1992b])。羽森氏の一連の論文は羽森 [1996] にまとめられている。これに対し、年次データを用いた初期の論文である岩田 [1992]・Iwaisako [1992] では、アメリカのケースと同じように、極端に高い危険回避度が得られることが報告されている。

その後の、日本のデータを使った消費 CAPM の実証研究としては、堀 [1996]・Bakshi/Naka [1997], Nakano/Saito [1998], Baba [2000] などがあり、これらの論文は、いずれも本論文と同じく確率的割引ファクターを用いたアプローチによる分析を行なっている。中でも Nakano/Saito [1998] は、消費 CAPM が異なる資産 (彼らの場合は、株価指数・安全資産 [コール・レート]・土地 [市街地価格指数] 等) を正しく pricing できているかを検討し、株価指数以外の資産のデータについてモデルが棄却されることと、モデルで説明される部分を除いた資産収益率の残差に、かなり大きな予測可能なコンポーネントが残ることを持って消費 CAPM の妥当性を疑問視している。

これに対し本論文は、同じ資産 (産業ポートフォリオ) データを用いて、他の代替的なモデルと消費 CAPM のパフォーマンスを比較するという方法をとる。単純にプライシングに役に立つかどうかという実用主義的な観点から、他の代替的なモデルとの直接の比較を行った本論文のアプローチは、動学的・ミクロ的基礎付けを重視する最近の経済学の立場とは、必ずしも整合的ではないかもしれない。しかし、1970 年代後半に理論としての消費 CAPM が出現した背景には、通常の CAPM 等のパフォーマンスを改善しようというモチベーションがあった。したがって、実用主義的なファイナンスの立場から見れば、本論文のアプローチの方がより自然である<sup>15</sup>。また、いわゆる動学的な資産価格モデルのパフォーマンスの問題と、クロスセクションのリターンに関する実証分析は、全く別物であるかのように発展してきた。しかし、Merton の動学的資産価格モデル (いわゆる ICAPM) の元々の考え方 (Merton [1971, 1973]) に立ち返れば、マーケットのリターンに関して説明力を持つファクターは、クロスセクションでのリターンの差についても説明能力を持つはずである。Campbell [1996] は、この考え方を実際にテストした数少ない例外である<sup>16</sup>。実証の方法は異なるが、クロスセクションの説明力を資産価格モデルの評価の基準として用いようとする本稿の方向性も、この Merton=Campbell の考え方に沿ったものと言える。

その他の違いとしては、Nakano/Saito [1998] は土地のデータ (市街地価格指数) を用いようとして、データの frequency が半年毎になっているために、月次データの羽森氏の一連の論文との直接の比較は難しく、またノンパラメトリックな評価方法は用いられていない。一方、日本の株式市場に関する資産価格モデルの比較

<sup>15</sup>この点に関しては、Mankiw/Shapiro [1986]、そして特に Nakano/Saito [1998] のイントロダクションを参照されたい。

<sup>16</sup>Cochrane [1999] によれば、Campbell 論文が唯一の実証分析の例である。

という点で、もう一つの重要な論文である Jagannathan/Kubota/Takehara [1998] は、データセットとして、産業ポートフォリオの代わりに企業規模ポートフォリオを用いているという点を除けば、本論文とほぼ同じアプローチで複数の代替的な資産価格モデルのパフォーマンスの比較を行っている。ただし彼らの主たる分析の対象は、労働所得リスクを考慮した Jagannathan/Wang [1997] の条件付き CAPM モデルの妥当性を日本のデータについて検証することであり、消費 CAPM は比較検討の対象に入っていない。以上をまとめると、消費 CAPM のパフォーマンスを、クロスセクションのリターンに関する説明力という視点から、他の資産価格モデルと比較したとしたという部分については、本節の実証分析の独自の貢献であるといえる。

### 3.2 資産価格モデルのフレームワークによるテスト

まず初めに、通常のパラメトリックな資産価格モデルのフレームワークによる、様々な資産価格モデルの比較を行う。資産価格モデルそのもののテストとしては、幾つかの方法が考えられるが、ここでは、最近のクロスセクションのリターンに関する研究で最もよく使われている、Fama/MacBeth [1973] の二段階テストを用いる。

具体的には、 $K$  個のファクターを持つマルチ・ファクター・モデルを考える。産業別のポートフォリオ ( $i = 1, \dots, I$ ) を構築し、まずテストの第 1 ステップとして、各ポートフォリオの収益率の、ファクターへの感応度を推定する。

$$r_t^i = \beta_0^i + \beta_1^i \cdot f_{1,t} + \dots + \beta_K^i \cdot f_{K,t} + \varepsilon_t^i \quad (20)$$

ただし  $f_{k,t} (k = 1, \dots, K)$  は、各ポートフォリオに共通なリスク・ファクターである。次に、第 2 ステップとして、各ポートフォリオの平均収益率を、第 1 ステップで推定したファクターへの感応度の係数に回帰する。すなわち、以下の式を推定する。

$$E[r^i] = \delta_1 \cdot \hat{\beta}_1^i + \delta_2 \cdot \hat{\beta}_2^i \dots + \delta_K \cdot \hat{\beta}_K^i \quad (21)$$

ファクターが一つで、それがマーケット・ポートフォリオである場合、このテストは通常の CAPM のテストと同値であり、推定されたベータの値が期待収益率 (実際は事後的な平均収益率) と正の相関を持つかについてのテストになる<sup>17</sup>。

この論文では、以下のような幾つかの代替的なファクターの組み合わせ ( $F$ ) を用いた推定式を比較検討する。

- (i)  $F = \{ \text{消費の成長率, 短期利子率} \}$

<sup>17</sup>Fama/French [1992] は、このフレームワークを用いて、伝統的な CAPM がクロスセクションの期待収益率のパラッキを説明できないことを示し、CAPM にとって代わるモデルとして、簿価/株価比や企業規模を用いたマルチファクター・モデルを提案した。

このモデルは、リターンが消費の成長率に線形に依存するという制約を課している。対数型の効用関数を仮定した場合の消費 CAPM、あるいは相対的危険回避度が 1 と大きく異なる場合の近似に相当する。確率的割引ファクター表現を用いた、既存の羽森・掘・Nakano/Saito 等の GMM による推定結果は、相対的危険回避度がかなり 1 に近いことを示唆している。その意味では、ここでの定式化に対応しているといつてよいだろう。

(ii)  $F = \{\text{マーケット・ポートフォリオ}\}$

伝統的なシャープ＝リントナー型の CAPM.

(iii)  $F = \{\text{鉱工業生産指数, (ドル建て) 原油価格, 短期利子率}\}$

これは、日本で月次のマクロ・データを用いてマルチファクター・モデルを推定する際の、最もオーソドックスなファクターの選択ではないかと考えられる。以下では、このモデルをマルチファクター・モデル (I) と呼ぶことにする。

Fama/French [1992] の CAPM に対する批判に対抗して、Jagannathan/Wang [1996] は伝統的な CAPM の発展形として、労働所得 (人的資本) に関連するリスクの影響を明示的にとり入れた、条件付きの CAPM (conditional CAPM) を提案している。また Campbell [1996] も、消費 CAPM の発展形として消費のデータを推定式から除去し、代わりに労働所得をリスク・ファクターとして用いた動学モデルを提案・推定している。本論文でも、このような最近の発展に沿った定式化をとり入れる。具体的には、以下のような、金融資産と人的資本の両方に関するリスクを考慮したハイブリッド・モデルを推定する。

(iv)  $F = \{\text{マーケット・ポートフォリオ, 労働所得, 短期利子率}\}$

この定式化は、Jagannathan/Kubota/Takehara [1998] による、日本のデータを用いた Jagannathan/Wang 型のモデルの推計と良く似ている。ただし、労働所得の変数の定義などが異なっており、厳密な比較はできない。以下、このモデルをマルチファクター・モデル (II) と呼ぶことにする。

次にデータについて、まとめておく。ここでの分析の対象となる金融資産は 1975 年から 1998 年までの産業別ポートフォリオであり、それらの収益率は全て安全資産 (コール・レート) に対する超過収益率の形で定義されている。単位根検定の結果、消費成長率・鉱工業生産指数・原油価格・労働所得の各変数は成長率 (= 対数差分) をとってある。短期利子率に関しては、そのままでは単位根の存在を棄却できないので、定常性を確保するため、Campbell [1996] に従って過去 6ヶ月の移動平均からの乖離を取っている。また、短期利子率および鉱工業生産指数の成長率に

関しては、1 期前の値を用いている。短期利子率については、条件付き CAPM の事前条件にあたるものと考えて、このような定式化を行なった。鉱工業生産指数については、投資家は実際の生産水準がリアルタイムでは観察できず、情報としての鉱工業生産指数は次の期になってから public information になると考え、このように定式化した<sup>18</sup>。また消費成長率のデータに関しては、消費税導入当初 (1989 年 4 月) と、3 パーセントから 5 パーセントへの税率引上げ時 (1997 年 4 月) に、直前の買い溜めと直後の買い控えがあったことが、データの性質を歪めていることが懸念される。1989 年の消費税導入当初の変動は実証上ほとんど無視できるのだが、1997 年 4 月の税率引き上げに関しては全く問題無しとはいえないので、念のため、その前後の期間をサンプルから除いている。各変数の基本統計量は、表 1 で報告されている。

[表 1 をここに挿入]

表 2 には、第 2 ステップについての推定式が報告してある。全サンプルは、1975 年 1 月から 1998 年 9 月まで、25 の産業別ポートフォリオを用いたデータによる推定である。サンプル期間をどのように取るかは、特に日本の場合、微妙な問題を含んでいる。本論文では、第一次オイルショック前後の時期の乱高下の影響を避けること、またオイルショック前後で日本の実物経済の成長トレンドに大きな変化があることから、多少、恣意的ではあるが、サンプル期間を 1975 年以降に限ることにした。また、このサンプル期間中、1983 年にデータの産業分類が変化 (増加) している。1983 年 1 月以降について 33 の産業ポートフォリオを用いた推定を、別途、行なった。

[表 2 をここに挿入]

図 3 では、横軸に実際の各ポートフォリオの平均リターンを、縦軸には第 2 ステップの推定式を使ったあてはめ値をとり、各推定式ごとにプロットしてある。特定の資産価格モデル (すなわちファクターの選択) が、実際のリターンを 100% 説明していれば、すべてのプロットは、斜め 45 度線上に来るはずである。図 3 からわかるように、(i) の単純な消費 CAPM は、ほとんどクロスセクションの平均リターンのばらつきを説明できず、(ii) のシャープ＝リントナー型の CAPM と比べても、その説明力は劣っている。

[図 3 をここに挿入]

(ii) の CAPM, (iii)・(iv) のマルチ・ファクター・モデルの間では、サブ・サンプルの推定も考慮すると、甲乙をつけるのは難しいが、強いて言えば、(iv) のマルチファクター・モデル (II) が一番安定しているといえる。ただし、シャープ＝リントナー型の CAPM, および (iii)・(iv) のマルチ・ファクター・モデルに関しても同

<sup>18</sup>実際の推定でも、1 期前の鉱工業生産指数を用いた方がパフォーマンスが良かった。



題は残る。これは、Jagannathan/Kubota/Takehara [1998] と共通する結果であるが、マーケット・ベータが一貫して負の値をとっている点は理論的に説明が難しい。また (iii) のマルチ・ファクター・モデルに関しても、経済理論に従うならば、鉱工業生産指数のパラメーターは正であると予想され、石油価格のそれは負であると予想されるが、逆の結果が出ている。

### 3.3 ハンセン＝ジャガナサン距離によるテスト

次に、確率的割引ファクターを用いた資産価格モデルのパフォーマンスの評価の例として、前節で詳しく取り上げたハンセン＝ジャガナサン距離をあてはまりのよさの尺度として用いた比較を行う。すなわち、(7) の確率的割引ファクターによる表現を用いて、以下のようなモーメント条件をつくり、表 2 の各モデルに対応する GMM 推定を行う。

$$E_t[m_{t+1}R_{t+1} - 1] = 0 \quad (22)$$

$$m_{t+1} = \tau_0 + \tau_1 \cdot F_{1,t} + \dots + \tau_K \cdot F_{K,t} \quad (23)$$

