



SHIGA UNIVERSITY

CRR WORKING PAPER SERIES J

Working Paper No. J-4

日本株式市場と国際リスク・ファクター：
国際資産価格決定モデルの応用と検証

李 罡 小田野 純丸

2006年11月

Center for Risk Research
Faculty of Economics
SHIGA UNIVERSITY

1-1-1 BANBA, HIKONE,
SHIGA 522-8522, JAPAN

滋賀大学経済学部附属リスク研究センター

〒522-8522 滋賀県彦根市馬場 1-1-1

日本株式市場と国際リスク・ファクター：
国際資産価格決定モデルの応用と検証

李罡* 小田野純丸**

2006年11月30日

* 滋賀大学経済学部博士課程（〒522-8522 彦根市馬場1-1-1 e-mail: lggifu@yahoo.co.jp）

** 滋賀大学経済学部教授（〒522-8522 彦根市馬場1-1-1 e-mail: odano@biwako.shiga-u.ac.jp）

はじめに

グローバル化が急速に進む中、企業の多国籍化が顕著に展開を見せている。1985年に登場したプラザ合意の後に経験した急激な円高を背景にして、多くの日本企業は東アジア諸国に進出する戦略を取り入れ、海外事業展開の加速化が定着してきた。企業の多国籍化が進めば、世界経済情勢に関わるニュースや為替レートの動向によってその業績が大きく左右される局面が発生する可能性は否定できなくなっている。特に、世界貿易の発展には目を見張るものがあり、同時に国際ポートフォリオ投資の高まりを受けて、国際間の財・サービス・マネーに関わりを持つことになる為替リスクの評価に対する関心が急速に注目を集めてきている。

近年の日本株式市場を概観すると、外国人投資家の参入が顕著となっていて、彼らの日本株の保有シェアは継続的に増進を見せている。その持株比率を比較検証すると、すでに銀行や事業法人、個人の持株比率のレベルを上回るまでになっている。株式流通市場を見ても、東京・大阪・名古屋の三市場の委託売買合計額に占める外国人投資家のシェアは年々上昇し、その結果、彼らは市場の主役になったとさえ言われている。このような経済状況を踏まえて、国際的な視点から日本株式市場の資産価格決定に関する問題を考察することはこの市場の性格や働きを理解する上でそれなりの意義を持つものと考えられる。

国際資産価格決定理論は、これまで主に二つの問題に集中して取り組んできた経緯がある。その一つは市場ポートフォリオの代理変数として、国内市場ポートフォリオと世界市場ポートフォリオのどちらがより適切なのかという問題である。つまり一国の資本市場が世界市場にどの程度統合されているかという問題である。この問題は Black (1974) や Stulz (1981a) によって理論的な分析が展開され、Errunza and Losq (1985) や Bekaert and Harvey (1995) によって実証研究の成果が提示されている。

国際資産価格決定に関する研究のもう一つの中心課題は、為替リスクに関する価格付けの問題である。Solnik (1974, 1983), Sercu (1980), Stulz (1981b), Adler and Dumas (1983) と Ikeda (1991) は、すでに為替リスクをどのように価格付けるかという課題を理論的に証明している。この問題に関する実証研究は 1990 年代初めに本格的に取り扱われてきた。しかし初期段階に実施された研究の結果は、為替リスクは十分に価格付けされていないという否定的な結論を導出するものが多かった。たとえば、米国株式市場を研究対象とし、1980 年代前半を標本期間として扱った Jorion (1991) は、為替リスクは価格付けられていないことを例証したという結論を出している。日本株式市場に関する Hamao (1988) の研究も、同じような結果を報告している。ところが、1990 年代初期に得られたこのような否定的な実証成果に対し、1990 年代後半になって Dumas and Solnik (1995) や De Santis and Gerard (1998) により、条件付きアプローチによる方法論の可能性が試みられた結果、為替リスクが株式市場において価格付けられているのではないかという実証成果が多く発表されるようになった。日本株式市場に関しても同様の結果が得られている¹⁾。

国際ポートフォリオ投資研究分野においては、各国の市場レベルの統合に関する研究が盛んに行われている。しかし、投資家のポートフォリオ選択に関する実証研究によって明らかにされているように、地理的、文化的な要因、そして企業規模などという条件が、投資家のポートフォリオ選択に大きな影響を与えていることは否定できない事実である。そ

1) 日本株式市場は世界においても最も重要な市場の一つであるから、国あるいは企業レベルのデータを利用し、為替リスクの価格付け問題を研究する論文のほとんどは、日本株式市場を扱っている。たとえば、日本市場ポートフォリオを含み、為替リスクの価格付け問題を検証しているのは、Dumas and Solnik (1995), De Santis and Gerard (1998), Patro, Wald and Wu (2000), De Santis, Gerard and Hilloom (2003), Gerard, Thanyalakpark and Batten (2003) などがある。そして Doukas, Hall and Lang (1999) は日本企業のサイズ・ポートフォリオのデータを扱い、Choi, Hiraki and Takezawa (1998) は産業ポートフォリオのデータを利用している。ただし Choi らの論文では、市場全体を中心にしており、各産業ポートフォリオの価格付け問題を検討していない。

れは情報コストの少ない企業・産業が、国際ポートフォリオ投資の対象になりやすいことを示唆する²⁾。加えて、最近時点では、各国の産業がどの程度の割合で世界市場に統合されているか、産業固有のファクターがシステムティック・リスクとして如何に価格付けされているのかに関する研究が関心を集めている。たとえば Heston and Rouwenhorst (1994), Rouwenhorst (1999), Griffin and Karolyi (1998) と Serra (2000) は、各国市場間の相関性の低い状況は各国の産業構造によって説明できるものではなく、主に国に特有の効果 (country-specific effect) による説明が可能になるものと提起している。それに対し、最近のデータを利用して分析を進めている Brooks and Catao (2000), Cavaglia, Brightman and Aked (2000) は、各国のリターンを説明するには産業ファクターがより重要になっていることを提案している。Moerman (2004) による研究も平均・分散分析を基礎にして産業の特性の重要性を強調している³⁾。

本論は、日本の株式市場がどの程度の割合で世界市場に統合されているのか、外国為替リスクは其中でどう捉えられているのか、果たしてそのような要因はシステムティック・リスクとして価格付けされているのか、などの問題について東京証券取引所市場第 1 部の月次データを用いて実証的に検証するものである。

上で簡単に触れたように、各産業の固有の特性により、それらの産業の世界市場に統合されている度合いや、各リスク・ファクターの価格付けなどには構造的な違いがあると考えられる。こうした仮説の検証に向けて、本論は東京証券取引所市場第 1 部に上場されている各産業のデータを活用し、外国人投資家が各産業に占める株式シェアと各産業の輸出比率によって産業分類を試みながら、仮説検証のための実証分析を行うことにする。

本論は以下のように構成されている。まず第 2 節では、理論モデルの解説、そのために必要な推定および検定に関するアプローチを説明する。そして第 3 節では、利用するデータを紹介し、データの統計学的特性について報告する。第 4 節ではモデルの計測結果を報告し、第 5 節では推計で得られた計測結果を分析する。最後の第 6 節は研究の要約をまとめてある。

2) Kang and Stulz (1995) や Dahlquist and Robertson (2001) によれば、外国投資家が常に大企業や輸出の多い企業の株式に投資する傾向がある。多国籍企業や輸出・入の多い企業の為替リスクへのエクスポージャーに関する研究は、He and Ng (1998) や Pritamani, Shome and Singal (2004) を参照されたい。

3) 各産業ポートフォリオの国際的な相関関係の一つの例として、近年に発生した IT ブームがよく知られている。Del Negro and Brooks (2004) によれば、産業ファクターの期待リターンに対する説明力はこの IT ブームによる部分が大きい。また Carrieri, Errunza and Sarkissian (2003) の G7 に関する研究は、世界産業ファクターは価格付けられているに対し、為替ファクターはあまり重要でないと結論している。Griffin and Stulz (2001) と Cavaglia et al. (2002) も同じ結果を得ている。

理論モデルとその推定方法

各国の市場が世界市場の中に完全に統合されている状況を前提に、Alder and Dumas (1983) はリスク資産と物価の変化率が伊藤過程に従うと仮定して、投資家の効用最大化の行動を通じて市場均衡が得られることを示している。彼らが想定しているのは、世界には $(L+1)$ の国があり、その第 $L+1$ 番目の国は基準になる通貨を有する国であり、リスク資産数が n 、各国には一つの安全資産がある状況を考える。短期においてインフレ・リスクがそれほど重要でない状況が通常のケースであると考え、各国の物価水準と購買力平価との乖離そのものは完全に為替レートの変動によって説明されると考えることができる。このような場合について、Dumas and Solnik (1995) によれば、各国資産の期待リターンは次のように表すことができる：

$$E(r_{jt}) = \sum_{i=1}^L \lambda_{i,t-1} \text{Cov}(r_{jt}, r_{n+i,t}) + \lambda_{m,t-1} \text{Cov}(r_{jt}, r_{mt}) \quad j=1, \dots, n+L+1 \quad (1)$$

