

生保会社の契約者配当に基づく 資産価格決定の分析

—C-CAPM との比較—

大野早苗

1 はじめに

近年の投資家の機関化の進展により、機関投資家の行動が資産価格に与える影響に関心がもたれている。機関投資家の資金規模が拡大し、また他の投資家も機関投資家の動向に注目しながら運用を決定している現状を考えると、機関投資家の行動から資産価格決定を分析する必要がある。しかし、従来の研究では機関投資家の行動からの資産価格決定分析が十分に行われてきたとは思われない。

これまで、消費に基づいたCAPM (C-CAPM) が代表的な資産価格決定理論として用いられてきた。C-CAPM は消費者が貯蓄を株式などの価格変動リスクがある危険資産で運用し、その消費者の投資行動から資産価格決定を考えようとするものである。しかし、C-CAPM には二つの問題が考えられる。

まず第1点は、消費者の主な貯蓄手段は預金や保険などの機関投資家が供給する金融商品であることである。1993年時点の個人の金融資産保有残高に占める預貯金、保険、信託等の比率は約83%である。その金融商品の収益率である預金金利や契約者配当収益率の変動は危険資産収益率の変動よりも極めて小さい。消費者は異時点間の消費の配分を自らが保有する金融資産の収益率に依存して決定するが、観測される消費はほとんど変動していない。このことから、消費者は危険資産ではなく機関投資家から還元される金融商品の収益率に反応して消費の異時点間配分を決定していると思われる。さら

に、消費者の消費は賃金にも依存するため、消費の変動は金融資産の収益率のみでは説明できない。従って、危険資産の価格決定を考える場合には、消費者ではなく危険資産の運用に直接携わっている中心的な投資家である機関投資家を投資家として考えるべきである。

第2の問題点は、機関投資家は消費者の消費水準に注目して運用を行うのではないという点である。C-CAPMで機関投資家の投資行動を説明できるのは、機関投資家が消費者の代理人であり、機関投資家が消費者に代わって消費から得る効用の最大化を達成するよう運用を行う場合である。しかし、機関投資家は消費者の消費に関心を払うと考えるよりも、消費の原資の一部となる運用収益に注目しながらポートフォリオを決定すると考えるほうが自然である。

本稿では、機関投資家を危険資産市場における中心的な投資家と想定した場合の価格決定理論を提唱し、それがC-CAPMよりも資産価格決定理論として適切であるかどうかを検証する。ここでは特に、代表的な機関投資家である日本の生命保険会社を分析の対象とする。

本稿では以下の結論が得られた。生保会社の目的が契約者配当から得る異時点間効用の最大化であれば、資産価格は現在の契約者配当から得られる限界効用が金融資産へ運用しないことからの機会費用と等しくなるように運用することで決定される。ここで得られた最適化条件とC-CAPMから得られる最適化条件を検定した結果、契約者配当を用いたモデルのほうが説明力が高いことがわかった。よって、生保会社は消費ではなく契約者配当に注目しながら投資を行い、その結果資産価格が決まると考えられる。また、生保会社が危険中立者であるという仮説は棄却されたが、C-CAPMで測った危険回避度のほうが高い値を示し、C-CAPMでは投資家の危険回避度を過大評価してしまう可能性があることがわかった。

本稿の構成は次のようなものである。まず、第2節では、資産価格決定の代表的理論としてこれまで用いられてきたC-CAPMの問題点を指摘する。第3節では、生保会社の目的、その目的から導かれる最適行動とはどのよう

なものかを議論する。第4節では生保会社を投資家の対象と考える場合の理論モデルとして契約者配当金を用いた資産価格決定理論を提唱し、第5節ではそれとC-CAPMとを比較する。第6節でデータの説明を行ったあと、第7節では契約者配当金を用いた理論モデルとC-CAPMを用いて時間選好率と危険回避度を推定し、両者のモデルの説明力の比較を行う。第8節では本稿から得られた結論を述べる。

2 従来の資産価格決定理論

資産価格決定理論の先駆的なものとして、Markowitz (1952) や Sharpe (1966), Lintner (1965) によって提唱された静的なCAPM (Static Capital Asset Pricing Model : S-CAPM) がある (Giovannini & Weil, 1989)。しかしS-CAPMは一期間モデルであるため、将来の投資環境の変化が投資行動にどのような影響をもたらすかを分析することができない。¹⁾²⁾

Merton (1973) は、状態変数が確率変数である場合の個人の異時点間の最適化問題を考え、危険資産の保有動機にはS-CAPMで考えられる動機の他に投資機会が変化することによる消費の変動のヘッジという動機が加わることを指摘した。さらに、危険資産に対するリスク・プレミアムはマーケット・リスクと投資機会の望ましくない変化というリスクを補填するよう決定されると主張した。しかし、Mertonのモデルでは状態変数の数だけのベータが必要となり、実証分析への適用は困難である。そこで、Breedon (1979) はMertonの最適化問題をベースに、消費に基づくベータのみで表された資産価格決定モデル、いわゆるConsumption-based Capital Asset Pricing Model (C-CAPM) を提唱した。³⁾

しかし、C-CAPMの実証分析の結果はそれほどよくない。たとえば、Mehra&Prescott (1985) は、C-CAPMでは期待超過収益率が過大になってしまい、それを説明するには相対的危険回避度が著しく大きくなければならないと指摘している。また、Mankiw&Shapiro (1986) は、消費で測ったベータとマーケット・ポートフォリオで測ったベータを比較し、実証結果で