さらに、ここでは先の 4 つのファクター・モデルに加え、時間を通じて一定の固定割引ファクターと、パワー型効用関数を用いた通常の Hansen/Singleton [1983] 型の消費 CAPM も検討の対象に含める。それぞれのモデルに対応する確率的割引ファクターの表現は、

$$m_{t+1} = d \quad (24)$$

$$m_{t+1} = \delta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \quad (25)$$

で与えられる。ここで、 $d$  は定数項、 $\gamma$  はパワー型効用関数における、相対的危険回避度の係数である。

代替的なモデルの間で、すべての条件を一定にするために操作変数はすべて共通とし、定数項と消費の成長率、マーケット・ポートフォリオのリターンそれぞれの一期前の値が用いられている。なお操作変数を用いたことで、ここでのテストは、Fama/MacBeth の方法による資産価格モデルのフレームワークでのテストとは、厳密に同じではなくなってしまう。しかしながら以下で見ると、両者の結果は、ほぼ完全に一致している。

表 3 には、各モデルのパラメーターの推定値と、 $\chi^2$  統計量、およびハンセン＝ジャガナサン距離が報告されている。全サンプル (25 ポートフォリオ) の場合、ベンチマークである固定割引ファクターのハンセン＝ジャガナサン距離は 0.2014 であり、Hansen/Singleton 型の消費 CAPM・通常の CAPM とも、そのパフォーマンスは、これとほとんど変わらない。利子率を追加したケースと二種類のマルチ

ファクター・モデルは、多少改善しているといったところである。一方、サブ・サンプル (33 ポートフォリオ) の場合、明らかに固定割引ファクターのパフォーマンスを上回っているのは、マルチファクター・モデル (II) だけである。先ほど述べたように、操作変数の問題があるので完全ではないが、確率的割引ファクターに基づく評価とパラメトリックな資産価格モデルでの評価は、ほぼ一致している。特に、「消費 CAPM」 < 「通常の CAPM (マーケット・モデル)」 < 「マルチファクター・モデル」というパフォーマンスの順番は、評価方法・サンプル期間に関わらず頑強な結果である。また、固定割引ファクターと比較した場合の CAPM や消費 CAPM に関する評価が、あまりにもネガティブであるように感じるかもしれないが、この結果自体は、Hansen/Jagannathan [1997] に報告されているアメリカのデータについての結果と、よく似たものになっている。

[表 3 をここに挿入]

## 4 消費と資産価格：日本のデータについての再検討

第 3 節の実証分析で検討した、代替的な資産価格モデルのうち、特に興味深いのは、消費 CAPM のパフォーマンスである。3.1 節で述べたように、現状では、日本のデータを用いた消費 CAPM の実証結果については、相反する二つの見解があるように思われる。第 1 の見解は、羽森氏の一連の論文 (羽森 [1996], 羽森・徳永 [1997]) に代表される立場であり、アメリカのデータを用いた実証分析の明らかな失敗 (Hansen/Singleton [1983], Mehra/Prescott [1985]) とは対照的に、日本における消費 CAPM のパフォーマンスは優れているというものである。

一方、堀 [1996], Nakano/Saito [1998] 等は、確率的割引ファクターの考え方を明示的にとり入れた実証分析を行い、消費 CAPM のパフォーマンスについて、いずれも否定的な結果を報告している。本論文の第 3 節でのアプローチ・分析結果は、これらの後者の研究に近い。この節では、異なるこの二つの立場を、どう統一的に理解していくかについて、若干の考察を行うことにする<sup>19</sup>。

### 4.1 消費 CAPM の前提条件について

邦語の実証論文では、明示的に取り上げられることは少ないが、消費 CAPM の理論的基礎について、少し詳しく見ておくことにしよう。消費 CAPM の重要な前提条件は、代表的家計 (representative household) の仮定の成立と、完備 (complete) な資産市場の存在である。

<sup>19</sup>したがって本節の議論の中心は、日本のデータの特性に関するディスカッションと実証分析の方法論の問題になる。理論モデルとしての消費 CAPM の、最近の発展については堀 [2000] が優れたサーベイを行なっている。

#### 4.1.1 代表的家計の存在

まず代表的家計の問題、すなわち集計 (aggregation) の問題を取り上げよう。この問題は、最終的には実証分析に委ねられるべき性質の問題であり、日本の家計の消費と金融資産のリターンとの関係について、マイクロ・データを丹念に見ていく必要がある。この分野での日本に関する研究は、ほとんど皆無と言って良いように思われるが<sup>20</sup>、それでも幾つかの数字を用いて、大雑把にこの問題の持つ意味を把握することはできるだろう。

まずアメリカについては、Mankiw/Zeldes [1991] が、全体の家計の 1/4 程度しか株式を保有しておらず、株式を保有する家計とそうでない家計の間で、株価の変動に対する消費の動きが大きく異なることを報告している<sup>21</sup>。無論、株式の保有の偏りだけでは代表的個人の仮定を否定する理由にはならないが、株式保有の有無によって消費 CAPM のパフォーマンスに明確な差が発生することまで考えると、集計の問題は避けて通れないように思われる。

日本の家計に関してデータを見ると、銀行預金および国債関連の金融商品 (中国ファンド等) 以外の金融資産を持つ家計は決して多くないと考えられる。株式を保有する家計の割合は、ごく最近 (1997 年) でも、たかだか 19.2% である。また、1997 年末での日本の家計の金融資産に占める、有価証券の割合は 10 パーセント以下であり、株式はそのうち約半分の 5% 弱に過ぎない。さらに日本の家計の貯蓄額は、平均が約 1300 万円であるのに対し、中央値 (メディアン) は 800 万円である (貯蓄広報中央委員会, [1999])。したがって、半数以上の家計が 1000 万円以下の金融資産しか持っていないことになり、これらの家計において金融資産の中に株式が占める割合は、かなり低いと想像される。今日の状況がこの程度であるのだから、1970 年代・80 年代において、総消費に占める株式を保有する家計の割合は、極端に低いものであったことが容易に想像される。したがって、総消費のデータを用いて消費 CAPM のモデルを実証しようとする試みには、潜在的に集計の問題が存在し、しかも日本の場合、その程度がアメリカのデータについての場合よりも大きい可能性が高いことを認識しておく必要がある。

<sup>20</sup>確かに、財政学・公共経済学の専門家が、年金問題等との絡みで家計の資産保有に関する多くの実証研究を行っている。しかしながら、これらの研究のほとんどは、危険資産・安全資産等の区別をせずに、金融資産という一括りで考えており、ここでの我々の議論にはあまり役に立たない。しかし、金融規制緩和や年金問題の進展方向を考えれば、今後、日本の家計はより多くの資産を危険資産 (株式・債券) の形で持つことになると思われる。したがって、この問題に関するファイナンス的な視点を持ち込んだ分析が、切実に必要とされている。

<sup>21</sup>ただし、90 年代のアメリカの株式ブームを考えると、この割合は、近年、相当増加しているだろう。1999 年末の時点で、全米の 50% を超える家計が、何らかの形で株式を保有しているという報道もある。

#### 4.1.2 金融資産以外の所得／リスクの源泉と非完備市場

学説史的には、消費 CAPM は、通常のシャープ＝リントナー型の CAPM や Merton の Intertemporal CAPM を補う形で、1970 年代後半に登場した。それ以前の、特にシャープ＝リントナー型の CAPM については、株式市場のマーケット・ポートフォリオは投資家が直面する全ての「資産」、特に人的資本 (労働所得) を含んでおらず、したがって投資家にとっての真のマーケット・ポートフォリオに対応していないという批判があった。観察されるマーケット・ポートフォリオが、必ずしも効率的でない可能性があるという点で、これはいわゆる「Roll の批判」の一例である (Roll [1977])。消費 CAPM と呼ばれるモデルのイノベーションは、人的資本を含む資産市場が完備であるという前提のもとで<sup>22</sup>、マーケット・ポートフォリオの代わりに消費を用いて実証を行うことで、上記の問題を回避することが出来ることを示した点にある。しかし、消費 CAPM モデルが成立するためには、労働所得が金融資産と同じ様に価格付けできることが前提となる。このことを明示的に取り扱うために、例えば Campbell [1993, 1996] は、異時点間の予算制約式で用いる投資家の総資産  $A_t$  について、「人的資本を含む」かたちで定義している (Campbell [1993], pp.488) <sup>23</sup>。これにしたがって、総資産を人的資本と金融資産の二つに分けて考えると、

$$A_t = W_t + H_t \quad (26)$$

となる。ただし、 $W_t$  は金融資産、 $H_t$  は人的資本である。人的資本とは、生涯労働所得の現在割引価値に他ならないから、将来の労働所得・利率が 100% 確実な場合、もしくは家計がリスク中立的な場合は、明示的に、以下のように書き直すことができる。

$$H_t = E_t \left[ \sum_{j=0}^{T-t} \frac{y_{t+j}}{(1+r)^j} \right] \quad (27)$$

ただし  $y_t$  は各期の労働所得を表すものとする。

一方、同じ問題を、消費関数の視点から考えると、上記の、総資産および、金融資産・人的資本の定義を用いれば、ある家計の生涯を通じた予算制約式は以下のように書ける。

$$E_t \left[ \sum_{j=0}^{T-t} \frac{c_{t+j}}{(1+r_t)^j} \right] = W_t + E_t \left[ \sum_{j=0}^{T-t} \frac{y_{t+j}}{(1+r)^j} \right] \quad (28)$$

<sup>22</sup>市場の完備性の問題については、Grossman/Shiller [1982] が、あらかじめ消費と資産価格が Ito 過程に従うことを仮定した上でなら、非完備市場のケース (取引されない資産があるケース) でも消費 CAPM の式が成立することを示している。ただしこの場合、投資家の元々の効用関数のパラメーターと、代表的家計を仮定してオイラー方程式を推定した場合に得られるパラメーターが、一致する保証はない。

<sup>23</sup>この点は、別に John Campbell が初めて指摘したわけではなく、60 年代末・70 年代初頭の Merton の一連の論文においても、明示的に取り扱われており、Breedon [1979] や Grossman/Shiller [1982] においても意識されている。

毎期ごとの効用関数に、(1)式について仮定したような通常の条件を仮定すると、合理的期待の下での恒常所得＝ライフサイクル仮説は以下のように書ける。

$$C_t = \alpha A_t = \alpha(W_t + H_t) \quad (29)$$

さらに、利子率がゼロであるという極端な単純化の仮定を置くと、

$$C_t = \frac{1}{T} A_t = \frac{1}{T} (W_t + H_t) \quad (30)$$

となる。したがって、消費が所得の変化に反応するとすれば、それは生涯所得（＝恒常所得）の恒久的な上昇を引き起こす時のみであり、1期限りの所得の増加は消費にほとんど影響を与えない。これは、いわゆる Hall 型のライフサイクル＝恒常所得仮説のインプリケーションである（Hall [1978]）。

一方、(30)式において、係数  $\alpha$  が十分安定的であると考えられるなら、投資家の真のマーケット・ポートフォリオ  $A_t = W_t + H_t$  の代わりに、観察可能な変数である消費  $C_t$  を用いて、真のマーケット・ポートフォリオと個々の資産の関係を、近似的に検証することができる。つまり、通常の CAPM が成立している場合のマーケット・ポートフォリオと個々の資産の関係を、消費と金融資産の関係に置き換えて分析することができる。

しかし、ヘッジできない（undiversifiable な）労働所得リスクが存在する場合、通常の消費 CAPM の分析をそのまま拡張することはできない。例えば、倒産やレイオフによって、突然、失業するような可能性があり、人的資本の価格付けが金融資産とは同じように扱えない場合が、これに相当する。このようなケースに関して理論分析を行った貢献としては、Bewley [1982]、Mankiw [1986]、Weil [1992] 等がある。より最近の重要な文献としては、Constantinides/Duffie [1996] があり、その中で近年のこのテーマに関する重要な研究も簡単にサーベイされている。