ここで、 r_{jt} は各国のリスク資産の対基準通貨国の安全資産の超過リターンであり、 $r_{n+i,t}$ は非基準通貨国の安全資産（為替リスクを考慮すれば、リスク資産になる）の超過リターンであり、 r_{mt} は世界市場ポートフォリオの超過リターンである。そして、 $\lambda_{i,t-1}$ は為替リスクの価格であり、 $\lambda_{m,t-1}$ は世界市場リスクの価格を表している。

国内市場が部分的に統合されている場合を考えると、そこにはその国内に特有のリスク要因があると考えることが可能である。そう考えると、その特有のリスク・ファクターをモデルに加える必要が生まれてくる。しかし、そのリスク要因を特定することはなかなか難しい。従って、多くの研究者が採用するように国内市場リスクをその特有なリスク要因の代理変数として扱う傾向がある。すなわち、式(1)については次のように拡張することができる：

$$E(r_{jt}) = \sum_{i=1}^L \lambda_{i,t-1} \text{Cov}_{t-1}(r_{jt}, r_{n+i,t}) + \lambda_{m,t-1} \text{Cov}_{t-1}(r_{jt}, r_{mt}) + \lambda_{d,t-1} \text{Cov}_{t-1}(r_{jt}, r_{dt}) \quad (2)$$

ここで、 r_{dt} は国内市場ポートフォリオの超過リターンであり、 $\lambda_{d,t-1}$ は国内市場リスクの価格である。

本論では基本的に式(1)と(2)を駆使して実証分析を進めることにする。ここで注意しなければならない点は、為替リスクと世界市場リスクを考慮しなければそれは $\lambda_{i,t-1} = \lambda_{m,t-1} = 0$ であることを前提にしていることになり、式(2)はCAPMになる。もし為替リスクだけを考慮しなければ、そのときは $\lambda_{i,t-1} = 0$ であるために、式(1)がいわゆる世界CAPMとして認識されることになる。

よく知られているように、すべての資産価格決定モデルについては確率的な割引ファクターによって表現することが可能になる。つまり、次式(3)：

$$E_{t-1}(M_t R_{i,t} | \mathbf{Z}_{t-1}) = p_i \quad (3)$$

が成立する。ここで、 M_t は確率的割引ファクターと呼ばれ、 \mathbf{Z}_{t-1} は $t-1$ 時点に利用可能な情報集合である。 p_i は $R_{i,t}$ が粗収益率であるときに1であり、 $R_{i,t}$ が超過収益率であるときに0である。

式(1)に対応する確率的割引ファクターは、Dumas and Solnik (1995) にしたがって、次のように表すことができる：

$$M_t = R_0^{-1} [\lambda_{0,t-1} - (\sum_{i=1}^L \lambda_{i,t-1} r_{n+i,t} + \lambda_{m,t-1} r_{mt})] \quad (4)$$

ここで、 R_0 はある（安全）資産の粗収益率である。そして、式（2）に対応する確率的な割引ファクターは次のように要約することが可能になる：

$$M_t = R_0^{-1} [\lambda_{0,t-1} - (\sum_{i=1}^L \lambda_{i,t-1} r_{n+i,t} + \lambda_{m,t-1} r_{mt} + \lambda_{d,t-1} r_{dt})] \quad (5)$$

\mathbf{X}_t は観測可能なリスク・ファクターのベクトル変量で、 θ が推定したいパラメータである。従って、モデル（3）の誤差項 \mathbf{u}_t は次のように表すことができる：

$$\mathbf{u}_t(\theta) = m(\theta, \mathbf{X}_t) \mathbf{R}_t - p \quad (6)$$

ここで、 \mathbf{R}_t は $R_{i,t}$ からなるベクトルである。この式において、繰り返し期待値の法則により、すべての時点 t について、次式（7）：

$$E_{t-1}(\mathbf{u}_t' \mathbf{Z}_{t-1}) = 0 \quad (7)$$

が成立する。この直交化条件により、一般化モーメント法（GMM）を利用し、モデルのパラメータを推定することができる。すなわち、標本平均の直交化条件を表す $N \times K$ （ N は資産数、 K は操作変数の数）行列は次式：

$$\mathbf{G} = \mathbf{u}' \mathbf{Z} / T, \quad \mathbf{g} = \text{vec}(\mathbf{G}) \quad (8)$$

と定義すると、パラメータ θ の GMM 推定値は、 $NK \times NK$ の加重行列 \mathbf{W} の 2 次形式 $J_T = \mathbf{g}' \mathbf{W} \mathbf{g}$ を最小化することによって得ることができる⁴⁾。ここで、 $\text{vec}(\cdot)$ は行列の列ベクトルへの変換を意味するものである。

加重行列 \mathbf{W} について、Hansen（1982）によれば、直交化条件の共分散行列の一致推定値の逆行列を選択するならば、そのようにして計算される推定量は漸近的有效推定量になる。すなわち、最適加重行列 \mathbf{W} の一致推定値の一つの例として、次式（9）：

$$\hat{Cov}(\mathbf{g}) = T^{-1} \sum_t (\mathbf{u}_{t+1} \mathbf{u}_{t+1}') \otimes (\mathbf{Z}_t \mathbf{Z}_t') \quad (9)$$

の逆行列を考えることができる。ここで、 \otimes はクロネッカー積を表すものである。しかし系列相関がある場合に、上式で示される加重行列は必ずしも正定値行列となる保証がない。その場合には Newey and West（1987a）が提案するように：

$$\hat{Cov}(\mathbf{g}) = T^{-1} \sum_t \sum_{j=-\tau, \dots, \tau} (1 - (|j|/(\tau+1))) (\mathbf{u}_{t+1} \mathbf{u}_{t+1-j}') \otimes (\mathbf{Z}_t \mathbf{Z}_{t-j}') \quad (10)$$

を考えることが可能である。そして、パラメータの漸進共分散行列は：

$$\hat{Cov}(\theta) = [E(\partial \mathbf{g} / \partial \theta)' \mathbf{W} E(\partial \mathbf{g} / \partial \theta)]^{-1} \quad (11)$$

で計算することが可能となる。

4) 式（1）と（2）において、資産収益率 r_{ji} が超過リターンであるため、すべての p_i はゼロになるから、パラメータを解くことができない。いいかえれば、パラメータを解くために、少なくとも一つの資産のリターンが粗収益率でなければならない。この問題は、ふつう安全資産の粗収益率を利用することによって解決されるが、国際資産価格決定問題を考える際、すべての国の投資家にとって安全資産が存在するといいたい。そこで、Dumas and Solnik（1995）は、1 期前の測度通貨国の安全資産を条件付き安全資産と定義し、その粗収益率を利用している。本論では $E(M_t) = 1$ というモーメント条件を利用し、モデルを推定する。

データ

本論では、日本株式市場の産業ポートフォリオに関して三つのグループに分類し、各グループのそれぞれについてモデルを推定し、リスク・ファクターの価格付け問題を考察することにする。全体の検証期間は1980年1月から2004年12月までである。1980年を検証の始点とする最大の理由は、1979年に外国為替および外国貿易管理法の改正が行われ、対外取引が原則自由になったことに依るためである。この期間を通じて、レーガノミックスを基調とする1980年代前半の円・ドルレートの減価と、プラザ合意以降の急激な円高、1980年代後半のブラックマンデーとバブルの発生、1995年まで続いてきた日本円の増価と日本経済の長期低迷、そして金利自由化と日本版金融ビッグ・バンなど、さまざまな経済的出来事を観察対象として扱うことができる。

3.1 各産業ポートフォリオ・リターン

本論で利用される各産業の株式収益率は、東京証券取引所市場第1部に上場されている各業種の月次データである。データの出所は日本証券経済研究所の『株式投資収益率2004』である⁵⁾。1993年7月以降、東京証券取引所は産業分類を33産業に変更したが、日本証券経済研究所では従来分類の28産業を採用している。東京証券取引所市場第1部には、2004年末時点で1593社が上場されているが、上場企業数の多い産業と少ない産業の間にはかなりの差が認められる。よく知られているように、資産数の少ないポートフォリオの特性としてそれが安定とは認められないことから、本論では最も企業数の少ない(10社以下の)産業(そこには水産・農林業、鉱業、空運業、石油・石炭業が含まれる)をデータから除外することにする。その結果、利用される産業数は24となる。研究に含まれる企業数は1567となる。

