

# リスク変数としての消費

—消費/金融資産比率を用いた条件付き CAPM のテスト—

祝 迫 得 夫\*

消費に基づく資産価格モデルの実証分析においては、リスク・ファクターとしての消費変数は、資産収益率の変動に関してほとんど説明能力が無いことが日米のデータについて報告されている。本論文は Lettau and Ludvigson (2001a, b) の提案にしたがって、株価に対する消費の比率の平均からの乖離を、条件付き資産価格モデルの条件付け変数 (conditioning variable) として用いたモデルを日本のデータについて実証する。1984年4月から2000年3月までの月次データに関する Fama-MacBeth 回帰による分析によって、消費と株価指数の比の対数が、条件付け変数として株式収益率のクロスセクションについて重要な説明力を持つことを示す。ただし、消費と株価の比率は時間を通じてゆっくりと動く変数であり、株式市場の短期的な確率の変動を説明するリスク・ファクターというよりは、マーケット全体の状況に関する条件付け変数と考えた方が経済学的に妥当な解釈であろう。

## 1. はじめに

Duffie (2001) は *Dynamic Asset Pricing Theory* の序文の中で、もしこの本に別の題名をつけるとすれば *Arbitrage, Optimality, and Equilibrium* になるであろうと述べている。これを日本語訳すると「裁定、最適性、および均衡」ということになるが、経済理論が実証分析に課す制約はこの順番で強くなって行く。そして単なる無裁定条件以上の経済学的な構造を、実証モデルに制約として課すような分析の出発点となるのは、個人の最適化行動を明示的に仮定した消費に基づいた資産価格モデル (consumption-based asset pricing model) である。

消費資産価格モデルの初期の代表的な理論研究である Breeden (1979) や Lucas (1978) は、代表的個人をあらかじめ仮定した上でモデルを解いており、実証分析においては彼らのモデルで特定の効用関数を仮定したケースについて消費者の最適化条件を求め、総消費のデータを用いてその条件が成立しているかどうかをテストすることになる。以上の議論をもう少し丁寧に述べると、まず無裁定条件を満たすあらゆる資産価格モデルは、確率割引ファクター (stochastic

discount factor) 用いた表現によって以下のよう書くことができる。

$$P_t = E_t[m_{t+1}x_{t+1}] \quad (1)$$

ここで  $P_t$  は資産価格、 $x_{t+1}$  は  $t+1$  期におけるその資産のペイオフ——典型的には  $P_{t+1} + D_{t+1}$  (配当支払い)——であり、事後的な資産収益率  $r_t$  は  $x_{t+1}/P_t = 1 + r_{t+1}$  という関係式によって定義される。 $m_{t+1}$  は確率割引ファクターであり、消費に基づいた資産価格モデルにおいては、

$$m_{t+1} = \beta u'(c_{t+1})/u'(c_t) \quad (2)$$

となる。ただし  $\beta$  は主観的割引ファクター、 $u'(c_t)$  は  $t$  期の消費から得られる限界効用である。この場合、確率割引ファクター  $m_{t+1}$  は、マクロ経済学で言う異時点間の限界代替率に相当することになる。実際の実証分析では (1) 式・(2) 式からモーメント条件を作り、それを用いて GMM 推定を行うことによって、効用関数のパラメータや主観的割引ファクター  $\beta$  の推定値が得られる。

残念ながらこのようなシンプルなお消費資産価格モデルの実証は、日本・アメリカともに大きな困難に直面している。パワー型効用関数を仮定してアメリカのデータについての分析を行った研究では、推定される相対的リスク回避度が

極端に大きくなったり (Hansen and Singleton 1983), モデルの説明力が Sharpe = Lintner 型の CAPM よりも低い (Mankiw and Sahpiro, 1986) といった結果が報告されている。日本に関する実証においても, 得られる効用関数のパラメータの推定値こそアメリカのそれに比べて妥当なもの, リターンの説明力という視点からは, やはり非常に説明力が弱いという結論が支配的である (堀 1996; Nakano and Saito 1988; 祝迫 2001 他)。

日本のデータを用いた実証分析について, 筆者は以前, 祝迫 (2001) の中で次のような見方を強調した。第 1 に経済モデルとしての消費資産価格モデルの妥当性は, 推定された構造パラメータの理論的妥当性と統計的有意性だけではなく, そのリスク・ファクターとしての資産収益率に関する説明力によっても判断されるべきである。第 2 に日本のデータで消費成長率をリスク・ファクターとして用いた場合, 株式のリターンに関しての説明力は皆無に等しく, 従って表面上妥当な構造パラメータの値が得られたとしてもそれを信用するべきではないし, 日本について消費資産価格モデルが成立していると考えられるべきでもない。

これまでの実証研究の蓄積から考えると, 代表的個人の効用関数のパラメータを直接推定しようとするようなアプローチには少なからず問題がある。そのことを踏まえた上でとるべき研究の方向性の一つは, 投資家の非同質性や非完備市場等の問題を正面から取り扱った理論モデルを構築し, そこから実証分析のためのインプリケーションを導くことである (Constantinides and Duffie 1996; Brav, Constantinides, and Geczy 2002; Constantinides, Donaldson, and Mehra 2002)。

しかし, この論文では異なる方向性をとり, より緩やかな理論的制約を前提として実証分析を行うことを考える。すなわち, マクロの消費関数の枠組みで考えれば, 消費は金融資産を含む非人的資産 ( $A_t$ ) と人的資産 ( $H_t$ ) に依存して決定されるはずである。したがって, 厳密な消費資産価格モデルは成立していないとしても,

