数理解析研究所講究録
第 1818 巻 2012 年 47-67

日本株式市場における経済レジームファクターの役割[1]

電気通信大学 徳永 拓也, 宮崎 浩一
Takuya Tokunaga, Koichi Miyazaki
The University of Electro-Communications

1. はじめに

投資家は金融市場の資産価格や経済状態を表す経済指標などのデータを日々確認し，それに基づいて将来の金融市場におけるリスクやリターンに関する投資機会がどのようなものになるかについての不確かな想定を更新しながら投資の意思決定を行っているものと考えられる．このように，日々得られるデータから将来の投資機会がどのようなものになるかについて投資家が学習を行うような状況を理論的にモデル化した研究は比較的古くからある．David(1997)と Veronesi(1999)は，投資家は現在の経済状態を直接的には観測することはできないという設定の下で金融市場に関する動的な合理的期待形成に関する理論モデルを提案し，投資家の不確かな経済状態に関する想定が株式のリターンやボラティリティにどのような影響を与えるかについて議論している．田中・宮崎・錦(2010)では，Veronesi(1999)の理論モデルに依拠して，投資家の不確かな経済状態に関する想定が株式オプション価格にどのような影響を与えるかについて検討している．また，将来の投資機会の変動を考慮した資産評価モデルの提案であれば，より古く Merton(1973)にまで遡る．しかしながら，これらの理論モデルの含意を本格的に実証分析の枠組みにのせて検証した研究は少ない．その中で，Merton(1973)に関連した実証研究では，将来の投資機会の変動に対応するためのヘッジポートフォリオの構築が重要になるが，Lo and Wang(2006)では売買情報を用いてヘッジポートフォリオを構築したうえで，米国株式市場においてクロスセクショナルな株式リターンに対する説明力の分析を行っている．また，佐々木・宮崎(2008)では，Lo and Wang(2006)と同様の分析を日本株式市場に対して行い，売買情報を用いて構築したヘッジポートフォリオをリスクファクターとして用いたクロスセクショナル回帰モデルの説明力はCAPMを常に上回り Fama and French(1993)の SMB, HML ファクターに匹敵することを指摘している．

一方，Arzu(2009)は，日々得られるデータから将来の投資機会がどのようなものになるかについて投資家が学習を行うような状況に関して興味深い実証分析手法を導入し，資産評価モデルの実証分析に新たな切り口を提示している．具体的には，Merton(1973)が考慮した投資機会が時間的に変動していく様子を記述する状態変数として経済に対する投資家の不確かな想定を採用し，投資家の不確かな想定がデータの更新と共に移り変わっていくことが，株式リターンのクロスセクショナルな変動を説明するリスクファクターに成り得ることを検証している．これまで“投資家の不確かな想定”という言葉を用いたが，Arzu(2009)では，“Beliefs”と“Uncertainty”といった 2 つの用語を採用している．“Beliefs”は経済状態に関する想定を表し，“Uncertainty”はその想定がどの程

[1] 本研究は科研費（22510143）の助成を受けたものである．

度不確かであるかを表す尺度である．本論文のタイトルにある経済レジームファクターは，経済を 2 状態のレジームスイッチングモデルで表現した際に得られる経済状態が悪い状態にある確率とその確率から導出される不確かさを表現するものであり，“投資家の不確かな想定”の代用変数として利用される．また，経済レジームに関しては，実体経済から推定されるものと資産リターンから推定されるものの 2 通りを分析対象としている．Arzu(2009)では，経済状態に関する想定やその不確かさが将来の株式リターンやその標準偏差に影響を与えることを確認したうえで，経済状態に関する想定やその不確かさが企業規模，簿価時価比率，過去のリターンで分類されたポートフォリオに関するクロスセクショナルな平均リターンの変動のかなりの部分を説明できることを見出している．

そこで本研究の目的は，このように経済状態に関する想定やその不確かさがクロスセクショナルな株式リターンを説明することが可能であるのは，米国株式市場に固有の現象であるのかそれとも経済環境が大きく異なる時期に当たる日本株式市場においても概ね見られる現象であるのかを検証することである．主な分析手法は Arzu(2009)に依拠し，クロスセクショナルな株式リターンを説明する回帰モデルにおいて，CAPM の市場リターン，Fama and French(1993)の 3 ファクターモデル(SMB, HML)などのリスクファクターに，経済状態に関する想定やその不確かさに関するリスクファクターを加えた場合に，どの程度までモデルの説明力が向上するかについて検証を行う．