以下では二つの基準を利用し、各産業を三つのグループに分類する。一つの基準は外国人投資家による各産業株式の保有シェア(金額ベース)である。そのデータは『株式分布状況調査』の各年版によって入手できる。もう一つの基準は各産業産出の輸出比率である⁶⁾。輸出・産出比率は経済産業研究所の1980年から2000年までの長期接続産業連関表にあるデータを用いて算出する。

表1は二つの基準から得られた各産業の順位を示している。表1をみると、二つの基準でみた下位5位までに9産業がある。そのなかの情報・通信業は発展が目覚ましく、各国投資家に注目されている産業であると考えられる。従って、この産業をこのグループから除外し、残された8産業をグループ3の中に分類する。グループ3を見ると、6産業の世界市場ポートフォリオとの相関性の順位は最下位に位置するものとなっていて、他の二つの産業(金融・保険業と食料品業)の順位もそれほど高くはなっていない。そしてグループ3に分類した不動産業と、産業特性の原因で輸出比率の高い海運業を除外すれば、二つ基準でみた上位7位までの産業は、きわめて集中して7産業しか得られない。そして世界市場ポートフォリオとの相関性により、ゴム製品業をこのグループに分類する。このグループはグループ1と呼ばれ、そこに含まれる8産業は世界市場ポートフォリオとの相関性の中では上位8位となっている。最後に残された8産業は別のグループに分類され、グループ2と呼ぶことにする。

各産業ポートフォリオの統計学的特性は表2で示されている。まず、各産業ポートフォリ

5) 日本証券経済研究所の『株式投資収益率2004』は、2003年6月に行われた産業の定義の見直しに対応し、新定義で遡及計算を行ったため、2002年版までの結果と異なる産業がある。なお、通信業は情報・通信業と名称も変更された。

6) 本論で輸出シェアを利用する理由としては、輸出の多い産業に属する企業が外国人投資家にとって知りやすい、情報コストが低いことがあげられる。なお、輸出と輸入の合計の対産出比率という基準を用いても、各産業の順位が変わってしまうが、最終の分類結果は殆ど変わらない。

の超過リターンは尖度が3より大きい, Jarque - Bera 統計量によれば, ほとんどの産業の超過リターンが正規分布に従うという仮説を棄却してしまう。そして, 各時系列データが定常系列かどうかを調べるために, Q 検定と単位根検定を行った。その結果, 24 産業のなかの三つの産業は, 5%有意水準で系列がホワイト・ノイズであるという仮説が棄却され, 二つの産業は 10%有意水準で帰無仮説が棄却される。しかし ADF 検定により, すべての産業は超過リターンが単位根を持つという帰無仮説が, 1%有意水準で棄却される。この結果は Phillips-Perron 単位根検定を適用した分析においても変わらないものとなっている。

3.2 リスク・ファクター

世界市場ポートフォリオの代理変数として, MSCI の米ドル建ての The World Gross Index の月末値を利用し, 日本円・米ドルレートによって日本円建てのリターン値に換算する。この指数は 2005 年 5 月時点において先進国 23 カ国の銘柄をベースに算定されたものである。

日本株式市場が世界市場に統合されていないという仮説を検証するために, 日本市場ポートフォリオの収益率を自国市場リスク・ファクターとして利用することにする。そのデータは日本証券経済研究所の『株式投資収益率 2004』にある市場収益率であるのでこれを採用する。

為替リスク・ファクターは, 各国の安全資産のリターンと為替レートによって計算できる。理論的にいえば, 為替リスク・ファクター数は多ければ多いほど厳密な実証研究が可能になるものの, 実際に分析を行うことを考えると, データの利用可能性や計量経済学の方法論的制約を受けることになるために, 選べるファクター数には自ら制限が必要となる。本論では Dumas and Solnik (1995) や De Santis and Gerard (1998) に倣って, 日本円・米ドル, 日本円・英ポンドと日本円・ユーロ通貨の情報を為替リスク・ファクターと見なしして為替リスク・ファクターの代理変数とする。

米国, ユーロと英国の安全資産, そして超過リターンを計算するためのベースとなる日本の安全資産は, 米ドル, ユーロ, 英ポンドと日本円建ての預金を代理変数と見なしして実施する。月次データを利用し検証するためには 1 ヶ月期の金利データを利用したほうがより望ましいが, IFS のデータは米国を除いて 3 ヶ月期の金利データしか掲載していないので, 各国の金利データは IFS の国際金利表 (World Table on International Interest Rates) にある 3 ヶ月期のリボ・レートを利用することにする。ユーロ金利のデータは 1999 年 1 月以降の期間しか利用できないことから, それ以前のデータは同じ IFS の国際金利表にあるドイツ・マルクのリボ・レートを代理変数として利用する。

本論では日本を基準通貨国とするため, 他の通貨建てのデータを日本円建てに換算する必要がある。米ドルを日本円に換算するには, 日本円・米ドルのレートを利用する。ユーロ (1999 年 1 月前にドイツ・マーク) と英ポンドについては, 対米ドルレートを利用して米ドル建てに換算した後, 日本円・米ドルレートをを用いて日本円建てに換算する。すべての為替レートのデータは, IFS 統計にあるデータ (月末値) を採用している。

表 3 は各リスク・ファクターの統計特性を示している。Jarque - Bera 統計量によれば, すべてのリスク・ファクターは正規分布に従うという仮説が棄却される。そして Q 検定の結果, 日本円・米ドルリスク・ファクターは, 5%有意水準で系列がホワイト・ノイズであるという仮説が棄却される。しかし ADF と Phillips-Perron 単位根検定により, 日本円・米ドルを含むすべてのリスク・ファクターが単位根を持つという仮説は 1%の有意水準で棄却される。

各リスク・ファクターの相関係数をみると, 世界市場リスク・ファクターと為替リスク・ファクターとの間に見られる相関係数は 0.25 から 0.47 の範囲にあり, そして為替リスク・ファクター間の相関係数は, 0.50 から 0.72 のレンジである。日本市場のリスク・ファクターと為替リスク・ファクターとの相関係数は低い, 世界市場リスク・ファクターとの

相関係数は0.52と比較的高いものになっている。この各リスク・ファクター間にかなり強い相関関係が認められること自体は、リスク・ファクターの選択問題というよりは、むしろグローバル化の進行による作用に起因する要因が強く反映されたものと考えられる。従って、これからのグローバル化の進展を考えるとこの相関性がいっそう強まっていく傾向は否定できないと考えられる。

第2節で説明したモデルは部分均衡モデルという制約があったため、操作（情報）変数の選択に関するさらなる精緻化の余地はない。したがって、操作変数の選択については、先行研究の成果やデータの利用可能性、計量経済学方法の制限などによって大きく影響を受けざるを得ない。本論では定数項の他、説明変数の1次ラグを操作変数として利用することにする。

表1 各産業ポートフォリオの分類

順位	外国人投資家による保有比率	産出額に占める輸出のシェア	世界市場ポートフォリオとの相関	最終分類
1	電気機器	海運業	電気機器	電気機器
2	精密機器	精密機器	精密機器	精密機器
3	化学工業	輸送用機器	輸送用機器	輸送用機器
4	不動産業	電気機器	機械	機械
5	その他製品	機械	化学工業	化学工業
6	輸送用機器	化学工業	非鉄金属	非鉄金属
7	非鉄金属	非鉄金属	その他製品	その他製品
8	機械	鉄鋼	ゴム製品	ゴム製品
9	サービス業	繊維製品	ガラス・土石	ガラス・土石
10	商業	倉庫・運輸	繊維製品	繊維製品
11	ゴム製品	ガラス・土石	情報・通信業	情報・通信業
12	繊維製品	ゴム製品	商業	商業
13	金属製品	金属製品	食料品	サービス業
14	建設業	その他製品	金融・保険業	鉄鋼
15	ガラス・土石	商業	サービス業	金属製品
16	情報・通信業	陸運業	鉄鋼	海運業
17	海運業	パルプ・紙	金属製品	金融・保険業
18	食料品	金融・保険業	海運業	食料品
19	鉄鋼	サービス業	不動産業	倉庫・運輸
20	金融・保険業	食料品	陸運業	パルプ・紙
21	倉庫・運輸	情報・通信業	倉庫・運輸	陸運業
22	パルプ・紙	電気・ガス	パルプ・紙	不動産業
23	陸運業	不動産業	建設業	建設業
24	電気・ガス	建設業	電気・ガス	電気・ガス