ある程度長い期間を取って見れば, 消費 ( $C_t$ ) と総資産 ( $W_t = A_t + H_t$ ) の間には安定的な関係が存在するものと考えられる。このことは計量経済学的には, 消費と総資産の間に共和分関係が成立していることを意味し, 両者の比率 ( $C_t/W_t$ ) が長期的には安定していることを示唆している。通常の共和分モデルにおいては, 今期における長期的な関係からの乖離の程度 (エラー・コレクション項) を, 次期の値の説明変数として用いるから, 消費と総資産の間の関係についても, 同じような議論を展開することが可能なはずである。最近の一連の研究で Lettau と Ludvigson はこのアイデアを, アメリカのデータを用いて検証している。Lettau and Ludvigson (2001a) は, 対数を取った消費/総資産比の長期均衡からの乖離が, 次の期の株式収益率を予測するのに有用であることを報告している。一方, Lettau and Ludvigson (2001b) は, 同じ変数を条件付け変数 (conditioning variable) として用いることで, 条件付き CAPM (conditional CAPM) による株式収益率のクロスセクションの説明力が上昇することを示している。

本論文では Lettau and Ludvigson (2001b) の実証分析の手法を簡略化した形で, 株式収益率のクロスセクション・データの説明変数としての消費/資産比率の有用性を日本のデータを用いて検証する。ただし, 実際の資産価格モデルとしての有用性を強調するため, Lettau and Ludvigson が GDP データから推定した四半期の消費/総資産比を用いたのに対し, 本論文では月次の家計調査の消費と TOPIX 指数の比の対数を用いる。また実際に実証分析を行う際に, 各説明変数が, 現実の投資家にとってどのようなタイミングで利用可能になるかについて十分な注意を払うことにする。

## 2. データ

本論文で用いる資産収益率のデータは, 1984 年 4 月から 2000 年 3 月までの, 東証 1 部の月次の産業別ポートフォリオと, 10 階層に分けた規模別ポートフォリオである。このようなポー

表 1. 基本統計量

A. ポートフォリオ (サンプル期間: 1984年4月-2000年3月)

	産業別ポートフォリオ		企業規模別ポートフォリオ		
	平均(%)	標準偏差(%)	平均(%)	標準偏差(%)	
1. 水産農林	0.05	7.71	企業規模 1	1.22	11.79
2. 鉱業	-0.52	8.99	企業規模 2	0.49	10.24
3. 建設業	0.10	8.35	企業規模 3	0.47	9.58
4. 食料品	0.22	6.06	企業規模 4	0.17	9.21
5. 繊維業	-0.06	6.81	企業規模 5	0.17	8.64
6. パルプ・紙	0.15	7.27	企業規模 6	0.13	8.20
7. 化学	0.37	6.22	企業規模 7	0.14	7.48
8. 石油・石炭	-0.27	7.95	企業規模 8	0.20	7.29
9. ゴム製品	0.63	7.24	企業規模 9	0.12	6.99
10. ガラス土石製品	0.03	6.71	企業規模 10	0.35	6.99
11. 鉄鋼	0.04	8.69			
12. 非鉄金属	0.05	7.67			
13. 金属製品	0.24	7.23			
14. 機械	0.13	6.89			
15. 電気機器	0.49	7.75			
16. 輸送機機器	0.53	6.55			
17. 精密機器	0.46	7.22			
18. その他製品	0.34	6.02			
19. 商業	0.50	6.61			
20. 金融・保険業	0.28	8.27			
21. 不動産業	0.38	9.86			
22. 陸運業	0.51	7.75			
23. 海運業	0.17	10.01			
24. 空運業	0.15	9.02			
25. 倉庫運輸業	0.34	8.33			
26. 通信業	0.35	9.25			
27. 電気・ガス業	0.35	8.13			
28. サービス業	0.86	7.24			

## B. リスク・ファクターと条件付け変数

## 変数の定義

リスク・ファクター( $t$ ) $R_{vw}$  マーケット・ポートフォリオ, TOPIX のコール・レートに対する月次の超過リターン. $HML$  HML ファクター(簿価/株価比) $SMB$  SMB ファクター(企業規模)条件付け変数( $t-1$ ) $Cratio$  消費と TOPIX の比の対数, 消費のデータは, 家計調査の消費データを X-12 で季節調整したもの $\Delta i$  コール・レートの過去 3 ヶ月の移動平均からの乖離

	平均(%)	標準偏差(%)
$R_{vw}$	0.06	5.99
$HML$	0.40	3.34
$SMB$	0.09	9.45
$Cratio$	NA	29.95
$\Delta i$	-0.05	0.34

相関係数行列

	$HML_t$	$SMB_t$	$Cratio_{t-1}$	$\Delta i_{t-1}$
$R_{vw,t}$	-0.23	0.61	0.12	-0.06
$HML_t$		0.02	-0.17	-0.11
$SMB_t$			0.07	0.00
$Cratio_{t-1}$				-0.22

トフォリオの構成は Campbell(1996)に従っている。サンプル期間をこの時期に限ったのは、付論で詳述しているリスク・ファクター変数(HML ファクター)の制約によるものである。月次の個別銘柄と産業別ポートフォリオのリターンの原データは、日本証券経済研究所によって計算された月次の株式投資収益率データである。

リスク・ファクターとしては、ベンチマークとして通常のマーケット・モデルと、Fama and French(1992)において提案された3ファクター・モデルを用いる。後者は1990年代以降のこの種の分析においては、常にreference-pointとなるモデルであるが、ファイナンスを専門としない読者にとっては必ずしも馴染みのあるモデルとは言い難いので、付論で変数の作成方法について詳しく説明している。

