

# サプライ・サイド情報を利用した消費に基づく資本資産価格モデルの推計

北村行伸 / 藤木 裕

## 要 旨

本稿では一般均衡分析の枠組みに則り、実質資産収益率の代理変数として資本の限界生産性を用いて、消費に基づく資本資産価格モデル(C-CAPM)をテストした。資本の限界生産性を実質資産収益率の代理変数として用いるに当たっては、生産の資本に関する弾力性が資本分配率と等しくなる、という関係を用いることによって、生産関数の特定化に伴う資本の限界生産性の推計誤差に配慮したほか、公的資本の存在に伴う資本の限界生産性の推計値への影響を考慮した上で分析を行った。本稿の主要な結論は以下の2点である。第一に、実質資産収益率として民間資本のみで考慮した資本の限界生産性を用いるか、または公的資本を含む資本の限界生産性ないし金融債事後的実質金利を用いるかで主観的割引率の推計値はかなり変動する。第二に、これまでの一般化積率法(Generalized Method of Moments)による推計では相対的危険回避度一定の効用関数から理論的に見て妥当な相対的危険回避度の値を得ることは困難とされてきたが、資本の限界生産性を用いた場合、妥当な正の値をとるパラメータが得られている。

キーワード：C-CAPM、資産価格

本稿の作成に当たっては、羽森茂之(神戸大学)、小川一夫(大阪大学)、斉藤誠(京都大学)の各氏からとりわけ貴重なコメントを頂いた。檀誠彦氏(日本経済研究センター[本稿執筆当時])からは公的資本データの提供を受けた。堀敬一(立命館大学)、福田佑一(神戸大学)の各氏からも有益なコメントを頂いた。ただし、本稿で示されている意見およびありうべき誤りは筆者に属するものである。

北村行伸 慶應義塾大学商学部 (E-Mail: kitamura@fbc.keio.ac.jp)  
藤木 裕 京都大学経済研究所 (E-Mail: fujiki@kier.kyoto-u.ac.jp)

## 1. はじめに

本稿は、フィッシャー方程式の成立を仮定せずに消費に基づく資本資産価格モデル(C-CAPM)を推計し、これがわが国データと整合的であるか否かをテストすることを意図するものである。

C-CAPMは代表的家計の動学的行動から得られた最適化条件に基づき資産収益率の変動を分析しようとするもので、マクロ経済学と伝統的なファイナンス理論との間の懸け橋となるものである。動学的モデルにおいては、異時点間の消費経路は資産の実質収益率、家計が今期1単位の消費に対して来期の1単位の消費の価値をどの程度割引いて評価するか、家計が各期毎の消費水準を変動させることに対して、どの程度積極的か、という要因によって決定される。特に、C-CAPMでは市場で与えられる実質資産収益率と、家計が今期の消費と来期の消費を交換することに対する主観的評価が均衡においては一致する、という家計消費を最適化するための条件を用いて、家計の効用関数の形状を推計することが中心的な分析手法となっている。1970年代までのマクロ経済学が実際に観測される消費と所得のデータから見かけ上の関係を推計してマクロの消費関数を計測してきたのに対し、C-CAPMの計量分析では、ルーカス批判に耐え得る、根源的なパラメータである消費者の効用関数の形状を計測することを通じて消費者の行動原理を明らかにするものである。C-CAPMは欧米のマクロ経済学、ファイナンスでは標準的理論となりつつあるのに対し、わが国においては羽森[1996]が研究書として刊行されてはいるものの、あまり一般化していない。

C-CAPMは実質資産収益率が利用可能であれば、経済のサプライサイドの定式化にかかわらず成立する関係であり、フィッシャー方程式の成立を前提とすれば、サプライサイドの情報は不要である。このため、C-CAPMを分析する際には、フィッシャー方程式の成立を仮定した上で、実質資産収益率の代理変数として金融資産の事後的収益率が用いられてきた。ところが、フィッシャー方程式の成立は必ずしもデータによって支持されているとは言えず、これ自体一つの仮説にすぎない。そこで、本稿ではフィッシャー方程式を仮定することに代えて、一般均衡分析の枠組みに則り、実質資産収益率の代理変数として資本の限界生産性を用いて、C-CAPMをテストした。

資本の限界生産性を実質資産収益率の代理変数として用いる場合、生産関数の特定化、ないし資本ストックの計測に誤りがあれば、実質資産収益率の推計値の信頼性に悪影響が及ぶ可能性がある。本稿では、第一の問題点については生産の資本に関する弾力性が資本分配率と等しくなる、という関係を用いることによって、生産関数の特定化に伴う資本の限界生産性の推計誤差を小さくすることを試みた。また、第二の問題点については、公的資本の存在に伴う資本の限界生産性の推計値への影響を考慮した上で分析を行った。

こうした方法でC-CAPMを推計することにより、本稿では従来の研究で得られている効用関数のパラメータ(主観的割引率、相対的危険回避度)の推計値と大きく

異なる推計結果が得られた。

以下、第2節では新古典派経済成長理論で議論されている消費と資本ストックのダイナミック・システムを紹介し、消費に関するオイラー方程式を導くことによって、資本の限界生産性、減価償却率、時間選好率、限界効用の弾力性（あるいは相対的危険回避度）、実質消費伸び率の関係を明らかにする。第3節では消費のオイラー方程式を実証的に推計する。それに先だって、資本の限界生産性、減価償却率、実質消費伸び率を変数として計算し、それを基に、時間選好率と限界効用弾力性（相対的危険回避度）をパラメータとして推計する。第4節は実証結果をさまざまな側面から評価する。第5節では本稿の主な結果をまとめ、残された問題を指摘する。

本稿の主要な結論は以下の2点である。第一に、実質資産収益率として民間資本のみで考慮した資本の限界生産性を用いるか、または公的資本を含む資本の限界生産性ないし金融債事後的実質金利を用いるかで主観的割引率の推計値はかなり変動する。第二に、これまでの一般化積率法（Generalized Method of Moments、略してGMM）による推計では相対的危険回避度一定の効用関数から理論的に見て妥当な相対的危険回避度の値を得ることは困難とされてきたが、資本の限界生産性を用いた場合、妥当な正の値をとるパラメータが得られている。