表2 各産業の超過リターンの統計特性

産業	会社数	平均 (%)	標準偏差 (%)	歪度	尖度	JB 統計量
電気機器	159	0.403	7.410	0.140	3.876	10.57***
精密機器	23	0.443	6.931	-0.203	3.630	7.026**
輸送用機器	57	0.463	6.312	0.079	3.576	4.46
機械	118	0.159	6.280	0.099	4.520	29.39***
化学工業	150	0.354	5.461	0.036	4.866	43.58***
非鉄金属	21	0.304	7.774	0.246	3.872	12.53***
その他製品	45	0.306	5.531	-0.028	3.556	3.90
ゴム製品	10	0.500	7.311	-0.208	5.164	60.70***
ガラス土石	26	0.289	6.541	0.009	4.353	22.88***
繊維製品	47	0.217	6.205	0.060	3.460	2.83
情報通信業	80	0.232	8.294	0.898	5.510	111.07***
商業	250	0.188	6.120	0.392	5.474	84.20***
サービス業	70	0.274	6.204	-0.068	3.918	10.76***
鉄鋼	34	0.326	8.163	0.251	3.662	8.63**
金属製品	35	0.361	6.512	0.099	3.836	9.23***
海運業	10	0.270	9.253	0.508	3.648	18.14***
食料品	73	0.209	5.239	0.049	4.905	45.49***
金融保険業	139	0.372	7.634	0.788	6.057	147.90***
不動産業	41	0.426	8.758	0.849	7.754	318.53***
陸運業	32	0.363	6.510	0.536	5.727	107.32***
倉庫・運輸	13	0.408	7.385	0.271	3.913	14.11***
パルプ・紙	13	0.156	6.671	0.306	4.037	18.13***
建設業	104	0.168	7.351	0.572	4.877	60.42***
電気・ガス	17	0.486	6.910	1.459	11.257	958.8***

注：***と**はそれぞれ1%，5%有意水準で系列が正規分布に従う仮説を棄却することを表すものである。

表2 続 各産業の超過リターンの統計特性

産業	ADF 検定	Q 統計量 (12次)	1次自己相 関係数	日本市場ポート フォリオとの相 関係数	世界市場ポート フォリオとの相 関係数
電気機器	-16.63	5.770	0.035	0.687	0.560
精密機器	-16.15	11.35	0.064	0.645	0.543
輸送用機器	-18.06	16.45	-0.045	0.715	0.530
機械	-17.49	12.15	-0.016	0.821	0.455
化学工業	-18.46	7.005	-0.069	0.797	0.453
非鉄金属	-17.94	8.528	-0.021	0.755	0.448
その他製品	-15.96	10.40	0.074	0.696	0.446
ゴム製品	-18.84	25.02**	-0.089	0.634	0.417
ガラス土石	-17.05	7.653	0.008	0.802	0.403
繊維製品	-18.52	10.63	-0.071	0.771	0.393
情報通信業	-15.30	20.33*	0.119	0.723	0.381
商業	-15.92	18.63*	0.078	0.844	0.377
サービス業	-15.74	14.75	0.091	0.746	0.330
鉄鋼	-16.98	5.631	0.021	0.721	0.309
金属製品	-17.09	7.164	0.009	0.659	0.295
海運業	-18.89	9.103	-0.090	0.604	0.281
食料品	-16.49	16.04	0.041	0.746	0.369
金融保険業	-15.35	10.65	0.112	0.833	0.332
不動産業	-17.62	9.404	-0.023	0.711	0.272
陸運業	-15.99	15.19	0.075	0.669	0.258
倉庫・運輸	-17.83	21.41**	-0.035	0.666	0.237
パルプ・紙	-17.41	16.28	-0.010	0.577	0.215
建設業	-17.94	13.46	-0.041	0.676	0.189
電気・ガス	-17.29	21.88**	-0.003	0.517	0.120

注：*と**はそれぞれ 5%、10%有意水準で系列がホワイト・ノイズである仮説を棄却することを表すものである。

表3 リスク・ファクターの統計特性

	世界市場 リスク	円・米ドル リスク	円・ユーロ リスク	円・ポンド リスク	日本市場 リスク
平均 (%)	0.369	0.045	-0.015	0.166	0.223
標準偏差 (%)	4.582	3.397	3.168	3.408	5.354
歪度	-0.863	-0.254	-0.317	-0.577	-0.018
尖度	5.586	3.781	3.636	5.108	4.064
JB 統計量	120.85	10.84	10.10	72.25	14.18
1次自己相関係数	0.039	0.100	0.050	0.055	0.055
Q 統計量 (12次)	11.03	22.84**	7.434	10.92	8.170
ADF 検定	-16.56	-15.59	-16.32	-16.29	-16.28
相関係数					
世界市場	1.000	0.466	0.361	0.252	0.519
円・米ドル		1.000	0.578	0.501	-0.095
円・ユーロ			1.000	0.715	-0.060
円・ポンド				1.000	-0.174
日本市場					1.000

注：**は5%有意水準で系列がホワイト・ノイズである仮説を棄却することを表すものである。

モデルの推定結果

1990年代以降、金融資産価格決定理論に関する実証研究のほとんどは、GMM や最尤法の推定手法に関わらず、条件付きアプローチを採用している。それは従来の無条件付きアプローチが条件付きアプローチの特殊ケースという判断によるものだけではない。論理的展開の背景には、無条件付きアプローチが想定している状況が構造変化のない世界であることを受け入れているためである。それに対して条件付きアプローチは、人々の期待などはさまざまな情報によって変化を繰り返す状況を想定している。言い換えると、無条件付きアプローチによれば、資産リターンはランダムウォークであり、完全に予測することそのものが不可能である状況を想定している。その一方で、条件付きアプローチを採用することは、資産リターンの予測可能部分が、すべての入手可能な情報を駆使して推計されることになり、予想したリターンの期待値と実現値の差のみが、予測不可能なものと考えている。実証分析の多くの結果を見ると、無条件付きモデルが棄却される一方、条件付きアプローチを支持するような実証的成果が多く提示されている。

しかし無条件付きアプローチは、すべての新しい情報の登場や経済情勢の変化などについて受け入れるということの意味する。当然のことながら、このアプローチと条件付きアプローチの結果を比較することは、実証分析の成果を比較することから興味ある含意を得ることを可能にさせる。したがって、本論を通じて、無条件付きと条件付きアプローチを平行して適用することで、CAPM、世界CAPM、国内市場リスクを含む世界CAPM（以下ではSAPM）、為替リスクを含む世界CAPM（以下ではIAPM）、為替リスクと国内市場リスクの両方を含む世界CAPM（以下ではSIAPM）という五つのモデルを扱うことにする。

4.1 無条件付きモデルの推定結果

表4は無条件付きモデルの推定結果をまとめたものである。まず、過剰識別に関する J 検定を見ると、すべてのモデルが棄却されないことが判る。この結果はChoi, Hiraki and Takezawa (1998)の結論を支持しているものの、その一方でDumas and Solnik (1995)の結論とは対峙するものとなっている。資産価格決定理論によれば、為替リスク・ファクターの係数はプラスかマイナスかのいずれの値もとれるが、市場リスク・ファクターの係数は必ず正でなければならない。CAPMの国内市場リスク、世界CAPMとIAPMの世界市場リスクの係数は、すべて理論が提示する通り正の値を提示している。しかし、国内市場と世界市場リスクの両方を含むSAPMとSIAPMを見ると、SAPMによる推計結果は、グループ1では世界市場リスクの係数が正で、国内市場リスクの係数が負となっている。グループ2と3では、グループ1と反対に国内市場リスクの係数が正で、世界市場リスクの係数が負を示している。その一方で、SIAPMの結果はすべてのグループにおいて、世界市場リスクの推計された係数は正の値を示している。それに対し、国内市場リスクの係数はグループ3だけ予想通りの符号を提示している。

各リスク・ファクターに関する t 検定によれば、グループ1の世界CAPMについてだけリスク・ファクターが有意な結果を示している。それはグループ1の各資産リターンは、世界市場リスクの影響をより強く受けていることを示唆しているためである。各リスク・ファクターの係数の有意性を調べるために、Newey-West (1987b)は D 検定の適用を提案している。表5は各帰無仮説に関する D 検定統計量を示している。その結果から見る限り、 t 検定の結果と同じく、グループ1の世界リスク・ファクターに関しては、12%の有意水準で帰無仮説が棄却されることが判る。他の国内市場と為替リスク・ファクターはすべて有意な結論を示していない。