さらに Jagannathan and Wang(1996)の条件付き(conditional)CAPMの考え方に基づいて、毎期の条件付け変数(conditioning variables)として以下のような変数を使用した。第1番目は、本論文の分析の主眼である、消費/資産比率である。Lettau and Ludvigson(2002a, 2002b)は金融資産の変数として、米国連銀の発表している家計部門の純金融資産額を用い、消費と人的資産(=労働所得)のデータをGDPのデータから採っている。本論文では、人的資産の部分については無視することにして、月次の家計調査の消費とTOPIX指数の比の対数をとって、消費/金融資産比率の代理変数として用いることにする。無論、経済理論モデルとより整合的なのはLettau and Ludvigson(2002a, 2002b)の変数の作成方法であるが、TOPIXと金融資産総額の間には十分な相関がある限り、「対数をとった消費/株価比」は「対数をとった消費/金融資産総額比」の代理変数として正当化することが可能である。さらに本論文の簡便な代理変数には、月次のデータが利用可能であるという長所がある一方、LettauとLudvigsonの変数の定式化では、現実のタイミングでは投資家が消費/総資産比率を投資の意思決定に利用することはできない。本論文での

月次の株式リターン( $r_t$ )のデータは、ファイナンス研究における慣習にしたがって、前月末( $t-1$ )から今月末( $t$ )にかけての収益率で定義されている。用いた条件付け変数は、前月末( $t-1$ )に実際に情報として利用可能なさらに1ヶ月前( $t-2$ )の家計消費の値を、前月末のTOPIXの値で割ったもの( $C_{t-2}/TOPIX_{t-1}$ )である<sup>1)</sup>。ここでの分析に用いた消費のデータが確報によるものであり、実際に利用可能なのは家計調査の速報のデータである点を除けば、本論文で用いた条件付け変数は、現実の投資に関する意思決定に利用可能である。なお2番目の条件付け変数としては、短期金利(コールレート)の過去3ヶ月の移動平均との差を用いている。金利変数のこのような定式化は、Campbell(1991, 1996)やHodrick(1992)のそれにならっている。

各ポートフォリオと説明変数の基本統計量ならびに説明変数間の相関係数行列は、表1で報告されている。

### 3. 実証分析

#### 3.1 実証分析のフレームワーク

ここでは伝統的なファクター・モデルのプレゼンテーションにしたがって、本論文の実証分析の手法を簡単に記述しておく。まず  $K$  個のリスク・ファクター  $f_k$  が存在し、ポートフォリオ  $i$  の第  $t$  期のリターン  $r_{it}$  は、同じ期のファクター  $f_{k,t}$  に線型に依存して決定されるものとする。

$$r_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,i} f_{k,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ファクター  $f_k$  としてここで検討するのは、価値加重平均株価指数 TOPIX のリターン ( $R_{vw}$ )、HML ファクター、SML ファクターの3つである。以下では、TOPIX のリターンのみを用いた定式化を「マーケット・モデル」、それに HML ファクター、SML ファクターを加えたものを「Fama-French モデル」と呼ぶ。ただし、ここでの各ポートフォリオと TOPIX のリターンは、すべてコール・レートに対する超過リターンで定義されている。

ファクターのみを用いた(3)式のような推定式を「無条件モデル」と呼ぶことにし、一方で月次の投資期間の期首の状態変数  $g_{k,t-1}$  で条件付けたモデルを「条件付きモデル」と呼ぶことにする。条件付け変数  $r_k$  として、ここでは前節で議論した「消費と株価指数の比の対数」からその平均を引いたもの ( $Cratio_{t-1}$ ) と、金利変数 ( $\Delta i_{t-1}$ ) について検討する。「条件付きモデル」は以下のように書くことができる。

$$r_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{k,i} f_{k,t} + \sum_{l=1}^L \hat{\gamma}_{l,i} g_{k,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

実証分析でモデルのパフォーマンスを検討するにあたっては、いわゆる Fama-MacBeth 回帰を行う。第1段階でまず各ポートフォリオについて上記の無条件・条件付きの各モデルを推定して  $\hat{\beta}_{k,i}$ ,  $\hat{\gamma}_{l,i}$  の値を得る。次に各ポートフォリオの事後的な平均リターン ( $\bar{r}_{it}$ ) を,  $\hat{\beta}_{k,i}$ ,  $\hat{\gamma}_{l,i}$  に回帰する。

$$\bar{r}_{it} = \delta_0 + \sum_{k=1}^K \delta_k \hat{\beta}_{k,i} + \sum_{l=1}^L \eta_l \hat{\gamma}_{l,i} + u_i \quad (5)$$

以下の実証分析で報告・検討されているのは、この第2段階の回帰式の結果である。

### 3.2 実証結果

表2には、マーケット・モデル(1・2行目)と Fama-French の3ファクター・モデル(3-5行目)それぞれについて、無条件モデルと条件付きモデルの Fama-MacBeth 回帰による推定結果が報告されている。

まず1行目の無条件マーケット・モデルについては、決定係数  $R^2$  はわずかに0.8%であり、この期間の株式収益率のクロスセクションに関する説明力は事実上皆無である。また、HMLファクター・SMBファクターを追加した無条件の Fama-French モデル(3行目)についても、マーケット・モデルと比較したパフォーマンスの改善は非常に限定されたものであり、いずれのファクターとも推定されたパラメータの値は統計的に有意ではない。