本論文では，上記の米国株式市場と同様の分析を日本株式市場を対象として行うことに加えて，次の 2 つの分析も行う．第一は，クロスセクショナル回帰モデルのリスクファクターとして近年注目されているモメンタムファクター（回帰係数の符号次第ではリバーサルファクターと考えられ，日本株式市場におけるリバーサル戦略に関しては，加藤・宮崎(2006)，水村・佐々木・宮崎(2010)，Sasaki and Miyazaki(2012)などの実証分析がある）も分析対象として加えた分析を試みる．その目的は，モメンタムファクターが株式固有のリスクファクターである SMB や HML に関連が強いファクターであるか，或いは，将来の投資機会の変動を示唆するようなファクターであるのかを検討することである．第二は，株式オプションのインプライド・ボラティリティを利用して，経済状態に関する想定やその不確かさが，投資家の現在時点における将来の株式ボラティリティの予想（投資機会の変動）に影響を与えるかについて確認することである．先に確認した経済状態に関する想定やその不確かさが将来の株式リターンやその標準偏差に与える影響に関する分析では，推定された投資家の想定やその不確かさが正しかったかどうかまで含めて影響が確認されるのに対して，ここでの分析では経済状態に関する想定やその不確かさが素直に投資機会の変動の予想に反映されているかを確認することができる．実際，岡本・宮崎・星加・佐々木(2010)や田中・宮崎・岡本(2010)，回渕・宮崎・岡本(2009)等では，投資家の金融市場に対する先行きの予想がオプション価格（言い換えるとオプションのインプライド・ボラティリティ）に反映されることを指摘している．

本論文の構成は次のとおりである．次章では，Arzu(2009)に依拠してレジームスイッチングモデルに基づいて経済状態に関する投資家の想定とその不確かさに関する定義を行う．3 章では，本研究の分析方法について述べる．4 章では，データ及び分析結果とその考察を与える．最終章で

は，まとめと結語を付す．

2. レジームスイッチングモデル(Regime-switching model; RSM)に基づく経済状態に関する投資家の想定とその不確かさ[Arzu(2009)]

本節では，Arzu(2009)に依拠して，日本経済や日本株式市場おける投資家の想定とその不確かさを計量するためのレジームスイッチングモデルを紹介する．

2.1 実体経済における景気レジームを捉える鉱工業生産指数モデル

実体経済における景気のレジームを捉えるために，鉱工業生産指数の対数変化率ΔIP_tを，そのドリフトβ_{s_t}によって説明する鉱工業生産指数モデル（IP モデル）を紹介する．式(1)のように IP モデルは，状態変数$s_t(s_t=1,2)$に依存して，ドリフトが異なる値を持つモデルである．また，IP モデルの誤差項$\varepsilon_{s_t,t}$は，平均 0，分散h_{s_t}の正規分布に従い，誤差項の分散に対数を取った$\ln(h_{s_t})$は，状態変数に応じて異なる定数λ_{s_t}に従うと仮定する．

$$\Delta IP_t = \beta_{s_t} + \varepsilon_{s_t,t} \qquad \varepsilon_{s_t,t} \sim N(0, h_{s_t}) \qquad \ln(h_{s_t}) = \lambda_{s_t} \qquad s_t = 1, 2 \tag{1}$$

2.2 金融市場における景気レジームを捉える TOPIX モデル

金融市場における景気レジームを捉える TOPIX モデルは，式(2)のように説明変数を信用スプレッドDef，長短金利差LS，短期金利I，さらに配当と株価の関係を表す配当利回りDYとし，被説明変数を TOPIX の超過リターン$r_{m,t}$とし，回帰係数が状態に依存することが可能な RSM である．また，TOPIX モデルの誤差項$\varepsilon'_{s_t,t}$は，平均 0，分散h'_{s_t}の正規分布に従うと仮定し，誤差項の分散h'_{s_t}は 1 期間前の短期金利の線形関数として表し，$\lambda'_{s_t}, \lambda^I_{s_t}$は状態に依存可能と仮定する．式(2)で採用されているリスクファクターに関する意味付けは徳永・宮﨑(2012)を参照されたい．

$$r_{m,t} = \beta'_{s_t} + \beta^{Def}_{s_t} Def_{t-1} + \beta^{LS}_{s_t} LS_{t-1} + \beta^{I}_{s_t} I_{t-1} + \beta^{DY} DY_{t-1} + \varepsilon'_{s_t,t} \tag{2}$$

$$\varepsilon'_{s_t,t} \sim N(0, h'_{s_t}) \quad \ln(h'_{s_t}) = \lambda'_{s_t} + \lambda^I_{s_t} I_{t-1} \quad s_t = 1, 2$$