## 2. C-CAPM

以下本節ではC-CAPMの概要を説明し、次にC-CAPMを実証することにまつわる諸問題を、データを用いながら検証する。

Hansen and Singleton [1982] の分析以来脚光を浴びているC-CAPMは次のように要約できる。いま、家計が今期から将来にかけての期待効用の割引現在価値が最大となるように消費と総資産保有の流列  $\{ c_t, A_{t+1} \}$  を選択しているとする。離散形で表現すると、家計は目的関数（1）式を（2）式の下で最大化しているとする。

$$E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \right\} \quad (1)$$

$$A_{t+1} = (1 + r_t)(A_t + e_t - c_t) \quad (2)$$

ただし、 $\rho$  は主観的割引率（ $\rho$  を時間選好率とすると、 $\beta = 1 / (1 + \rho)$ ）と定義でき、 $0 < \beta < 1$ となる）、 $c_t$  =実質消費、 $e_t$  =労働所得、 $A_t$  =総資産、 $r_t$  =実質資産収益率である。いま、効用関数は相対的危険回避度（ $\gamma$ ）一定の（3）式であると仮定する<sup>1</sup>。

1（3）式の定式化を利用するのは、相対的危険回避度は消費の単位に依存しないので、国際比較が容易となるほか、集計問題も回避できる利点があるためである。

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (3)$$

この場合、上記の問題の最適解は次の(4)式のオイラー方程式を満たす。

$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (1+r_t) - 1 \right] = 0 \quad (4)$$

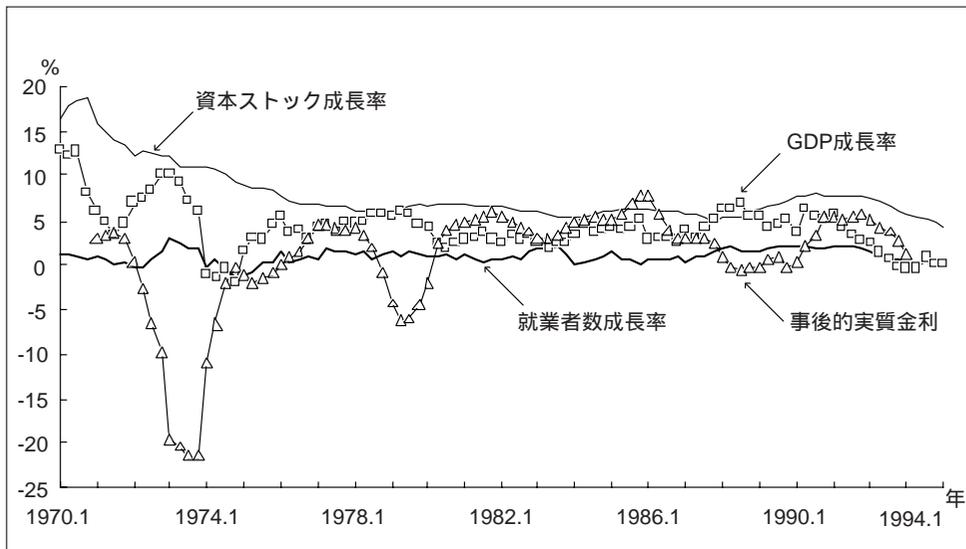
(4)式は経済がパレート最適であるとき、生産技術のいかにかわらず実質資産収益率  $r_t$  と実質消費伸び率  $C_{t+1}/C_t$  について成立する。このため、これまでの研究では経済の生産技術を特定化することなく、実質資産収益率の代理変数として金融市場の事後的な実質収益率を用い、一般化積率法によって  $r_t$  が推計されてきた。つまり、これまでの分析手法によるC-CAPMの推定は、C-CAPMと合理的期待形成に基づくフィッシャー方程式を同時に検定してきたことになる。ここで、フィッシャー方程式は、次の(5)式で表される。

$$r_t = N_t - \pi_t^e \quad (5)$$

ただし、 $r_t$  = 実質金利、 $N_t$  = 名目金利、 $\pi_t^e$  = 期待インフレ率である。なお、合理的期待形成を仮定すると、期待インフレ率は実現インフレ率と確率的誤差(ホワイト・ノイズ)で置き換えることができる。

しかしながら、本稿では、(5)式が実証的には成立していない可能性が強いという事実から出発する。この点を明らかにするために、金融市場データから計算された事後的実質金利とサプライ・サイド情報の関係について図1を用いて検討しよう。

図1 経済成長率、要素成長率および事後的実質金利



まず実体経済に関しては実質GDP成長率と生産要素（民間企業資本ストック・就業者数）の成長率が描かれている。コブ・ダグラス型の生産関数を想定し、貯蓄率が資本のシェアに近い一定の値をとり、就業者数の成長率と人口成長率が等しい一定の値をとる場合、Solow [ 1956 ] 型の経済成長モデルでは、資本ストック成長率が資本の限界生産性から資本減耗率を差し引いた実質資産収益率と一致する。そこで、以下では資本ストック成長率を実質収益率の代理変数として議論を進める<sup>2</sup>。

図1より明らかなように、1970年代前半には資本ストック成長率は18%にまで達し、GDPもそれにつれて10%前後の成長率を記録していた。この間、就業者数成長率は0~2%のレンジで安定的に推移した。1970年代後半以降について見ると、資本ストック成長率は緩やかに逡減しているほか、実質経済成長率も資本ストック成長率と就業者数成長率をそれぞれ上限・下限とするレンジで推移している。資本ストック成長率は1987年以後、電電公社の民営化の影響などもあり、民間企業資本ストックを見ると、一時は8%台にまで回復したが、資本ストック自体が膨大な量に達しているため、たとえ投資フローが高度成長期並みであったとしても、資本ストック成長率は1970年代初めの水準に比べかなり低下することになる。