一般に、労働所得に起因する非完備市場の問題を実証的に検討しようとした場合、もっともらしい労働所得の確率プロセスを仮定すると、モデルが解析的に解けなくなってしまうという技術的な困難が伴う。一つのアプローチは、Heaton/Lucas [1996]、Lucas [1994] のように、もっともらしい労働所得の確率プロセスを仮定してやったうえで、カリブレーションを行うことである。もうひとつのアプローチは、Viceira [2000] のように、何らかの近似式を用いて、ある程度、強引にモデルを解いてしまう方法である。

## 4.2 日本のデータを用いた消費 CAPM のパフォーマンス

次に、いよいよ日本のデータについて、細かく分析していくことにする。日本における消費 CAPM の実証の結果が、成功であるのか失敗であるのかを評価する

には、「消費 CAPM のパフォーマンス」とは何であるかについて明確に把握しておく必要がある。第一の「パフォーマンス」の判断基準は、(22)・(25)のオイラー方程式における、時間選好率  $\delta$  と危険回避度  $\gamma$  の推定値の当てはまりの良さである。動学的効用最大化モデルを考える場合、通常、経済学者の間では、時間選好率  $\delta$  は 1 以下だが 1 に非常に近い値、危険回避度  $\gamma$  は対数型効用関数に相当する 1 近辺の値をとると考えられている。Hansen/Singleton [1983] 等のアメリカのデータを用いたオイラー方程式の推定では、危険回避度  $\gamma$  の推定値が負の値をとるなど、非現実的なパラメーターの値が得られることが報告されている。これに対し、羽森 [1996] に集約される羽森氏の一連の論文や堀 [1996]・Nakano/Saito [1998] 等の日本の株価インデックスを用いた推定においては、著者がモデルとしての消費 CAPM の妥当性に肯定的か・否定的かに関わらず、 $\gamma$  について、正の値だが 1 より小さいという、「相対的に良好」な結果が一貫して得られている。本論文のデータを用いた GMM の推定でも、操作変数として羽森・堀らの論文が採用している変数を選択した限りでは、良く似た結果が得られている。

第二の判断基準は資産価格モデルとしてのそれであり、資産のリターンをいかに整合的に価格付け（pricing）できるかが問題となる。これは、第 2 節で取り上げた、変動境界とハンセン＝ジャガナサン距離という、ハンセンとジャガナサンの二種類の方法の背後にある考え方である。この点について見ると、本論文や堀 [1996]、Nakano/Saito [1998] の結果から、消費 CAPM が代替的な資産価格モデルと比べて、極端にパフォーマンスが劣ることは明白である。

筆者は、第二の判断基準で見て明らかに問題がある以上、表面上、オイラー方程式の推定が上手くいったとしても、経済モデルとしての消費 CAPM は棄却されるべきだと考えている。しかし、なぜ消費 CAPM が上手くいかないのか、その理由を考えることは、日本の経済・金融市場の構造について理解する上で、重要な手掛かりとなるかも知れない。したがって、いままじ日本のデータのオイラー方程式への「当てはまりの良さ」という問題について、細かく考えていってみよう。

### 4.2.1 Hansen/Singleton [1983] の単純化に基づくデータの考察

以下の考察のために、まずパワー型の効用関数を仮定し、(25)を使って(22)式を書きなおす。

$$1 = E_t \left[ (1 + r_{t+1}^i) \delta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \right] \quad (31)$$

さらに Hansen/Singleton [1983] に従って、消費成長率と資産収益率が、分散が均

一の条件付きの二変数対数正規分布に従うことを仮定する<sup>24</sup>。すると (31) 式は、

$$0 = E_t[r_{t+1}^i] + \log \delta - \gamma E_t[\Delta c_{t+1}] + \frac{1}{2}[\sigma_i^2 + \gamma^2 \sigma_c^2 - 2\gamma \sigma_{i,c}] \quad (32)$$

と書きかえられる。ただし、 $c_{t+1} = \ln(C_t)$  であり、

$$\begin{aligned} \Delta c_{t+1} &= c_{t+1} - c_t && \text{(消費の成長率)} \\ \sigma_i^2 &= \text{Var}(r_{t+1}^i) && \text{(資産 } i \text{ の収益率の分散)} \\ \sigma_c^2 &= \text{Var}(\Delta c_{t+1}) && \text{(消費の成長率の分散)} \\ \sigma_{i,c} &= \text{Cov}(r_{t+1}^i, \Delta c_{t+1}) && \text{(資産 } i \text{ の収益率と消費の成長率の共分散)} \end{aligned}$$

である。(32) 式が、任意の危険資産と安全資産 ( $r_{t+1}^f$ ) について成り立つことを用いて、超過収益率の平均と分散を用いた関係に書き直すと、

$$E_t[er_{t+1}^i] + \frac{\sigma(er^i)^2}{2} = \gamma \cdot \sigma(er^i, c) \quad (33)$$

となる。ここで、 $er_t^i$  は資産  $i$  の安全資産に対する超過収益率、すなわち  $er_t^i \equiv r_t^i - r_t^f$  である。なお、以下の実証分析で検討対象となる危険資産は、株式のマーケット・インデックスのみであり、混乱することはないと思われるので、危険資産の添字“ $i$ ”については、省略して表記することにする。

(33) 式を用いることで、消費 CAPM のインプリケーションは、より明確になる。幾つかの単純化の仮定の上ではあるが (33) 式が成立するということは、相対的危険回避度  $\gamma$  の推定値が

- (1) 危険資産の超過収益率の期待値：  $E_t[er_t]$
- (2) 消費と株式超過収益率の共分散：  $\sigma_{er,c} (= \sigma(er^i, c))$

という 2 つの変数に依存しているということである。この点については、より洗練された GMM による推定においても本質的な違いは無い。さらに定義から、共分散は二つの変数それぞれの分散と相関係数の積になるから、 $\sigma_{er,c} = \sigma_{er} \cdot \sigma_c \cdot \rho_{er,c}$  となる。したがって (2) については、

- (2) - 1 株式超過収益率の分散：  $\sigma_{er}$
- (2) - 2 消費の成長率の分散：  $\sigma_c$
- (2) - 3 消費と株式超過収益率の相関係数：  $\rho_{er,c}$

という、三つの要素に分解して考えることができる。

<sup>24</sup>以下では、Campbell [2000] で報告されている、アメリカのデータに関する計算結果と対比させるため、Hansen/Singleton [1983] による計算式の単純化を用いる。Grossman/Shiller [1982] の、代替的な単純化の方法を用いても、似たようなインプリケーションが得られるはずである。

表 4 では、Hansen/Singleton の単純化を用いた、日米のデータに関する相対的危険回避度の計算値が報告されている。ここでは、Campbell [2000] の Table 5 にしたがって、まず、すべての変数がランダム・ウォークしているものと仮定して年率換算し、それらの値を用いて危険回避度の計算が行われている。表中、(\*) の印がついているのは、Campbell で報告されている値であり、(Q) の印がついている値は、消費に GDP の家計部門の消費を用いた四半期データによる値である。また、 $\gamma(1)$  は (33) 式をそのまま用いた計算値、 $\gamma(2)$  は株式と消費の相関が完全である ( $\rho_{er,c} = 1$ ) ことを仮定した場合の危険回避度の値である。当然のことながら、株式と消費の相関係数がゼロあるいは負であれば、 $\gamma(1)$  はゼロ、あるいは負になる。さらに、TOPIX の超過収益率の期待値と事後平均の差の問題 (後述) を回避するため、パネルの (1) では超過収益率=ゼロ、(2) では年率 4%、(3) では 6% とあらかじめ仮定して計算した値を報告している。

[表 4 をここに挿入]

以下、表 4 を見ながら日本のデータに関する幾つかの問題点を指摘し、議論しておこう。まず第一に、ランダム・ウォーク過程の推定について Merton [1980] 以来、以下の点が良く知られている。サンプル期間の長さを  $T$  とし、 $N$  をサンプル期間内の観察値の数とする。この時、変数の二次のモーメントの推定については、 $T$  を一定に保ったままでも、 $N$  を大きくすることによって、推定がより正確になることが知られている。逆に、一次のモーメント (= 平均) の推定の正確さは  $T$  の長さにも依存し、一定のサンプルの長さの中で観察値の数を増やしても推定値の精度は上昇しない。二次のモーメントである分散 (標準偏差) の推定については、本論文のサンプルの長さは、サブ・サンプルでも 100 を大きく超えており、経験的に、ほとんど問題が無いものと考えられる。実際にサンプルを多少ずらしても、(2) の三つの変数のうち、株式の超過収益率・消費成長率それぞれの分散については、推定値に大きな変動は無かった。一方、(1) の平均値の推定にあたっては、20 年分程度のデータがあったとしても、決して十分とは言えない。本論文の全サンプルの中で 10 年間のサブ・サンプルをとってみると、1980 年から 89 年まででは TOPIX の安全資産に対する超過収益率が年率で 4 パーセントを超えるのに対し、82 年から 91 年までになると約 1 パーセントに急激に下落する。本論文の全サンプルの平均は負の値をとっているが、この事後的な平均値をもって、今後 20 年間の TOPIX の期待超過収益率がマイナスであるというのは無理があるだろう。したがって、“期待” 株式超過収益率として何を用いるかを考えたとき、事後的な平均値を用いるのは、常にふさわしい方法とはいえず、特にサンプル期間が短い場合は、十分な注意が必要である。GMM 推定においては株式の超過収益率もしくは実質収益率だけをとりだして推定するわけではないが、この問題を無視して通れるわけではないので、小標本データの推定結果の解釈には、十分な注意が必要である。特に日本のデータでは、80 年代後半 - 90 年代初頭の資産価格バブルとその崩壊があるために、サンプル期間の選択の問題は、いっそう微妙な問題である。

#### 4.2.2 日本の月次消費データ（家計調査データ）の特殊性

次に表4において注意すべき点として、月次（データの出所に従って、以下、家計調査データと呼ぶ）と四半期データ（以下、GDPデータ）における、消費の標準偏差の差が注目される。先に述べたように、表4では収益率がランダム・ウォークであることを仮定した計算を行っている。この仮定の下では、収益率の分散は、収益率を計算する期間の長さに線形に依存して増加するから、ある資産の年間の収益率の分散は、一ヶ月間の収益率の分散の12倍になる<sup>25</sup>。したがって、このデータを額面どおり受け取るならば、家計調査データに基づく消費の成長率の標準偏差は、年率で7パーセント前後という極端に高い値になる。これは、GDPデータから得られる2.2-2.6パーセントという値の倍以上である。念のために、1975年1月-1998年9月の家計調査の月次データを使って、まず四半期データ・年次データを作り、それらについて同様な年率換算の標準偏差を計算すると、それぞれ3.73パーセント、2.19パーセントとなる。

このことは、二つの問題の存在を示唆している。第一に、家計調査データから作った四半期データでも、GDPデータと1.5パーセント以上の差があることから、GDPデータと家計調査データの消費データの作成方法・カバーする範囲には大きな違いがあることが考えられる。第二に、GDPデータと家計調査の（月次データから作った）年次データの標準偏差の値は、さほど大きく異なっていない。このことからGDPの家計部門の消費データがランダムウォークに十分に近く、報告されている標準偏差の推定値である、年率2から2.5パーセントという値が十分に正確だとすると、家計調査による消費データの月次の変動には、相当大きな、予測可能なコンポーネントが含まれていると判断せざるを得ない。表3における、月次データを用いた相対的危険回避度の計算結果が、GDPデータを用いたその半分以下になっているのは、四半期データに比べ、月次の消費データの変動が極端に大きいためであるのは明らかである。