はC-CAPMよりもS-CAPMのほうがむしろ適切なモデルであると述べている。

一方、C-CAPMの改良も展開されている。たとえば、Dunn & Singleton (1986) や Eithenbann & Hansen (1990) は、耐久消費財と非耐久消費財の利子率に対する反応度の違いを指摘し、耐久消費財と非耐久消費財の2財モデルを用いることを提唱している。また、Mankiw&Zelders (1991) は、資産保有者の消費と資産非保有者との消費を区別して分析している。さらに、Epstein & Zin (1989, 1991), Giovannini & Weil (1989), Campbell (1992) は、消費の異時点間における代替性と危険回避度は本来異なる概念であるにもかかわらずこれらが一つのパラメーターによって表されている点を問題とし、二つを分離した効用関数に基づく最適化モデルを導出している。

しかし、上記の分析はあくまでも消費に基づいて資産価格決定が考えられている。資産価格の決定に大きな影響を与えると考えられる機関投資家は、運用収益を消費者に還元しなければならないという意味で消費者を意識しているとは言えるが、ポートフォリオを決定する際に、消費者の消費を考慮するとは考えにくい。機関投資家は運用収益を最大にすることで消費者に貢献できるのであれば、運用収益に関心を払えばよいことになる。

そこで、次節では代表的な機関投資家である生保会社の目的、および最適行動について議論する。

3 生保会社の最適な資産選択行動とは

生保会社は保険契約を結んだ保険契約者から徴収した保険料を金融資産へ投資するとともに、保険金支払いの必要が生じた際には保険契約者に対して保険金を支払う。日本の生保会社のほとんどは相互会社という形態をとるため、生保会社は収支相等の原則を達成するべく保険仲介業務を行い、保険契約者は生保会社の社員および出資者の役割を持つ。

ただし、保険料は基礎率に基づいて計算された保険金支払額の概算請求額

であるため、実際の保険金支払額が保険料収入を下回り剰余が発生すると考えられる。生保会社はその剰余を余分に徴収した出資金として、契約者配当という形で保険契約者に還元することになる。

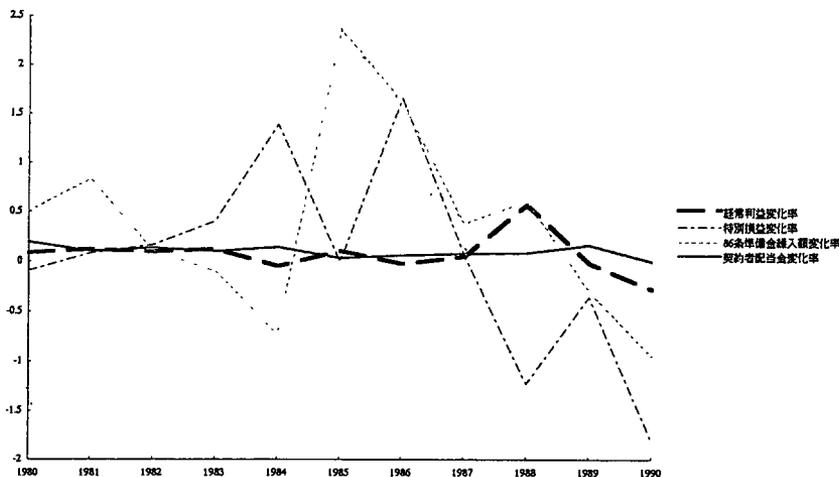
単純に言えば、保険料から保険金を差し引いたものが契約者配当であるため、保険契約者にとってはより低い保険料を支払うこととより多くの契約者配当金を受け取るとは同じである。しかし、保険料は基礎率で事前に決定されており、また保険事故の発生率は生保会社にとっては外生変数であるため保険金も所与となる。保険料と保険金が外生的である状況の下では、保険契約者はより高い契約者配当が還元されることを望み、生保会社はそれを実現することを目的として運用を行うと考えられる。⁴⁾ 生保会社の目的が契約者配当の最大化であることを前提に分析したものには小川(1995, 1996)、吉野・藤田(1995)がある。

実際、日本の民間生保会社は同業者同士もしくは簡保との間で配当競争を行っている。また、近年貯蓄性の保険商品のウェイトが高まっているため、生保会社は銀行・証券の金融商品の利回りと保険商品の契約者配当率とを競争させなければならない環境に直面している。

生保会社は剰余金から契約者配当を支払うが、仮に剰余金全額が今期に契約者配当として還元されれば、剰余金の変動がそのまま契約者配当の変動となる。しかし、生保会社が危険回避者であれば契約者配当の変動を回避しようとするはずである。すなわち、生保会社は剰余が増大した場合には剰余が減少する場合に備えてその一部を内部に蓄積しようとするであろう。

契約者配当は死差、費差、利差よりなる普通配当とキャピタル・ゲインよりなる特別配当の二つに分かれる。キャピタル・ゲインについては、保険業法第86条より、財産売却益から売却損を差し引いた額を86条準備金として積み立てなければならないが、特別配当に充当する分は積み立てを行う必要がない。すなわち、生保会社はキャピタル・ゲインを特別配当と86条準備金積立へどれだけ配分するかを選択することになる。86条準備金積立は生保会社にとって貯蓄となるが、生保会社は86条準備金を調整することで利