次に、(5)式を用いて計算した事後的実質金利の推移を検討する。金融市場データから導いた事後的実質金利が資本ストック成長率と就業者数成長率に挟まれたバンドから逸脱した時期は過去4回あり、それは1973-74年の第一次石油ショック期、1979-80年の第二次石油ショック期、1985-86年のプラザ合意期、1988-90年の平成バブル期、である。これら4回のうち、のケースを除いて、事後的実質金利は就業者数成長率以下の値をとり、負の値さえとっている。このことから、経済が大きな変動を経験した場合には、事後的実質金利は実体経済の趨勢から示唆される実質資産収益率の水準から乖離していたことが推測される。

以上の検討によって、金融市場データから推計される事後的実質金利を実質資産収益率の代理変数として用いることには難点があることがわかった。そこで、本稿では、C-CAPMの推計に当たって、実質資産収益率として生産関数から得られた資本の限界生産性を利用することにしたい。

もちろん金融市場から実質資産収益率に相当する事前の実質金利情報が得られればそれを利用することができる。実際、英国などでは物価インデックス債が発行されており、これと満期のほぼ等しい名目（普通）債の流通価格を併用することによって、事前の実質金利と期待インフレ率を簡便に導くことができる（北村[1995]を参照）。従って、これらの国では、事前の実質金利は金融市場が開いている限り日次で知ることができるが、残念ながら、そのような債券はわが国では利用可能で

2  $K$ を資本ストック、 $L$ を就業者数、 $k = (K/L)$ 、1人当たり産出量が $k$ 、資本のシェアを $\alpha$ 、人口成長率を $n$ 、資本の減耗率を $\delta$ 、貯蓄率を $s$ とすると、Solow [ 1956 ] モデルによると1人当たり資本の成長率は、 $\hat{k} = s \frac{k^{\alpha}}{k} - (n + \delta) = \left(\frac{s}{\alpha}\right) \frac{d(k^{\alpha})}{dk} - (n + \delta)$  である。ここで、もし $s = \alpha$  であり、 $L$ の成長率が $n$ と等しければ、 $\hat{K} = \frac{d(k^{\alpha})}{dk} - \delta$  となる。

はない<sup>3</sup>。また、以下で説明するように、実体経済のサプライ・サイド情報を利用すること自体に意義があると考えられるので、本稿では生産関数から得られた実質資産収益率を中心として分析を行う。

### 3. 理論的枠組み

本稿における実証分析上の新機軸は、資本蓄積に関する意思決定と消費の通時的な代替に関する意思決定を分離せず、一括して分析することにある。これまでファイナンスの分野では、予算制約式が与えられると、消費と貯蓄の最適配分決定は無差別曲線にのみ依存するのに対して、最適実物投資決定は実物投資機会曲線にのみ依存しており、両者は独立であるというフィッシャーの分離可能性定理を前提としてきた。C-CAPMによる分析についてもこうした考え方が採用されてきている。しかし、現実問題として、資本市場が不完全であり、取引コストや税金がかかる場合、また流動性制約がある場合には予算制約式の傾きは貸出市場と借入市場（つまり黒字主体と赤字主体）で異なってくる。この場合、フィッシャーの分離可能性定理は成立しない。つまり、貸手と借手の金利が違っているので、投資に対する判断も異なってくる。これは最適投資決定が消費者の消費・貯蓄選好に依存していることを意味している。

また、そのような不完全性の有無にかかわらず、図1で見たように、実体経済の実質資産収益率とは必ずしも一致していない金融市場の事後的実質金利を用いてC-CAPMを推計することには問題がある。そこで、本稿では、標準的な1財の新古典派経済成長理論の枠組みを利用することにより、C-CAPMをサプライ・サイドの情報を利用しながら推計する<sup>4</sup>。

分析に用いるモデルの概要は以下の通りである。代表的家計の当期の効用は(3)式で表されるものとする。家計部門の効用関数 $W$ は、現在から無限の将来までの効用の割引現在価値を合計した(6)式で表現される。

$$W = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (6)$$

ここでは1財からなる閉鎖経済モデルを考えているので、生産されたものはすべて、消費されるか投資されるかのいずれかである。従って、(7)式が成り立つ。

$$F(K_t, L_t) = C_t + K_{t+1} - (1 - \delta)K_t \quad (7)$$

3 実際、Financial Timesの国債価格欄には簡便な形ではあるが、日次で物価インデックス債の実質収益率が掲載されている。

4 新古典派経済成長理論の解説としては、Barro and Sala-i-Martin [1995]など参照。なお、本稿では閉鎖経済モデルを考察しているが、開放経済の場合でも羽森[1996]の第7章に見られるように、(4)式における実質資産収益率が自国通貨建てで見た世界資産収益率となる場合を考察すればよく、同様のフレームワークの下で分析を行うことができる。ただし、現実の経済データを用いて実証する際には、実質資産収益率が自国通貨建てで見た世界資産収益率と等しいと仮定するより、自国資本の限界生産性と等しいと仮定するほうが現実説明力が高いと考え、閉鎖経済モデルを用いる。

ここで、 $K$  = 資本ストック、 $L$  = 労働、 $C$  = 総消費、 $\delta$  = 減価償却率を指す。生産関数 $F$ は生産要素に関して一次同次の性質を満たし、2回微分可能な単調増加関数であるとしよう。また標準的な境界条件も満たすものとする。従って、代表的家計の解くべき最適化問題は、(6)式を(7)式の制約の下で $C_t, K_t$ に関して最大化することである。(7)式に関するラグランジェ乗数を $\lambda_t$ とすると、ラグランジェアンは(8)式のように表される。

$$L = \sum_t \beta^t u(c_t) + \sum_t \lambda_t [F(K_t, L_t) - C_t - K_{t+1} + (1 - \delta)K_t] \quad (8)$$

消費に関する一階の条件は、(9)式である。

$$\beta^t u'(c_t) = \lambda_t \quad (9)$$

また、資本に関する一階条件は次の(10)式である。

$$\lambda_{t+1} \left[ \frac{\partial F(K_{t+1}, L_{t+1})}{\partial K_{t+1}} + (1 - \delta) \right] = \lambda_t \quad (10)$$