念のため付け加えておくと、ここでの消費の月次データは、家計調査と消費者物価指数から求められる原系列に筆者がS-plusを用いて季節調整を施したものをを用いている。羽森 [1996] の消費データはX-11を用いて季節調整しており、サンプル期間が多少ずれるものの、筆者の計算とほとんど同じ大きさの数字を報告している<sup>26</sup>。さらに、羽森 [1996] の pp.152-153 のデータによれば、月次の日本の実質消費成長率の標準偏差（1.5-1.6パーセント）は、アメリカの月次データのそれ（0.5パーセント前後）の二倍から三倍である。アメリカの月次の値は $\sqrt{12}$ 倍すると、表4で引用しているCampbell [2000] のGDPデータから求めた値にかなり近い。したがって、日本における家計調査とGDPデータの差が、アメリカの月次データ

<sup>25</sup>この性質を利用したのが、Poterba/Summers [1988] やLo/MacKinlay [1988] による、ランダム・ウォーク仮説についての分散比検定 (Varaiance Ratio Test) である。分散比検定については、Campbell/Lo/MacKinlay [1997] の第2章が詳しい。

<sup>26</sup>一方、堀 [1996] は、季節調整の方法については述べていないが、論文中で報告されている値を用いると、消費の標準偏差が年率で10パーセントを大きく上回る。

と四半期データの差に比較して、相当、際立ったものであることが確認できる。

実はこの問題は、日本の消費統計の問題点に関して詳しく知る研究者にとっては、別に驚くほどの問題ではない<sup>27</sup>。第一に、日本の家計調査のデータはサーベイ調査の生の結果をそのまま集計したものであるのに対し、アメリカの月次データ、および日米の四半期（GDP）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データである。消費のサーベイ・データに関して、その measurement error が相当大きいことは、アメリカの Panel Study of Income Dynamics (PSID) のようなパネル・データを使う研究者の間ではよく知られた問題であり、それと似たような性質を持つと考えられる日本の家計調査についても、上記の相対的な変動の大きさに関する議論から、同じことが推測される。第二に、最近の日本のGDP統計の信頼性に関する議論の中でも指摘されていることだが、アメリカの消費のサーベイ・データに較べて、日本のサーベイ・データはサンプルとなる家計数が少なく、そのこと自体が日本の消費の変動を過大評価する要因になっている可能性がある。

ここで指摘したいのは、家計調査データがGDPデータに劣るということではない。四半期ではなく月次のデータが使えるというのは、資産価格モデルの研究においては、かなり大きな利点であり、この点だけをとりても家計調査データの存在価値は大きい。また最近、日本のGDP統計の消費データそのものについて、現実経済の動向を反映していないとして、内外から批判がなされたことは記憶に新しい。しかし統計的性質の問題とは別に、消費CAPMが、もともと消費がランダム・ウォークであるか、あるいはそれに十分近いことを前提としている理論であることを考えると、家計調査データにおける、明白かつ大きなランダム・ウォークからの乖離は深刻な問題である。また消費支出が（金融資産の収益率のような観測値ではなく）人の手によって作成 (construct) された経済変数である以上、家計調査・GDPデータの両方について、常に潜在的なデータの妥当性の問題があることを念頭においておくべきだといえる。家計調査の消費データの特性については、消費/貯蓄関数に関する研究においてHayashi [1997] 等の研究の集積があり、ファイナンスの実証研究者も、そこから謙虚に学ぶ必要があるだろう。

#### 4.2.3 日本のデータにおける消費と株価収益率の相関

しかし、日本のデータに関して、一番問題になってくるのは、(2) - 3の株式と消費の相関係数の推定である。表4で見ると、株式と消費の相関係数は、サンプル期間によってマイナスの値をとったり、プラスの値をとったりしているが、絶対値としてはいずれもゼロに近い<sup>28</sup>。この点を、もう少し詳しく検討するために、

<sup>27</sup>以下の点については、CIRJE・TCER マクロ・コンファレンスの参加者、特に岩本康志、林文夫、藤本裕の各氏から指摘を頂いた。

<sup>28</sup>偶然かどうかわからないが、ここで参照している日本のデータを用いた消費CAPMに関する文献のすべてで、株式と消費の相関係数（もしくは共分散）は、報告されている基本統計量の中には含まれていなかった。

図 4 には、三年間 (36ヶ月) のウィンドウを取った、時間を通じた消費と株式の超過収益率の相関変数の変動がプロットしてある。

[図 4 をここに挿入]

この図から、まず、株式と消費の相関は高インフレ期に高いことが分かる。結果として、第一次・第二次の石油ショック近辺を推定サンプルに含むかどうかによって、大きく値が違って来る可能性が高い。第二に 1980 年代中盤以降、1990 年代半ばまで、平成不況の始まり (1991 年前後) のごく一時期を除けば、株価収益率と消費の相関はゼロか負の値を取っている。特に、いわゆるバブル経済の時期 (1987 年 - 1990 年) には、消費と株式は逆方向に動いている。平均して見ると、1970 年代以降の日本における消費と株式の同時的 (contemporaneous) な相関関係は、非常に不安定であるか、データを文字通り受け取るなら、ほとんどゼロに近いと言ってよいだろう。したがって、消費と株式収益率の共分散の推定値も、近似的にゼロであると考えられる。このことから、三次以上のモーメントの問題を無視して考えると、(31) 式は、

$$1 = E_t[(1 + r_{t+1}^i)] \cdot E_t[\delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}] \quad (34)$$

と書きなおすことができる。したがって、この場合の割引率  $\delta$  及び危険回避度  $\gamma$  に関する GMM 推定は、株式リターンの平均値  $E_t[(1 + r_{t+1}^i)]$  と、消費成長率  $C_{t+1}/C_t$  の平均と分散についての情報しか用いてないことがわかる。つまり、株式のリターンの分散と、株式リターンと消費の成長率の相関に関する情報は、効用関数のパラメーターの推定には影響を与えていないことになる。

計量分析上、パラメーターの推定に関しては、このこと自体は何も問題ではない<sup>29</sup>。一方、株式ポートフォリオが、投資家の真のポートフォリオの代理変数である消費と全く相関を持たないという認識を前提にすると、そのことに関して、二つの若干強引な解釈が可能である。第一の解釈は日本の家計がリスク中立的であるというものである。この解釈は、確率的割引ファクターとしての消費の成長率が、クロスセクションの資産収益率の差を説明できなかったという、第 3 節の結果と整合的である。もう一つの解釈は、まずあり得ない話だが、日本の投資家にとって TOPIX がゼロ・ベータ・ポートフォリオであるというものである。いずれの解釈からも、直感的に矛盾するインプリケーションが得られる。極端な例として、仮想的に TOPIX の分散が二倍、あるいは半分になったとしよう。上記の二つの解釈のどちらにおいても、この仮想実験において TOPIX の期待超過収益率 (株式プレミアム) は全く変化しないことになる。これは相関係数がゼロである以上、TOPIX のボラティリティーが増加しても、消費との共分散はゼロのまま変わらないからである。

<sup>29</sup>ただし Kan/Zhang [1999] は、資産収益率との相関が非常に弱い変数を確率的割引ファクターとして用いる場合、Hansen の過剰識別検定で、モデルを棄却しない方向へ強いバイアスが発生することを指摘している。

さらに、株式と消費の相関が情報として用いられないことによって、既に指摘した、月次の家計調査に基づく消費データの問題点は一層深刻になる。特に、習慣形成 habit formation モデル (Constantinides [1990]; Campbell/Cochrane [1999]) や、時間に関する分割可能性を仮定しない効用関数を用いたモデル (Epstein/Zin [1989, 1991]) のような、過去の消費の成長率を確率的割引ファクターの中を含むモデルに関しては、過剰識別検定やパラメーター推定値の妥当性に基づくモデルの当てはまりの良さが、単に消費データの時系列の相関の特性を上手くトラックしているだけである可能性が出てくる。この場合、家計調査データを用いるか、GDP データを用いるかで、実証結果そのものが決定的に違って来る可能性がある<sup>30</sup>。

日本における株式と消費の極端な相関の低さ自体は、4.1 節で議論したような株式保有の偏りを考えに入れると、さほど驚くべき問題ではないと言える。Mankiw/Zeldes [1991] がアメリカについて指摘している集計の問題は、日本においてはよりシビアであり、したがって集計された消費データを用いて消費 CAPM に関しては、そもそも代表的個人 (投資家) の前提が満たされていないであろうと考えるのが妥当であろう。

しかし、それでも幾つかの問題が残る。第一に、Mankiw/Zeldes [1991] のアメリカについての研究は、株式を保有する家計に限れば、消費 CAPM のパフォーマンスが向上することを示しているが、なぜ株式を保有する家計と保有しない家計が存在するかについては、合理的な説明が存在しないことを指摘している。例えば、家計が株式を保有するかどうかについての決定の目安としてすぐ思い浮かぶのは、家計の所得水準、もしくは資産の水準である。すなわち、裕福な家計ほど株式を多く保有しているだろうという予測される。しかし、相対的危険回避度が一定のパワー型の効用関数を仮定し、さらに各家計の危険回避度が同程度だと考えるなら、資産の水準に関わらず、ポートフォリオに占める各資産の割合は似通ったものになるはずである。無論、資産の水準と危険回避度が逆比例するなら説明は容易になるが、今度は、裕福な家計ほど危険回避度が低いのはなぜかということの説明しなければならなくなる。

第二に Mankiw/Zeldes [1991] の分析は、アメリカのデータについて、資産水準すらも株式保有の多寡の決定要因としては不十分であることを示唆している。また日本の家計については、資産としての不動産・土地の比重が極端に大きく、裕福な家計についても、株式の家計の資産に占める割合は、決して大きくないであろうことが想像される。したがって、代表的家計の仮定を捨てて、家計消費のパネル・データを用いれば、消費 CAPM のあてはまりが多少改善される可能性が高いが、逆に家計のポートフォリオ選択の決定要因を説明する必要が発生してくると考えられる<sup>31</sup>。

<sup>30</sup>これは、最終的には、別の論文で実証によって検証されるべき問題であろう。

<sup>31</sup>筆者の知る限り、Mankiw/Zeldes [1991] のアイデアに添った日本に関する唯一の実証研究は、所得階層別の消費データを用いた Kubota/Tokunaga/Wada [2000] である。筆者が目にした時点での彼らの分析結果では、残念ながら所得階層別の消費 CAPM は極端にパフォーマンスが悪いもの

## 5 おわりに

本稿の前半では、資産価格モデルのパフォーマンスを比較するための道具として、確率的割引ファクターによる表現を用いたハンセンとジャガナサンの方法を紹介し、そのフレームワークと日本のデータを用いて、様々な資産価格モデルのパフォーマンスを比較検討した。後半では、その中でも特に消費資産価格モデル（いわゆる消費 CAPM）のパフォーマンスの低さに注目し、それに関する説明を試みた。その結果は、以下のように要約できる。

### (1) プライシング・ファクターとしての消費はほとんど重要性を持たない：

日本においては、短期（月次・四半期）での、株式市場の動きと消費変動の関係がアメリカと比較して極端に弱い<sup>32</sup>。したがって、実際のプライシングのための資産価格モデルとしての消費 CAPM には、ほとんど実用性がない。

### (2) 経済モデルとしての消費 CAPM の信頼性の低さ

同じ理由から、消費 CAPM を異時点間の効用最大化モデルとして捉え、時間選好率（割引率）や危険回避度を推定しようという試みは、表面上、上手くいっているように見えても、ほとんど信用できない。より具体的には、株式のデータを使った消費 CAPM モデルの推定から得られた危険回避度・時間選好率等パラメータの値を、政策決定（例えば、税率の決定等）に安易に用いるのは非常に危険である。