表2. 実証分析の結果

サンプル期間：1984年4月から2000年3月  
ポートフォリオ：産業別×28；規模別×10 合計38ポートフォリオ

	リスク・ファクター			条件付け変数		$R^2$	$\bar{R}^2$
	$R_{vw,t}$	$HML_t$	$SMB_t$	$Cratio_{t-1}$	$\Delta i_{t-1}$		
1	0.169 (0.318)					0.8	-2.0
2	0.268 (0.308)			6.381 (2.951)*	-0.093 (0.048)†	15.1	7.6
3	0.254 (0.373)	0.173 (0.287)	-0.154 (0.516)			2.5	-6.1
4	0.176 (0.337)	0.569 (0.291)†	-0.177 (0.466)	11.275 (3.868)**		23.0	13.7
5	0.268 (0.280)	0.688 (0.224)**	-0.427 (0.409)	11.868 (3.325)**	-0.123 (0.044)*	29.4	18.3

#### 変数の定義

##### リスク・ファクター

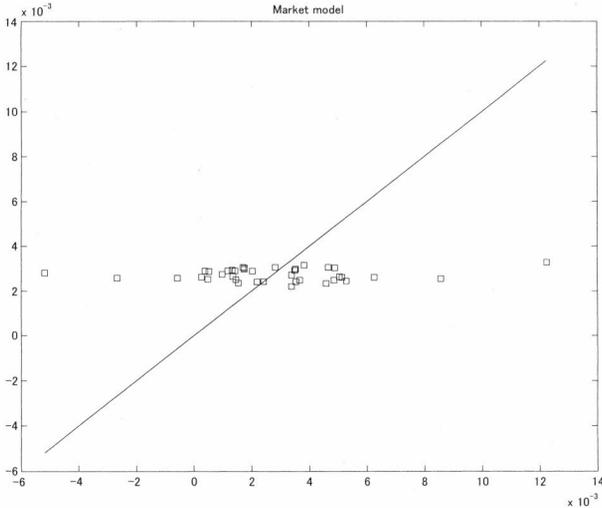
$R_{vw}$  マーケット・ポートフォリオ、TOPIX のコール・レートに対する月次の超過リターン。  
 $HML$  HML ファクター(簿価/株価比)  
 $SMB$  SMB ファクター(企業規模)

##### 条件付け変数

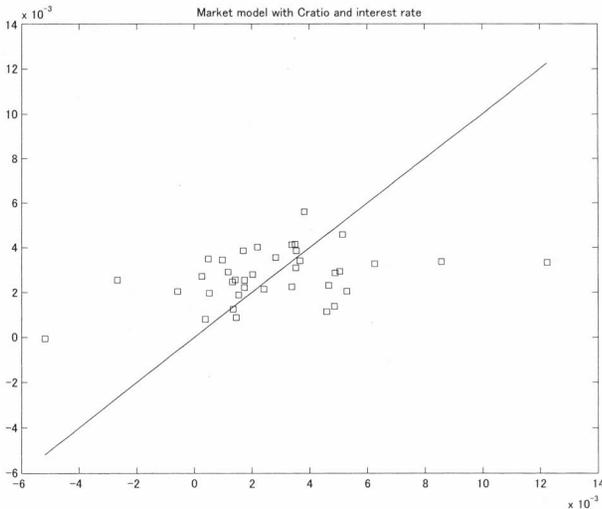
$Cratio$  消費と TOPIX の比の対数。消費のデータは、家計調査の消費データを X-12 で季節調整したもの  
 $\Delta i$  コール・レートの過去3ヶ月の移動平均からの乖離

(\*\*：1%水準で有意，\*：5%水準で有意，†：10%水準で有意)

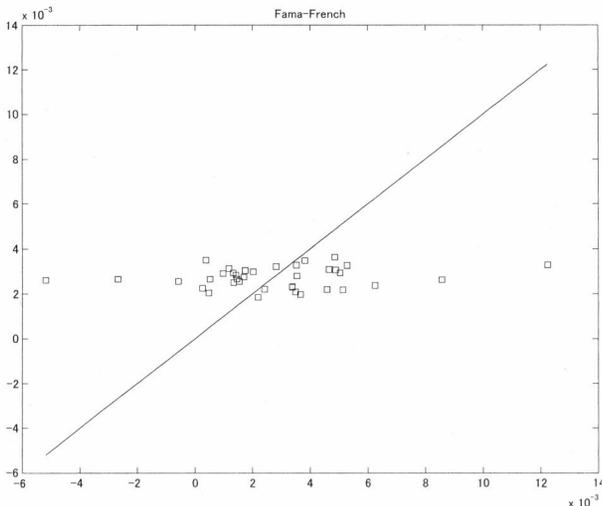
図1. 資産価格モデルのパフォーマンス：Fama-MacBeth 回帰による検証



パネルA：無条件マーケット・モデル



パネルB：マーケット・モデル ( $Cratio$  and  $\Delta i$ )