図1 契約者配当の平準化



子収入の変化に対する総契約者配当の反応度を小さくさせてきたと考えられる。小藤（1992）は日本の生保会社の配当率平準化現象について分析している。

図1は全生保会社の経常損益、特別損益、86条準備金繰入額、契約者配当金の対前年度成長率を表している。図1から、1) 経常損益の変動と特別損益の変動は逆向きになっている、2) 経常損益の変化率が低下する時期は86条準備金への繰入額がネットで減少する一方、経常損益の変化率が増加する時期は繰入額がネットで増加する、3) 契約者配当の変化率が極めて小さい、ことがわかる。以上より、経常収支の変動をキャピタル・ゲインで補填することで契約者配当額を平準化していることがわかる。

以上より、生保会社の合理的な行動とは契約者配当の支払額を平準化させながら異時点間にわたる効用を最大にする契約者配当を選択することではないかと思われる。したがって、以下では、生保会社が危険回避者であるかどうかを検証すると同時に、契約者配当からの効用最大化問題に基づく資産価

格決定モデルが適切であるかどうかを分析する。

4 モデル

ここでは次のような想定をする。生保会社は死亡保険商品のみを供給し、かつ、保険契約者の途中解約はないとする。すなわち、生保会社と保険契約を結んだ保険契約者は生存し続ける限り毎期保険料を支払い期末には配当を受け取る。そして死亡した場合には保険金を受け取る。ここでは簡単化のため死亡率はどの保険契約者も同じであり、かつ、死亡率には不確実性がないとする。さらに、事業費にも不確実性が存在しないものとする。

生保会社の収入項目は保険料と金融資産の売却収入であり、一方、支出項目は保険金、事業費、金融資産の新規購入代金である。その差額を契約者配当として保険契約者に支払う。ここでは N 個の金融資産へ投資しているものとする。このとき、生保会社の予算制約は次のようになる。

$$\sum_{i=1}^N Q_{i,t}(r_{i,t} + a_{i,t}) + p_b \sum_{\tau=1}^t (1-\delta)^{t-\tau} x_{\tau} = p_a \delta \sum_{\tau=1}^t (1-\delta)^{t-\tau} x_{\tau} + c \left(\sum_{\tau=1}^t (1-\delta)^{t-\tau} x_{\tau} \right) + d_t (1-\delta) \sum_{\tau=1}^t (1-\delta)^{t-\tau} x_{\tau} + \sum_{i=1}^N Q_{i,t+1} a_{i,t} \quad (1)$$

ここで $Q_{i,t}$ は第 i 番目 ($i \leq N$) の危険資産の売買高、 p_b は保険契約者一人当たりの営業保険料、 p_a は保険契約者一人当たりの保険金、 d_t は t 期の保険契約者一人当たりの契約者配当、 x_t は t 期に保険契約を結ぶ保険契約者数、 δ は死亡率、 $r_{i,t}$ は t 期における第 i 番目の危険資産のインカム収入、 $a_{i,t}$ は t 期における第 i 番目の危険資産の価格である。 $C(\cdot)$ は事業費関数で、ここでは保険契約者数の増加関数であるとする。

生保会社は配当から得る効用の現在割引価値の期待値

$$E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} U(D_s) \right] \quad (2)$$

を最大にすることを目的にする。ここで、 $U(\cdot)$ は生保会社の効用関数で、 $U' > 0$ 、 $U'' < 0$ が満たされているものと仮定する。 β は時間選好率である。 $E_t[\cdot]$ は t 時点において利用可能な情報に基づく条件付き期待値演算子であ

る。 D_t は t 期の期末時点で全保険契約者に対して支払う契約者配当の総額であり

$$D_t = d_t(1-\delta) \sum_{\tau=1}^t (1-\delta)^{t-\tau} x_\tau$$

で表される。

生保会社の最適化問題は、 t 期に得られる情報を用いて (1) 式の制約のもとで (2) 式を最大にするよう、 t 期の契約者配当と各資産への投資額、および新規保険加入者数を決定することになる。ここでは、効用関数も予算制約も全保険契約者ベースで表わしている。ここでは、すべての保険契約者は同一であるとしているので、代表的な保険契約者ベースで表わすのと全保険契約者ベースで表わすのは同じになる。ここでは、以下の実証分析におけるデータ処理の問題から全保険契約者ベースで表わすことにする。

ラグランジュ関数は次のように定義される。

$$L = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[U(D_s) + \lambda_s \left[\sum_{i=1}^N Q_{i,s} (r_{i,s} + a_{i,s}) + p_\beta \sum_{\tau=1}^s (1-\delta)^{s-\tau} x_\tau - p_a \delta \sum_{\tau=1}^s (1-\delta)^{s-\tau} x_\tau - c \left(\sum_{\tau=1}^s (1-\delta)^{s-\tau} x_\tau \right) - d_s (1-\delta) \sum_{\tau=1}^s (1-\delta)^{s-\tau} x_\tau - \sum_{i=1}^N Q_{i,s+1} a_{i,s} \right] \right] \quad (3)$$