### (3) 日本の家計のポートフォリオ構成（Mankiw/Zeldes [1991]）：

歴史的に見て、日本の家計が保有する富の中で、株式の占める比率はかなり限定的なものであった。一般の家計にとってのリスクの源泉としては、労働所得や土地・不動産価格の変動の影響の方が、はるかに支配的であったと予測される。このことから、総消費と株価の相関が強くないことを説明することは容易である。逆に、投資信託の普及等により、将来、日本の家計の株式保有が増大すると、株価と消費の相関が強まる可能性もある。しかし、この説明は、家計のポートフォリオ選択の多様さが何に起因するのかという、新たな問題をよび起こすことになる。

### (4) 時系列データとしての日本の消費データの問題：

本論文および羽森 [1992a, 1992b, 1996]・堀 [1996] らによって用いられた、家計調査に基づく日本の月次の消費データのボラティリティの大きさを、純然たる消費の変動によってのみ引き起こされたものと解釈するのは非常に困難であり、かなりの部分、ノイズが含まれるものと考えられる。したがって、日本の場合、月

となっている。

<sup>32</sup>ただし世界的に見ても、消費の成長率と株式の収益率の相関が比較的安定した正の値をとっている国は、少数派である。Campbell [2000] のデータによれば、先進国中、両者の相関係数の値が日本を上回っているのは、アメリカ・カナダ・オーストラリアのみであり、フランス・ドイツ・イタリア・スイス等の国は、日本のそれを大きく下回っており、一部は負の値をとっている。

次の消費データを時系列データとして分析に利用する際には、十分な注意が必要である。また、最近の日本の GDP 統計に関する批判を考慮するならば、GDP 統計の消費データの利用についてさえも十分な注意が必要である。

消費 CAPM を資産価格モデルとして考えた場合、本論文のメッセージは明白である。実務家にとってのプライシング・モデルとしての消費 CAPM の有用性は、現時点では皆無である。しかしアカデミックな研究者としての立場、及びポートフォリオ選択という視点からは、なぜここまで、日本の家計消費と株価変動の関係が希薄なのかという点に関して、解明されるべき大きな問題が残っているといえる。この問題を突き詰めて考えるには、日本の家計が実際にどのようなポートフォリオを保有しているかを個別の家計のデータにまで遡って検討する必要がある、さらにその実証結果に基づき、何が家計のポートフォリオ決定に影響しているかを分析していかなければならない。逆にここまで行けば、例えば、日本の家計にとっての投資対象としての株式に、今後どれだけの潜在的需要があるかといった、現実の経済問題についての有益なフィードバックが可能になるだろう。

## 引用文献

- 池田昌幸 [2000] 『金融経済学の基礎』 朝倉書店
- 岩田一政 [1992] 『現代金融論』 日本評論社
- 奥野正寛・鈴木興太郎 [1988] 『ミクロ経済学 II』 岩波書店
- 貯蓄広報中央委員会 [平成 1 1 年版 貯蓄と消費に関する世論調査], 貯蓄広報中央委員会 (ときわ総合サービス)
- 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
- 羽森茂之・徳永俊史 [1997] 「資産市場と消費者活動」, 浅子・福田・吉野編 『現代マクロ経済分析—転換期の日本経済』 東京大学出版会
- 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』 Vol.45 No3/4, pages 76-89.
- 堀敬一 [2000] 「資産価格パズル」, 筒井編『金融分析の最先端』 東洋経済新報社
- Baba, N. [2000] “Exploring the Role of Money in Asset Pricing in Japan: Monetary Considerations and Stochastic Discount Factors,” Bank of Japan Monetary and Economic Studies 18, pp159-198.
- Bakshi, G. S. and A. Naka [1997] “An Empirical Investigation of Asset Pricing Models Using Japanese Stock Market Data,” Journal of International Money and Finance 16, pp.81-112.
- Bewley, T. F. [1982] “Thoughts on Tests of the Intertemporal Asset Pricing Model.” mimeo.
- Breedon, D. [1979], “An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities,” Journal of Financial Economics 7, pp.265-296.
- Campbell, J. Y. [1993], “Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data,” American Economic Review 83, pp.487-512.
- Campbell, J. Y. [1996], “Understanding Risk and Return,” Journal of Political Economy 104, pp.298-345.
- Campbell, J. Y. [2000], “Asset Prices, Consumption, and the Business Cycle,” in Taylor and Woodford eds., *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam, North-Holland.
- Campbell, J. Y. and J. H. Cochrane [1999], “By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior,” Journal of Political Economy 107, pp.205-251.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo, and A. C. MacKinlay [1997] *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton: Princeton University Press.
- Cochrane, J.H. [1999] “New Facts in Finance,” Economic Perspectives XXIII (3) (Federal Reserve Bank of Chicago), also NBER working paper #7169.
- Cochrane, J.H. [2001] *Asset Pricing*, Princeton: Princeton University Press.

- Cochrane, J.H. and L. P. Hansen [1992] “Asset Pricing Lessons for MAcroeconomics,” in O.J.Blanchard and S. Fischer (eds.), NBER Macroeconomics Annual 1992, MIT Press.
- Constantinides, G. M. [1990] “Habit Formation: A Resolution of Equity Premium Puzzle,” Journal of Political Economy 98, pp.519-543.
- Constantinides, G. M. and D. Duffie [1996] “Asset Pricing with Heterogeneous Consumers,” Journal of Political Economy 104, pp.219-40.
- Duffie, D. [1996] *Dynamic Asset Pricing Theory*, Princeton, N.J. : Princeton University Press. (ダレル・ダフィー著; 山崎 昭・桑名 陽一・大橋 和彦・本多 俊毅 訳 [1998] 『資産価格の理論』 創文社. )
- Epstein, L. G. and S. E. Zin [1989] “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework,” Econometrica 57, pp.937-69.
- Epstein, L. G. and S. E. Zin [1991] “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis,” Journal of Political Economy 99, pp.263-286.
- Fama, E. F. and K. R. French [1992] “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” Journal of Finance 47, pp.427-65.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth [1973] “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests,” Journal of Political Economy, 81, pp.607-636.
- Grossman, S. J. and R. J. Shiller [1982] “Consumption Correlatedness and Risk Measurement in Economies with Non-Traded Assets and Heterogenous Information,” Journal of Financial Economics 10, pp.195-210.
- Hall, R. E. [1978] “Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence,” Journal of Political Economy, 96, pp.971-987.
- Hamori, S. [1992a] “Test of C-CAPM for Japan: 1980-1988,” Economics Letters 38, pp.67-72.
- Hamori, S. [1992b] “On the Structural Stability of Preference Parameters Obtained from Japanese Financial Market Data,” Economics Letters 40, pp.459-64.
- Hansen, L. P. [1982] “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators,” Econometrica 50, pp.1029-54.
- Hansen, L. P. and R. Jagannathan [1991] “Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies,” Journal of Political Economy 99, pp.225-62.
- Hansen, L. P. and R. Jagannathan [1997] “Assessing Specification Errors in Stochastic Discount Factor Models,” Journal of Finance 52, pp.557-90.
- Hansen, L. P. and K. J. Singleton [1983] “Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns,” Journal of Political Economy 91, pp.249-65.
- Hayashi, Fumio [1997] *Understanding Saving: Evidence from the United States*



and Japan, MIT Press.

- Heaton, J. and D. J. Lucas [1996] "Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing," *Journal of Political Economy* 104, pp.163-179.
- Iwaisako, T. [1992] "Aggregate Asset Pricing in the Japanese Economy," unpublished MA thesis chapter, Hitotsubashi University.
- Jagannathan, R., K. Kubota, and H. Takehara [1998] "Relationship between Labor-Income Risk and Average Return: Empirical Evidence from the Japanese Stock Market," *Journal of Business* 71, pp.319-47.
- Jagannathan, R. and Z. Wang [1996] "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns" *Journal of Finance* 51, pp.3-53.
- Jarrow, R. A., V. Maksimovic, and W. T. Ziemba [1995] *Finance (Handbooks in Operations Research and Management Science, Vol.9)*, Elsevier Science. (今野浩・古川浩一監訳 ; [1997] 『ファイナンス ハンドブック』 朝倉書店. )
- Kan, R. and C. Zhang [1999] "GMM test of Stochastic Discount Factor Models with Useless Factors," *Journal of Financial Economics* 54, pp.103-127.
- Kubota, K., Tokunaga, T., and K. Wada [2000] "Consumption Behavior and Asset Prices in Japan: Quintile Data Analysis of the Household Survey," mimeo.
- Lo, A. W. and A. C. MacKinlay [1988] "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test," *Review of Financial Studies* 1, 41-66.
- Lucas, D. J. [1994] "Asset Pricing with Undiversifiable Income Risk and Short Sales Constraints: Deepening the Equity Premium Puzzle," *Journal of Monetary Economics* 34, pp.324-341.
- Mankiw, N. G. [1986] "The Equity Premium and the Concentration of Aggregate Shocks," *Journal of Financial Economics* 17, pp.211-219.
- Mankiw, N. G. and M. D. Shapiro [1986] "Risk and Return: Consumption Beta versus Market Beta," *Review of Economics and Statistics* 68, pp.452-59.
- Mankiw, N. G. and S. P. Zeldes [1991] "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders," *Journal of Financial Economics* 29, pp.97-112.
- Mas-Colell, A., Whinston, M. D., and J. R. Green [1995] *Microeconomic Theory*, Oxford University Press.
- Mehra, R. and E. C. Prescott [1985] "The Equity Premium: A Puzzle," *Journal of Monetary Economics* 15, pp.145-61.
- Merton, R. C. [1971] "Optimal Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-time Model," *Journal of Economic Theory* 3, pp.373-413.
- Merton, R. C. [1973] "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica* 41, pp.867-87.
- Merton, R. C. [1980] "On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation," *Journal of Financial Economics* 8, pp.323-361.

- Nakano, K. and M. Saito [1988] "Asset Pricing in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 12, pp.151-166.
- Poterba, J. M. and L. H. Summers [1988] "Mean Reversion in Stock Prices," *Journal of Financial Economics* 22, pp.246-273.
- Roll, R. [1977] "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests—Part I: On Past and Potential Testability of the Theory," *Journal of Financial Economics* 4, pp.129-176.
- Ross, S. A. [1976] "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory* 13, pp.341-360.
- Ross, S. A. [1978] "A Simple Approach to the Valuation of Risky Streams," *Journal of Business* 5, pp.453-75.
- Viceira, L. [2000] "Optimal Portfolio Choice for Long-Horizon Investors with Non-tradable Labor Income," unpublished paper, Harvard Business School, forthcoming in *Journal of Finance*.
- Weil, P. [1992] "Equilibrium Asset Prices with Undiversifiable Labor Income Risk," *Journal of Economic Dynamics and Control* 16, pp.769-90.