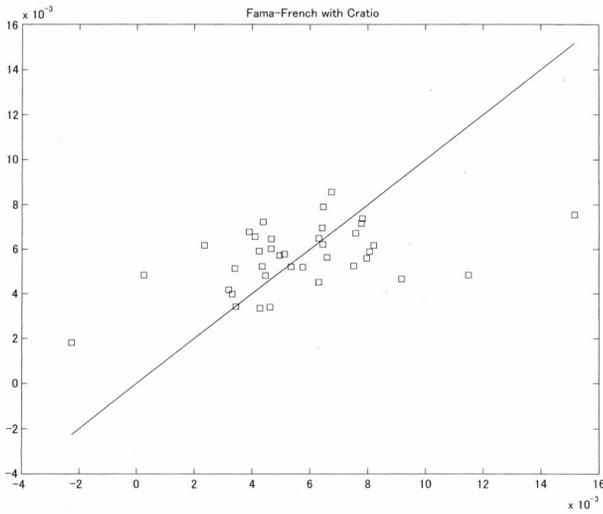
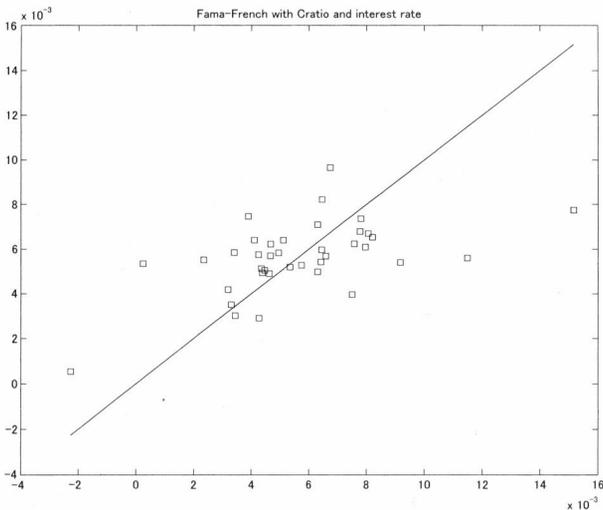


パネルC：無条件 Fama-French モデル

次に  $Cratio$  と  $\Delta i$  を条件付け変数として用いたマーケット・モデル(2行目)についての推定結果を見ると、 $R^2$  の値は一挙に15%まで上昇している。 $Cratio$  と  $\Delta i$  の係数の値も、それぞれ5%水準と10%水準で統計的に有意である。したがって、無条件のマーケット・モデルはもちろん、無条件の Fama-French モデルと比較しても、条件付きマーケット・モデルの方がパフォーマンスは明らかに上である。

一方、条件付きの Fama-French モデルの推定結果を見ると、 $Cratio$  のみを条件付け変数として用いた場合(4行目)で、 $R^2$  は23%近い値になっており、 $Cratio$  の係数の値も1%水準で統計的に有意になっている。さらに、 $Cratio$  と  $\Delta i$  の両方を条件付け変数として用いたモデル(5行目)では  $R^2$  は30%近くなり、自由度修正決定係数  $\overline{R^2}$  で見たとしても、モデルのパフォーマンスは、 $Cratio$  のみの13.6%から18.4%へと明らかに上昇している。以上の結果から、リスク変数としての  $Cratio$  と  $\Delta i$  の重要性は明白であろう。また条件付きの Fama-French モデルでは、HML ファクターのパラメータがいずれも正の値で統計的に有意になっている(4行目・5行目)。ポートフォリオの作成方法が異なっているので厳密に比較はできないが、これは重複するサンプル期間について複数の Fama-French タイプのモデルの推定を行った、久保田・竹原(2000)の推定結果と整合的である。

図1では、各モデルについて、実際のリターンの平均値を横軸に、モデルのあてはめ値を縦軸に取ったグラフを描いている。もし、モデルのパフォーマンスが十分よければ、すべての点は45度線上に集中するはずである。これらのグラフは、表2の推定結果を裏

パネルD: Fama-French モデル (*Cratio* のみ)パネルE: Fama-French モデル (*Cratio* and  $\Delta i$ )

