

日本におけるC-CAPMの検証

森田, 充
九州大学大学院経済学府

<https://doi.org/10.15017/3000326>

出版情報 : 経済論究. 115, pp.137-156, 2003-03-15. 九州大学大学院経済学会
バージョン :
権利関係 :

日本におけるC-CAPMの検証

森 田 充

1 はじめに

「消費に基づく資本資産評価モデル」(Consumption based Capital Asset Pricing ModelいわゆるC-CAPM)はファイナンスと動学的マクロ経済学の橋渡しとしての役割を担い、近年多くの研究者によって分析がおこなわれている。ファイナンスの面からみると、伝統的な資産価格評価モデルである配当割引モデルやCAPM理論を特別なケースとして考えることができる、より一般的なモデルである。一方、マクロ面から見ると家計の消費行動と資本市場を結び付ける役割を担い、今期いくら消費し、貯蓄することにより、将来時点の消費に充て消費パターンをスムージングし、最適化するかという意思決定モデルとしてみる事ができる。

近年、金融部門の大規模な規制緩和と金融サービスの多様化の結果、家計部門は金融資産に対してその選択に自己責任を負った資産選択が迫られている。例えば年金制度は確定給付型から確定拠出型に移行されつつあり、年金資産を運用する意思決定をおこなっていかねばならない。そのような意味において、C-CAPMで記述される合理的な行動を家計部門がとっていたのか検証することは重要であると考えられる。

C-CAPMの実証研究は、初期の実証研究としてHansen and Singleton (1982, 1983), Mehra and Prescott(1985)らがアメリカの資本市場を対象に分析をおこなっている。しかし、これらの分析では、アメリカの資本市場についてC-CAPMが妥当しないという見解が得られている。一方、日本におけるC-CAPMの初期の実証研究としては、Hamori (1992a)が挙げられる。Hamori (1992a)では、アメリカにおける分析とは対称的に1980年代の日本において、C-CAPMがあてはまるという結論を得ている。しかしその後、日本の資本市場に対する実証分析が数々展開されてきているが、それらの分析ではC-CAPMの妥当性に対して支持するという見解の論文や、支持しないという見解の論文があり、結論が分かれるが、現在否定的な見方が強くなっている。このような結論の多様性の問題を導く原因の1つとして消費データの取り扱いによる問題が挙げられる。それはC-CAPMでの分析において消費として用いられてきたデータに起因する。一般的に分析に用いられてきたのは月次データや四半期データであり、強い季節性があるため季節調整が施され分析されることが多い。しかしC-CAPMの理論モデルの観点からは季節調整を施す必要はないと考えられる。また伝統的C-CAPMの実証で一般に用いられる効用関数は、時間に対して加法分離的であると仮定されているため、消費データとして将来時点の効用に影響を及ぼす耐久財を含む総消費データを用いることは、仮定に反していると考えられる。しかし初期の実証分析においては、データの取り扱いをあまり考慮せず、総消費データを一般的に用

いてきた。その後、この点を考慮し将来時点の効用に影響を及ぼさないと考えられる、非耐久財やサービスの消費支出をデータとして用いた分析がおこなわれている。以上のような消費データの取り扱いの違いが結論の多様性を生んでいると考えられる。そこで本稿ではこれらの消費データの取り扱いの違いにより、結果にどのような影響を及ぼすかを伝統的C-CAPMを対象にしてみていくこととする。

さらに、分析の対象とする期間を1980年から2000年とし、そのうち80年代と90年代に分析する期間を分けバブル期、バブル崩壊後を経てC-CAPMの妥当性に対して変化があるのか検証していくこととする。この期間、家計部門が合理的行動をとっていたのかをみていくことは、意義のあることだと考えられる。そこで、金融資産と家計部門の関わりを少しみておくこととする。総資産残高からみた家計の金融資産保有構成比率は1980年から2000年を通じて約半数を現金・預金として保有している。株式は1割前後で、バブル期には株式の保有比率が一時的に高まっていたが、バブル崩壊以後、家計は株式の保有比率を低め、現金・預金や保険・年金準備等の資産保有割合を増やしている。この意味で日本における家計はリスク回避的な行動をとってきていると言える。

またC-CAPMの実証分析において一般に用いられてきた資産以外の資産保有比率が大きくなってきている90年代には、家計の消費データを用いたC-CAPMの実証分析では妥当しなくなっているのではないかと考えられる。

C-CAPMを資産収益率を説明するモデルとしてとらえると資産の価格形成において金融資産総額に占める家計部門の金融資産総額がある程度ある点²⁾を考慮しても、家計部門以外の影響が及んでいるので問題があると思われる。例えば、株式市場では最近解消が進んできているが企業による株式持合いによる株価への影響を受けているであろう。また、海外部門の影響を少なからず受けているものと考えられる。さらに保険・年金準備等を運用する機関投資家も金融資産の価格形成に影響を及ぼしているだろう。これらの点を考慮すると家計の消費データを用いたC-CAPMの分析、または国内の消費データのみを用いた分析では、資産収益率を説明できないのではないかと考えられる。以上の問題を踏まえ、伝統的C-CAPMについて若干の理論と実証分析の手法をサーベイした後、過去の先行研究の結果と併せて分析をおこなっていくこととする。

また、C-CAPMの実証分析においてC-CAPMの妥当性に否定的な見方がされつつあると述べたが、その結論が家計の合理的行動を否定するものではなく、効用関数の加法分離性の仮定に伴うモデルの特定化の問題ではないかと考えられ、近年それらを考慮したモデルにおける日本の資産市場への実証分析が試みられている。従ってこれらのモデルによってC-CAPMの説明力が改善されるのかを過去の実証分析の結論からみていくこととする。

1) ただし、ここでの議論は金額ベースでみたものであり、株式の購入を増やしたわけではなく単に他の資産に比べて資産価値が高まったことによるという議論もある。

2) 2000年末現在、家計部門の金融資産総額に占める割合は約1/4である。

2 伝統的C-CAPMの理論と実証手法

2.1 理 論

まず、伝統的C-CAPMの基本的な枠組みを示していく。対象とする経済には N 個の資産が存在するものとし、代表的家計は現時点から将来時点にかけての消費から得られる効用の現在価値を最大にするような行動をとると考える。ただし、ここで考察する効用関数は、 $u'(c_t) > 0$ 、 $u''(c_t) < 0$ とし、時間に対して加法分離的であると仮定する。ここで消費配分と資産ポートフォリオの最適化行動は次のように定式化できる。

$$\begin{aligned} \max \quad & E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \right] \\ \text{s.t.} \quad & \sum_{i=1}^N q_{it} Q_{it+1} + c_t = \sum_{i=1}^N (q_{it} + d_{it}) Q_{it} + y_t \end{aligned} \quad (1)$$

ただし、 β は主観的割引率であり、 $0 < \beta < 1$ を満たす。 c_t は t 期における実質消費、 q_{it} は t 期における第 i 資産の価格、 d_{it} は t 期における第 i 資産の配当、 Q_{it} は t 期における第 i 資産の保有量、 y_t は t 期における非資産所得、 $E_t[\cdot]$ は t 期において利用可能な情報に基づく条件付期待演算子とする。

ここで代表的家計は各期の予算制約のもとで、現在から将来時点にかけて得られる期待効用の現在価値を最大にするように、消費と N 個の資産の保有量を決定する。ここでこの問題を解く過程で最適化条件として次のオイラー方程式が得られる³⁾。

$$E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} (1 + r_{it+1}) - 1 \right] = 0 \quad \text{for } i=1, 2, \dots, N \quad (2)$$

ただし、 $r_{it+1} = \{(q_{it+1} + d_{it+1})/q_{it}\} - 1$ であり、資産の収益率を表す。(2)式を変形して、 $u'(c_t) = \beta E_t[u'(c_{t+1})(1 + r_{it+1})]$ となるが、これは t 期に1単位の消費を $t+1$ 期にまわすと $u'(c_t)$ だけ限界的に効用が低くなり、 $t+1$ 期では消費を諦めて貯蓄に回した分を消費に充てることができるので $u'(c_{t+1})(1 + r_{it+1})$ だけ限界的に効用が高まることが期待される。以上を t 期の現在価値に割り引いて t 期から $t+1$ 期にかけての効用の変化をみると $-u'(c_t) + \beta E_t[u'(c_{t+1})(1 + r_{it+1})]$ となる。これが正であるとすると t 期に消費を諦めて $t+1$ 期にまわすことにより効用が高まる。逆に負の時は、 $t+1$ 期から t 期に消費を早めることにより効用が高くなる。よって効用を最大化する代表的家計は(2)式が成り立つように消費配分を均衡させると解釈できる。