表1 株式超過収益率と実質消費成長率の基本統計量

A. 全サンプル：1975年1月 - 1998年9月（1997年2月 - 5月を除く） / 25業種ポートフォリオ

	平均 (%)	標準偏差 (%)	最大値 (%)	最小値 (%)	TOPIX との相関	消費 との相関
実質消費成長率	0.093	1.895	6.679	-7.497	-0.0514	1.0000
TOPIX 超過収益率	0.047	4.015	13.101	-15.094	1.0000	-0.0306
(業種別) 水産農林	-0.267	6.118	18.090	-27.237	0.6068	-0.0555
鉱業	-0.409	7.549	29.502	-29.469	0.4833	-0.0176
建設業	-0.216	5.446	20.488	-19.444	0.7153	-0.0360
食料品	0.067	4.227	16.444	-16.593	0.7989	-0.0774
繊維業	-0.085	4.811	14.014	-14.938	0.8279	-0.0538
パルプ・紙	-0.177	5.174	17.160	-19.309	0.6968	-0.0567
石油・石炭	-0.047	7.348	28.088	-21.488	0.5310	-0.0991
ゴム製品	0.291	4.788	14.602	-19.827	0.7041	-0.0878
ガラス・土石製品	-0.026	4.706	16.326	-21.326	0.8545	-0.0393
鉄鋼	-0.292	6.206	18.513	-20.229	0.7255	-0.0179
非鉄金属	0.005	5.575	19.339	-15.230	0.7626	0.0039
金属製品	-0.008	5.158	13.944	-15.003	0.6874	-0.0798
機械	-0.088	4.726	14.315	-17.954	0.8109	-0.0355
電気機器	0.246	5.347	16.729	-16.907	0.6230	0.0274
輸送機器	0.221	4.820	15.017	-16.020	0.7167	-0.0232
精密機器	0.291	5.499	14.817	-18.264	0.5739	0.0300
その他製造業	0.149	4.313	12.519	-13.861	0.7410	-0.0476
電気・ガス業	0.129	5.397	22.770	-18.067	0.5892	0.0486
陸運業	0.154	5.323	19.249	-22.199	0.7344	-0.0834
海運業	-0.666	6.934	18.540	-25.159	0.6330	-0.0422
空運業	-0.023	6.065	22.071	-20.736	0.5744	-0.0776
倉庫運輸業	0.003	5.655	20.772	-22.936	0.7250	-0.1066
通信業	0.281	6.930	28.775	-15.798	0.5741	-0.0563
不動産業	-0.133	6.250	26.371	-19.621	0.7854	-0.0539
サービス業	0.152	4.633	13.888	-16.873	0.7211	-0.0645
25業種平均値	-0.018	5.560	18.894	-19.379	0.688	-0.044

表1 (続き)

B. サブサンプル：1983年2月 - 1998年9月（1997年2月 - 5月を除く） / 33業種ポートフォリオ

	平均 (%)	標準偏差 (%)	最大値 (%)	最小値 (%)	TOPIX との相関	消費 との相関
実質消費成長率	0.073	2.141	6.679	-7.497	-0.0612	1.0000
TOPIX 超過収益率	-0.004	4.628	13.101	-15.094	1.0000	-0.0457
(業種別) 水産農林	-0.247	6.542	17.231	-27.237	0.7139	-0.0720
鉱業	-0.586	7.508	22.581	-29.469	0.6703	-0.0142
建設業	-0.183	6.180	20.488	-19.444	0.7692	-0.0629
食料品	0.053	4.816	16.444	-16.593	0.8349	-0.1015
繊維業	-0.129	5.161	14.014	-14.938	0.8699	-0.0834
パルプ・紙	-0.139	5.941	17.160	-19.309	0.7457	-0.0800
化学	-0.015	5.050	12.557	-18.285	0.8755	-0.0910
医薬品	0.175	4.838	14.147	-17.202	0.6726	-0.0989
石油・石炭	-0.527	6.764	17.880	-21.488	0.7028	-0.0684
ゴム製品	0.506	5.201	14.602	-19.827	0.7362	-0.0970
ガラス・土石製品	-0.062	5.333	16.326	-21.326	0.8695	-0.0467
鉄鋼	-0.289	6.573	18.513	-20.229	0.7474	-0.0542
非鉄金属	-0.271	5.754	19.339	-15.230	0.8487	-0.0199
金属製品	0.091	5.649	13.944	-15.003	0.7350	-0.0631
機械	-0.119	5.350	14.315	-17.954	0.8122	-0.0338
電気機器	-0.090	5.294	16.729	-15.054	0.5930	0.0075
輸送機器	0.138	4.670	15.017	-16.020	0.7274	-0.0289
精密機器	0.025	5.559	14.817	-17.020	0.5567	0.0338
その他製造業	0.205	4.711	12.519	-13.861	0.7423	-0.0764
電気・ガス業	0.175	6.173	22.770	-18.067	0.6370	0.0423
陸運業	0.367	6.346	19.249	-22.199	0.7721	-0.1052
海運業	-0.379	7.440	18.540	-25.159	0.7425	-0.0592
空運業	-0.037	6.868	20.168	-20.736	0.6285	-0.0864
倉庫運輸業	0.147	6.646	20.772	-22.936	0.7711	-0.1239
通信業	0.233	7.721	28.775	-15.798	0.6298	-0.0629
卸売業	-0.277	5.426	14.556	-14.250	0.9001	-0.0403
小売業	0.246	5.089	12.399	-13.682	0.7860	-0.0771
銀行業	0.000	6.953	26.294	-24.385	0.8318	0.0028

証券業	-0.228	8.629	29.727	-24.685	0.8761	-0.0194
保険業	0.171	6.636	20.805	-17.054	0.8225	-0.0664
その他金融業	-0.115	23.941	228.698	-219.368	0.0573	0.0859
不動産業	-0.123	7.108	26.371	-19.621	0.8294	-0.0797
サービス業	0.260	5.294	13.888	-16.873	0.7715	-0.0588
33業種平均値	-0.031	6.581	24.595	-25.161	0.7357	-0.0515

(注1) データの出所について

・本論文の分析では2種類の期間の月次データを用いた。

サンプル1...1975年1月から1998年9月までの285個のデータ

サンプル2...1983年1月から1998年9月までの189個のデータ

・1人あたりの消費支出には、総務庁家計調査報告より全国・勤労者の消費支出データを1世帯あたりの人数で割った物で用いている(日本銀行CD-ROMより)。消費者物価指数により消費支出系列を実質化した。このデータには非常に強い季節性が見られるため、統計ソフトのRATSとS-plusを用いて調整を試み、分析では最終的にS-plusによって調整されたデータを報告している。なおRATSのESMOOTHコマンドによる季節調整で得られた消費データは、S-plusやX-11によって得られたそれより、はるかに変動が小さくなる。

・資産収益率データ:

TOPIXおよび業種別株価指数(東証1部)の月次データは、東証統計月報のデータを用いた。安全資産については、日本銀行CD-ROM所収のコールレート(東京)有担保翌日物(中心)平均の月次データを用いた。

(注2) 表1について

・消費成長率、資産収益率ともに対数収益率(連続複利収益率)であり、すべて月次ベースで計算されている。また収益率はすべて超過収益率(各ポートフォリオのリターン-月次換算のコールレート)である。

・消費税引き上げの影響が強いと思われる、1997年1月~1997年6月のデータを除いた基本統計量を報告している。

表2 パラメトリックな資産価格モデルの推定とパフォーマンスの比較

被説明変数: 産業ポートフォリオの平均リターン

説明変数: ファクターに対する各産業ポートフォリオのリターンの感応度

ファクターに用いられる変数の定義

$CG_t$ : 一人あたり消費成長率

$Srate_{t-1}$ : 期首での短期利子率、今期のコール・レートの過去6ヶ月平均からの変化分

$Mkt_t$ : マーケット・ポートフォリオ、TOPIXのコールレートに対する超過収益率

$IP_t$ : 鉱工業生産指数の変化率、公表のタイミングを考慮し、前月の値を使用

$Oil_t$ : ドル建て原油価格の変化率

$Lab_t$ : 家計の労働所得(家計調査の全国勤労者世帯の収入総額を世帯人員で割ったもの)の変化率

(注1) 消費CAPMに対する消費税率引き上げ(1997年4月)の影響を排除するため、1997年2月-5月の観察値を取り除いた。

(注2) アスタリスク(\*)は5%水準で有意であることを示す。

A. 全サンプル推定: 1975年1月-1998年9月(1997年2月-5月を除く) / 25ポートフォリオ

(1) 消費CAPM

変数	$CG_t$	$Srate_{t-1}$	Constant
推定値	0.146	-0.020	-0.070
[S.E.]	[0.513]	[0.012]	[0.117]
	修正 R <sup>2</sup> 2.5%		
	残差平方和 1.066		

(2) CAPM

変数	$Mkt_t$	Constant
推定値	-1.152*	1.070*
[S.E.]	[0.341]	[0.322]
	修正 R <sup>2</sup> 30.2%	
	残差平方和 0.798	

(3) マルチファクター・モデル(I) / マクロ変数

変数	$IP_t$	$Oil_t$	$Srate_{t-1}$	Constant
推定値	0.503	0.190	-0.020	0.036
[S.E.]	[0.336]	[0.458]	[0.073]	[0.052]
	修正 R <sup>2</sup> 8.4%			
	残差平方和 0.956			

(4) マルチファクター・モデル(II) / マーケット+労働所得

変数	$Mkt_t$	$Lab_t$	$Srate_{t-1}$	Constant
推定値	-0.941*	0.084	0.002	0.854*
[S.E.]	[0.323]	[0.053]	[0.001]	[0.310]
	修正 R <sup>2</sup> 42.4%			
	残差平方和 0.601			

表2 (続き)

B. サブサンプル推定: 1983年2月 - 1998年9月 (1997年2月 - 5月を除く) / 33ポートフォリオ

(1) 消費 CAPM				(2) CAPM		
変数	CG <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	Constant	変数	Mkt <sub>t</sub>	Constant
推定値	-0.060	-0.003	0.068	推定値	-0.265	0.236
[S.E.]	[0.101]	[0.005]	[0.085]	[S.E.]	[0.179]	[0.177]
	修正 R <sup>2</sup> -4.0%				修正 R <sup>2</sup> 3.6%	
	残差平方和 1.719				残差平方和 1.647	

(3) マルチファクター・モデル(I) / マクロ変数

変数	IP <sub>t</sub>	Oil <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	Constant
推定値	-0.889*	0.734*	-0.151*	-0.007
[S.E.]	[0.195]	[0.249]	[0.039]	[0.033]
	修正 R <sup>2</sup> 37.0%			
	残差平方和 1.006			

(4) マルチファクター・モデル(II) / マーケット+労働所得

変数	Mkt <sub>t</sub>	Lab <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	Constant
推定値	-0.433*	-0.112*	-0.006	0.439*
[S.E.]	[0.166]	[0.039]	[0.005]	[0.170]
	修正 R <sup>2</sup> 25.0%			
	残差平方和 1.198			

表3 確率的割引ファクター表現とハンセン=ジャガナサン距離による資産価格モデルのパフォーマンスの比較

変数の定義については表2を参照。以下ではモーメント条件:

$$E_t[m_{t+1}R_{t+1}-1] = 0$$

と、全モデルに共通な操作変数(定数項, CG と Mkt の1期前の値)を用いて一般化モーメント法(GMM)によるモデルの推定を行い、同時にハンセンジャガナサン距離:

$$HJ = \{E[Rm-1]\}'(E[RR'])^{-1} E[Rm-1]^{1/2}$$

を計算した。ここで  $m$  は、以下のような確率的割引ファクターを用いた資産価格モデルの表現である。

$$m_t = F_t = \theta + \beta_1 F_{1,t} + \dots + \beta_k F_{k,t}$$

比較対象となる確率的割引ファクターのモデル

- (0) ベンチマーク (固定割引ファクター):  $m_t = d$
- (1) 消費 CAPM(I) / Hansen=Singleton モデル:  $m_t = (CG_t)'$
- (2) 消費 CAPM(II):  $F_t = \{CG_t, Srate_{t-1}, Constant\}$
- (3) CAPM(I):  $F_t = \{1/Mkt_t, Constant\}$
- (4) CAPM(II):  $F_t = \{Mkt_t, Srate_{t-1}, Constant\}$
- (5) マルチファクター・モデル(I) / マクロ変数:  $F_t = \{IP_t, Oil_t, Srate_t, Constant\}$
- (6) マルチファクター・モデル(II) / マーケット+労働所得:  $F_t = \{Mkt_t, Lab_t, Srate_{t-1}, Constant\}$

(注)ここでは異なる資産価格モデル間の比較を可能にするため、通常のGMM推定で用いられる、個々のモデルについて統計的に最適な weighting matrix ではなく、資産収益率の共分散行列の逆行列  $(E[RR'])^{-1}$  が weighting matrix として用いられている。この点については、Hansen/Jagannathan [1997]を参照。

A. 全サンプル推定: 1975年1月 - 1998年9月 (1997年2月 - 5月を除く) / 25ポートフォリオ

(0) ベンチマーク ( $m_{t+1}=d$ ): HJ=0.2014

(1) 消費 CAPM(I) / Hansen=Singleton			(2) 消費 CAPM(II)			
変数	CG <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	変数	CG <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	Constant
推定値	0.995*	-0.133	推定値	0.631	1.854*	0.390
[S.E.]	[0.002]	[0.161]	[S.E.]	[0.527]	[0.693]	[0.527]
	<sup>2</sup> = 76.735			<sup>2</sup> = 63.946		
	[0.360]			[0.740]		
	HJ = 0.2014			HJ = 0.1941		