(9)式、(10)式から $\lambda_t$ を消去すると、次の(11)式が成り立つ。

$$\left[ 1 + \left( \frac{\partial F(K_{t+1}, L_{t+1})}{\partial K_{t+1}} - \delta \right) \right] = \frac{u'(c_t)}{\beta u'(c_{t+1})} = \frac{1}{\beta} \left( \frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^\gamma \quad (11)$$

(11)式の関係を用いて(4)式に利用すると、次の(12)式が得られる。本稿では、(12)式を直接推計することを企図している。

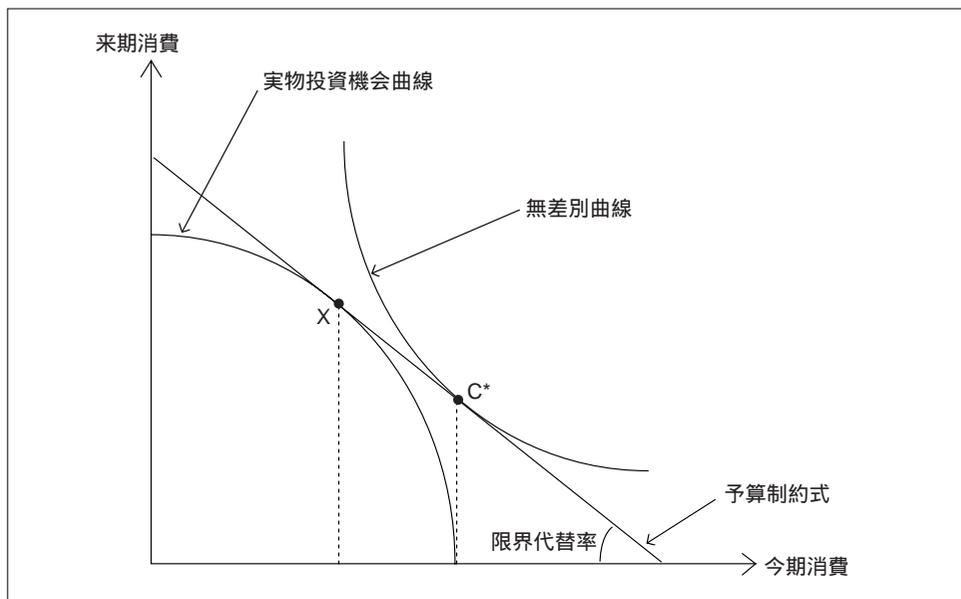
$$E_t \left[ \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \left[ 1 + \left( \frac{\partial F(K_{t+1}, L_{t+1})}{\partial K_{t+1}} - \delta \right) \right] - 1 \right] = 0 \quad (12)$$

(12)式を2期間の投資・消費選択問題として表すと図2のようになる。すなわち、企業が行う最適投資に基づく資本の限界生産性を反映した予算制約式に、家計の無差別曲線が接するように消費が決まっていることを表している。

次節では、資本の限界生産性と減価償却率を推計し、これから実質資産収益率の代理変数を求める、実質消費データと実質資産収益率の代理変数を用いて(12)式を推計する、という2段階を経て、パラメータ $\gamma$ (限界効用弾力性あるいは相対的危険回避度)とパラメータ $\rho$ (あるいは時間選好率)を求める。我々の知る限り、このような一般均衡分析のフレームワークに則り消費に基づく資本資産価格モデルを分析した例は本稿が初めてである<sup>5</sup>。

5 本稿とほぼ同様の問題意識に基づき、C-CAPMと補論で解説するP-CAPMとの比較分析を先進国のデータを用いて行った例として、Kasa [1997] 参照のこと。

図2 異時点間の消費選択と投資機会



#### 4. 実証分析

以下では、資本の限界生産性の作成手順、資本の限界生産性を用いたC-CAPMの推計結果を紹介する。

##### A. 資本の限界生産性（Marginal Product of Capital、MPK）

本稿は資本の限界生産性を実質資産収益率の代理変数として利用することを企図している。しかしながら、生産関数の定式化に誤りがあれば、せっかくフィッシャー方程式を用いることを回避しても、新たな問題に直面することになる。そこで、本稿では生産関数の定式化の誤りが最も小さいと思われる次の関係を利用して資本の限界生産性（MPK, %）を次式により推計する。

$$MPK_t = 100 * SK_t \left( \frac{Y_t}{K_t} \right) \quad (13)$$

ただし $SK_t$ は資本分配率、 $K$ は資本ストックである。実際の推計に当たっては、税率と資本減耗を考慮し、次の公式を用いる。

$$MPK1_t = 100 * (SK_t * \left( \frac{Y_t}{K_t} \right)) (1 - \tau) - \delta \quad (14)$$

ここで $MPK1$ はこの方法を用いて推計された資本の限界生産性である。また、 $\tau$ は資本ストックから得られる収益に対する税率であり、 $\delta$ は減価償却率を示す。

(14)式を用いてMPK1を試算するに際しては、以下の四半期データを用いた。すなわち、 $Y$ として実質GDP(季節調整済み)、 $K$ として民間企業実質資本ストック(進捗ベース、季節調整済み)、資本分配率は1から雇用者所得のGDP比率を引いたもので代用し、 $\tau$ は法人税収(大蔵省)を民間法人所得(配当受取後、GDP統計)で割って各会計年度毎の事後的な実効法人税率を求めたものを利用した。また、 $\delta$ は民間企業資本ストック年報の過去のデータの平均値を見ると年率ほぼ4%程度であるので、ここでは四半期ベースで1%として計算した<sup>6</sup>。

(14)式による計測では、公的資本ストックの存在が考慮されていないため、資本の限界生産性が過大評価されている可能性がある<sup>7</sup>。そこで、公的資本 $KG$ の影響も検討しよう。ここでは、日本経済研究センターの長期予測に用いられた資本ストックの値をGDP統計同様の85年基準に換算し、年次データを線形補完して四半期データに修正した上で用いることとした<sup>8</sup>。公的資本と民間資本の資本分配率を明瞭に区別することは困難である。そこで、本稿では以下2つの方法を追加的に用いてみた。