無条件付きアプローチが適切かどうかを調べるために、先と同じように D 検定を利用する。その結果(表6)を見ると、CAPMのグループ2において、パラメータが時間を通じて不変という帰無仮説が棄却される。しかし一方で、世界CAPMの場合にはすべてのグループで帰

無仮説が棄却されないことが判明した。さらに、為替リスクを含むモデルのほとんどは、帰無仮説を棄却する結論を提示している。したがって、これらの結論は、モデルの条件付きアプローチによる検証がさらに必要になることを伝えている。

表 4 無条件付きモデルの推定結果

		$\phi_{const.}$	ϕ_m	ϕ_{us}	ϕ_{uk}	ϕ_{eu}	ϕ_d	J 検定
CAPM	Group1	1.003 (145.8)					1.327 (1.072)	4.309 (0.744)
	Group 2	1.002 (196.6)					0.807 (0.684)	0.758 (0.998)
	Group 3	1.002 (173.9)					0.954 (0.728)	2.127 (0.952)
世界 CAPM	Group 1	1.013 (62.25)	3.582 [*] (1.630)					2.533 (0.924)
	Group 2	1.006 (78.88)	1.617 (0.590)					0.845 (0.997)
	Group 3	1.007 (66.17)	1.746 (0.517)					2.255 (0.944)
SAPM	Group 1	1.017 (48.99)	5.918 (1.559)				-1.722 (0.788)	1.841 (0.934)
	Group 2	0.993 (35.22)	-3.098 (0.302)				2.119 (0.472)	0.699 (0.994)
	Group 3	1.000 (56.36)	-0.811 (0.146)				1.237 (0.564)	2.124 (0.908)
IAPM	Group 1	1.033 (26.45)	3.163 (0.866)	-2.909 (0.284)	10.88 (0.564)	4.260 (0.283)		0.590 (0.964)
	Group 2	0.977 (14.53)	6.783 (0.670)	-6.132 (0.396)	-24.56 (0.582)	30.19 (0.588)		0.051 (0.999)
	Group 3	0.986 (27.26)	2.407 (0.549)	2.959 (0.273)	-14.00 (0.671)	3.454 (0.226)		1.117 (0.891)
SIAPM	Group 1	1.040 (23.58)	6.429 (0.749)	-7.844 (0.510)	13.79 (0.652)	2.476 (0.154)	-1.969 (0.433)	0.406 (0.938)
	Group 2	0.985 (10.28)	11.65 (0.274)	-12.18 (0.230)	-26.21 (0.553)	33.27 (0.540)	-2.183 (0.120)	0.032 (0.998)
	Group 3	0.986 (17.96)	2.459 (0.211)	2.878 (0.143)	-13.92 (0.551)	3.402 (0.192)	-0.030 (0.006)	1.118 (0.772)

注： $\phi_{const.}$ 、 ϕ_m 、 ϕ_{us} 、 ϕ_{uk} 、 ϕ_{eu} 、 ϕ_d は定数項，世界市場，円・ドル，円・ポンド，円・ユーロと国内市場リスクの係数である。カッコ内は各リスク・ファクターの係数の t 値と J 検定統計量の右尾 p 値である。^{*}は 10% 有意水準で係数がゼロと等しいという帰無仮説を棄却することを意味する。

表5 無条件付きモデルに関するD検定の結果

帰無仮説	グループ	D統計量	自由度	P値
SAPM モデルにおいて国内市場リスクが価格付けられていない	Group 1	0.620	1	0.431
	Group 2	0.223	1	0.637
	Group 3	0.318	1	0.573
SAPM モデルにおいて世界市場リスクが価格付けられていない	Group 1	2.432	1	0.119
	Group 2	0.091	1	0.763
	Group 3	0.021	1	0.884
IAPM モデルにおいて為替リスクが価格付けられていない	Group 1	1.427	3	0.699
	Group 2	0.469	3	0.926
	Group 3	1.416	3	0.702
SIAPM モデルにおいて国内リスクが価格付けられていない	Group 1	0.188	1	0.665
	Group 2	0.014	1	0.905
	Group 3	0.000	1	0.996
SIAPM モデルにおいて為替リスクが価格付けられていない	Group 1	1.106	3	0.775
	Group 2	0.308	3	0.958
	Group 3	0.946	3	0.814
SIAPM モデルにおいて国内と為替リスクが価格付けられていない	Group 1	1.530	4	0.821
	Group 2	0.427	4	0.980
	Group 3	1.415	4	0.842
SIAPM モデルにおいて世界と為替リスクが価格付けられていない	Group 1	2.923	4	0.571
	Group 2	0.342	4	0.987
	Group 3	1.045	4	0.903

表6 無条件付きモデルの適切性に関するD検定

帰無仮説	グループ	D統計量	自由度	P値
CAPM モデルにおいて各パラメータが時間に通じて不変	Group 1	1.757	2	0.415
	Group 2	6.324	2	0.042
	Group 3	1.157	2	0.561
世界CAPMモデルにおいて各パラメータが時間に通じて不変	Group 1	3.476	2	0.176
	Group 2	0.925	2	0.630
	Group 3	0.022	2	0.989
SAPM モデルにおいて各パラメータが時間に通じて不変	Group 1	5.001	6	0.544
	Group 2	6.586	6	0.361
	Group 3	9.569	6	0.144
IAPM モデルにおいて各パラメータが時間に通じて不変	Group 1	29.23	20	0.083
	Group 2	29.03	20	0.087
	Group 3	41.76	20	0.003
SIAPM モデルにおいて各パラメータが時間に通じて不変	Group 1	33.70	30	0.293
	Group 2	54.50	30	0.004
	Group 3	50.10	30	0.012

4.2 条件付きモデルの推定結果

条件付きモデルの計測結果は表 7 に示されている。まず過剰識別に関する J 検定によれば、すべての条件付きモデルについてその帰無仮説を棄却することはできない。それぞれの係数の有意性をみると、CAPM については、グループ 2 と 3 は市場リスク、あるいは市場リスクとその 1 次ラグの交差積の係数がゼロではないという仮説は統計的に棄却されない。一方世界 CAPM においては、市場リスクが有意に価格付けられていることが判明するのはグループ 1 だけである。この結果は、国際ポートフォリオ投資の対象になりやすいと考えられているグループ 1 であることからそれは世界市場に大きく影響されやすいことを示唆している。主に国内投資家の投資対象として認められるグループ 3 は国内市場リスクがより重要な要因となるという予想と一致している。

SAPM のケースについて検証する。ここでは世界市場リスクの係数は統計的に有意でなく、そのレベルと 1 次ラグの交差積の係数は大きな数値を示しているもののその結果は依然として統計的に有意なものとはなっていない。グループ 2 についてもリスク・ファクターの係数は有意でないことが判明する。それらの結果と反対に、グループ 3 では国内と世界市場リスクの係数はすべて統計的に有意なものとなっている。しかし、世界市場リスクに関する係数は理論が予測したものと反対にマイナスの値となっている。この結果は、世界市場ポートフォリオのリターンが大きい場合に、グループ 3 に投資した資本が移動したことに起因する可能性を暗示している。

IAPM の推定結果を見れば、リスク・ファクターのレベルが統計学的に価格付けられていることを確認できたのは、グループ 1 の世界市場リスクだけである。しかし他のグループにおいても、世界市場リスク（グループ 2）あるいはその 1 次ラグ（グループ 3）と為替リスクの 1 次ラグの交差積の係数は有意であることを示している。為替リスクのレベルの係数は直接的に有意でないことは明らかであるものの、それらのレベルあるいはその 1 次ラグと他のリスク・ファクターの交差積の係数は有意な結果を提示している。この結果が暗示していることは、これらの産業グループについてみると為替リスクは何らかの形で価格付けに作用している可能性があることを含んでいる。

世界、国内そして為替リスクのすべてを含む SIAPM の推定結果をみると、レベルのリスク・ファクターが統計学的に有意に価格付けられているのは、グループ 2 の国内市場リスクだけであることが判る。グループ 3 の国内市場リスクと円・ポンドリスクの交差積の係数はマイナスの値であり統計学的に有意な結果を示している。世界市場リスクについては、グループ 1 の世界市場リスクの 1 次ラグだけが有意な結果となっている。市場リスクの係数の符号を見ると、グループ 1 と 2 に関して国内市場リスクの係数はプラスであり、世界市場リスクの係数はマイナスとなっている。一方グループ 3 には SAPM の結果とは逆に、国内市場リスクの係数の値はマイナスで、世界市場リスクの係数の値はプラスである。為替リスクに関しては、IAPM の結果と同じように、いくつかの交差積の係数は統計学的に有意となっている結論が得られている。