表3 (続き その1)

(2) CAPM(I)

変数	1/Mkt <sub>t</sub>	Constant
推定値	0.802*	0.196*
[S.E.]	[0.055]	[0.055]
	<sup>2</sup> = 65.431	[0.724]
	<b>HJ = 0.2061</b>	

(3) CAPM(II)

変数	Mkt <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	Constant
推定値	0.209	2.025	0.815
[S.E.]	[0.925]	[1.662]	[0.904]
	<sup>2</sup> = 64.637	[0.719]	
	<b>HJ = 0.1810</b>		

(4) マルチファクター・モデル(I) / マクロ変数

変数	IP <sub>t</sub>	Oil <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	Constant
推定値	1.243	0.288	1.052	1.007*
[S.E.]	[1.212]	[0.892]	[1.469]	[0.019]
	<sup>2</sup> = 64.478	[0.695]		
	<b>HJ = 0.1930</b>			

(5) マルチファクター・モデル(II) / マ - ケット + 労働所得

変数	Mkt <sub>t</sub>	Lab <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	Constant
推定値	-0.373	-0.528	0.516	1.414
[S.E.]	[1.022]	[0.394]	[1.744]	[1.004]
	<sup>2</sup> = 63.732	[0.718]		
	<b>HJ = 0.1882</b>			

表3 (続き その2)

B. サブサンプル推定: 1983年2月 - 1998年9月 (1997年2月 - 5月を除く) / 33ポートフォリオ

(0) ベンチマーク ( $m_{t+1}=d$ ): **HJ=0.5658**

(1) 消費 CAPM(I) / Hansen=Singleton

変数		
推定値	0.989*	7.871*
[S.E.]	[0.011]	[1.028]
	<sup>2</sup> = 96.045	[0.508]
	<b>HJ = 0.6297</b>	

(2) 消費 CAPM(II)

変数	CG <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	Constant
推定値	-8.121*	0.128	9.126*
[S.E.]	[1.112]	[1.394]	[1.111]
	<sup>2</sup> = 95.892	[0.484]	
	<b>HJ = 0.6388</b>		

(2) CAPM(I)

変数	1/Mkt <sub>t</sub>	Constant
推定値	-2.717*	3.710*
[S.E.]	[0.533]	[0.534]
	<sup>2</sup> = 99.921	[0.399]
	<b>HJ = 0.5780</b>	

(3) CAPM(II)

変数	Mkt <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	Constant
推定値	6.179*	4.272*	-5.130*
[S.E.]	[0.959]	[1.768]	[0.942]
	<sup>2</sup> = 99.896	[0.372]	
	<b>HJ = 0.5778</b>		

(4) マルチファクター・モデル(I) / マクロ変数

変数	IP <sub>t</sub>	Oil <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	Constant
推定値	17.287*	-0.506	-4.004	0.922*
[S.E.]	[3.199]	[0.945]	[2.120]	[0.024]
	<sup>2</sup> = 105.445	[0.218]		
	<b>HJ = 0.5752</b>			

(5) マルチファクター・モデル(II) / マ - ケット + 労働所得

変数	Mkt <sub>t</sub>	Lab <sub>t</sub>	Srate <sub>t-1</sub>	Constant
推定値	1.886	1.002	2.594	-0.935
[S.E.]	[1.257]	[0.378]	[2.125]	[1.236]
	<sup>2</sup> = 96.239	[0.445]		
	<b>HJ = 0.5285</b>			

表4 相対的危険回避度の Back-of-envelope Calculation

計算式 (Hansen/Singleton [1983]):  $E[er] + \frac{er^2}{2} = er \cdot c$

変数の定義

$er$ : TOPIX のコールレートに対する超過収益率  
 $E[er]$ :  $er$  の平均,  $er$ :  $er$  の標準偏差  
 $c$ : 一人あたり実質消費の成長率 ( $c$ ) の標準偏差  
 $er, c$ :  $er$  と  $CG$  の共分散  
 $er, c$ :  $er$  と  $CG$  の相関係数

表中の変数の定義

$LHS$ : 計算式の左辺,  $E[er] + \frac{er^2}{2}$

- (1): 計算式をそのまま適用して計算した相対的危険回避度  
 (2):  $er, c$  ( $er$  と  $c$  の完全な相関) を仮定して計算した相対的危険回避度

(1) 日本: 期待超過収益率 = 0%

	$E[R_{mkt}]$	$LHS$	$er$	$c$	$er, c$	(1)	(2)
1975.1-98.9 (M)	0.0(%)	1.934	13.91	6.56	-0.051	< 0	2.1
1975.1-98.9 (Q)	0.0	2.752	16.59	2.54	0.021	312.2	6.5
1983.1-98.9(M)	0.0	2.571	16.03	7.42	-0.061	< 0	2.2
1983.1-98.9 (Q)	0.0	3.781	19.45	2.27	-0.014	< 0	8.6
1970.1-96.1 (Q)*	4.30	6.831	21.60	2.35	0.100	134.1	13.4

(2) 日本: 期待超過収益率 = 4%

	$E[R_{mkt}]$	$LHS$	(1)	(2)
1975.1-98.9 (M)	4.0(%)	5.934	< 0	6.500
1975.1-98.9 (Q)	4.0	6.752	766.0	16.024
1983.1-98.9(M)	4.0	6.570	< 0	5.524
1983.1-98.9 (Q)	4.0	7.781	< 0	17.627

(3) 日本: 期待超過収益率 = 6%

	$E[R_{mkt}]$	$LHS$	(1)	(2)
1975.1-98.9 (M)	6.0(%)	7.934	< 0	10.6
1975.1-98.9 (Q)	6.0	8.752	992.9	20.8
1983.1-98.9(M)	6.0	8.571	< 0	7.2
1983.1-98.9 (Q)	6.0	9.781	< 0	22.2

表4 (続き)

(4) アメリカ

	$E[R_{mkt}]$	$LHS$	$er$	$c$	$er, c$	(1)	(2)
1947.1-96.1 (Q)*	6.775	7.852	15.22	1.08	0.193	246.6	47.6
1970.1-96.1 (Q)*	4.543	5.817	17.00	0.92	0.248	150.1	37.3

(注1) すべての値は、ランダム・ウォークを仮定して元のデータ(月次・四半期)を年次データに換算した値。詳しくは Campbell [2000] を参照。

(注2) (M): 月次データ, (Q): 四半期データ  
 アスタリスク(\*)は、Campbell [2000] で報告されている値を示す。

(注3) 消費税率引き上げ(1997年4月)の影響を排除するため、日本のデータについては1997年2月-5月、1997年第1・第2四半期の観察値を取り除いた値。

図 1

確率的割引ファクターによる  
資産価格モデルの評価

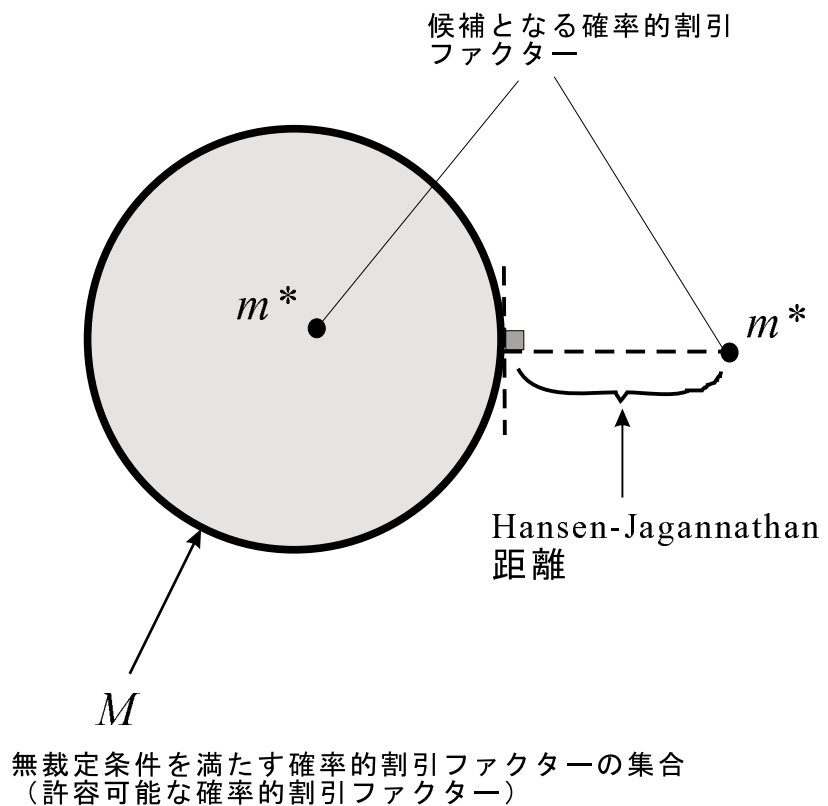


図 2

ハンセン=ジャガナサンの分散境界に  
よる資産価格モデルの評価

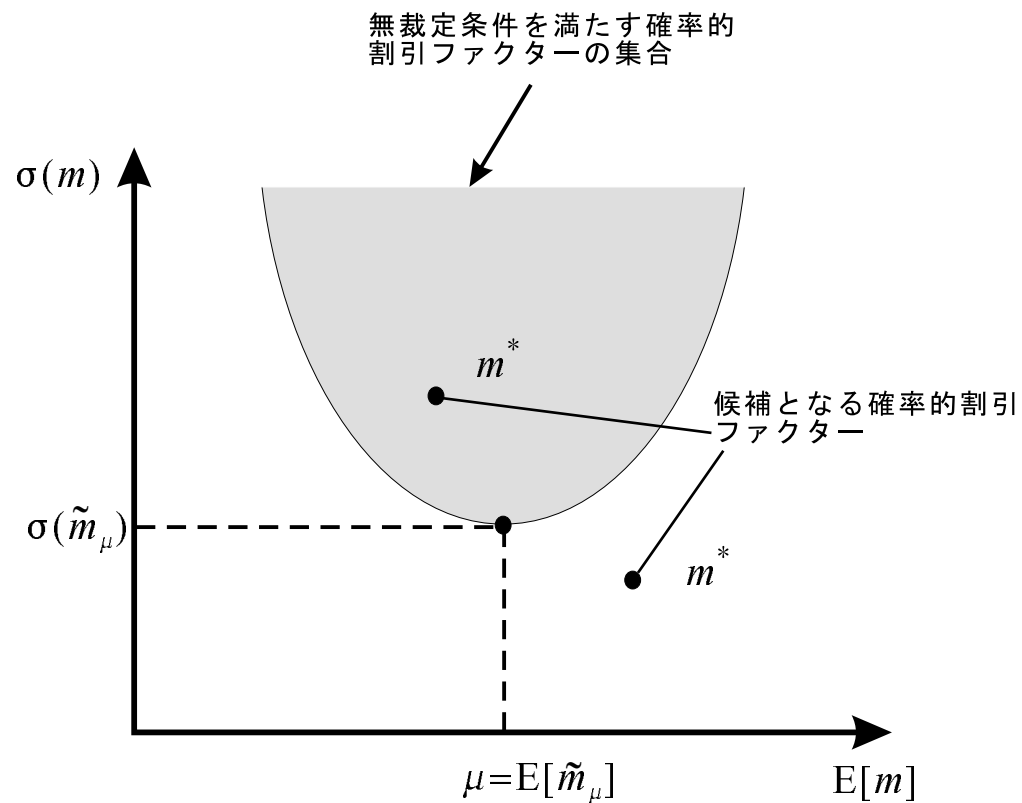
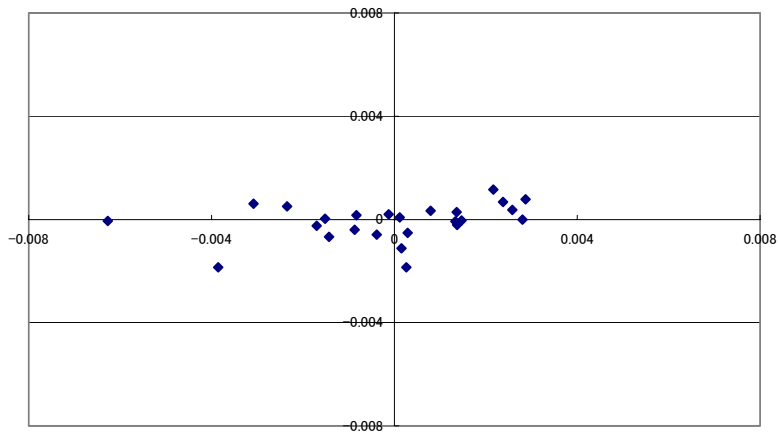