次に資産価格についてみるため以下のように(2)式を変形させると、

$$q_{it} = E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} (q_{it+1} + d_{it+1}) \right] \quad (3)$$

と表すことができ、これを q_{it} の差分方程式とみなし、逐次代入で

$$q_{it} = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \left(\prod_{k=1}^j M_{t+k} \right) d_{t+j} \right] \quad (4)$$

$$M_{t+1} \equiv \beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} \quad (5)$$

3) この問題の詳しい導出はIngersoll (1987) または、Sargent (1987) が詳しい。

を得ることができる。よって、資産価格 q_{it} は現時点から将来時点までの配当の流列を異時点間の消費の限界代替率によって割引いたものとしてとらえることができる。伝統的C-CAPMは、配当割引モデルや、CAPMのような伝統的な資産価格評価モデルを特別な場合としてみなすことのできるモデルで、より一般的であると言える⁴⁾。次に伝統的C-CAPMの実証手法について概観していくことにする。

2.2 GMM推定

モデルは前節の消費配分と資産ポートフォリオの最適化条件であるオイラー方程式(2)式を用い、これをベクトル表示して次のように表す。

$$E_t \left[\beta \frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)} (1+r_{t+1}) - 1 \right] = 0 \quad (6)$$

但し、 $\mathbf{r}'_{t+1} = [r_{1t+1} \ r_{2t+1} \ \dots \ r_{Nt+1}]$, $\mathbf{1}' = [1 \ 1 \ \dots \ 1]$, $\mathbf{0}' = [0 \ 0 \ \dots \ 0]$ の $(N \times 1)$ ベクトルとする。このとき消費者の効用関数を次の相対的リスク回避度一定の効用関数 (CRRA型) で与えることとする。

$$\begin{aligned} u(c_t) &= \frac{c_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad \gamma > 0, \gamma \neq 1 \\ &= \log(c_t) \quad \gamma = 1 \end{aligned} \quad (7)$$

ただし、 γ は相対的リスク回避度で γ の逆数は、異時点間の代替の弾力性と 1 対 1 で対応する。

先の相対的リスク回避度一定の効用関数を用いると(6)式は次のようになる。

$$E_t \left[\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} (1+r_{t+1}) - 1 \right] = 0 \quad (8)$$

次にGMM (一般化積率化法) を用いたモデルのパラメータの推定方法を示す。まず、推定のため誤差項を以下のように設定する。

$$\boldsymbol{\epsilon}_{t+1}(\boldsymbol{\theta}) = \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\gamma} (1+r_{t+1}) - 1 \quad (9)$$

ただし、 $\boldsymbol{\theta}' = [\beta \ \gamma]$, $\boldsymbol{\epsilon}_{t+1}(\boldsymbol{\theta})' = [\epsilon_{1t+1}(\boldsymbol{\theta}) \ \epsilon_{2t+1}(\boldsymbol{\theta}) \ \dots \ \epsilon_{Nt+1}(\boldsymbol{\theta})]$ とする。このとき c_{t+1}/c_t , $1+r_{t+1}$ は (強) 定常過程でなければならない。この条件は推定量の一致性を保証し、漸近検定をおこなう際に満たしておかなければならない条件となる。ここで、 $\boldsymbol{\epsilon}_{t+1}(\boldsymbol{\theta})$ について t 期の利用可能な情報に基づく条件付期待値は次の条件を満たす。

$$E_t [\boldsymbol{\epsilon}_{t+1}(\boldsymbol{\theta})] = \mathbf{0} \quad (10)$$

さらに、 t 期に利用可能な情報集合 \mathbf{I}_t から、観測可能な R 個の操作変数 \mathbf{Z}_t を取り出して、 $\mathbf{g}_t(\boldsymbol{\theta})$ を次のように定義する。

$$\mathbf{g}_t(\boldsymbol{\theta}) = \boldsymbol{\epsilon}_{t+1}(\boldsymbol{\theta}) \otimes \mathbf{Z}_t \quad (11)$$

ただし、 \otimes はクロネッカー積を表す。また、 $\mathbf{g}_t(\boldsymbol{\theta})$ は $M \times 1$ ベクトルとなる。(ただし $M = N \times R$)

そこで、期待値の繰り返し計算の法則から、

$$E[\mathbf{g}_t(\boldsymbol{\theta})] = \mathbf{0} \quad (12)$$

となり、モデルが正しいとするならば、その標本版である、

4) 詳しい議論は、羽森 (1996) 参照。

$$\overline{\mathbf{g}_T(\boldsymbol{\theta})} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{g}_t(\boldsymbol{\theta}) \quad (13)$$

ただし、 $\mathbf{0}$ に近い値をとるはずである。そこで、パラメータベクトル $\boldsymbol{\theta}$ の推定量を次のよう与えるのがGMM推定の基本的な考え方である。

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = \arg \min Q_T(\boldsymbol{\theta}) \quad (14)$$

ただし、 $Q_T(\boldsymbol{\theta}) = \overline{\mathbf{g}_T(\boldsymbol{\theta})}' \mathbf{W}_T \overline{\mathbf{g}_T(\boldsymbol{\theta})}$ で、 \mathbf{W}_T は $(M \times M)$ の正値定符号行列とする。

また、モデルの検定方法としてHansen (1982) により、モデルが正しく特定化されているという帰無仮説のもとでは、 $J = TQ_T(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ が、漸近的に自由度が(直交条件の数-パラメータの数)の χ^2 分布に従うことを示している。この検定はJテストまたは過剰識別制約の検定と呼ばれているが、この検定において検定統計量が棄却域に落ちると、誤差項が操作変数と相関をもつことを示唆し、モデルが誤って特定化されていることを示している。

以上、簡単にGMMに基づくモデルのパラメータ推定と検定法をみてきた。次に少し異なった視点からの分析法を紹介していく⁵⁾。

2.3 確率的割引ファクターモデルとH-J Bounds Test

ここでは、確率的割引ファクターの理論を取り上げて資本資産評価に関して、一般化を図り、確率的割引ファクターの満たすべき条件を整理し、Hansen and Jagannathan (1991, 1997) に基づくVolatility Bounds Test (以下H-J Bounds Test) をC-CAPMの妥当性を検討するため適用するための説明をおこなう。

いかなる理論から導かれた資産評価モデルも結論としては確率的割引ファクターモデルに帰着し、確率的割引ファクターをどのように特定化するかという問題におきかえることができるが、このことをみていくため、まず確率的割引ファクターモデルを紹介し、伝統的CAPMでの確率的割引ファクターを特定化していく。

そこで話を単純化するために2期間モデルを考える。対象とする経済では、資産が N 個存在するものとし、初期時点に保有している資産の価格ベクトルを \mathbf{q} とし、その i 要素 q_i は資産 i の初期時点価格を表す。ここで離散的な状態 $s(s=1, \dots, S)$ が将来時点に実現し、状態 s での資産から得られるペイオフ行列を $\mathbf{X}(S \times N)$ とし、その (s, i) 要素 X_{si} は状態 s での i から得られるペイオフを表すものとする⁶⁾。さらに $\mathbf{R}(S \times N)$ を粗収益率行列とすると、その (s, i) 要素は $R_{si} = 1 + r_{si} = X_{si}/q_i$ として特徴付けられる。今 $\mathbf{X}'\mathbf{p} = \mathbf{q}$ を満たすベクトル $\mathbf{p}(S \times 1)$ を状態価格ベクトルと呼ぶことにする。このとき資産 i の初期価格は $q_i = \sum_s p_s X_{si}$ となる。ここで、両辺 q_i で除すことにより、 $1 = \sum_s p_s (1 + r_{si})$ と表すことができ $\mathbf{R}'\mathbf{p} = \mathbf{1}$ と表せる。ここで裁定機会が存在しないとするならば、正の状態価格ベクトル \mathbf{p} が存在する⁷⁾。今、 $M_s = p_s/\pi_s$ を定義する。ただし、 π_s は、状態 s となる確率とする。すべての資産について $\mathbf{R}'\mathbf{p} = \mathbf{1}$ が一意に成り立つとするならば、(市場の完備性を仮定すれば成り立つことが証明され