各リスク・ファクターが有意に価格付けられているかどうかを確かめるために、無条件付きアプローチと同じように D 検定を当てはめてみることにする。

検定した結果（表 8）を見ると、まずグループ 1 はすべての帰無仮説を棄却することができないことを指摘している。そしてグループ 2 は、国内市場リスクおよび国内と為替リスクが価格付けに寄与していないという二つの帰無仮説を棄却しているという結論に達している。しかし、為替リスクについてはそれが価格付けに作用していないという仮説について、二つの検定の結果はその仮説を棄却している。グループ 3 は世界市場リスク、為替リスクに関する帰無仮説を棄却しているが、国内市場リスクに関しては、利用するモデルによって結果が変わることを示している。為替リスクを含まない SAPM については帰無仮説が棄却されるものの、為替リスクを含む SIAPM においては帰無仮説を棄却することができない。

表 7a 国内 CAPM と世界 CAPM の計測結果

グループ	CAPM			世界 CAPM		
		$\phi_{const.}$	ϕ_d		$\phi_{const.}$	ϕ_m
Group 1	$\phi_{const.}$	1.009 (110.4)	1.838 (1.623)	$\phi_{const.}$	1.021 (64.99)	3.261* (1.744)
	ϕ_{rd-1}	0.342 (1.319)	19.98 (1.047)	ϕ_{rm-1}	-0.376 (1.056)	53.70* (1.849)
	J 検定	10.43	(0.730)	J 検定	9.280	(0.813)
Group 2	$\phi_{const.}$	1.016 (82.55)	0.283 (0.275)	$\phi_{const.}$	1.013 (63.29)	2.300 (0.857)
	ϕ_{rd-1}	0.219 (0.551)	56.15** (2.310)	ϕ_{rm-1}	-0.266 (0.790)	33.63 (0.952)
	J 検定	9.805	(0.776)	J 検定	4.219	(0.994)
Group 3	$\phi_{const.}$	1.018 (90.63)	2.890** (2.236)	$\phi_{const.}$	1.009 (66.71)	1.789 (0.590)
	ϕ_{rd-1}	-0.126 (0.532)	-13.07 (1.041)	ϕ_{rm-1}	0.025 (0.117)	-5.818 (0.148)
	J 検定	16.55	(0.280)	J 検定	7.676	(0.906)

注： $\phi_{const.}$ 、 ϕ_m 、 ϕ_d は定数項，世界と国内市場リスクの係数で， ϕ_{rd-1} 、 ϕ_{rm-1} は各リスク・ファクターの 1 次ラグである。カッコ内は各リスク・ファクターの係数の t 値と J 検定統計量の右尾 p 値である。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% の有意水準で係数がゼロと等しいという帰無仮説を棄却することを意味する。

表 7b SAPM の計測結果

グループ		$\phi_{const.}$	ϕ_m	ϕ_d
Group 1	$\phi_{const.}$	1.029 (58.62)	3.059 (0.958)	-0.333 (0.173)
	ϕ_{rm-1}	-0.462 (0.817)	88.14 (1.548)	-21.97 (0.597)
	ϕ_{rd-1}	-0.052 (0.126)	-38.21 (0.647)	24.21 (0.590)
	J 検定	12.85	(0.800)	
Group 2	$\phi_{const.}$	1.016 (37.10)	-1.298 (0.217)	0.784 (0.308)
	ϕ_{rm-1}	0.009 (0.014)	-19.06 (0.199)	28.65 (0.581)
	ϕ_{rd-1}	-0.068 (0.110)	-79.89 (1.031)	55.62 (1.404)
	J 検定	11.41	(0.876)	
Group 3	$\phi_{const.}$	0.977 (37.35)	-8.960** (2.413)	4.339** (2.334)
	ϕ_{rm-1}	-1.336 (1.623)	-13.89 (0.199)	-47.11 (1.230)
	ϕ_{rd-1}	0.640 (0.788)	132.3 (1.636)	-11.18 (0.344)
	J 検定	15.60	(0.620)	

注: $\phi_{const.}$, ϕ_m , ϕ_d は定数項, 世界と国内市場リスクの係数で, ϕ_{rd-1} , ϕ_{rm-1} は各リスク・ファクターの 1 次ラグである。カッコ内は各リスク・ファクターの係数の t 値と J 検定統計量の右尾 p 値である。*, ** はそれぞれ 5%, 1% の有意水準で係数がゼロと等しいという帰無仮説を棄却することを意味する。

表 7c IAPM の計測結果

	Group 1					Group 2					Group 3				
	$\phi_{const.}$	ϕ_m	ϕ_{us}	ϕ_{uk}	ϕ_{eu}	$\phi_{const.}$	ϕ_m	ϕ_{us}	ϕ_{uk}	ϕ_{eu}	$\phi_{const.}$	ϕ_m	ϕ_{us}	ϕ_{uk}	ϕ_{eu}
$\phi_{const.}$	1.040 (12.62)	7.248** (2.391)	3.058 (0.313)	-16.66 (1.163)	-1.156 (0.100)	1.143 (15.10)	1.690 (0.451)	-2.578 (0.253)	11.15 (0.957)	-12.97 (1.110)	1.132 (12.70)	4.152 (1.015)	-5.653 (0.948)	-0.295 (0.023)	2.066 (0.163)
ϕ_{m-1}	2.743 (1.176)	114.0* (1.728)	27.57 (0.225)	126.3 (0.570)	-100.3 (0.516)	0.992 (0.389)	23.99 (0.301)	-358.7* (1.732)	320.6 (1.071)	-347.2 (1.546)	-1.771 (0.716)	62.10 (1.101)	237.4** (2.036)	-388.7** (2.043)	160.1 (0.909)
ϕ_{us-1}	-3.945 (1.215)	-39.48 (0.239)	-575.4* (1.677)	-93.33 (0.227)	94.91 (0.220)	-1.041 (0.297)	127.6 (0.870)	-43.68 (0.137)	-5.656 (0.014)	234.9 (0.512)	-6.683** (2.025)	-29.25 (0.172)	-319.2 (1.246)	-67.91 (0.164)	635.8** (2.169)
ϕ_{uk-1}	-4.177 (0.923)	-188.2 (1.006)	404.2 (1.391)	217.4 (0.536)	596.4 (1.114)	-3.023 (0.814)	-301.4** (2.539)	159.0 (0.636)	64.70 (0.231)	32.22 (0.079)	0.203 (0.055)	-192.2 (1.235)	373.3** (2.551)	858.8** (2.415)	-941.6** (2.477)
ϕ_{eu-1}	-4.950 (1.016)	110.1 (0.697)	183.2 (0.533)	-773.3* (1.668)	-365.6 (0.837)	2.340 (0.591)	67.20 (0.425)	4.651 (0.016)	-84.82 (0.251)	66.66 (0.171)	2.578 (0.628)	77.88 (0.419)	-478.9 (1.624)	-390.2 (0.964)	342.6 (0.879)
<i>J</i> 検定	12.99 (0.878)					16.14 (0.708)					11.31 (0.938)				

注： $\phi_{const.}$ 、 ϕ_m 、 ϕ_{us} 、 ϕ_{uk} 、 ϕ_{eu} は定数項，世界市場，円・ドル，円・ポンドと円・ユーロリスクの係数で， ϕ_{m-1} 、 ϕ_{us-1} 、 ϕ_{uk-1} 、 ϕ_{eu-1} はそれぞれのリスク・ファクターの 1 次ラグである。カッコ内は各リスク・ファクターの係数の *t* 値と *J* 検定統計量の右尾 *p* 値である。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% の有意水準で係数がゼロと等しいという帰無仮説を棄却することを意味する。