状態の推移確率は内閣府が発表する景気動向指数の先行指標に依存する形で定め，各時点において異なる値をとりうる非斉時的なものを IP モデル，TOPIX モデルの両モデルで採用する．式(3)で表す確率は，時点$t-1$から時点tにかけて状態 1 に留まる確率を表す．一方，式(4)に表す確率は時点$t-1$から時点tにかけて状態 2 に留まる確率を表す．

$$\Pr(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 1; \Delta CLI_{t-1}) = \phi(\eta_0 + \eta_1 \Delta CLI_{t-1}) \tag{3}$$

$$\Pr(s_t = 2 \mid s_{t-1} = 2; \Delta CLI_{t-1}) = \phi(\eta_0 + \eta_2 \Delta CLI_{t-1}) \tag{4}$$

ただし，ΔCLI は景気動向指数の先行指標の対数変化率を表し，$\phi(\cdot)$は標準正規分布の累積分布関数を表す．さらに，η_0は推移確率を説明する定数項を，η_1, η_2は推移確率を説明するΔCLIにおける状態 1(状態 2)の回帰係数を表す．

2.3 経済状態に関する投資家の想定とその不確かさ

経済状態に関する投資家の想定とその不確かさは，前節で説明した IP モデルや TOPIX モデルから推定される経済状態に関する状態確率に基づいて定義する．まず，経済状態に関する投資家の想定は，式(5)で与えられるような経済状態が不景気($S_t = 2$)であることを表す状態確率として定義する．

$$\pi_t^L = \Pr\{s_t = 2 \mid \mathbf{z_t}\} \tag{5}$$

ただし，$\mathbf{z_t}$は推定の際に必要な時点tまでに得られるデータである．

次に，経済状態に関する投資家の想定の不確かさは，経済状態に関する状態確率の不確実性として式(6)で定義する．

$$UC_t \equiv \pi_t^L\left(1 - \pi_t^L\right) \tag{6}$$

不確実性は，不景気を表す状態確率π_t^Lと好景気を表す状態確率$1-\pi_t^L$とを掛け合わせたもので表現される．図 1 から図 4 にあるように，不景気を表す状態確率π_t^Lが 1 または 0 に近く経済状態がはっきりとしているほど，不確かさUC_tは 0 に近くなり不確実性は低くなる．これに対して，不景気を表す状態確率π_t^Lが 0.5 と現在の経済状態に関する認識が不透明なほど不確実性は 0.25 と高い値を取る．これより不確実性は現在の景気状態に関する想定の不確かさを表していると言える．

IP モデルと TOPIX モデルから得られる経済状態に関する投資家の想定を図 1 および図 2 に，その不確かさの推移を図 3 および図 4 に示した．2002 年から 2007 年前半の株価上昇傾向の時期にかけて，不景気を表す状態確率π^Lは 2004 年の時期を除いて概して低い値をとるのに対して，2007 年後半以降はパリバ・ショックを機に不景気を表す状態確率が大きく上昇している．また，その際に TOPIX モデルから得られる不景気を表す状態確率が IP モデルから得られるものより早く値が上昇している．TOPIX モデルが金融市場に関連する経済状態を抽出するモデルであることから，パリバ・ショックの影響が実体経済に反映されるよりも早く金融市場に反映されたと考えられる．不確かさUCを見ると，2004 年前後の時期は実体経済から推定される不確かさと金融市場から推定される不確かさは共に大きな値となること，2009 年から 2010 年にかけては実体経済から推定される不確かさは比較的大きいが金融市場から推定される不確かさは小さいことがわかる．振り