第一の方法は、民間資本と公的資本は完全に代替的であるとして、合算してしまう方法である。すなわち、資本の限界生産性の第二の推計値 $MPK2_t$ は

$$MPK2_t = 100 * (SK_t * \left( \frac{Y_t}{K_t + KG_t} \right)) (1 - \tau) - \delta \quad (15)$$

として表される。

第二の方法は、民間資本・公的資本・労働の3要素から成る生産関数を推計し、民間資本の生産性を求める方法である。浅子他[1994]によれば、民間資本・公的資本・労働に関するコブ・ダグラス型の生産関数を都道府県別データをプールして推計した場合、民間資本の限界生産性は0.225である。この推計値を利用すると一次同次のコブ・ダグラス型の生産関数の場合、民間資本の限界生産性は(13)式で表すことができる<sup>9</sup>。そこで、資本の限界生産性の第三の推計値である $MPK3$ を次のように定義する。

$$MPK3_t = 100 * (0.225 * \left( \frac{Y_t}{K_t} \right)) (1 - \tau) - \delta \quad (16)$$

6 なお、(14)式の定式化は生産関数としてコブ・ダグラス型を前提としていることと同一になるが、さまざまな生産関数の関数型を用いても資本の限界生産性の定量的結果には大差ないことは北村・藤木[1996]で示されている。

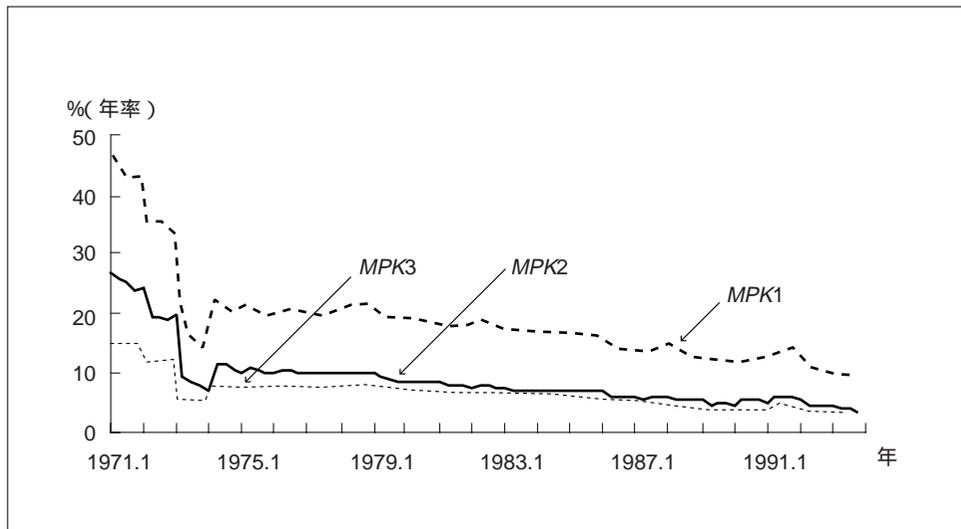
7 公的資本を考慮する必要性については小川一夫大阪大学教授からご指摘を頂いた。

8 公的資本と民間資本の代替関係、および公的資本の生産性に関しては浅子他[1994]に詳しい。

9 浅子他[1994]では、生産関数を  $Y = BK^a KG^b L^c$ ,  $a + b + c = 1$  と仮定している。

この場合、 $MPK = 100 * aBK^{a-1}KG^bL^c = 100 * a \left( \frac{Y}{K} \right)$  であり、(16)式と同様になる。

図3 資本の限界生産性推計値



以上のようにして試算されたMPK1-MPK3をプロットしたのが図3である。いずれの推計方法を用いても、トレンドには変わりがないが、公的資本を考慮するか否かによりレベルについての評価は大幅に異なることがわかる。

図3から明らかなように、資本の限界生産性は第一次石油ショックのあと緩やかに低下している。就業者数の成長率は図1で見たように、ほぼ一定なので、資本の限界生産性の低下は資本ストックの増加の結果であろうと推察される。なお、第一次石油ショック期の高インフレ下で資本の限界生産性の変動がスムーズでないのは、主として実効税率が上昇したためである。

以下では図3に示された資本の限界生産性を用いてC-CAPMの推計を行う。しかし、その前に、実質資産収益率の代理変数として生産関数から得られた推計値を利用することについて二つの留意点を指摘しておきたい。

第一に、資本の限界生産性は、中期的な実質資産収益率のトレンドを追う上では貴重な情報であるが、技術進歩を仮定しないマクロ生産関数を用いて資本の限界生産性を推計した場合、資本ストックが低かった時点の資本の限界生産性が高く出すぎるということが知られている (King and Rebero [1993] 参照)。従って、マクロ生産関数により長期間遡及した実質資産収益率の代理変数を推計する上では、技術革新による生産関数のシフトを考慮に入れることが重要となる。

第二に、生産データを用いて実質資産収益率を推計する手法として、生産者の異時点間最適化問題を解き、ある時点から次の時点までの投資収益率を推計する生産に基づく資本資産価格モデル (Production Based Capital Asset Pricing Model : P-CAPM) を利用することも考えられる。P-CAPMの代表的な先行研究である Cochrane [1996] と類似のモデルをわが国の業種別株価データにより推計したHori [1997] によると、わが国データから同モデルと整合的となるような推計結果を得

ることは困難であることが知られている<sup>10</sup>。従って、とりあえず本稿では生産関数の情報のみから分析を進める。

## B. 推計結果

以上の手順を踏んで資本の限界生産性 $MPK1-MPK3$ を求めた上で、我々は(12)式を一般化積率法(GMM)によって推計した<sup>11</sup>。推計に利用したデータは以下の通りである。まず、1人当たり消費の系列として、国民所得統計の家計の目的別消費額から得た非耐久消費財を人口で除したものを $X12$ で季節調整<sup>12</sup>した $GRC1$ を利用した<sup>13</sup>。また、実質資産収益率の推定値は主として $MPK1-MPK3$ を用いたが、Hamori [1992a, b]をはじめとする通常のC-CAPMの分析では事後の実質金利を利用することが一般的であるため、比較のため1年物割引金融債の金利を四半期ベースに換算して非耐久消費財デフレーターで実質化した $EXPOST1$ も用いた<sup>14</sup>。分析に用いた諸変数の基本統計量は表1に、その時系列変動は図4に示してある。なお、操作変数としては2期前までのラグ値を利用している。また、 $\rho$ とも初期値は1とした。