(3) 式の一人当たりの契約者配当、第 i 番目の危険資産の売買高に関する一階の条件より、

$$U'(D_t) = E_t \left[\beta U'(D_{t+1}) \left(\frac{r_{i,t+1} + a_{i,t+1}}{q_{i,t}} \right) \right] \quad (4. a)$$

もしくは、

$$E_t \left[\left(\frac{\beta U'(D_{t+1})}{U'(D_t)} \right) \left(\frac{r_{i,t+1} + a_{i,t+1}}{q_{i,t}} \right) - 1 \right] = 0 \quad (4. b)$$

が得られる。(4. a) 式では、 t 時点で契約者配当を支払って得る効用と、それを $t+1$ 時点まで運用していれば $t+1$ 時点で得られたであろう効用の現在割引価値が等しくなっており、生保会社の最適行動は (4. a) 式が成立するように異時点間の契約者配当の配分を決定することであると言える。そして、(4. a) 式で表される投資行動から、資産価格が決定されると考えられる。資

産価格の決定式を得るために(4.a)式を $q_{i,t}$ を求める式に直し、整理すると、

$$q_{i,t} = E_t \left[\sum_{\kappa=1}^{\infty} \beta^{\kappa} \left(\frac{U'(D_{t+\kappa})}{U'(D_t)} \right) r_{i,t+\kappa} \right] \quad (5)$$

が得られる。(5)式から、第*i*番目の危険資産価格は将来のインカム収入の現在割引価値となるが、割引率は契約者配当の異時点間の限界代替率であることがわかる。インカム収入は契約者配当の一部なので、 $t+\kappa$ 時点のインカム収入が高ければ $t+\kappa$ 時点の契約者配当も高くなる。また、限界効用の逓減性より契約者配当が増加すれば割引率は低下する。すなわち、高インカム収入が期待される場合には低い割引率が付与され、低インカム収入が期待される場合には高い割引率が付与される。したがって、高インカム収入が期待される資産であれば必ず価格が高くなるわけではなく、それは効用関数に依存する。たとえば、効用関数が線形であれば異時点間の限界代替率は1なのでインカム収入への期待がそのまま資産価格に反映される。一方、効用関数がCRRA型であれば、危険回避度が高いほどインカム収入が高いと期待されるときに異時点間の限界代替率は小さくなり、高インカム収入が期待される資産の価格は低くなる。

最後に、(3)式の保険契約者数に関する一階の条件より

$$p_p = p_a \delta + c' \quad (6)$$

が得られる。すなわち、限界的な保険料は限界的な保険金と限界費用の総和として決定される。ここでは死亡率と事業費に不確実性が存在しないと仮定しているため、事業費関数が線形であれば死差と費差に関して収支相等が成立し、事業費関数が非線形であれば死差については収支相等が成立する一方費差には損益が生じることになる。

5 C-CAPM との比較

本節では、資産価格決定モデルとして生保会社の最適化モデルとC-CAPMのどちらが望ましいかを検討するために、双方のモデルから得られ

る最適化条件を比較する。

C-CAPM から導出される最適化条件は Lucas (1982), Mark (1985) などによって示されている。消費者は予算制約のもとで消費から得る効用の現在割引価値を最大にするように消費を決定する。このとき、消費者の最適化条件は、

$$E_t \left[\left(\frac{\beta_c U'_c(C_{t+1})}{U'_c(C_t)} \right) \left(\frac{r_{k,t+1} + q_{k,t+1}}{q_{k,t}} \right) - 1 \right] = 0 \quad (7)$$

で示される。ここで、 $U_c(\cdot)$ は消費者の効用関数、 C_t は t 期における消費者の消費量、 β_c は消費者の時間選好率を表す。

後節で二つのモデルを検定するために効用関数を特定化する必要がある。生保会社、消費者とも危険中立者、危険回避者のどちらかであると考えられるので、ここでは両者の効用関数は CRRA 型で表されるとする。したがって、(4. b) 式および (7) 式は、

$$E_t \left[\beta \left(\frac{D_{t+1}}{D_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{q_{k,t+1} + r_{k,t+1}}{q_{k,t}} \right) - 1 \right] = 0 \quad (8. a)$$

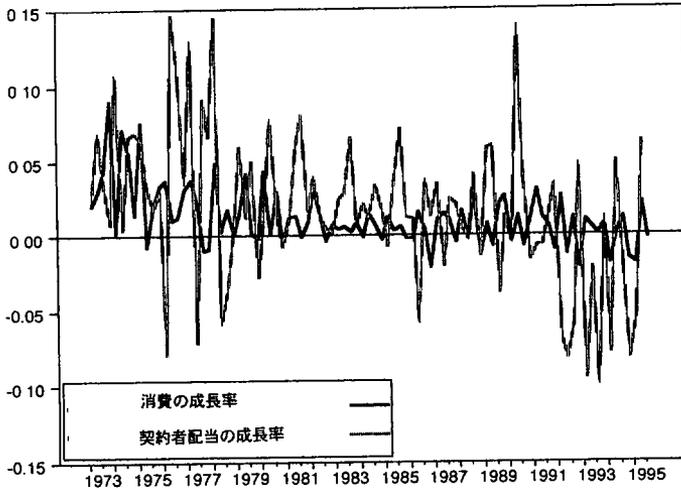
$$E_t \left[\beta_c \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma_c} \left(\frac{q_{k,t+1} + r_{k,t+1}}{q_{k,t}} \right) - 1 \right] = 0 \quad (8. b)$$