返って見ると 2004 年の時期は，実体経済が 2002 年の不景気から好景気へと移っていく途上にあり，この時期の日銀短観も 0 に近いこと，株価が 2007 年初へかけて上昇する踊り場にあり不透明感があった．2009 年から 2010 年にかけては日本の実体経済はリーマン・ショックの影響をそれほど大きく受けず回復を伺っている状態であったのに対して，金融市場は欧米の金融市場の影響から低迷した状態にあり，不確かさの程度に相応の乖離がみられたものと考えられる．

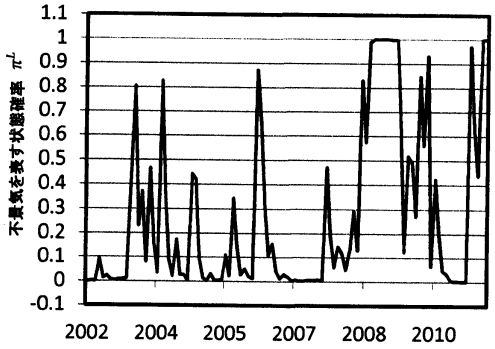


図 1. 不景気を表す状態確率の時系列(実体経済)

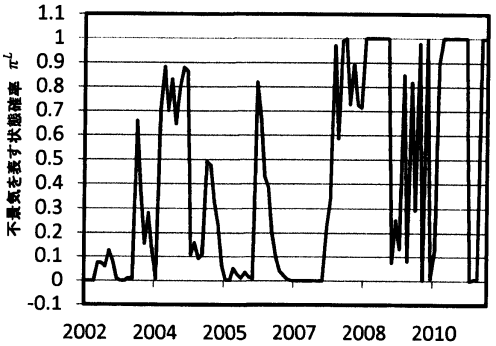


図 2. 不景気を表す状態確率の時系列(金融市場)

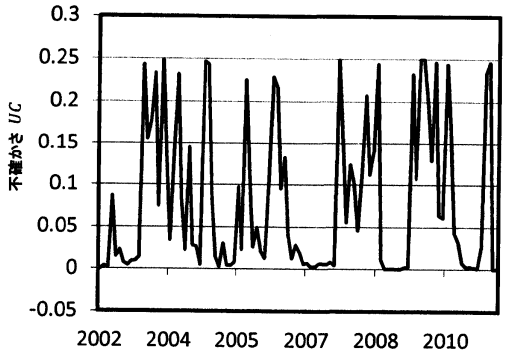


図 3. 不確かさの時系列(実体経済)

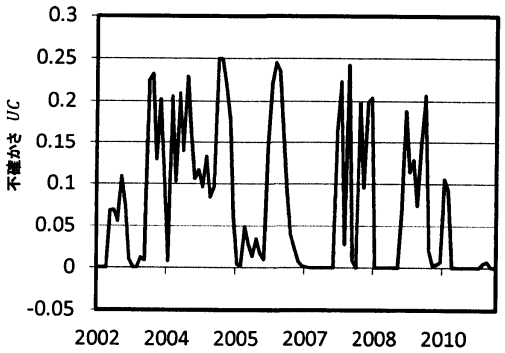


図 4. 不確かさの時系列(金融市場)

経済状態に関する想定やその不確かさに関するリスクファクターを既存の CAPM や Fama and French(1993)の 3 ファクターモデルに加えた場合に，クロスセクショナルな株式リターンに対する説明力がどの程度まで向上するかについて検証する際には，リスクファクターとして式(7)の $\Delta\pi_t^L$，式(8)の ε_t で与えられるものを採用する．式(7)の $\Delta\pi_t^L$ は，経済状態に関する想定の時点間の差分を取ったものであり，経済状態に関する想定の変動をリスクファクターとするものである．式(8)の ε_t は，UC_t に AR(2)モデルを適用した場合の誤差項であり経済状態に関する投資家の想定の不確かさに関する予期せぬ変化をリスクファクター ΔUC_t とするものである．