5) GMMについての詳しい解説はHayashi (2000) 等が挙げられる。

6) 状態 s での資産 i を売却したときに得られるキャッシュフロー+配当。

7) 詳しい導出、証明等はIngersoll (1987)、邦語では、池田 (2000) を参照。

ている。)

$$1 = \sum_{s=1}^S p_s(1+r_{si}) = \sum_{s=1}^S \pi_s M_s(1+r_{si}) = E[(1+r_i)M] \quad \text{for } i=1, 2, \dots, N \quad (15)$$

となる。 M_s は状態価格 p_s と状態 s となる確率からなるので正であり、もし M_s が小さいときは投資家は状態 s のとき受け取るペイオフに対して高い価格を支払おうとはしないこととなる。

これらの無裁定条件や市場の完備性はC-CAPM等の資本資産評価モデルを構築するとき暗黙のうちに仮定されているので、上述の確率的割引ファクターモデルで記述することができ、確率的割引ファクターをどのように決定付けるかを理論付けしていることとなる。

C-CAPMの場合は、2.1節でみてきたように異時点間の消費の限界代替率が確率的割引ファクターとなる。特に(7)式で表される効用関数を仮定した場合、(8)式に無条件期待値をとるとわかるように確率的割引ファクターは、

$$M_{t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \quad (16)$$

と特定化していることになる。またCAPMも確率的割引ファクターモデルで表すことができる。CAPMではマーケットポートフォリオの1次式で確率的割引ファクターを特定化している。このように資本資産評価に関するモデル化は、確率的割引ファクターを特定化していることになる。

次にこの確率的割引ファクターの分散(標準偏差)が満たすべき条件をみていくこととする。この条件をある資本資産評価のモデル化において特定化した確率的割引ファクターが満たしていないとするならば、それは資産収益率や、資産価格を説明するモデルとしての役割を果たさないこととなる。

そこで、確率的割引ファクターモデルをもう一度記述すると、

$$\mathbf{1} = E[\mathbf{R}M] \quad (17)$$

であるが、このときリスク資産の期待収益率ベクトルを $\boldsymbol{\mu}$ 、共分散行列を $\boldsymbol{\Omega}$ とする。ただし $\boldsymbol{\Omega}$ は非特異行列と仮定する。

ここで、真の確率的割引ファクターは未知なので、その平均を $E[M] \equiv v$ と仮定する。この所与の v に対して、次の確率変数を定義する。

$$M^* = v + (\mathbf{R} - \boldsymbol{\mu})' \boldsymbol{\beta} \quad (18)$$

ここで M^* は、リスク資産の収益率の線形結合からなり、(17)式を満たすように $\boldsymbol{\beta}$ を決めれば、真の確率的割引ファクターの候補となりうる。ここで、(17)式に M の代わりに M^* を用いると、

$$\mathbf{1} = E[\mathbf{R}M^*] = v\boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Omega}\boldsymbol{\beta} \quad (19)$$

となることから、

$$\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{1} - v\boldsymbol{\Omega}^{-1}\boldsymbol{\mu} \quad (20)$$

とすればよい。このように生成した確率的割引ファクターはすべての確率的割引ファクターのなかで、最小分散となることが知られている。つまり平均 v である任意の確率的割引ファクターを \bar{M} とすると、

$$\text{Var}[\bar{M}] \geq \text{Var}[M^*] \quad (21)$$

が成り立ち、任意の確率的割引ファクターの分散の下限は $\text{Var}[M^*]$ となる。

M^* は真の確率的割引ファクターの中で最小分散をもつので、最小分散確率的割引ファクターと呼ばれている。具体的に、この最小分散確率的割引ファクターの分散は、

$$\text{Var}[M^*] = \beta' \Omega \beta \quad (22)$$

となる。よって、資産価格のデータから粗収益率の期待値ベクトルと分散共分散行列を推定し、所与の v に対して、確率的割引ファクターの分散の下限を与えることができる。実際の分析では平均一標準偏差平面に図示され、任意の v を与えたとき確率的割引ファクターの標準偏差 $\text{Std}[M^*]$ をプロットしたものは双曲線となる。このとき何らかの資産価格評価モデルで与えられた確率的割引ファクターに対して、その理論が真とするならば、その特定化された確率的割引ファクターの平均と標準偏差をプロットしたものは、この下限よりも上側に存在しなければならない。

以上の確率的割引ファクターの満たすべき条件を、資本資産評価モデルを特定化したときの確率的割引ファクターが満たしているか検討することにより、資産収益率を説明するモデルとして意味のあるものかどうかを検定することが可能となる。

3 日本の資産市場におけるC-CAPMの検証

3.1 データ

ここからは、前章を受けて実証分析をおこなう。分析で用いるデータは月次データとし、1980年代と1990年代と期間を区切り、分析をおこなう。そこでまず、資産収益率として日興フィナンシャル・インテリジェンス⁸⁾から、東証1部2部、大阪・名古屋1部2部の加重平均資産収益率のデータを用い、これを国内株式のデータの代替とした。次に国債、地方債、政府保証債、金融債、事業債、円建外債等の加重平均資産収益率データを国内債券の代替とし、さらに国内CB市場の収益率を用いた。分析で用いる株式資産の収益率については、単にTOPIXの指数などからキャピタルゲインとしての収益率を導出するよりは配当を考慮しており、インカムゲインとキャピタルゲインを両方考慮している点において、よりモデルの実証分析として適応すると考えられる。これらの累積投資収益のインデックス値は図1に示している。ただし、すべての指数について1979年12月で基準化してある。

図1を見ると1989年12月をピークに株式、債券は急激な資産の目減りがあったことがわかる。また株式は収益の上昇、下落の入れ替わりが激しいのに対して、債券、CBは株式に対して相対的に安定した動きを見せている。

次に消費データについては、家計調査年報から総消費データとして全国全世帯家計収支の消費支出を用い、非耐久財消費支出、サービス消費支出も同出所より財・サービス区分別の収支から全世帯の非耐久財とサービスの消費支出を用いた。名目での耐久財・非耐久財・サービスの構成は図2に示してある。

図2をみると、若干、耐久財の支出の全支出に対する構成比率は下がってきているものの、無視できる水準ではないので総消費を用いた推定結果に影響を与えらる⁹⁾。これはC-CAPMのモ

8) <http://www.nikko-fi.co.jp>

9) ただし、ここでは、名目でみているが実質でみてもほぼ同様の結果が得られている。

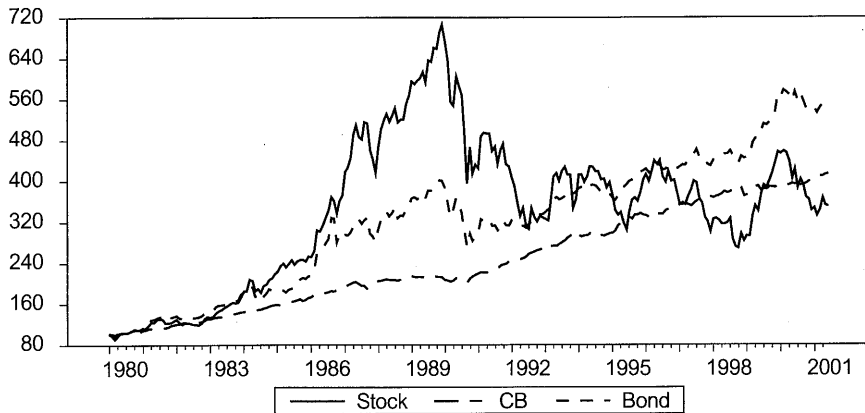


図1 各資産のインデックス

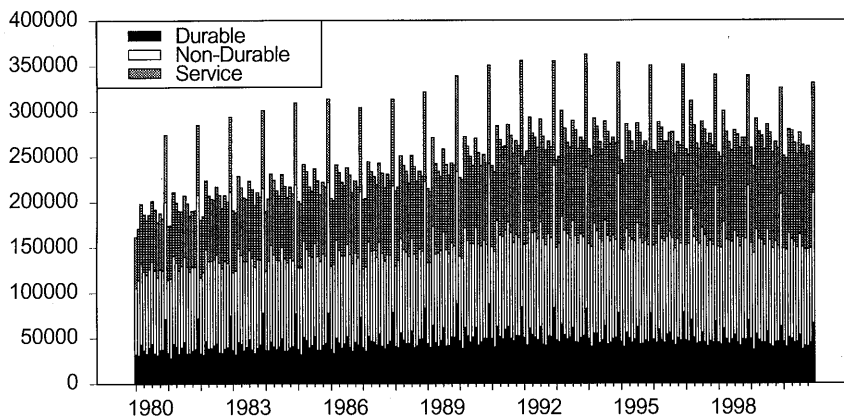


図2 名目耐久財・非耐久財・サービスの消費支出の構成

デルにおいて、効用が時間に対して加法分離的であると仮定しているの、将来時点の効用に影響を及ぼす耐久財の消費支出が含まれる総消費データを用いるよりは、非耐久財・サービスの消費支出を用いた方が理論に忠実であると考えられる。1章で述べたように推定結果に違いが現れるのかをみるために総消費、非耐久財、非耐久財+サービスの3つのデータについて検討していく。