となる。 γ は生保会社の相対的危険回避度、 γ_c は消費者の相対的危険回避度であり、 $\gamma \geq 0$, $\gamma_c \geq 0$ と仮定する。相対的危険回避度の逆数は異時点間の代替弾力性であるので、危険回避度が高いほど契約者配当金もしくは消費を異時点間で平準化したいと望んでいることになる。

(8. a) 式を (8. b) 式と比較すると、消費の成長率が契約者配当の成長率よりも小さければ、(8. b) 式から得られる相対的危険回避度は (8. a) より得られる相対的危険回避度よりも高くなることがわかる。もし、資産価格決定モデルとして C-CAPM よりも契約者配当を用いたモデルのほうが望ましいとすると、C-CAPM で相対的危険回避度を推定すれば生保会社が過度に危険回避的な投資家であると結論づけてしまう可能性がある。

生保会社は危険資産へ運用し契約者配当を支払う一方、消費者は契約者配

図2 消費と契約者配当の成長率の比較



当の収益率を見ながら異時点間の消費配分を決定する。ただし、消費者が受け取る契約者配当は生保会社によってすでに平準化されている。危険回避度は収益率の変化に対する異時点間での支出の反応度で測られるので、仮に消費者と生保会社の危険回避度に違いがなくても、契約者配当の収益率の変化のほうが危険資産の収益率の変化よりも小さければ消費のほうが契約者配当よりも異時点間の変動が小さくなる。図2は季節調整済みの契約者配当金と消費の成長率を比較したものであるが、消費の成長率が契約者配当金の成長率と比較して極めて小さいことがわかる。したがって、消費と危険資産の収益率を用いて危険回避度を測ると危険回避度が過大になってしまう。

以下では、契約者配当を用いたモデルとC-CAPMのどちらが望ましいかを検討するため、Generalized Method of Moments (GMM)を用いて(8. a)式および(8. b)式のオイラー方程式の検定を行う。また、生保会社の選好パラメーターの推定を行い生保会社が危険回避者であるかどうかをチェックするが、その際、C-CAPMで推定される危険回避度が過大評価されて

いるかどうかを確かめる。

6 データ

データは四半期データを採用した。対象資産は東証株価指数、日本国債、事業債、コール・レートとした。契約者配当金、消費および各資産収益率には季節調整を行っている。契約者配当金および消費の変動には平準化によるもの以外の季節的な要因も含まれている可能性があるため、それらの変数にも季節調整を行った。

契約者配当金のデータは、生命保険協会が発行している「季刊生命保険事業統計」の主要収支状況から入手した。また、消費データは総務庁が行っている家計調査報告の全世帯の消費支出データを用いた。株式収益率は東京証券取引所の東証統計月報に掲載されている東証株価指数と平均利回りを用いて株式総合利回りを計算した。日本国債、事業債については東京証券取引所調べの流通利回りを用いた。また、コール・レートについては日本銀行の経済統計月報に掲載されている有担保翌日物を用いた。

7 実証分析

本節では、(8. a) 式および (8. b) 式の推定および検定を行うために GMM

表1 単位根テスト

推定期間 1972 年代 1 四半期 - 1994 年代 4 四半期

	ラグ次数	検定統計量
契約者配当成長率	1	-55.1903***
消費成長率	2	-15.2629**
コールレート収益率	4	-30.7348***
日本国債収益率	3	-11.5281*
日本事業債収益率	4	-15.3282**
日本株式収益率	2	-11.5592*

* 10% 有意水準で帰無仮説を棄却

** 5% 有意水準で帰無仮説を棄却

*** 1% 有意水準で帰無仮説を棄却

を用いる。ただし、GMMを行うためにはすべての変数が定常性を満たす必要がある。したがって、GMMを行う前にまず配当及び消費支出の成長率と各資産の収益率について単位根検定を行った。ここではDickey-Fullerの単位根検定を採用している。

表1は単位根検定の結果である。ラグ次数はSchwarzの基準を用いて決定した。検定統計量の値からわかるように、いずれの変数についても単位根があるという帰無仮説は棄却された。

つぎにGMMテストを行う。まず、本稿の実証分析で用いられるGMMを簡単に説明する。分析手法はHansen(1982), Hansen & Singleton(1982)に基づいている。まず、(8.a)式において、

$$\varepsilon_{t+1}(\theta) = \beta \left(\frac{D_{t+1}}{D_t} \right) \left(\frac{q_{i,t+1} + r_{i,t+1}}{q_{i,t}} \right) - 1 \quad (9)$$

とみなすと、(8.a)式は、

$$E_t[\varepsilon_{t+1}(\theta)] = 0 \quad (10)$$

と表される。これは合理的期待仮説となり、(10)式は t 期の情報集合に含まれる変数と $\varepsilon_{t+1}(\theta)$ が無相関であることを意味する。ここで、 $\varepsilon_{t+1}(\theta)$ は n 要素よりなるベクトルであり、 θ はパラメーター・ベクトルとする。(10)式が成立するならば、 t 時点の情報集合から r 個の操作変数 Z_t を取り出して、

$$f(\varepsilon_{t+1}, Z_t, \theta) = \varepsilon_{t+1}(\theta) \otimes Z_t \quad \otimes \text{はクロネッカー積} \quad (11)$$