表 7d SIAPM の計測結果

	Group 1						Group 2						Group 3					
	$\phi_{const.}$	ϕ_m	ϕ_{us}	ϕ_{uk}	ϕ_{eu}	ϕ_d	$\phi_{const.}$	ϕ_m	ϕ_{us}	ϕ_{uk}	ϕ_{eu}	ϕ_d	$\phi_{const.}$	ϕ_m	ϕ_{us}	ϕ_{uk}	ϕ_{eu}	ϕ_d
$\phi_{const.}$	1.019 (9.829)	-2.792 (0.340)	0.178 (0.014)	-11.03 (0.704)	5.663 (0.372)	1.314 (0.273)	1.105 (9.532)	-16.64 (1.512)	9.081 (0.549)	3.308 (0.227)	-1.659 (0.118)	9.020* (1.689)	1.190 (9.506)	9.662 (1.001)	-10.65 (0.834)	3.236 (0.247)	-0.436 (0.028)	-2.842 (0.542)
ϕ_{m-1}	9.262* (1.714)	114.17 (0.558)	-78.80 (0.190)	-325.6 (0.972)	354.6 (0.726)	89.12 (0.958)	-0.281 (0.062)	-67.49 (0.368)	103.8 (0.348)	-613.6 (1.184)	508.2 (1.078)	95.67 (0.804)	-4.246 (0.734)	-135.1 (0.426)	665.8* (1.653)	-417.2 (0.873)	37.42 (0.082)	55.31 (0.462)
ϕ_{us-1}	-0.975 (0.184)	750.4 (1.210)	-1366* (1.947)	1067 (1.511)	-935.2 (1.396)	-396.3 (1.195)	-2.229 (0.425)	-357.1 (0.770)	-201.5 (0.550)	402.5 (0.810)	-34.54 (0.060)	238.0 (0.914)	-10.88* (1.823)	-297.5 (0.587)	-77.37 (0.192)	87.81 (0.098)	560.9 (0.858)	127.4 (0.627)
ϕ_{uk-1}	-12.94** (2.392)	-696.7 (1.011)	847.7 (1.239)	16.08 (0.028)	770.1 (1.234)	101.4 (0.308)	-5.336 (0.912)	296.7 (0.671)	-247.9 (0.715)	795.9** (2.380)	-738.0 (1.536)	-381.3 (1.331)	3.689 (0.495)	-302.8 (0.502)	809.7* (1.811)	608.0 (1.013)	-740.8 (1.128)	410.0 (1.477)
ϕ_{eu-1}	1.524 (0.306)	-224.8 (0.664)	106.0 (0.251)	-366.7 (0.613)	81.28 (0.170)	138.3 (0.737)	7.494 (1.424)	300.0 (0.589)	-233.4 (0.481)	-87.35 (0.202)	474.4 (1.256)	-175.5 (0.548)	1.276 (0.165)	414.6 (0.859)	-1371* (1.926)	-333.6 (0.506)	386.2 (0.751)	-527.1* (1.901)
ϕ_{d-1}	-6.159* (1.666)	-176.3 (0.698)	77.40 (0.196)	881.1* (2.131)	-824.8 (1.504)	-85.47 (0.964)	-2.676 (0.760)	4.372 (0.020)	239.4 (0.885)	410.5 (1.069)	-447.6 (1.106)	-17.96 (0.143)	1.585 (0.434)	441.2 (1.264)	-334.5 (0.898)	-174.0 (0.427)	122.6 (0.271)	-128.6 (0.969)
<i>J</i> 検定	4.205 (1.000)						9.299 (0.952)						9.300 (0.952)					

注： $\phi_{const.}$ 、 ϕ_m 、 ϕ_{us} 、 ϕ_{uk} 、 ϕ_{eu} 、 ϕ_d は定数項、世界市場、円・ドル、円・ポンド、円・ユーロと国内市場リスク・ファクターの係数で、 ϕ_{m-1} 、 ϕ_{us-1} 、 ϕ_{uk-1} 、 ϕ_{eu-1} 、 ϕ_{d-1} はそれぞれのリスク・ファクターの1次ラグである。カッコ内は各リスク・ファクターの係数の *t* 値と *J* 検定統計量の右尾 *p* 値である。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% の有意水準で係数がゼロと等しいという帰無仮説を棄却することを意味する。

表 8 条件付きモデルに関する D 検定の結果

帰無仮説	グループ	D 統計量	自由度	P 値
SAPM モデルにおいて国内市場リスクが価格付けられていない	Group 1	0.557	3	0.906
	Group 2	4.561	3	0.207
	Group 3	13.09	3	0.004
SAPM モデルにおいて世界市場リスクが価格付けられていない	Group 1	3.463	3	0.326
	Group 2	1.542	3	0.673
	Group 3	13.11	3	0.004
IAPM モデルにおいて為替リスクが価格付けられていない	Group 1	13.45	15	0.567
	Group 2	11.36	15	0.726
	Group 3	39.89	15	0.000
SIAPM モデルにおいて国内リスクが価格付けられていない	Group 1	2.730	6	0.842
	Group 2	12.74	6	0.047
	Group 3	4.933	6	0.552
SIAPM モデルにおいて為替リスクが価格付けられていない	Group 1	18.18	18	0.444
	Group 2	22.92	18	0.193
	Group 3	32.39	18	0.020
SIAPM モデルにおいて国内と為替リスクが価格付けられていない	Group 1	20.81	24	0.650
	Group 2	44.05	24	0.007
	Group 3	53.30	24	0.000
SIAPM モデルにおいて世界と為替リスクが価格付けられていない	Group 1	21.94	24	0.583
	Group 2	31.31	24	0.145
	Group 3	44.88	24	0.006

推定結果に関する分析

前節で得られた主な結果を次のようにまとめることができる。まず外国人投資家の持株比率が高く、輸出シェアが大きい産業グループ 1 にとって、世界市場リスクがより重要なリスク・ファクターであることが確認された。この無条件付き世界 CAPM による結果は、パラメータが時間経過を通じて不変であるという帰無仮説を棄却することができないものであり、その含意は D 検定の結果によっても支持されている。また、条件付き IAPM の計測も同様な結果を示している。とくに条件付き CAPM については、国内市場リスクは統計学的に有意に評価されていない。その一方で、条件付き世界 CAPM は、世界市場リスクが価格付けに寄与していることを明示している。

グループ 2 を見ると、国内市場リスクがより重要なものとなっていることが得られている。CAPM において、国内市場リスクのレベルとその 1 次ラックの交差積の係数が有意であり、SIAPM の推定結果は、国内市場リスクが価格付けられていることを示している。この結論は、 D 検定の結果によっても再確認されている。国内市場リスクは価格付けに関わっていないという帰無仮説について、 D 検定はすべて棄却していることに注意が必要である。

グループ 3 はグループ 2 と同じように、CAPM においては国内市場リスクの係数がゼロでないという仮説が統計学的に有意である。とくに SAPM の推定結果、世界市場リスクの係数は統計学的に有意なマイナスの値をとることに對し、国内市場リスクは統計学的に有意なプラスの値を提示している。 D 検定の結果によれば、予想される結果と反対にグループ 1 では認められないものの、グループ 3 については為替リスクが統計学的に有意は価格付けの効果を認めている。

本論では経済的特質を明らかにする意図を持って産業グループを考察するために、外国人投資家の持株シェアと産業の輸出比率という二つの基準を適用して検証作業を行った。しかし、前節で得られた結果の多くについて、その結果がグループの分類に固有のものなのか、あるいは分類基準が検証作業にとってより相応しいものであるのかという問題を投げかけている。検証をより精緻なものにするために、この問題の考察は不可避の課題でもある。従って、各産業ポートフォリオのリターンのデータをさらに分析する必要が生じてくる。クラスター分析の結果が示しているものは、情報・通信業、海運業と電気・ガス産業はかなり異質な存在であることである。そのため、情報・通信業、海運業と電気・ガス産業をデータから除外し、そしてゴム製品産業をグループ 1 からグループ 2 に振り替えることにより、各グループが七つの産業を含むように再調整を実施した。

この新たな分類に基づくモデルの推定結果であるが、市場リスクと為替リスクを含むモデルの検証結果は表 9 の中に示されてある。各グループを通して見られる変動がそれほど顕著ではないという可能性があり、推定結果はほとんど変わりが無いものとなっている。したがって、前節で得られた結果はグループの分類を通して共通に観察される傾向にあるという含意を得ることができる。