次に用いるデータの取り扱いに依存して、結果が異なる可能性があるの、データの変換について少し詳細にみておくこととする。C-CAPMの実証分析において必要となってくる変数は、実質粗投資収益率と実質粗消費成長率である。これらのデータの変換については次のような変換を施した。

実質粗消費成長率

まず、データは月次データを使用しており、図2から12月に強い季節性がみられ、推定に影響を及ぼすと考えられるので、X-11法によりそれぞれの消費データに対して季節調整を施した。次に季節調整済み名目消費を家計調査年報の平均世帯人数で割り込み、1人当たり名目消費に変換をおこなった。

ここで実質化をおこなうために、それぞれ総消費に対して消費者物価指数を、非耐久財、非耐久財＋サービスには家計調査年報の財・サービス区分別指数から用いることとした。ただし、家計調査年報記載の物価指数は、基準年が5年ごとに改定されているので、総務省統計局統計センターから平成12年基準に調整した接続指数を用いた¹⁰⁾。さらに非耐久財＋サービスの物価指数としては、非耐久財とサービスのウェイト付けを各期のそれぞれの消費支出額でウェイト付けして調整をおこなったものを非耐久財＋サービスの物価指数の代理変数とした。これらの物価指数のデータについても季節性をもっていたので、X-11により季節調整をおこない、それぞれの消費データを対応する物価指数で実質化した後、実質粗消費成長率に変換した。季節調整は本来の理論モデルから考えると、おこなう必要がないのではないかと考えられるため消費データと物価データについて季節調整をおこなわない原データについても併せて考えていくこととする。

実質粗資産収益率

各資産の実質粗資産収益率に変換するにあたって、先に述べた各物価指数の粗成長率を当期の指数から前期の指数を除すことで変換し、このデータを用いて、粗資産収益率を除すことにより実質化した。

推定や検定をおこなう前に、主な実質粗資産収益率、実質粗消費成長率についての基本統計量についてみていくこととする。また、分析する期間は1980年から2000年とした。各変数の基本統計量は、表1と表2に示している。各標準偏差をみるとわかるように株式が一番標準偏差は高く、次にCB、債券の順に低くなっている。1980年代は株式はハイリスク・ハイリターンである資産であり、債券はローリスク・ローリターンとなっていて、平均一分散アプローチに適合した結論を得ているが、1990年代は、株式は他の資産と比較して、ハイリスクを伴うにも関わらず、債券よりも低い期待収益率しか望めない資産となっている。また、資産間粗収益率、粗消費成長率と粗資産収益率の相関をみると、各資産間では高い相関をもっていたが、消費の粗実質成長率と粗資産収益率では、非常に低い相関関係をもっていると言える。この結果、C-CAPMは非線形モデルなので、一概には言えないが、消費の粗成長率と粗資産収益率との間の関係はあまりないと言えるのではないだろうか。

3.2 GMM推定の結果

各資産個別にGMM推定を操作変数として各資産の粗実質収益率と実質消費成長率の1期ラグと定数項、または各資産の粗実質収益率と実質消費成長率の1期ラグと2期ラグ、定数項と分けて推定をおこなったところ、資産として国内株式を用いた場合では、総消費、非耐久財、非耐久財＋サービスのデータの違い、または季節調整の有無、推定区間に関わらず理論モデルのパラメータ制約 ($0 < \beta < 1$, $\gamma > 0$) を満たさない結果が得られた。資産として国内債券のデータを用いた場合は、相対的に別の資産と比較して当てはまりが良かった。1990年代に限って言えば、季節調整を施さない方がむしろ良

10) ただし、家計調査年報に記載されている各物価上昇率と完全に一致しないという問題は残っている。

表 1 基本統計量 1980：2 - 1990：1

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	歪度	超過尖度	相関係数	単位根検定
季節調整済み								
consgrow1	1.0016	0.0169	0.9469	1.0709	0.2320	3.5820	1.0000	1%
consgrow2	1.0010	0.0141	0.9360	1.0485	-0.3582	1.9825	1.0000	1%
consgrow3	1.0015	0.0166	0.9532	1.0556	0.1802	1.9644	1.0000	1%
realret1a	1.0148	0.0418	0.8985	1.1559	0.0473	2.7633	0.0476	1%
realret2a	1.0042	0.0153	0.9230	1.0540	-1.3142	8.9854	0.0900	1%
realret3a	1.0099	0.0376	0.8579	1.1510	-0.4126	2.1644	0.0283	1%
realret1b	1.0153	0.0427	0.9008	1.1638	0.0358	1.9941	0.1061	1%
realret2b	1.0047	0.0168	0.9232	1.0500	-1.3300	6.2993	0.1842	1%
realret3b	1.0105	0.0385	0.8617	1.1588	-0.3502	1.6073	0.1454	1%
realret1c	1.0149	0.0418	0.9009	1.1584	-0.0205	2.3403	0.0584	1%
realret2c	1.0043	0.0158	0.9225	1.0526	-1.3646	8.1813	0.1531	1%
realret3c	1.0100	0.0377	0.8586	1.1534	-0.3813	1.8658	0.1076	1%
原系列								
consgrow1	1.0165	0.1834	0.6630	1.5209	0.9973	1.7705	1.0000	1%
consgrow2	1.0176	0.1819	0.6106	1.4957	0.5419	2.6545	1.0000	1%
consgrow3	1.0119	0.1455	0.6823	1.4019	0.4104	1.6318	1.0000	1%
realret1a	1.0148	0.0424	0.8948	1.1530	-0.1358	2.6673	-0.0510	1%
realret2a	1.0042	0.0159	0.9232	1.0496	-1.3199	7.1189	0.0939	1%
realret3a	1.0099	0.0379	0.8557	1.1481	-0.5610	2.6217	0.0000	1%
realret1b	1.0154	0.0432	0.9015	1.1591	0.0100	1.7226	0.0257	1%
realret2b	1.0047	0.0187	0.9225	1.0566	-0.7899	4.2292	0.1501	1%
realret3b	1.0105	0.0390	0.8586	1.1542	-0.3317	1.3715	0.0391	1%
realret1c	1.0149	0.0428	0.8986	1.1596	-0.0484	2.2600	-0.0479	1%
realret2c	1.0043	0.0167	0.9270	1.0502	-1.0898	5.0898	-0.0593	1%
realret3c	1.0100	0.0383	0.8571	1.1547	-0.5040	1.7602	-0.0451	1%

注) 各変数は次のとおり。consgrow1：総消費支出の実質粗消費成長率 consgrow2：非耐久財消費支出の実質粗消費成長率 consgrow3：非耐久財+サービス消費支出の実質消費粗成長率 realret1：国内株式実質粗収益率 realret2：国内債券実質粗収益率 realret3：国内CB実質粗収益率である。また、a, b, c, はそれぞれ総消費, 非耐久財, 非耐久財+サービスに対応して実質化していることを表している。超過尖度は標本尖度から3を減じている。相関係数は対応する実質粗消費成長率との相関係数。単位根検定はADFテストを用い、検定の際に用いたモデルは、定数項ありのモデルをおいた。ラグの決定にはSICに基づいておこなっており、表には何%有意かを示している。