と定義した場合、直行条件

$$g(\theta) = E[f(\varepsilon_{t+1}, Z_t, \theta)] = 0 \quad (12)$$

が成立することになる。ここで、 $E[\] = 0$ は無条件期待値演算子を表す。したがって、(8.a)式で示されるモデルが正しければ、標本数 T が大きくなるにつれて、

$$g_T(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f(\varepsilon_{t+1}, Z_t, \theta) \quad (13)$$

はゼロへ近づくことになる。

しかし、直行条件は nr 個存在する一方、推定すべきパラメーターは2つ

である。 nr 個の直行条件は互いに独立なので、 $nr > 2$ の場合には推定値を一意に特定することができない。そこで、Hansen (1982) は、distance function

$$J_T(\theta) = g_T(\theta)' W_T g_T(\theta) \quad W_T \text{ は } nr \times nr \text{ の正値定符号行列} \quad (14)$$

を提示し、 nr 個の直行条件がゼロであるという制約のもとで (14) 式を最小にするパラメーター $\bar{\theta}$ が GMM 推定値であることを示した。また、Hansen はモデルが正しく特定化されているもとは、統計量 $\chi = T J_T(\bar{\theta})$ が自由度 $nr - 2$ のカイ自乗分布に従い、 χ が小さいほど誤差項と操作変数が無相関となり、モデルが正しく特定化されていることになるとしている。

以下では、上記の手法に基づいてパラメーターを推定し、検定統計量 χ の値でモデルのあてはまりの良さを判断する。推定期間は 1972 年第 1 四半期から 1994 年第 4 四半期までである。なお、操作変数は (8. a) 式および (8. b) 式で期待を形成する時点において利用可能であり、かつ予測に重要であると思われる変数を選択することが適切であると思われることから、(8. a) 式および (8. b) 式で用いられている変数の過去の値を操作変数とした。また操作変数には定数項も含まれている。以下では、ラグ次数を 1 から 3 まで変化させた 3 つのケースについて分析している。

パラメーターは、 $0 < \beta < 1, \gamma \geq 0$ を満たす必要がある。ただし成長経済においては時間選好率が 1 を越える場合もあり得るので、ここでは符号条件を $0 < \beta$ と考えた。

(8. a) 式、(8. b) 式の推定および検定の結果が表 2 に示してある。ここで、日本国債、日本事業債、日本株式の項目はこれらの収益率を用いた単独のオイラー方程式を推定している。国内資産はコール・レート、国債、事業債、株式の四本のオイラー方程式を用いて多変量 GMM 推定を行っている。NLAG は操作変数のラグ数であり、t-value は t 値を示す。chi 2 は検定統計量 χ であり、p-value はカイ二乗分布から得られる値がモデルが正しいという仮説のもとで得られる値よりも大きくなる確率を表す。DF は over-identification の数、すなわち、直行条件の数からパラメーター数を引いた

表2 GMM テスト

推定期間 1972年第1四半期—1994年第4四半期

	NLAG=1		時間選好率 t-value		危険回避度 t-value		chi 2	p-value	DF
1	日本国債	契約者配当	0.9992	2024.0061	0.0480	1.7750	0.0464	0.8294	1
		消費	0.9999	1063.2337	0.1252	1.6210	0.0764	0.7823	1
2	日本事業債	契約者配当	0.9854	812.7304	0.1830	3.9533	1.0758	0.2996	1
		消費	0.9876	835.7713	0.4042	4.1797	2.3390	0.1262	1
3	日本株式	契約者配当	1.0050	321.6725	0.3763	3.1540	0.0341	0.8534	1
		消費	1.0192	71.0968	1.7176	1.3771	0.1595	0.6896	1
4	国内資産	契約者配当	0.9941	1932.7467	0.0949	5.2100	85.6392	0.0000	22
		消費	0.9955	1291.7111	0.3694	6.1992	85.6107	0.0000	22
NLAG=2									
5	日本国債	契約者配当	0.9986	7149.8929	0.0139	2.2181	14.1753	0.0027	3
		消費	0.9986	6864.4105	0.0219	1.8127	21.1423	0.0001	3
6	日本事業債	契約者配当	0.9851	921.6450	0.1661	4.2553	2.3704	0.4992	3
		消費	0.9876	814.5307	0.4163	4.2593	2.8714	0.4119	3
7	日本株式	契約者配当	1.0035	447.9694	0.2757	3.2524	10.3779	0.1561	3
		消費	1.0039	421.2010	0.4221	2.0556	17.9921	0.0004	3
8	国内資産	契約者配当	0.9929	2549.5708	0.0884	6.6053	85.7313	0.0001	42
		消費	0.9945	1711.1219	0.3259	7.5148	85.6822	0.0001	42
NLAG=3									
9	日本国債	契約者配当	0.9986	7314.0623	0.0141	2.2908	14.4462	0.0130	5
		消費	0.9983	20187.1292	0.0047	1.5215	24.7264	0.0002	5
10	日本事業債	契約者配当	0.9848	1073.8974	0.1525	4.5957	4.0060	0.5486	5
		消費	0.9864	1029.3979	0.3423	4.5156	11.3528	0.0448	5
11	日本株式	契約者配当	1.0031	504.9018	0.2552	3.4827	11.7426	0.0385	5
		消費	1.0007	805.2474	0.1756	1.9686	27.8872	0.0000	5
12	国内資産	契約者配当	0.9928	3238.3815	0.1029	9.9396	85.8637	0.0241	62
		消費	0.9939	3276.6381	0.2290	12.2401	85.8764	0.0241	62