表9 調整されたグループの推定結果

グループ		世界市場+為替リスク			国内市場+為替リスク				
		$\phi_{const.}$	ϕ_m	ϕ_{us}	$\phi_{const.}$	ϕ_d	ϕ_{us}		
条件付きモデル	Group 1	$\phi_{const.}$	1.026 (57.78)	3.228 (1.180)	-0.214 (0.104)	$\phi_{const.}$	1.012 (48.57)	1.471 (1.140)	-0.066 (0.012)
		ϕ_{rm-1}	-0.443 (0.709)	77.04* (1.723)	-17.67 (0.590)	ϕ_{d-1}	-0.110 (0.171)	20.50 (1.441)	94.11 (1.062)
		ϕ_{us-1}	0.119 (0.274)	-2.715 (0.052)	15.96 (0.398)	ϕ_{us-1}	-0.693 (0.656)	-43.51 (1.111)	5.390 (0.035)
	Group 2	$\phi_{const.}$	1.021 (32.79)	3.219 (1.204)	0.826 (0.192)	$\phi_{const.}$	1.022 (41.78)	1.095 (1.034)	1.007 (1.941)
		ϕ_{rm-1}	0.602 (0.839)	-24.15 (0.618)	-125.9* (1.719)	ϕ_{d-1}	0.328 (0.681)	62.80* (1.906)	-0.761 (1.637)
		ϕ_{us-1}	-0.167 (0.125)	-34.72 (0.546)	197.2 (1.086)	ϕ_{us-1}	-0.135 (0.147)	-0.385 (0.248)	-0.706 (1.747)
	Group 3	$\phi_{const.}$	0.999 (28.28)	-1.872 (0.647)	-4.232 (0.917)	$\phi_{const.}$	0.991 (37.26)	-0.008 (0.006)	-10.91** (2.177)
		ϕ_{rm-1}	-0.763 (0.732)	2.890 (0.080)	102.9 (1.550)	ϕ_{d-1}	-0.896 (1.483)	12.95 (1.081)	68.25 (1.116)
		ϕ_{us-1}	-2.360* (1.915)	-189.2*** (3.338)	-105.5 (0.529)	ϕ_{us-1}	-2.189** (2.438)	-85.64** (2.403)	12.74 (0.103)

注：各符号の意味は表7と同じである。

終わりに

本論では、日本の株式市場に関して国際資産価格決定モデルを適応することで統計学的実証分析を行ってみた。この作業から得られた主な結論として次のようにまとめることができる。まず、外国人投資家の持株シェアが大きく、しかも輸出比率の高い産業ポートフォリオにとって、世界市場リスクが重要なリスク・ファクターとなっていることが確認された。このグループはかなり高いレベルで世界市場に統合されていると考えられる。それ以外のグループにとっては、国内市場リスクが依然として重要なシステムティック・リスクの要因として認められることが明らかになった。

為替リスクの価格付け問題に関しては、理論モデルの予想とは逆に、外国人投資家の持株シェアと輸出比率が低ければ低いほど、産業ポートフォリオのリターンが為替リスクによって影響を受けるという検証結果が存在する。産業分類毎の推計結果の安定性という視点からの考察によれば、得られた結果はかなり信頼のおけるものとなっているという結論が得られる。

最後に、分析結果を通じて得られた結論について概観してみる。通常のアプローチに従えば、国際市場に統合されているポートフォリオを考えてみると、その考察課程では為替リスクがより重要な要因として認められるはずである。しかし本論で得られた結果が暗示しているものは、外国人投資家の持株シェアが高く輸出比率の高い産業グループに関して、世界市場リスクがもっとも重要なリスク・ファクターであるにもかかわらず、為替リスクについてはそれほど重要な要素であるという結論を得るまでには至っていない。その一方で、外国人投資家の持株シェアが低く輸出比率が高くない産業グループを見ると、市場ポートフォリオの代理変数として、国内市場ポートフォリオがより相応しいものであるという理解が得られるものの、実証成果は為替リスクの価格付けの中での寄与が有意となっている明確な含意を提示している。その原因についてはさらに研究の余地があると思われるが、一つの可能性として考えられるのは、外国人投資家の持株シェアが大きく輸出比率の高い産業グループの中では、そこに含まれる企業について外国人投資家が注視している情報コストなどの面での投資障害がより少ないのではないかという点である。このことは、その株価がファンダメンタルズの予測する数値と乖離すれ場合に、より迅速に裁定行動を可能にさせることを暗示している。このような場合を想定することは、為替リスクがポートフォリオの選択にとってそれほど重要な要素でない可能性を示唆している。

参考文献

- Adler, M., and B. Dumas, 1983, International portfolio choice and corporation finance: A synthesis, *Journal of Finance* 38, 925-984.
- Bekaert, G., and C. Harvey, 1995, Time-varying world integration, *Journal of Finance* 50, 403-444.
- Black, F., 1974, International capital market equilibrium with investment barriers, *Journal of Financial Economics* 1, 337-352.
- Brooks, R., and L. Catao, 2000, The new economy and global stock returns, IMF Working Paper WP/00/216.
- Carrieri, F., V. Errunza, and S. Sarkissian, 2003, Industry risk and market integration, Forthcoming in *Management Science*.
- Cavaglia, S., C. Brightman, and M. Aked, 2000, The increasing importance of industry factors, *Financial Analysts Journal* 56, 41-54.
- Cavaglia, S., R. Hodrick, M. Vadim, and X. Zhang, 2002, Pricing the global industry portfolios, NBER Working Paper 9344.
- Choi, J., T. Hiraki, and N. Takezawa, 1998, Is foreign exchange risk priced in the Japanese stock market?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 33, 361-382.
- Dahlquist, M., and G. Robertsson, 2001, Direct foreign ownership, institutional investors, and firm characteristics, *Journal of Financial Economics* 59, 413-440.
- De Santis, G., and B. Gerard, 1998, How big is the premium for currency risk?, *Journal of Financial Economics* 49, 375-412.
- De Santis, G., B. Gerard, and P. Hilloon, 2003, The relevance of currency risk in the EMU, *Journal of Economics and Business* 55, 427-462.
- Del Negro, M., and R. Brooks, 2004, The rise in co-movement across national stock markets: market integration or IT bubble? *Journal of Empirical Finance* 11, 129-144.
- Doukas, J., P. Hall, and L. Lang, 1999, The pricing of currency risk in Japan, *Journal of Banking and Finance* 23, 1-20.
- Dumas, B., and B. Solnik, 1995, The world price of foreign exchange risk, *Journal of Finance* 50, 445-479.
- Errunza, V., and E. Losq, 1985, International asset pricing under mild segmentation: theory and test, *Journal of Finance* 40, 105-124.
- Gerard, B., K. Thanyalakpark, and J. Batten, 2003, Are the east Asian markets integrated? Evidence from the ICAPM, *Journal of Economics and Business* 55, 585-607.
- Griffin, J., and A. Karolyi, 1998, Another look at the role of the industrial structure of markets for international diversification strategies, *Journal of Financial Economics* 50, 351-373.
- Griffin, J., and R. Stulz, 2001, International competition and exchange rate shock: a cross-country industry analysis of stock returns, *Review of Financial Studies* 14, 215-241.
- Hamao, Y., 1988, An empirical examination of arbitrage theory: using Japanese data, *Japan and the World Economy* 1, 45-61.
- Hansen, L., 1982, Large sample properties of generalized method of moments estimators, *Econometrica* 50, 1029-1054.
- He, Jia, and L. Ng, 1998, The foreign exchange exposure of Japanese multinational corporations, *Journal of Finance* 53, 733-755.
- Heston, S., and G. Rouwenhorst, 1994, Does industrial structure explain the benefits of industrial diversification?, *Journal of Financial Economics* 36, 3-27.

- Ikeda, S., 1991, Arbitrage Asset Pricing under Exchange Risk, *Journal of Finance* 46, 447-455.
- Jorion, P., 1991, The pricing of exchange rate risk in the stock market, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 26, 363-376.
- Kang, J., and R. M. Stulz, 1997, Why is there a home bias? an analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan, *Journal of Financial Economics* 32, 23-43.
- Moerman, G., 2004, Diversification in Euro area stock markets: country versus industry, *European Central Bank Working paper* 327.
- Newey, W., and D. West, 1987a, A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica* 55, 703-708.
- Newey, W., and D. West, 1987b, Hypothesis testing with efficient method of moments estimation, *International Economics Review* 28, 777-787.
- Patro, D., J. Wald, and Y. Wu, 2000, Explaining exchange rate risk in world stock markets: a panel approach, *Journal of Banking and Finance* 26, 1951-1972.
- Pritamani, M., D. Shome, and V. Singal, 2004, Foreign exchange exposure of exporting and importing firms, *Journal of Banking and Finance* 28, 1697-1710.
- Rouwenhorst, G., 1999, European equity markets and EMU, *Financial Analyst Journal*, 57-64.
- Sercu, P., 1980, A generalization of the international asset pricing model, *Revue de l' Association Francaise de Finance* 1, 91-135.
- Serra, A. P., 2000, Country and industry factors in returns: Evidence from emerging markets' stocks, *Emerging Markets Review* 1, 127-151.
- Solnik, B., 1974, An equilibrium model of the international capital market, *Journal of Economic Theory* 8, 500-524.
- Solnik, B., 1983, International arbitrage pricing, *Journal of Finance* 38, 449-457.
- Stulz, R. M., 1981a, On effect of barriers to international investment, *Journal of Finance* 36, 923-934.
- Stulz, R. M., 1981b, A model of international asset pricing, *Journal of Financial Economics* 9, 383-406.