表2 基本統計量 1990：2—2000：1

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	歪度	超過尖度	相関係数	単位根検定
季節調整済み								
consgrow1	1.0004	0.0180	0.9335	1.0434	0.5349	0.8808	1.0000	1%
consgrow2	1.0008	0.0143	0.9256	1.0480	0.2677	0.6277	1.0000	1%
consgrow3	1.0009	0.0154	0.9602	1.0537	0.2329	0.7127	1.0000	1%
realret1a	0.9979	0.0641	0.7932	1.1705	0.1503	0.6733	0.0511	1%
realret2a	1.0046	0.0122	0.9629	1.0379	-0.3930	0.3153	0.0400	1%
realret3a	1.0027	0.0288	0.8865	1.0912	-0.6171	2.2467	0.0179	1%
realret1b	0.9983	0.0641	0.7935	1.1606	0.1179	0.5557	0.0429	1%
realret2b	1.0049	0.0135	0.9675	1.0403	-0.2926	0.0775	0.1438	1%
realret3b	1.0031	0.0296	0.8868	1.0925	-0.6772	1.9526	0.0486	1%
realret1c	0.9979	0.0642	0.7930	1.1688	0.1424	0.6325	0.0959	1%
realret2c	1.0045	0.0125	0.9651	1.0375	-0.3599	0.2260	0.1378	1%
realret3c	1.0027	0.0291	0.8862	1.0915	-0.6317	2.1395	0.1257	1%
原系列								
consgrow1	1.0101	0.1512	0.7226	1.4688	0.9612	1.2387	1.0000	10%
consgrow2	1.0135	0.1600	0.6404	1.4966	0.6114	2.7236	1.0000	
consgrow3	1.0085	0.1231	0.7164	1.3551	0.2313	1.4354	1.0000	5%
realret1a	0.9979	0.0641	0.7892	1.1671	0.1158	0.7311	0.0177	1%
realret2a	1.0045	0.0122	0.9636	1.0360	-0.4062	-0.0175	0.0962	1%
realret3a	1.0027	0.0287	0.8820	1.0937	-0.7133	2.7192	0.0417	1%
realret1b	0.9983	0.0643	0.7886	1.1547	0.0486	0.6002	0.0569	1%
realret2b	1.0049	0.0147	0.9582	1.0421	-0.5526	0.6871	0.1388	1%
realret3b	1.0030	0.0300	0.8814	1.0935	-0.8748	2.7105	0.0673	1%
realret1c	0.9979	0.0640	0.7903	1.1658	0.1157	0.7182	0.0589	1%
realret2c	1.0045	0.0128	0.9634	1.0399	-0.4393	0.4435	0.0270	1%
realret3c	1.0026	0.0290	0.8832	1.0904	-0.7834	2.6871	0.0138	1%

い結果が得られている。また理論モデルに適用すると考えられる非耐久財+サービスの原系列を使用した、実質資産収益率と実質消費成長率に対して、1990年代は推定したパラメータが理論制約を満たし、Jテストにおいても、モデルが棄却されないという結論が得られた。このことから90年代には国内債券に関してはC-CAPMが成り立つと判断できるのではないだろうか。ただし、 γ の推定量の標準偏差は大きく、信頼性が高いとは言えないものだった。国内CBについては、操作変数に依らずC-CAPMが妥当すると判断できる期間もあるが大半が操作変数の取り方によって γ の推定量はパラメータの制約を満たしていない場合が多く、良い結果は得られなかった¹¹⁾。次にこれら3つの資産の収益率を使って推定をおこなった。結果は表3に示してあるとおりである。

80年代は消費データの選択、季節調整の有無、操作変数の取り方に依存し安定した結果が得られな

11) 5年区切りで行った推定では、資産、消費データの選択、季節調整の有無、推定期間、操作変数の取り方に依存し、より不安定な推定結果しか得られなかった。

表 3 GMM推定の結果 資産：株式、債券、CB

総消費 季節調整済み							
推定期間	操作変数	β	SE(β)	γ	SE(γ)	Jstat	p-value
1980-1990	Lag1	0.9972	0.0014	0.5157	0.2247	26.9856	0.0125
	Lag2	0.9952	0.0008	-0.0689	0.0691	39.7942	0.0306
1990-2000	Lag1	0.9955	0.0010	0.1415	0.1008	12.4427	0.4917
	Lag2	0.9958	0.0010	0.1883	0.0805	34.2454	0.1028
1980-2000	Lag1	0.9955	0.0009	0.3212	0.1394	19.4826	0.1089
	Lag2	0.9951	0.0007	0.0758	0.0700	43.1239	0.0136
原系列							
1980-1990	Lag1	0.9966	0.0011	0.0157	0.0117	28.1211	0.0087
	Lag2	0.9967	0.0009	0.0197	0.0071	37.4680	0.0521
1990-2000	Lag1	0.9950	0.0010	0.0359	0.0128	12.9080	0.4549
	Lag2	0.9955	0.0009	0.0199	0.0083	36.6233	0.0627
1980-2000	Lag1	0.9952	0.0008	0.0174	0.0100	20.9568	0.0738
	Lag2	0.9950	0.0007	0.0104	0.0063	32.3023	0.1495
非耐久財 季節調整済み							
1980-1990	Lag1	0.9950	0.0015	0.8708	0.2729	26.3990	0.0150
	Lag2	0.9939	0.0010	0.4827	0.1438	39.3129	0.0343
1990-2000	Lag1	0.9955	0.0011	0.0688	0.1687	13.2327	0.4300
	Lag2	0.9961	0.0010	0.1665	0.1247	31.4029	0.1760
1980-2000	Lag1	0.9952	0.0009	0.3490	0.1435	18.3012	0.1464
	Lag2	0.9947	0.0008	0.1801	0.0988	39.7357	0.0310
原系列							
1980-1990	Lag1	0.9969	0.0014	0.0430	0.0098	24.4668	0.0271
	Lag2	0.9972	0.0011	0.0380	0.0070	33.7368	0.1137
1990-2000	Lag1	0.9943	0.0011	0.0314	0.0079	13.2934	0.4254
	Lag2	0.9946	0.0011	0.0311	0.0064	37.0496	0.0571
1980-2000	Lag1	0.9950	0.0009	0.0293	0.0077	17.2450	0.1883
	Lag2	0.9949	0.0008	0.0277	0.0063	24.2604	0.5044
非耐久財+サービス 季節調整済み							
1980-1990	Lag1	0.9956	0.0013	-0.1182	0.1930	32.3110	0.0022
	Lag2	0.9950	0.0009	-0.2016	0.1258	34.5288	0.0971
1990-2000	Lag1	0.9957	0.0010	0.2930	0.1615	12.6935	0.4718
	Lag2	0.9960	0.0009	0.1803	0.1088	29.3045	0.2514
1980-2000	Lag1	0.9954	0.0008	0.3065	0.1445	20.9532	0.0739
	Lag2	0.9950	0.0007	0.1164	0.0880	35.0090	0.0880
原系列							
1980-1990	Lag1	0.9965	0.0012	-0.0017	0.0128	24.9217	0.0236
	Lag2	0.9969	0.0010	0.0220	0.0115	37.4753	0.0520
1990-2000	Lag1	0.9950	0.0010	0.0215	0.0116	12.6501	0.4752
	Lag2	0.9951	0.0009	0.0212	0.0094	36.4966	0.0644
1980-2000	Lag1	0.9954	0.0008	0.0038	0.0111	19.9752	0.0958
	Lag2	0.9952	0.0008	0.0158	0.0092	30.5280	0.2051

注) Lag1は操作変数として1期前の変数を用いた。Lag2は操作変数として1期前の変数と2期前の変数を用いた。またJstatはJテストの検定統計量でp-valueはそのときの有意確率である。

かったのに対して90年代は消費データの選択、季節調整の有無、操作変数の取り方に無関係にパラメータの制約を満たし、Jテストもモデルを棄却しない結論が得られた。また安定的な結果が得られている80年代と90年代の非耐久財の消費支出を用いたときの相対的リスク回避度のパラメータを比較してみると80年代の方が90年代よりもリスク回避度が高い結論が得られた¹²⁾。1章で見たように90年代の方がリスク回避的な行動をとっていると考察していたものとは逆の結果が得られた。標本区間を10年とした場合はこのような結果が得られるが、標本区間を5年区切りでおこなったものでは90年から95年は若干良い結果が得られたが、他の期間では操作変数に依存してパラメータ制約を満さないケースが多く見られ、あまり良い結果は得られなかった。以上より、GMM推定での結論は、各資産別にみると結果が、消費データの取り扱い、季節調整の有無、推定期間、操作変数の取り方依存し、あまり良い結果が得られなかったのに対して、複数の資産を含めたGMM推定の結果では、90年代の日本の資産市場に対してC-CAPMが成立するのではないかと考えられる。