図3

資産価格モデルのパフォーマンスの比較

X軸: 事後的な平均超過収益率; Y軸: あてはめ値 (Fitted value)

(i) 消費 CAPM: 1975-98



(ii) CAPM: 1975-98

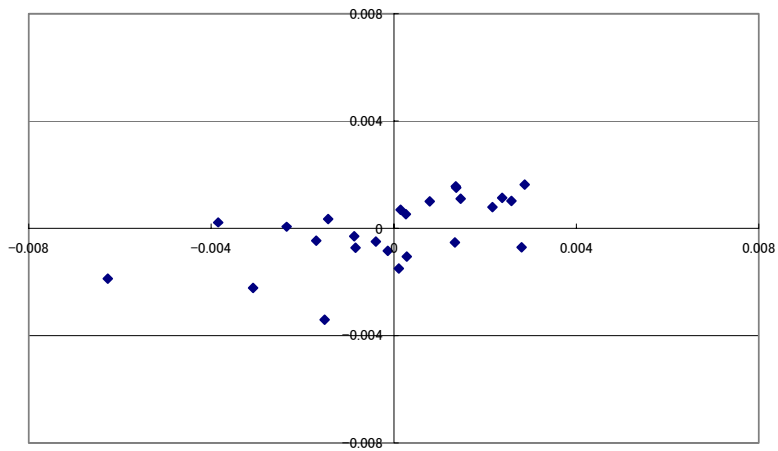
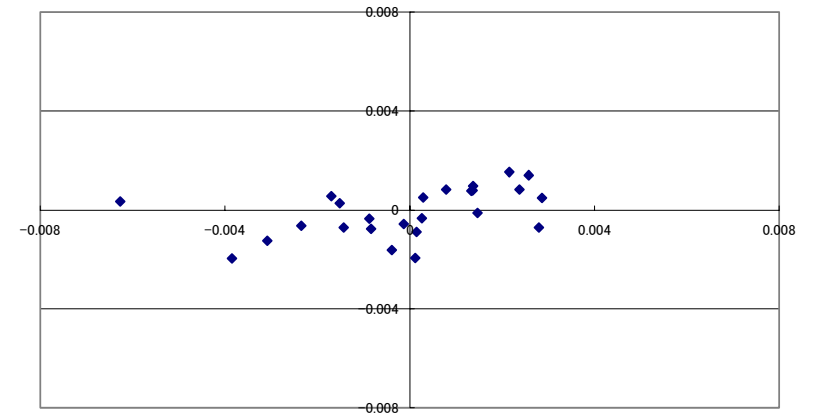


図3 (続き 1)

資産価格モデルのパフォーマンスの比較

X軸: 事後的な平均超過収益率; Y軸: あてはめ値 (Fitted value)

(iii) マルチファクター・モデル (I) マクロ・ファクター: 1975-98



(iv) マルチファクター・モデル (II) マーケット+労働所得: 1975-98

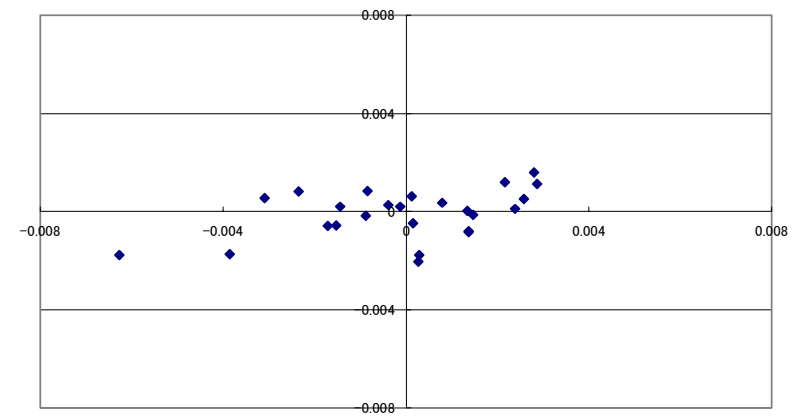
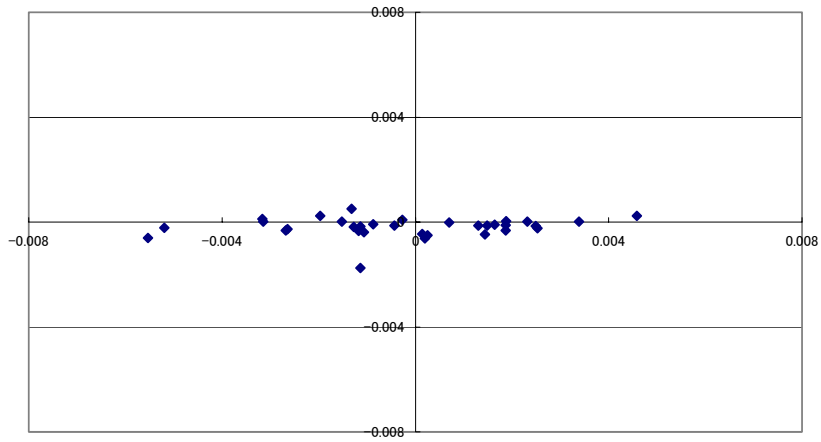




図3 (続き 2)  
**資産価格モデルのパフォーマンスの比較**

X 軸: 事後的な平均超過収益率; Y 軸: あてはめ値 (Fitted value)

(i) 消費CAPM: 1983-98



(ii) CAPM: 1983-98

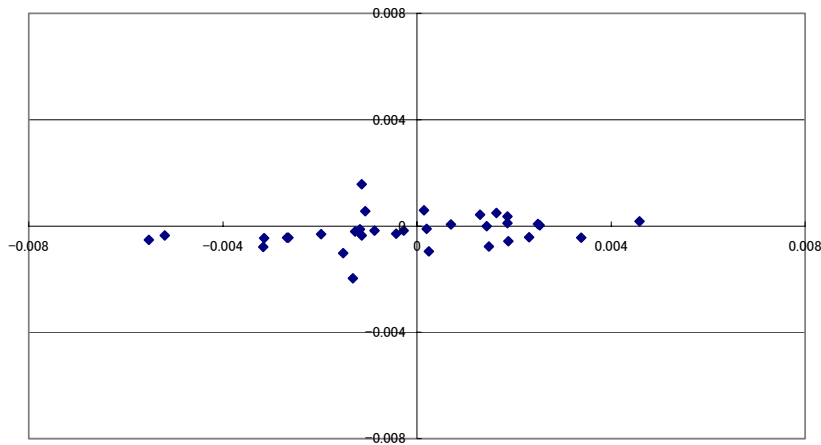
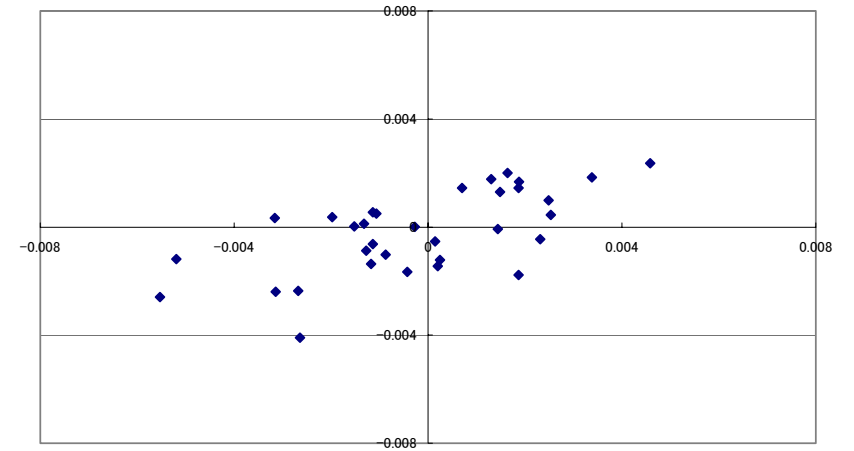


図3 (続き 3)  
**資産価格モデルのパフォーマンスの比較**

X 軸: 事後的な平均超過収益率; Y 軸: あてはめ値 (Fitted value)

(iii) マルチファクター・モデル (I) マクロ・ファクター: 1983-1998



(iv) マルチファクター・モデル (II) マーケット+労働所得: 1983-98

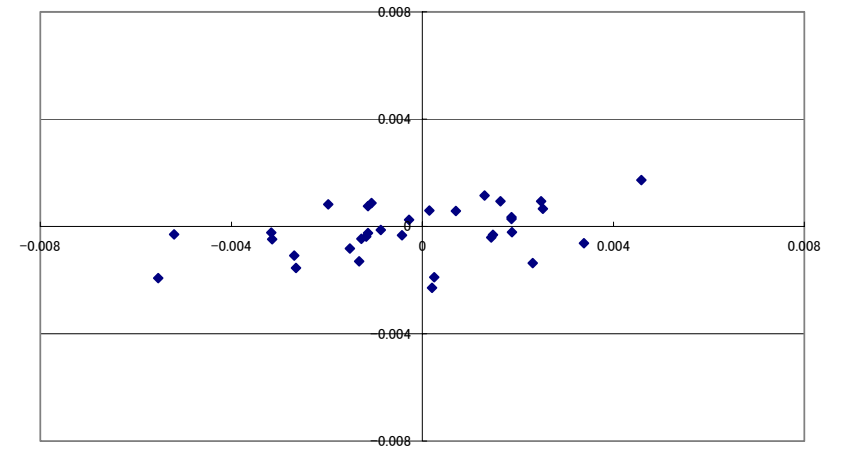
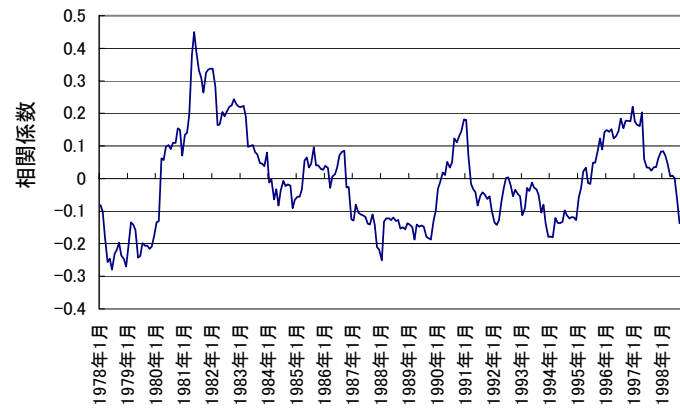


図4 TOPIXの超過収益率と実質消費成長率の相関



(注)過去三年間(36ヶ月)の値から計算した、月次のTOPIXの超過収益率と実質個人消費の相関係数。

サンプル期間中の平均値

全サンプル(1975年1月 - 1989年9月; サンプル数 285)

相関係数: -0.0306 (標準偏差: 1.003)

有意水準(相関係数=0): 0.391

サブ・サンプル(1983年1月 - 1989年9月; サンプル数 189)

相関係数: -0.0457 (標準偏差: 0.900)

有意水準(相関係数=0): 0.360