国内資産：日本国債，日本事業債，日本株式，コール・レート

ものである。DF が大きいほどより多くの制約を課して検定が行われることになり、DF が大きくてもモデルが棄却されない場合はそのモデルの説明力が高いということになる。

GMM テストの結果は表2に示されている。表2をみると、時間選好率は安定的に1の前後の値をとっており、 t 値も非常に高い。また、相対的危険

回避度は概して有意であることから、生保会社が危険中立的であるという仮説は棄却される。

次に Hansen (1982) が提唱した検定統計量 χ を判断指標としてモデルの適合性をチェックする。ここでは、1) 双方のモデルが採択される場合、2) 一方のモデルが採択され他方のモデルが棄却される場合、の二つに焦点を当てる。

χ^2 をみると、1, 2, 3, 6 のケースが 1) になり、7, 9, 10, 11 のケースが 2) になる。7, 9, 11 のケースでは 1% の有意水準で (8. b) 式が棄却される一方 (8. a) 式が採択され、10 のケースでは 5% の有意水準で (8. b) 式が棄却され (8. a) 式が採択されている。ここから、操作変数のラグ数が小さい場合は 1) の場合になる傾向があるが、2) の場合はラグ数の大きい GMM テストに多く見られることがわかる。すなわち、制約が多くなると C-CAPM は棄却されるが、契約者配当を用いたモデルは制約を増やしても棄却されなかった。このことから、契約者配当を用いたモデルのほうが C-CAPM よりも説明力が高いと言える。

1) の場合になったケースの危険回避度の推定値を見ると、C-CAPM から得られる推定値のほうが契約者配当を用いたモデルのものよりも高い値を示している。したがって、従来の分析で C-CAPM が棄却されなかったとしても、危険回避度が真の値よりも過大であった可能性がある。

以上、C-CAPM と契約者配当を用いたモデルを比較した結果、危険資産の価格決定モデルとしては前者よりも後者のモデルのほうが適切であることがわかった。また、これまで代表的な資産価格決定モデルとして考えられてきた C-CAPM では、投資家の危険回避度を過大評価してしまう傾向があることもここで明らかにされた。

8 結論

近年では機関投資家が資産市場の中心的な投資家であるという現状を C-CAPM は適切に描写していないため、本稿では日本の機関投資家の代表で

ある生保会社を対象とした資産価格決定モデルを提唱した。

本稿で得られた結論は以下のものである。

生保会社の最適行動より危険資産価格が決定されるが、価格決定モデルとしてC-CAPMと契約者配当を用いたモデルのどちらが適切かを検証するために、二つのモデルから導かれたオイラー方程式をGMMを用いて推定および検定を行った。

その結果、C-CAPMよりも契約者配当を用いたモデルのほうが説明力が高いとの結論が得られた。したがって、生保会社は保険契約者のことを考えて運用を行うとしても、保険契約者の消費ではなく保険契約者に還元する契約者配当に注目しながら行動し、その結果、資産価格が決定されると考えられる。また、C-CAPMで生保会社の危険回避度を測定すると危険回避度を過大評価してしまう可能性があることがわかった。

本稿では代表的な機関投資家である生保会社を対象として資産価格決定理論を提唱したが、危険資産の運用に携わっているのは生保会社のみではない。他の機関投資家も生保会社と同様、顧客に還元する運用収益の最大化を目的として行動していると考えられるが、生保会社のように顧客にリスクを転嫁できない機関投資家とリスクを転嫁できる機関投資家では運用収益の平準化の程度は異なる可能性がある。機関投資家の対象にリスク転嫁が可能である機関投資家を加えるとモデルの説明力がどれだけ上がるかをチェックし、リスク転嫁の相違が与える価格への影響度を見ることもできよう。このような意味で、他の機関投資家も含めてモデル検証を行う必要がある。

これまで、危険回避度の構造変化テストなど、C-CAPMを用いた様々な分析がなされてきた。しかし、C-CAPMよりも契約者配当を用いたモデルのほうが適切であることが本稿で示されたため、従来の分析では間違った結論を導いていた可能性がある。たとえば、Nakamura(1995)は、為替レートをを用いて外債投資を行う投資家の危険回避度の構造変化をテストし、1973年から1991年までの間では構造変化は見られないとの結論を導いている。しかし、消費は危険資産価格の変動に反応するものでなければ、仮に機

関投資家の危険回避度に構造変化があったとしても消費では構造変化が見られない可能性がある。したがって、本稿で提唱した契約者配当を用いたモデルで構造変化テストを行い、再検討してみる必要がある。

さらに、ソルベンシー・マージン規制、資産運用規制など、制度上の制約が生保会社の運用行動に与えた影響にも注目する必要がある。したがって、制度上の制約のもとでの生保会社の最適化問題を検討することも今後の課題といえる。

本稿の作成に際し、小川英治一橋大学助教授、三隅隆司一橋大学助教授よりご指導を頂いたことに対し厚くお礼を申し上げたい。また、小川ゼミのゼミ生より有益なコメントを頂いたことを深く感謝する。