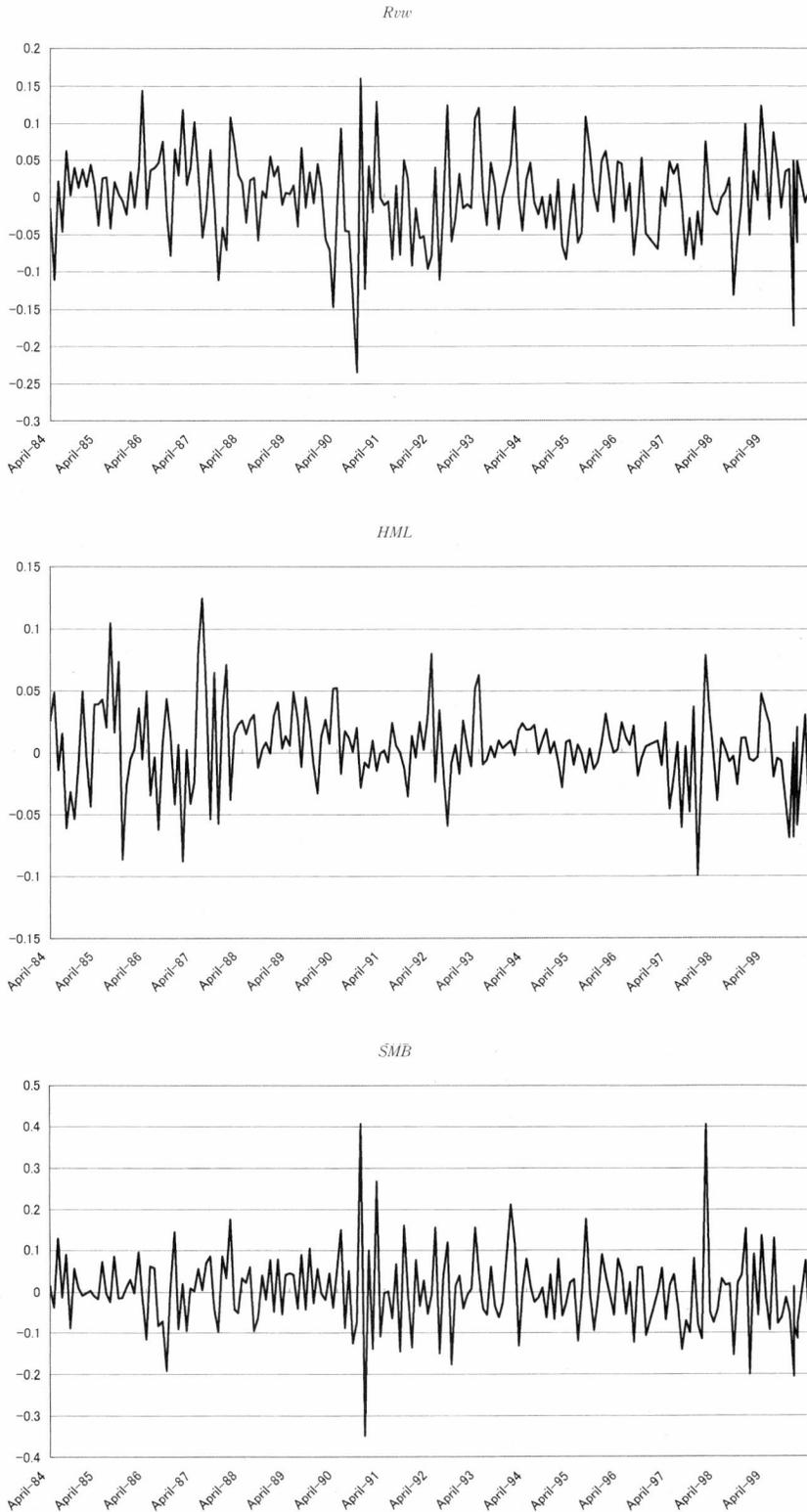
付けている。まず、無条件のマーケット・モデル(パネル1)では、各点は0.3%(年率で3.6%の超過リターン)近辺でほぼ水平に分布しており、Sharpe = Lintner 型のCAPM/マーケット・モデルでは、まったくと言っていいほどデータのクロスセクションの性質が説明できないことが確認される。*Cratio* と  $\Delta i$  を条件付け変数として用いたマーケット・モデル(パネル2)では、パフォーマンスは明らかに上昇しており、無条件のFama-Fenchモデル(パネル3)と比較しても明らかにあてはまりが良いことが分かる。一方、条件付きマーケット・モデル(パネ

ル2)、条件付け変数が *Cratio* のみ(パネル4)と、*Cratio* と  $\Delta i$  の両方(パネル5)を用いた条件付きFama-Fenchモデルという3つの定式化の間では、各点の分布にさほど大きな差は見受けられない。この3つのモデルの間で表2に見られるパフォーマンスの違いを生み出しているのは、パフォーマンスが極端な2・3個のポートフォリオに関する説明能力の差だけであるように見受けられる。ちなみに、パフォーマンスが最低のポートフォリオは鉱業(-0.23%)と石油・石炭製品(0.03%)、飛び抜けたパフォーマンスを示しているのは10階層の最小規模ポートフォリオ(1.52%)とサービス業(1.15%)である。グラフから判断する限り、条件付きマーケット・モデルから、*Cratio* のみの条件付きFama-Fenchモデルへのパフォーマンスの改善には、上記のうち鉱業と最小規模ポートフォリオの2つのポートフォリオに関する説明力が高まっていることが大きく寄与しているものと思われる。また *Cratio* のみの条件付きFama-Fenchモデルと、*Cratio* と  $\Delta i$  の両方を用いたモデルのパフォーマンスの差は、鉱業およびサービス業の若干の説明力の改善に原因があり、逆に平均的なパフォーマンスのポートフォリオの幾つかについては説明力が低下しているようにすら見受けられる。

### 3.3 実証結果の解釈

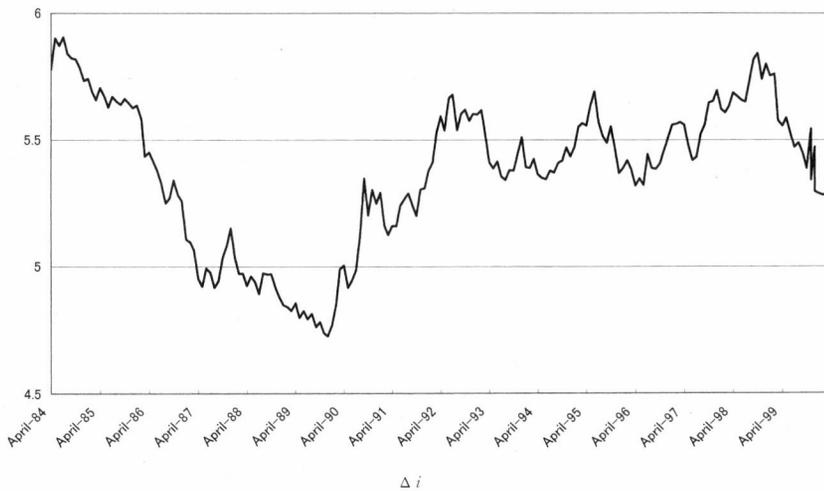
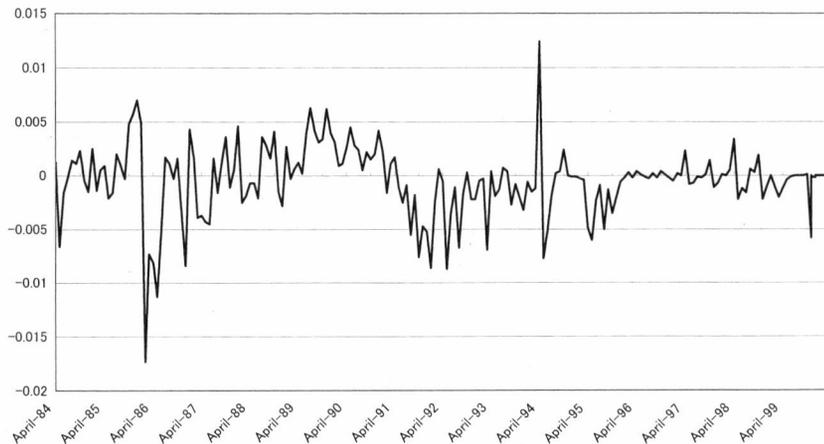
以上の分析結果から、かなりの程度まで *Cratio* が日本の株式市場のリターンのクロスセクションのパターンの説明に貢献していることは明らかであろう。しかし、このことは *Cratio* がリスク・ファクターとして有用であると言うことを必ずしも意味していないと考えるべきである。実際、条件付け変数の  $Cratio_{t-1}$  の代わりに、投資期間の期末の  $Cratio_t$  をリスク・ファクターとして説明変数に用いた場合でも、モデルのパフォーマンスに