表1、図4から明らかなように、1971-74年にかけては各変数が大きく変動しているが、1974年以降は極めて安定的に推移している。GMM推計では変数の定常性が重要であるが、単位根検定の結果、極めて緩やかなトレンドの回りで定常過程に従っていることが確認された。厳密にGMM推計を適用するためにはトレンド項を除いて推計すべきであろうが、トレンドが極めて緩やかであり、また経済成長下でのマクロ変数には必ずトレンドが入ってくるはずで、これを排除した推計は経済成長に関する情報を捨ててしまうことになるので、ここでは、諸変数を加工せずにこのまま用いた<sup>15</sup>。計算にはOgaki [1993]で紹介されているGAUSSプログラムを利用した。主たる推計結果は表2に示してある。

10 生産に基づく資本資産価格モデルの考え方はトービンのQモデルに近い。両者の違いは、生産に基づく資本資産価格モデルが投資の収益率に注目するのに対し、トービンのQモデルは投資額を分析する目的で解かれていることである。例えば、Whited [1992]、Devereux, Keen and Schiantarelli [1994]などは、(12)式に代えて投資行動に関するオイラー方程式を導き、これをGMMにより推計することを試みている。なお、Cochrane [1996] が用いたモデルの概要は補論を参照。

11 GMM法によるわが国のC-CAPMの推計に関しては、羽森 [1996] が詳しい。

12 新しい季節調整法である $X12$ の詳細については、木村 [1995] を参照されたい。

13 消費に対する課税については、主として羽森 [1996] 等の先行研究と比較するため捨象している。なお、消費に対して定率課税がなされる場合、(9)式右辺が1マイナス消費税率倍されることになるため、連続する2期間について税率が一定であれば(10)式以降の展開には影響しない。実際には1989年に消費税が導入されているため、1989年の税率導入時にだけ一時的なショックが(10)式に生じていることになるが、その期間の消費の伸び率には大きなシフトは起こっていない。そこで、消費税導入の効果は一時的なショックとして誤差項に吸収されると仮定し、これを無視しても実際の推計結果に大きな影響を与えることはないものと考えた。

14 割引金融債は購入時点で確定利回りとなっており、ここでは転売の可能性を無視して、キャピタルゲインはゼロと仮定している。割引金融債の利払いに対する税率は推計期間中一定値(18%)であるため、(3)式の効用関数を用いる場合、推計結果には影響しない。

15 Hansen and Singleton [1982] で用いられた実質消費伸び率にもトレンドが含まれている。

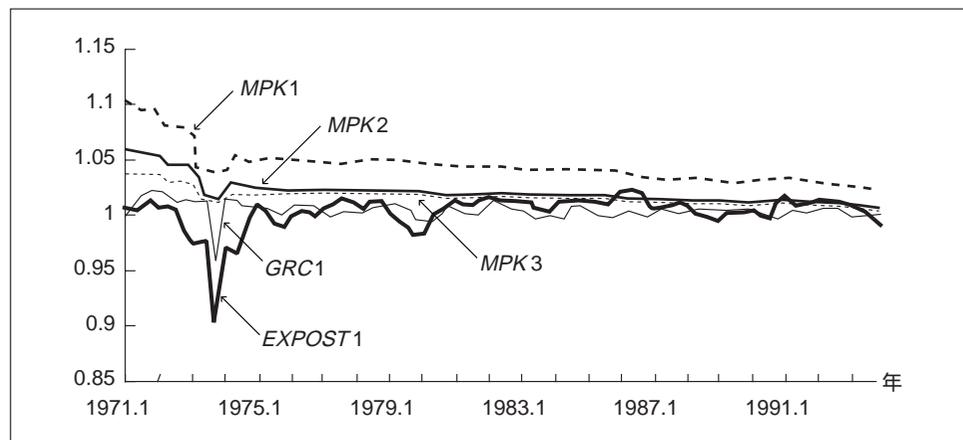
なお、表1でGRC1とEXPOST1の過剰尖度（通常の尖度から3を引いたもの）が異常に大きな値をとっているのは、第一次石油ショック近辺のデータが極端に小さな値をとっているためである。特に、EXPOST1に関して見ると、ほぼ同様の最大値をとるMPK3が安定的なレンジで推移していることと対照的であり、金融市場と実物市場における裁定が完全ではないことを窺わせる。

表1 基本統計量

	GRC1	MPK1	MPK2	MPK3	EXPOST1
平均値	1.004	1.042	1.021	1.015	1.003
標準偏差	0.007	0.017	0.011	0.007	0.015
最大値	1.023	1.101	1.061	1.036	1.021
最小値	0.959	1.022	1.009	1.006	0.902
歪度	-2.109	1.947	2.050	1.434	-3.555
過剰尖度	13.154	3.642	3.748	2.091	18.562
単位根検定 ADF-test	-4.678**	-5.731**	-5.791**	-5.452**	-3.935*

（注）ADF-test（Augmented Dickey-Fuller test）では、ラグ4期、定数項とトレンド項を入れたものを検定した。5%有意水準（\*）=-3.461、1%有意水準（\*\*）=-4.066である。

図4 資本の限界生産性（MPK1-MPK3）、事後の実質金利、実質消費伸び率



## 5. 実証結果の評価とその含意

表 2 を中心にGMM推計の結果を見ていこう。

初めに主観的割引率 について見ると、すべてのサンプルを用いた場合、主観的割引率 の推計値は公的資本を考慮しない場合における資本の限界生産性の推計値であるMPK1では0.97程度（年率約12%の割引率）とやや低めとなるが、これを考慮したMPK2, MPK3を用いた場合、および金融債事後の実質金利EXPOST1を推計値として用いた場合にはともに0.99程度（年率約4%の割引率）となっている<sup>16</sup>。つまり、実質資産収益率として資本の限界生産性を用いる場合、公的資本の役割を考慮するか否かは極めて重要なポイントであることがわかった。