3.3 H-J Bounds Test

ここでは、さらに前節のGMM推定の結果に加え追加的な検証を試みるため、先の章の確率的割引ファクターの境界領域を実際のデータから計算し、C-CAPMの妥当性をみていくこととする。まず、図3と図4は理論モデルに、妥当するデータであると考えられる非耐久財+サービス消費支出のデータを用い、株式、債券、CBの実質粗投資収益率の期待値ベクトルと共分散行列を推定し、(2)式から任意の v を与えて分散を導出し、そこから得られる標準偏差を平均-標準偏差平面にプロットしたものである。

図について少し詳細に述べておくと、直線は80年代の収益率の期待値ベクトルと共分散行列を推定

図3 H-J Bounds Test：季節調整済み

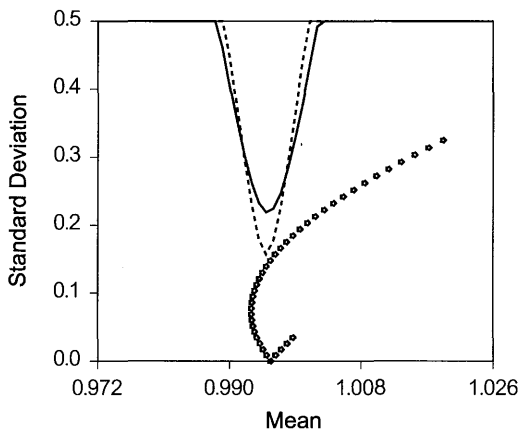
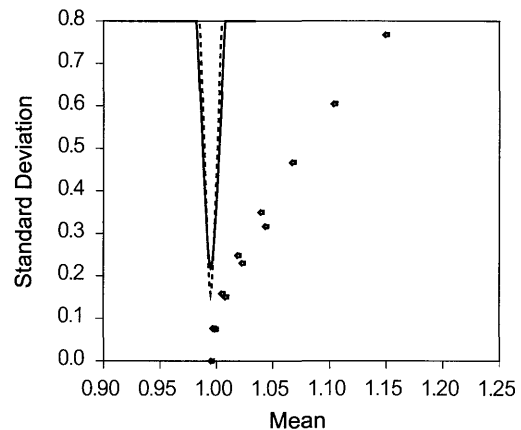


図4 H-J Bounds Test：原系列



注) □は1980年代の消費データから、◇は1990年代の消費データから、所与の γ に対して平均-分散平面にプロットしたものである。

12) ただし、表1の単位根検定において、80年代について単位根の存在を否定できないので、明確に言うことはできない。

したものを用いて描いたもので、破線は90年代の収益率の期待値ベクトルと共分散行列を推定したものを用いて描いたものである。また、図3は季節調整済みの消費データを使用し、図4は原系列を使用している。ここで相対的リスク回避度一定の効用関数を用いたときの確率的割引ファクターは、(16)式と特定化していた。そこで β を表3の非耐久財+サービスのデータを用いて、操作変数を定数項と各資産収益率と消費成長率の1期ラグとしたものから得られる推定値で与え、 γ について、図3では-2から17.5まで0.5間隔で与え、図4では-2から3.5まで0.5間隔で与え、それぞれ所与の γ に対してこの M_t の時系列の期待値と標準偏差をプロットした。 $\gamma=0$ のとき M_{t+1} の標準偏差は0となり、そこから γ の値を大きくするに従って右上がりにプロットされている。平均-標準偏差平面にプロットされた系列はどれも境界領域に含まれることはないが、1980年代と比較すると1990年代の方が、より境界領域に近く、季節調整済みの系列では、 γ が8前後で、季節調整をしない原系列では、 γ が1前後のときもつともこの領域に近くなる。1990年代におけるGMM推定の結果、C-CAPMが妥当性をもつのではないかという結論と異なり、GMMでは γ は非常に小さく推定しているため、そのときの M_{t+1} の標準偏差はH-J Boundsの中に含まれず、C-CAPMの成立に対し否定的な結論が得られる。

3.4 過去の実証分析との比較

ここでは先の分析と過去の実証分析を考慮しながら伝統的C-CAPMの妥当性について考えていくこととする。C-CAPMの実証研究は、表4に主な結果をまとめてあるが、初期の実証分析においてアメリカではHansen and Singleton (1982) や Mehra and Prescott (1985) が、C-CAPMの成立に対して、否定的な結論を出している。日本では、初期の先行研究においてHamori (1992a) が、1980:

表4 C-CAPMの実証分析

論文	資産	推定期間	β	γ	Jテスト
アメリカ					
Hansen and Singleton(1982)	国内金融資産	1959: 2-1978: 12	0.999~1.000	-0.209~-0.205	×
Hansen and Singleton(1983)	国内金融資産	1952: 2-1978: 12	0.9988~0.9962	-0.999~-0.350	×
日本					
Hamori(1992a)	国内金融資産	1980: 2-1988: 12	0.997	0.216	○
Hamori(1992b)	国内株式	1980: 2-1990: 12	0.989	0.497~0.549	○
福田(1993)	国内債券	1981: 9-1989: 9	0.9463~0.9878	-19.785~-5.115	×
谷川(1994)	国内金融資産	1971: 2-1991: 12	0.9600~0.9984	-1.3809~0.2069	△
堀(1996)	国内金融資産	1980: 1-1884: 11	0.9969~0.9970	0.0486~0.0614	△
Nakano and Saito(1998)	国内金融資産	1960: 1h~1992: 1h	0.9830~1.0168	-0.1799~2.4964	○
Baba(2000)	国内金融資産	1980: 3Q-1998: 3Q	0.994~0.996	0.178~0.721	○
祝迫(2001)	国内株式	1975: 1-1988: 9	0.995	-0.133	○
		1983: 2-1988: 9	0.989	7.871	○

注) Jテストにおいては○は帰無仮説を受容, ×は帰無仮説を棄却, △は資産によって、または操作変数によって結果が異なることを示している。

1-1988:12を標本区間とし季節調整済みの実質消費支出のデータと東証1部収益率と長期国債収益率、事業債収益率、短期金利の月次データを用い、操作変数を定数項と1期ラグとし推定をおこなったところ80年代は当てはまるという結論を出している。これは本稿の結論と一致しない。この結果は、推定期間、収益率のデータが異なる点、または操作変数のラグの取り方が影響していると考えられる。また、福田(1993)では、債券の金利の期間構造を考慮して推定区間を1981:9から1989:9とし、分析をおこなったところC-CAPMでは説明できないという結論を導いている。谷川(1994)では、Hamori(1992a)を受けて季節変動の取り扱いに着目し、月次の全世界実質消費支出のデータとHamori(1992a)と同じ資産収益率を用いて、データを前年同月比に変換し、1971:1-1991:12の期間で推定をおこなったところ、 γ の推定値が34から50とかなり大きな値となり、Jテストの結果はモデルを棄却するものだった。堀(1996)では、推定区間が1980:1から1994:11で東証1部収益率と長期国債収益率、コールレートを用いて推定した結果、操作変数として定数項、消費成長率と各資産の収益率の1期ラグまたは、定数項、消費成長率の1期ラグと2期ラグをとったもので分析をおこなったところ、 β の推定量は0.997前後で安定的に、また γ の推定量は、0.048584から0.066140の間で推定され、パラメータの理論制約も満たされていた。また、Jテストにおいてモデルが棄却されなかった。しかし、H-J Bounds Testでは、 γ が5前後のときに領域境界に入り、推定された γ の値ではモデルが棄却され、C-CAPMに対し否定的な見方がされている。この結論は推定期間、消費データの選択、資産選択、操作変数は異なるが、本論文と一致した結論を導いている。Nakano and Saito(1998)では1960年から1992年までの半年ベースのデータを用い、資産として株式とコール、土地のデータを用いて分析を行っている。C-CAPMの分析で土地のデータを用いたところは特筆すべき点である。しかし、この分析においても、 β の推定量が理論制約を満たさない場合が多く、C-CAPMが支持される結論を得ていない。Baba(2000)では、1980年から1998年までの四半期データで、消費支出のデータとして非耐久財+サービスをWebDecomp用いて季節調整を施したものを使用し、資産収益率としては、株式、長期国債、CBを用いて分析をおこなっている。この分析では、操作変数として推定モデルに含まれる変数以外のラグを用いている。その結果、GMM推定によるパラメータ制約とJテストではモデルが支持されたが、H-J Bounds Testでは、モデルが棄却されるという結論が得られ、本稿の結論と一致している。祝迫(2001)ではHansen and Jagannathan(1997)に基づくHansen-Jagannathan distanceという尺度で資産収益率を説明するモデルとして他のCAPMやマルチファクターモデルとの比較をおこなっている。そこでは、資産価格を説明するモデルとしては、プライシングファクターとして消費はほとんど重要性をもたないと結論付けられている。以上が日本における伝統的C-CAPMの他の先行研究の結論であるが、さまざまな先行研究を考慮しても資産、消費データの選択、季節調整の有無、推定期間、操作変数の取り方に大きく依存し、伝統的C-CAPMの妥当性に対して否定的な見方が強くなっている。しかし、ここまで議論してきた分析が、すぐに家計が最適消費選択に対して合理的な行動を取っていないという結論を導くわけではなく、伝統的C-CAPM、つまり効用関数を(7)式として特定化したことに問題があるのではないかと近年議論されている。はじめに予想していた結果と、実際に分析をおこなってみて異なる結果となったのは、このためであるかもしれない。そこで最後にC-CAPMの進展について1つのアプローチである効用の仮定を拡張したモデルの理論に着目し、