図2. リスク・ファクターと条件付け変数



ほとんど変化は見られなかった。図2には各リスク・ファクターと *Cratio* の時系列データがプロットしてあるが、これらのグラフから、リスク・ファクター変数と比較した場合、*Cratio* が非常に緩やかに動く変数であることが分かる。また *Cratio* は、いわゆるバブル経済の時期(1987年-1990年)に大きく低下している。つまり *Cratio* は、リスク・ファクターとして株式リターンの短期における確率的変動を説明するには不向きであり、市場全体の緩やかな振幅を捉えている一種の状態変数として解釈する方が妥当である。その場合の解釈としては、例えば *Cratio* は (1)・(2)式の定数項  $\beta_0$  の、緩やかな変動を捉えていると考えることができるであろう。もう一つの考え方は、Lettau and Ludvigson (2001b) のように、各リスク・ファクターの係数  $\beta_{k,i}$  が時間を通じて変化していると考えらることである。Lettau and Ludvig-

Cratio

 $\Delta i$ 

son(2001b)の定式化では、本論文での“ $Cratio_{t-1}$ ”に対応する“ $cay_{t-1}$ ”という変数を scaling variable と呼び、無条件のマーケット・モデルや Fama-French モデルに、scaling したマーケット・ポートフォリオ ( $cay_{t-1} \cdot R_{vw,t}$ ) を説明変数として追加したものを条件付きモデルと呼んでいる。

このことは経済学的インプリケーションとしては、 $Cratio$  をリスク変数として用いたモデルによって、数ヶ月単位で超過収益を上げることが期待するのが難しいであろうことを意味している。 $Cratio$  を条件付け変数として用いることのメリットを享受するには、それによってマーケット全体の大きな変動を捉えることができる、ある程度長い投資期間が必要とされるであ

ろう。その意味で、Lettau and Ludvigson(2001a,b)の一連の研究が四半期データに基づいているのは、それなりに意味があるといえるのかもしれない。

#### 4. まとめ

本論文では、消費と資産価格の決定の関係をどう考えるかについて、Lettau and Ludvigson(2001a,b)の最近の研究に大筋で沿う形で分析を行った。実証分析の結果の大筋は、Lettau と Ludvigson のアメリカについての分析結果に対応するものであり、日本についても消費と(金融)資産の比の対数を説明変数として用いるこ

とによって、株式収益率のクロスセクションのパターンの説明力が大幅に改善する可能性が示された。同時に消費と金融資産の比率が説明するのは、ある程度長期間のゆっくりとしたマーケット全体の動きであることが示された。すなわち、消費と金融資産の比率は、短期の確率的な資産収益率の動きを説明するリスク・ファクターとしてではなく、マーケットの状況の大きな振幅を表現する条件付け変数(conditioning variable)として重要なのである。

本論文での分析については、幾つかの重要な積み残しがある。まず、日本のデータに関する他の研究で検討されている Fama-French モデルのバリエーションとの比較は、本研究の分析結果の頑強さを確認するために不可欠であろう。

なかでも、労働所得を含む Jagannathan and Wang(1996)型のモデルとの比較分析は重要である。さらに現時点での本研究は、著者が使用した Fama-French タイプのポートフォリオ・データの物理的な制約を一部受けている。付論で議論した会計制度の変更の問題をどのように処理し、どのようにサンプル期間を拡充するかという作業については今後の検討課題としたい。また、Lettau and Ludvigson(2001a,b)の研究により忠実な形で消費／総資産比率データの作成については、これも現在進行形のプロジェクトであり、いずれ今回積み残した問題点に関する分析結果を総合した形で新たな論文を執筆することにしたい。

## 5. 付論

Fama and French(1992)は、Sharpe = Lintner 型の資本資産価格モデル(CAPM)がクロスセクションの株式収益率のパターンを説明できないことを強調し、代替的なモデルとして、通常のマーケット・モデルに HML ファクターと SMB ファクターという2つのファクターを追加したモデルを提案した。彼らの手順をまとめると、まず各年6月の企業の規模によって個別銘柄をソートし、ちょうど中位点で小型株ポートフォリオ(small)と大型株ポートフォリオ(big)に分類する。同じように、各銘柄の簿価／株価比率(Book to Market)によってもデータをソートし、簿価／株価比率の下位30%を low, 真ん中の40%を medium, 上位30%を high と分類する。このような2つのソートの方法によって、 $2 \times 3 =$  合計6%個のポートフォリオ(S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H)が作成される。SMB(Small-minus-Big)ファクターは、企業規模の小さい3つのポートフォリオ(S/L, S/M, S/H)のリターンの単純平均から、大きい3つのポートフォリオ(B/L, B/M, B/H)のリターンの単純平均を引いたものである。同じように HML(High-minus-Low)ファクターは、簿価／株価比率の高い銘柄のポートフォリオ(S/H, B/H)のリターンから、低い銘柄のポートフォリオのリターン(S/L, B/L)を引い