一方、相対的危険回避度 について見ると、全サンプルを用いた場合、実質資産収益率の代理変数に資本の限界生産性を用いた場合には3.72から1.61の値をとっている。一方、金融債事後の実質金利を代理変数に用いた場合、負の値をとっているが、羽森 [ 1996 ] に紹介されているこれまでの事後の実質金利を用いた分析が高々

表 2 GMMによる主観的割引率と相対的危険回避度の推計

期間	( standard error )	( standard error )	<sup>2</sup> ( 3 )statistics ( p-value )
パネル 1 消費：国民経済計算、四半期、1人当たり非耐久消費財 金利：MPK1			
1971.I-1993.IV	0.9756 ( 0.0030 )	3.7217 ( 0.4126 )	3.4977 ( 0.3210 )
1975.I-1993.IV	0.9654 ( 0.0011 )	1.1684 ( 0.2817 )	29.9305 ( 0.0000 )
パネル 2 消費：国民経済計算、四半期、1人当たり非耐久消費財 金利：MPK2			
1971.I-1993.IV	0.9905 ( 0.0019 )	2.5328 ( 0.2621 )	3.8702 ( 0.2758 )
1975.I-1993.IV	0.9859 ( 0.0007 )	0.7491 ( 0.1585 )	32.6538 ( 0.0000 )
パネル 3 消費：国民経済計算、四半期、1人当たり非耐久消費財 金利：MPK3			
1971.I-1993.IV	0.9921 ( 0.0015 )	1.6190 ( 0.2395 )	2.7783 ( 0.4270 )
1975.I-1993.IV	0.9871 ( 0.0007 )	0.5988 ( 0.1559 )	30.2246 ( 0.0000 )
パネル 4 消費：国民経済計算、四半期、1人当たり非耐久消費財 金利：割引金融債金利（1年）非耐久消費財デフレータで実質化			
1971.I-1993.IV	0.9901 ( 0.0025 )	- 0.8475 ( 0.7329 )	8.3982 ( 0.0384 )
1975.I-1993.IV	0.9905 ( 0.0010 )	- 0.2303 ( 0.2863 )	14.6528 ( 0.0021 )

16 この結果は、羽森 [ 1996 ] に紹介されている事後の実質金利を用いたわが国における分析結果の大多数と整合的である。特に67頁の表 3-6 参照。

0.5程度で時にはマイナスの推計値を得ていることとこの結果は整合的である<sup>17</sup>。従って、資本の限界生産性を用いることにより、理論的に見ても、より説得的な相対的危険回避度の推計結果が得られたことは本稿の新たな貢献であるといえる。

Hansen [1982] のカイ二乗テストの結果を見ると、1971年第1四半期から1993年第4四半期までのすべてのデータを利用した場合には、自由度3の独立な最適化条件は金融債事後の実質金利を用いた場合以外は5%水準で満たされているとされている。すなわち、通常推計されているタイプのC-CAPMは棄却されるが、資本の限界生産性を用いた本稿のモデルは棄却されない。このことは、GMM推計法のテストに当たり、フィッシャー方程式の成立を前提とすることについてより慎重になる必要があることを示唆している。

もっとも、1975年以後の標本期間については最適化条件は満たされておらず、モデルに問題がある可能性が示唆されている。この結果を文字通り受け止めると、わが国のデータをC-CAPMへ当てはめて、安定的な根源的パラメータを求める試みにはまださまざまな問題が残されていることがわかる。この点は、Hamori [1992a, b] が、わが国データを用いてC-CAPMを推計し、肯定的な結果を得ているのと同対照的である。

もし表2の結果が信頼に足るものとすれば、我々の全サンプルを用いた分析は、に関して1を超える大きめな推計結果を得た例と評価することができよう<sup>18</sup>。従来の研究では、Hamori [1992a, 1993, 1994]、堀 [1996] のように がゼロから高々0.5程度の推計値を得ている例が多い。このことは効用関数が線形に近く、消費者が大幅な消費の変動を回避しないことを意味している。これに対し、本稿の結果は一般に消費が緩慢にしか変化しないという認識を支持し、これまでパズルとされてきた消費者行動と相対的危険回避度の乖離を解消するものと位置づけていいかもしれない<sup>19</sup>。

17 理論的には、相対的危険回避度は正であると仮定されているので、負の値をとることは望ましくないが、実証上 が負の値をとっているとすれば、これは効用関数の形状が理論で想定されているものとは違うことを意味していることになる。

18 ただし、Hansen [1982] のテストの小標本特性に関してはHamori, Kitasaka and Tanizaki [1996] がこれを疑問視する結果を導いており、本稿では全体でも約90個のサンプルを用いているにすぎないため、表2の推計結果のみをもって確定的な診断を下すのは尚早かもしれない。

19 本稿の結果とは直接比較できないものの、赤木 [1995] は、社会資本ストックと消費水準が代表的消費者の効用に影響すると想定した上で、年次データからC-CAPMを推計し、効用関数のパラメータについて理論的に見て妥当な推計結果を得ている。

## 6. おわりに

本稿で検証したC-CAPMの実証研究に当たっては、これまで部分均衡分析的アプローチが主流であった。すなわち、フィッシャー方程式やフィッシャーの分離可能性定理を仮定することによって、サプライ・サイドの情報を特定化することなくC-CAPMの実証研究が行われてきた。

しかしながら、フィッシャー方程式や分離可能性定理が成立しない場合、部分均衡的アプローチには問題が生じることになる。そこで、本稿ではC-CAPMのテストに際し、フィッシャー方程式や分離可能性定理を仮定する代わりに一般均衡アプローチに則り、直接的にサプライ・サイドの情報をを用いて実質資産収益率を推計した上で、GMM推計を行った。

GMM推計の結果を見ると、実質資産収益率として民間資本のみを考慮した資本の限界生産性を用いるか、または公的資本を含む資本の限界生産性ないし金融債事後的実質金利を用いるかで主観的割引率 の水準が違うことがわかった。