先行研究の結論と交えてC-CAPMの有効性について暫定的な見解と今後の課題を議論していきたいと思う。

3.5 C-CAPMの展開

先の実証結果で見えてきたとおり、伝統的なC-CAPM、つまり相対的リスク回避度一定の効用関数(7)式で特定化することはGMM推定でもH-J Boundsの観点からみても成立しないのではないかと考えられる。そこで、さらに効用関数の定式化に関する2つの拡張を日本の資産市場に適用した実証分析について概観したいと思う。どちらも効用関数が時間に対して加法分離的であるという仮定を緩めるものだが、まず1つ目はFerson and Constantinides (1991)による消費の習慣形成と耐久性に関わる定式化であり、2つ目は(7)式での効用関数の特定化によって相対的リスク回避度の逆数が異時点間の代替の弾力性と1対1に対応するために起こる問題に対処した、Kreps and Portues (1978)によるKreps-Portues型選好モデルである。このモデルは、相対的リスク回避度と異時点間の代替の弾力性を切り離して考えることができる。伝統的C-CAPMの実証分析の先行研究では、相対的リスク回避度が非常に高い値が推定されるかもしくは非常に小さな値が推定されてきている。これらの相対的リスク回避度は異時点間の代替の弾力性と1対1の関係をもつため、推定された相対的リスク回避度から導出された代替の弾力性が、経済的に見て現実と乖離していると言われている。これはEquity Premium Puzzleと呼ばれている。またH-J Bounds Testにおいて相対的リスク回避度が非常に大きな値でない確率的割引因子としての役割を果たさないという実証結果も報告されている。この結果は伝統的C-CAPMが正しいとするならば、Equity Premium Puzzleを示唆している。そこで、これらの2つのモデルが伝統的C-CAPMよりも説明力が増すのかを先行研究の実証結果をもとにみていきたいと思う。

消費の習慣形成と耐久性モデルにおける、ある仮定をおいたもとでの分析に適応されるオイラー方程式は、

$$E_t \left[\beta \left\{ \left(\frac{c_{t+1} + bc_t}{c_t + bc_{t-1}} \right)^{-A} + b\beta \left(\frac{c_{t+2} + bc_{t+1}}{c_t + bc_{t-1}} \right) \right\} R_{it+1} - b\beta \left(\frac{c_{t+1} + bc_t}{c_t + bc_{t-1}} \right)^{-A} - 1 \right] = 0 \quad (23)$$

である¹³⁾。ただしAは相対的リスク回避度、bは消費の耐久効果と習慣形成効果に関連するパラメータでbが負となるならば耐久効果が習慣形成効果を凌駕し、逆にbが正ならば習慣形成効果が耐久効果を凌駕する。

Kreps-Portues型モデルのオイラー方程式は、

$$E_t \left[\beta^\theta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\theta(\rho-1)} R_{mt+1}^\theta \right] = 1 \quad (24)$$

$$E_t \left[\beta^\theta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{\theta(\rho-1)} R_{mt+1}^{\theta-1} R_{it+1} \right] = 1 \quad \text{for } i=1, 2, \dots, N \quad (25)$$

である¹⁴⁾。ただし、 R_m はマーケットポートフォリオの実質粗収益率であり、異時点間の代替の弾力性は $\sigma=1/(1-\rho)$ で、 $\theta=(1-\gamma)/\rho$ で γ は相対的リスク回避度にあたるパラメータである。これらの拡張

13) モデルの詳細な導出は、Ferson and Constantinides (1991)、邦語では、羽森・徳永 (1996) を参照。

14) モデルの詳細な導出は、Epstein and Zin (1989) を参照。

モデルは伝統的C-CAPMを特別な場合として含み、比較検討ができる形になっている。

これら2つのモデルを日本の資産市場への適用した先行研究は、消費の習慣形成と耐久性のモデルについては、羽森・徳永（1996）が消費データとして所得階層別データを用い、収益率として、東京証券取引所の規模別分類にもとづき大型株、中型株、小型株の指数を用いて1971年から1993年について分析をおこなっている。各所得階層別の分析では、主観的割引率は0.9968から0.9993の間で、相対的リスク回避度は、0.5969から1.6860の範囲で推定され、パラメータの理論制約を満たしている結果となっている。またJテストの結果もモデルを棄却しない結果となっている。谷川（1994）では、推定はおこなっていないが別の手法で習慣形成的であると仮定したときには、リスク回避度が41から42で、消費支出が耐久性をもつと仮定した場合は、リスク回避度が10から20前後でオイラー方程式を満たすようであると報告している。これらの結果を考慮すると、消費の習慣形成と耐久性のモデルにより、伝統的C-CAPMよりも説明力が増す可能性があることが示唆される。ただし、本稿のデータから個別資産について季節調整済み総消費データを用いて1980年代、1990年代と分けて実際にGMM推定をおこなってみたところ、 β 、 A はパラメータの理論制約を満たしていたが、株式では、どの期間においても b の値が約0.942と負値で推定され、耐久効果が習慣形成効果を上回ることを示唆しており、債券、CBに関しては操作変数を1期ラグをとったものは、どの期間においても負値で推定され、2期ラグをとったものは正値で推定され、操作変数に依存する結果となり、あまり良い結果は得られなかった。また A の推定量は-2.2462から2.2477間で得られたが、ほとんどの推定量は0に近く有意でなかった。次に、Kreps-Portus型選好モデルについては、羽森（1996）では、主観的割引率 β は0.995から0.997の間で推定され、 θ の推定量から γ を導いた結果は、2から2.5前後であることを述べている。また ρ の推定量から得られる、異時点間の代替の弾力性は4.367から10.753の間にあると報告している。さらにJテストの結果は操作変数の選択に依存せず、モデルを棄却しない結果となっており、伝統的C-CAPMを示す、 $\theta=1$ 検定では仮説が棄却され、Kreps-Portus型選好モデルでは説明力が増すことを示唆している。しかしながら、谷川（1994）では、標本期間を1971：1-1991：12とし、対前年同月比のデータを用いて分析をおこなっているが、パラメータの理論制約を満たさないものが多く、Jテストの結果はモデルを棄却する結果となっている。またH-J Bounds Testでは境界領域に入らず、モデルを棄却するものと考えられる。さらに、堀（1996）では標本期間を1980：1-1994：11として分析をおこなっているが、操作変数の選択により、パラメータの理論制約やJテストの結果が依存し、またH-J Bounds Testにおいても、このモデルの棄却を示唆し、Kreps-Portus型選好モデルの有効性に対して否定的な見解を示している。これらの結果を考慮するとKreps-Portus型選好モデルにおいても操作変数や、データの取り扱いによって結果が依存することが言え、実際に分析をおこなっていないので暫定的にしか言えないが、Kreps-Portus型選好モデルにおいても安定的に消費者行動を説明する実証が得られていないものと考えられる。