参考文献

- Blanchard O. J. & S. Fischer, (1990), "Lectures on Macroeconomics", The MIT Press
- Breeden D. T., (1979), "An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities", *Journal of Financial Economics* 7, pp. 265-96
- Breeden D. T., M. R. Gibbons & R. H. Litzenberger, (1989), "Empirical tests of the consumption-oriented CAPM", *The Journal of Finance* Vol. 44 No. 2 pp. 231-62
- Campbell J. Y., (1992), "Intertemporal asset pricing without consumption data", NBER Working Paper No. 3989
- Dunn K. B. & K. J. Singleton, (1986), "Modeling the term structure of interest rates under non-separable utility and durability of goods", *Journal of Financial Economics* 17 pp. 27-55
- Eichenbaum M. & L. P. Hansen, (1990), "Estimating models with intertemporal substitution using aggregate time series data", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, No. 1, pp. 53-69
- Epstein L. & S. Zin, (1989), "Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework", *Econometrica* 57, pp. 937-69
- Epstein L. & S. Zin, (1989), "Substitution, risk aversion, and the temporal be-

- havior of consumption and asset returns : An empirical analysis", *Journal of Political Economy* 99, pp. 263-86
- Fama E., (1970), "Multiperiod consumption-investment decisions", *American Economic Review* 60, pp. 163-74
- Fukuta Y & H. Osano, (1995), "Asset investment decisions of Japanese life insurance companies under solvency and dividend payment regulations", *mineo*
- Giovannini A. & P. Weil, (1989), "Risk aversion and intertemporal substitution in the capital asset pricing model", *NBER Working Paper No. 2824*
- Grossman S. J., A. Melino & R. J. Shiller, (1987), "Estimating the continuous-time consumption-based asset-pricing model", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 5, No. 3, pp. 315-27
- Hamilton J. D., (1994), "Generalized method of moments" in the *Time Series Analysis*, Princeton University Press
- Hansen L. P., (1982), "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, Vol. 50 No. 4 pp. 1029-54
- Hansen L. P. & K. J. Singleton, (1982), "Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models", *Econometrica* Vol. 50 No. 5 pp. 1269-86
- Jensen M. C., (1972), "Capital markets : Theory and evidence", *Bell Journal of Economics and Management Science* 3, pp. 357-98
- Lucas R. E., (1982), "Interest rates and currency prices in a two-country world" *Journal of Monetary Economics* 10, pp. 335-59
- Mankiw N. G & M. D. Shapiro, (1986), "Risk and return : Consumption beta versus market beta", *The Review of Economics and Statistics* 68, pp. 452-59
- Mankiw N. G & S. P. Zeldes, (1991), "The consumption of stockholders and non-stockholders", *Journal of Financial Economics* 29, pp. 97-112
- Mark N. C., (1985), "On time varying risk premia in the foreign exchange market : An econometric analysis", *Journal of Monetary Economics* 16, pp. 3-18
- Merton R. C., (1973), "An intertemporal capital asset pricing model" *Econometrica* 41, pp. 867-88
- Mehra R. & E. C. Prescott, (1985), "The equity premium", *Journal of Money*

tary Economics 15, pp. 145-61

Nakamura H. (1994), "Testing the structural stability of risk aversion parameter in the foreign exchange market", mineo

小川英治 (1995), 「簡保・民保の資産運用行動特性と商品性に関する分析」 mineo

小川英治 (1996), 「生命保険会社の配当の期待効用最大化と資産運用行動」 文献論集第 116 号

小藤康夫 (1993), 「生保会社の資産運用と配当率平準化現象」 文研論集 99 号 pp. 209-30

生命保険新実務講座編集委員会・生命保険文化研究所編 (1991) 「生命保険新実務講座 6: 経理および数理」 有斐閣

吉野直行・藤田康範 (1995), 「生命保険市場における民間生保と簡保が経済厚生に与える効果」 金融学会春季大会 (早稲田大学)

- 1) S-CAPM の批判については Jensen (1972) を参照。
- 2) Fama (1970) は個人の選好と将来の投資機会集合が時間を通じて一定であると考えられる場合には、異時点間における最適化問題は一期間の効用最大化問題と同じになると述べている。
- 3) その他、C-CAPM には、Lucas (1982), Mark (1985) などがある。
- 4) ただ、保険サービスの供給は対数の法則に依存し、より多くの保険契約者と保険契約を結ぶことで成り立つ構造になっている。実際、日本の生保会社は保険商品の大量販売を実現すべく大規模な販売網を構築してきた。日本の生保会社が規模の最大化を目指していると言われる理由の一つにはこのような生保会社の構造的要因が背景にあると思われる。しかし、多数の生保会社が生保市場で競争するもとは、保険契約者に貢献しようとする生保会社はそもそも大数の法則に基づく保険サービスの生産ができないはずである。ただし、生保会社との間に利害関係を持つのは保険契約者のみではない。保険契約者以外のためにも生保会社が行動しているのであれば、契約者配当最大化は必ずしも成立しない。生保会社の目的が契約者配当の最大化にあるのか、それとも規模の最大化にあるのかについては本稿の分析の範疇を越えるテーマである。

(一橋大学大学院博士課程)