たものである。通常の価値加重平均のマーケット指数に加え、このような HML ファクター・SMB ファクターをリスク・ファクターとして用いた3ファクター・モデルを俗に Fama-French モデルと呼び、Fama and French(1992)以降、資産価格モデルのパフォーマンスを検討するにあたって、重要なベンチマークとして認識されている。ただし Fama-French に対する幾つかの重要な批判が提出されており、それらはいずれも HML ファクター・SMB ファクターを導入することに理論的根拠がなく、ファクターの選択が恣意的であることを指摘している。そのような批判としては、Berk(1995, 2000), Black(1993), Daniel and Titman(1997)等を参照されたい。

本論文で使用した日本のデータは、毎年4月時点での株価・会計データに基づいて HML ファクター・SMB ファクターを作成している。これは日本での会計データの発表のタイミングを我々なりに考慮したものであるが、研究者によっては別のタイミングの取り方(例えば8月)をしており、この点については再検討の余地がある。また、日本の会計制度は2000年3月期決算以降、連結決算を重視するシステムに移行しており、この点で HML ファクターの元になるデータの連続性が保証できないことから、本論文ではそれ以降のデータを敢えて用いなかった。この点も、将来的には改善の余地がある点である。

(一橋大学経済研究所)

## 注

\* 本研究に関して平成14年度文部科学省科学研究費(若手研究(A)14701011)・平成14年度特定領域研究「世代間の利害調整に関する研究」からの助成を受けたことを感謝する。本稿で用いたデータの作成にあたって、竹原均氏(筑波大学社会工学系)からは貴重なアドバイスを頂いた。リサーチ・アシスタントの後藤大輔氏、清水順子氏(ともに一橋大学商学研究科大学院生)は効率的にデータ・セットを作成してくれた。また小幡績氏、黒崎卓氏、その他の一橋大学経済研究所定例研究会の参加者から有益なコメントを頂いた。以上の方々に感謝する。

1) 1ヶ月前の消費と TOPIX の比

( $C_{t-2}/TOPIX_{t-2}$ )を用いた定式化も実際に検討してみたが、モデルのパフォーマンスに大きな影響はなかった。

### 参 考 文 献

- 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, No. 3/4, pp. 76-89.
- 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.
- 久保田敬一、竹原均(2000)「リスクファクターモデルと財務特性モデルの判別：Fama-French modelの検証をめぐる問題」、『現代ファイナンス』No. 8, pp. 3-16.
- Berk, Jonathan B. (1995) "A Critique of Size-Related Anomalies," *Review of Financial Studies*, Vol. 8, No. 2, pp. 275-86.
- (2000) "Sorting Out Sorts," *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 1, pp. 407-27.
- Black, Fischer (1993) "Beta and Return," *Journal of Portfolio Management*, Vol. 20, pp. 8-18.
- Brav, Alon, George M. Constantinides, and Christopher C. Geczy (2002) "Asset Pricing with Heterogeneous Consumers and Limited Participation: Empirical Evidence," *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 4, pp. 793-824.
- Breedeen, Douglas T. (1979) "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities," *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, No. 3, pp. 265-96.
- Campbell, John Y. (1991) "A Variance Decomposition for Stock Returns," *Economic Journal*, Vol. 101, No. 405, pp. 157-79.
- (1996) "Understanding Risk and Return," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 2, pp. 298-345.
- Constantinides, George M., John B. Donaldson, and Rajnish Mehra (2002) "Junior Can't Borrow: A New Perspective of the Equity Premium Puzzle," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 1, pp. 269-96.
- and Darrell Duffie (1996) "Asset Pricing with Heterogeneous Consumers," *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 2, pp. 219-40.
- Daniel, Kent and Sheridan Titman (1997) "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, pp. 1-33.
- Duffie, Darrell (2001) *Dynamic Asset Pricing Theory*, third edition, Princeton University Press.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1992) "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, pp. 427-65.
- Hansen, Lars P. and Kenneth J. Singleton (1983) "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns," *Journal of Political Economy*, Vol. 91, pp. 249-65.
- Hodrick, Robert J. (1992) "Dividend Yields and Expected Stock Returns: Alternative Procedures for Inference and Measurement," *Review of Financial Studies*, Vol. 5, No. 3, pp. 357-86.
- Jagannathan, Ravi and Zhenyu Wang (1996) "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 1, pp. 3-53.
- Letau, Martin and Sydney Ludvigson (2001a) "Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 3, pp. 815-849.
- and———(2001b) "Resurrecting the (C) CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying," *Journal of Political Economy*, Vol. 109, No. 6, pp. 1238-87.
- Lucas, Robert E. Jr (1978) "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, pp. 1429-45.
- Mankiw, N. Gregory and Matthew D. Shapiro (1986) "Risk and Return: Consumption Beta versus Market Beta," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, pp. 452-59.
- Nakano, Katsura and Makto Saito (1998) "Asset Pricing in Japan," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol. 12, No. 2, pp. 151-66.