本稿では伝統的C-CAPMの展開として消費の習慣形成と耐久性のモデルとKreps-Portus型選好モデルを取り上げたが、これらのより一般化されたモデルでもC-CAPMの説明力が増すかは明確には言えない。また、推定期間、データの取り扱いにより異なる結果が得られている側面があり、まだ検討の余地があると考えられる。

4 おわりに

本稿では、C-CAPMの実証研究についてサーベイし、このモデルが、日本の消費者行動を説明できるのか1980年から2000年の比較的最近までのデータを用いて検証をおこなった。特に消費データの取り扱いを考慮し、伝統的C-CAPMについて分析をおこなっている。株式と国債、CBの3資産からなるオイラー方程式のGMM推定の結果では、1980年代には安定的な結果が得られなかったが、1990年代については、操作変数や消費データの取り扱いに依存せず、安定的な結果が得られ、伝統的C-CAPMが一定の説明力をもっている結論が得られた。しかしH-J Bounds TestにおいてGMM推定から得られたパラメータをもとに境界領域に入るか検討したが、得られたパラメータからは境界領域に入らず、モデルを棄却することを示唆していた。ただし、これらの分析では、消費データの取り扱いに結果が依存し、また操作変数の取り方によっても結果が異なる可能性があるので問題が残る。また、他の先行研究と比較分析しても消費データの取り扱いや操作変数の取り方に実証結果が依存することは明確であり、伝統的C-CAPMに対して安定的な実証をできていないのが現状であると考えられる。これらの点を考慮すると伝統的C-CAPMでは、消費者行動を十分に説明することができないのではないかとと言える。しかしその結果がただちに消費者の合理的行動を否定するものではなく、モデルの特定化の誤りではないかと考えられるので、C-CAPMの展開として、消費の習慣形成と耐久性とKreps-Portus型選好モデルの2つのモデルを取り上げ、過去の実証分析の結果をもとに考察してきた。それらのモデルでは、伝統的C-CAPMの効用関数が時間に対して加法分離的である仮定を緩め、伝統的C-CAPMを含む、一般化が図られている。しかし、これらの過去の実証分析をみても説明力のあるモデルを提示できていないと考えられる。本稿では実際に分析をおこなったわけではないので暫定的にしか言えないが、これらのモデルの一般化でも消費者行動を説明できないと考えられる。以上の点を考慮すると消費者の合理的行動を否定する結果となるが、本稿で取り上げた2つのモデル以外の伝統的C-CAPMを一般化したモデルが提示されている。例えば、Money-in-Utilityモデルや消費の習慣形成のみを考慮したHabit Formationモデル等があり、まだ検討の余地は残されている。また、分析手法に関しても、C-CAPMの理論的展開と共に展開されてきており、検討の余地は残され、今後の課題として考えられる。

また、消費データの取り扱いの問題のため、他の先行研究において異なる結論を導いていると言えるが、このような消費データの取り扱いの問題は、本稿で取り上げた季節調整の有無や耐久性の問題のほか、マクロの集計された消費データを用いて分析をおこなうことによる問題が指摘できる¹⁵⁾。例えば、株式を保有していない家計の消費行動もそのデータに含まれており、そのようなデータを用いた分析では、必ずしも資産市場の参加者の消費行動が反映されていない点である。これら消費データの問題を考慮し、Campbell (1993) は、C-CAPMから消費変数を除いたモデルを展開しており、このモデルを用いた日本の資産市場への適用も次の課題となるだろう。

15) この点については祝迫 (2001) で議論されている。

さらに本稿では暗黙の内にMarket Frictionが無いものとして分析をおこなってきた。例えば取引コストがかからない、借入れ制約がない、資産の空売りを認める、市場の完全競争、完備性等の仮定をおいている枠で議論を進めている。これらの点を考慮することで、よりモデルの実証分析として説明力のあるものになることが期待される。

以上の点を考慮すると、本稿の分析はまだ未解決の課題を残しているので暫定的にしか言えないが、現時点のところC-CAPMは消費者行動または、資産収益率を説明するモデルとして十分とは言えないように思える。

参 考 文 献

- [1] 池田昌幸 (2000) 『金融経済学の基礎』, 朝倉書店。
- [2] 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探って」, 『現代ファイナンス』, No.9, pp.3-39.
- [3] 羽森茂之・徳永俊史 (1996) 「消費における習慣形成と耐久性: 所得階層別データによる分析」, 橘木俊詔・筒井義郎 『日本の資産市場』, 日本評論社。
- [4] 谷川寧彦 (1994) 「消費データを用いた資産価格の実証分析」, 『岡山大学経済学会雑誌』, Vol.25, No.3, pp.315-332.
- [5] 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。
- [6] 福田祐一 (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, No.3, pp.221-229.
- [7] 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証」, 『大阪大学経済学』, Vol.45, No.3-4, pp.76-89.
- [8] 堀敬一 (2000) 「資産価格パズル」, 筒井義郎 『金融分析の最先端』, 東洋経済新報社。
- [9] 羽森茂之・北坂真一 (1995) 「6 消費資産価格モデルと日本の資産市場—規模別収益による分析」, 森棟公夫・刈谷武昭 『金融・証券投資戦略の新展開』, 東洋経済新報社。
- [10] Baba, N. (2000) “Exploring the Role of Money in Asset Pricing in Japan: Does Monetary Consideration Significantly Improve the Empirical Performance of C-CAPM ?”, *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol.18, pp.159-198.
- [11] Campbell, J.Y. (1993) “Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data”, *American Economic Review*, Vol.83, pp.487-512.
- [12] Campbell, J.Y. and A.W. Lo and A.C. MacKinaly (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- [13] Cochrane, J.H. and L.P. Hansen (1992) “Asset Pricing Explorations for Macroeconomics”, *NBER Macroeconomics Annual 1992*, pp.115-182.
- [14] Constantindes, G.M. (1990) “Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle”, *Journal of Political Economy*, Vol.98, pp.519-543.
- [15] Eichenbaum, M.S. and L.P. Hansen and K.J. Singleton (1990) “A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice Under Uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 103, pp.51-78.
- [16] 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*, Vol.99, pp.263-286.
- [17] Epstein, L.G. and S.E. Zin (1989) “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework”, *Econometrica*, Vol.57, No.4, pp.937-969.
- [18] Hamori, S. (1992a) “Test of C-CAPM for Japan: 1980-1988”, *Economics Letter*, Vol.38, pp.67-72.
- [19] Hamori, S. (1992b) “On the Structural Stability of Preference Parameters Obtained from Japanese Financial

- Market Data”, *Economics Letter*, Vol.40, pp.459-464.
- [20] Hansen, L.P. and K.J. Singleton (1982) “Generalized Instrumental Variable Moments Estimator of Non-linear Rational Expectation Models”, *Econometrica*, Vol.50, pp.1269-1286.
- [21] Hansen, L.P. and K.J. Singleton (1983) “Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Return”, *Journal of Political Economy*, Vol.91, pp.249-265.
- [22] Hansen, L.P. and R. Jagannathan (1991) “Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies”, *Journal of Political Economy*, Vol.99, pp.225-262.
- [23] Hansen, L.P. and R. Jagannathan (1997) “Assessing Specification Error in Stochastic Discount Factor Models”, *The Journal of Finance*, Vol.52, No.2, pp.557-590.
- [24] Hayashi, F. (2000) *Econometrics*, Princeton University Press.
- [25] Ingersoll, J.E. (1987) *Theory of Financial Decision Making*, Rowman & Littlefield.
- [26] Kreps, D.M. and E.L. Porteus (1978) “Temporal Resolution of Uncertainty and Dynamic Choice Theory”, *Econometrica*, Vol.46, No.1, pp.185-200.
- [27] Mehra, R and E.C. Prescott (1985) “The Equity Premium: A Puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 15, pp.145-161.
- [28] Nakano, K. and M. Saito (1998) “Asset Pricing in Japan”, *Journal of the Japanese and International Economies* Vol.12, pp.151-166.
- [29] Sargent, T.J. (1987) *Dynamic Macroeconomic Theory*, Harvard University Press.