また、これまでのGMM推計では について安定的な値を(3)式タイプの効用関数から得ることは困難とされてきたが、資本の限界生産性を用いた場合、理論的に見て妥当な正の値をとるパラメータが得られている。ただし、計測期間を75年以降に短縮すると、ここで用いられたモデルは棄却されてしまう。

資本の限界生産性に基づいて主観的割引率 を推計する手法を他の国へも適用して、近年盛んに論じられている国際間での実質金利あるいは経済成長率の収束に関する議論と結びつけて見るのは一つのおもしろい拡張だと思われる。なお、羽森[1996]の第5・6節に見られるように、(3)式タイプ以外の効用関数を仮定した場合、我々の分析結果がどの程度妥当するかは、将来の検討課題としたい。

## (補論) 生産に基づく資本資産価格モデル

Cochrane [1996] は、以下のような生産のモデルを示している。

$$y_t = MPK \cdot k_t + MPL \cdot l_t - \frac{\alpha}{2} \left( \frac{I_t}{k_t} \right) I_t \quad (\text{A-1})$$

$$k_{t+1} = (1-\delta) k_t + I_t \quad (\text{A-2})$$

ただし、(A-1) 式右辺の最後の項は調整費用関数を示し、(A-2) 式は資本ストックの公式である。(A-1) (A-2) 式の下で企業の動学的最適化モデルを解くと、 $t$  期における 1 単位の投資によって  $t+1$  期に得られる収益率は

$$R'_{t+1} = (1-\delta) \left( \frac{1 + MPK + \alpha(I_{t+1}/k_{t+1}) + (\alpha/2)(I_{t+1}/k_{t+1})^2}{1 + (I_t/k_t)} \right) \quad (\text{A-3})$$

となる。ここで、 $\delta$ 、 $\alpha$ 、 $MPK$  の値を (A-3) 式の右辺に代入することによって、投資収益率を推計することができる。例えば、Cochrane [1996] は、米国の幾つかの四半期株価収益率データを用い、 $\delta = 3\%$ 、 $\alpha = 0.05$  の仮定の下で  $MPK$  が 5% 程度との推計結果を得ている。なお、Cochrane [1991] は、 $\delta = 3\%$ 、 $\alpha = 0.05$  というようにパラメータをアド・ホックに設定することの妥当性に関して、収益率のレベルは  $MPK$  の大きさや調整費用関数の形に依存するものの、投資収益率の挙動はほぼ投資・資本比率の成長率により決定されることから、生産関数・調整費用関数における定式化の誤りは投資収益率の定性的結果にほとんど影響しないと主張している。

参考文献

- 赤木博文、「効用関数のパラメータ推定について 生活関連の社会資本を含むケース」、『オイコノミカ』第31巻、1995年
- 浅子和美他、「公的資本の生産力効果と公共投資政策の経済厚生評価」、『経済分析』135号、経済企画庁経済研究所、1994年
- 北村行伸、「物価インデックス債と金融政策 実質金利と期待インフレ率を国債流通市場情報から導く手法とその応用」、『金融研究』第14巻第3号、1995年
- ・藤木 裕、「経済成長下での実質金利の測定」、『ファイナンス・フォーラム報告論文』、1996年
- 木村 武、「季節調整の方法とその評価について 各種手法の紹介と理論・実証分析のサーベイ」、『金融研究』第14巻第4号、日本銀行金融研究所、1995年
- 羽森茂之、『消費者行動と日本の資産市場』、東洋経済新報社、1996年
- 堀 敬一、「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』第45巻第3-4号、1996年
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, New York: McGraw-Hill, 1995.
- Cochrane, John H. “Production-Based Asset Pricing and The Link Between Stock Returns and Economic Fluctuations,” *Journal of Finance* 46(1), 1991, pp. 209-237.
- , “A Cross-Sectional Test of A Production-Based Asset Pricing Model,” *Journal of Political Economy* 104(3), 1996, pp. 572-631.
- Devereux, Michael. P., Michael Keen and Fabio Schiantarelli, “Corporation Tax Asymmetries and Investment Evidence from U.K. Panel Data,” *Journal of Public Economics* 53(3), 1994, pp. 395-418.
- Hamori, Shigeyuki, “Test of C-CAPM for Japan: 1980-1988,” *Economic Letters* 38, 1992a, 67-72.
- , “On the Structural Stability of Preference Parameters Obtained from Japanese Financial Market Data,” *Economic Letters* 40, 1992b, pp. 459-464.
- , “Test of the International Equity Integration of Japan,” *Economic Letters* 42, 1993, pp. 71-76.
- , “The Non-Expected Utility Model and Asset Returns: Some Evidence from Japan,” *Japanese Journal of Financial Economics* 1, 1994, pp. 89-99.
- , Shinichi Kitasaka and Hisashi Tanizaki, “On a Test for Structural Stability of Euler Conditions Parameters Estimated via the Generalized Method of Moments Estimator: Small Sample Properties,” *Econometric Reviews* 15(1), 1996, pp. 97-114.
- Hansen, Lars. P., “Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators,” *Econometrica* 50, 1982, pp. 1029-1054.
- , and Kenneth J. Singleton, “Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models,” *Econometrica* 50, 1982, pp. 1269-1286.
- Hori, Keiichi, “Japanese Stock Returns and Investment: A Test of Production-Based Asset Pricing Model,” *Japan and World Economy* 9, 1997, pp. 37-56.

- Kasa, Kenneth, "Consumption-based Versus Production-based Models of International Equity Markets," *Journal of International Money and Finance*, 16(5), 1977, pp. 653-680.
- King, Robert. G., and Sergio Rebero, "Transitional Dynamics and Economic Growth in the Neoclassical Model," *American Economic Review*, 83( 4 ), 1993, pp. 908-931.
- Ogaki, Masao, "GMM: A User Guide," University of Rochester, Working Paper 348, 1993.
- Solow, Robert. M., "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 70(1), 1956, pp. 65-94.
- Whited, Toni, M., "Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data," *Journal of Finance* 47(4), 1992, pp. 1425-1460.