$$\Delta\pi_t^L = \pi_t^L - \pi_{t-1}^L \tag{7}$$

$$UC_t = a + bUC_{t-1} + cUC_{t-2} + \varepsilon_t \tag{8}$$

ただし，a は AR(2)モデルの定数項，b,c はそれぞれ AR(2)モデルの回帰係数を表す．

3. 分析手法

3.1 実体経済と金融市場から推定される投資家の想定の類似性に関する分析手法

IP モデルからは実体経済を対象とした経済状態に関する投資家の想定が，TOPIX モデルからは金融市場を対象とした経済状態に関する投資家の想定がそれぞれ推定される．これらの想定にどの程度の類似性があるかを検証するため，両者の相関係数を確認する．経済状態に関する投資家の想定を将来の投資機会の変動を記述するための代用変数として利用する際に，実体経済から推定される想定と金融市場から推定される想定との相関が 1 に近く類似性が高ければ何れの想定を用いても将来の投資機会の変動を記述する代用変数としての役割に大差はないが，相関がそれほど高くない場合にはどちらの想定を利用した場合に将来の投資機会の変動をより的確に記述することができるかについて検証しておくことが必要である．

3.2 投資家の想定とその不確かさが将来の投資機会に与える影響に関する分析手法

将来の投資機会は，ここでは具体的に将来の株式リターンとボラティリティとして表される．これらが経済状態に関する投資家の想定とその不確かさによって影響を受けるか，つまり，投資家の想定とその不確かさが将来の投資機会の代用変数として妥当なものであるかについて，以下の式(9)から式(12)の回帰モデルから推定される回帰係数の p 値に基づいて確認する．

$$r_{m,t} = \alpha^{r,\pi^L} + \beta^{r,\pi^L}\pi^L_{t-1} + \varepsilon_t \tag{9}$$

$$r_{m,t} = \alpha^{r,UC} + \beta^{r,UC}UC_{t-1} + \varepsilon_t \tag{10}$$

$$\sigma_{m,t} = \alpha^{\sigma,\pi^L} + \beta^{\sigma,\pi^L}\pi^L_{t-1} + \varepsilon_t \tag{11}$$

$$\sigma_{m,t} = \alpha^{\sigma,UC} + \beta^{\sigma,UC}UC_{t-1} + \varepsilon_t \tag{12}$$

式(9), (10)は，それぞれ，時点 $t-1$ における投資家の想定とその不確かさが 1 期先の株式リターンを説明できるかについて検証する回帰モデルである．一方，式(11), (12)は，それぞれ，時点 $t-1$ の投資家の想定とその不確かさが 1 期先の株式リターンのボラティリティを説明できるかについて検証を行う回帰モデルである．検証で用いる株式リターンのボラティリティは GARCH モデルから推定されたものとする．本節で用いるボラティリティはヒストリカルな株式リターンのデータから導かれたボラティリティであり，節 3.4 にある将来のボラティリティに関する投資家の予想を直接的に表すインプライド・ボラティリティに関する検証とは異なる．

3.3 投資機会リスクファクターのクロスセクショナルリターンに対する説明力に関する分析手法

経済状態に関する投資家の想定とその不確かさを将来の投資機会の変動を記述する代用変数として利用することが可能であるなら，クロスセクショナルの株式ポートフォリオリターンを説明するためのリスクファクターとして投資家の想定とその不確かさが有用であるかが興味深い分析対象となる．標準的な分析手法である Fama-MacBeth(1973)のクロスセクション回帰分析を用いて，経済状態に関する投資家の想定とその不確かさをモデルのリスクファクターとして加えた際に個別株式ポートフォリオリターンに対する説明力が向上するかについて検証する．これは，分析期間内のデータから推定された各リスクファクターに関するベータリスクが株式ポートフォリオリターンのばらつきをどの程度説明することができるかについて分析するものである．本研究では以下の式(13)から式(21)までの 9 つのモデルを採用して分析を行う．ただし，$\Delta\pi^L$ ファクターと ΔUC ファクターは IP モデルと TOPIX モデルに応じて異なる値を取るため，式(15), (16), (17), (20), (21)に関しては，回帰分析結果が IP モデルから推定されたファクターを用いる場合と TOPIX モデルから推定されたファクターを用いる場合に対応して 2 通り得られる．

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_{t-1} + \varepsilon_t \tag{13}$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_{t-1} + \beta_i^{MOM} MOM_{t-1} + \varepsilon_t \tag{14}$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_{t-1} + \beta_i^{\Delta\pi^L} \Delta\pi_{t-1}^L + \varepsilon_t \tag{15}$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_{t-1} + \beta_i^{\Delta UC} \Delta UC_{t-1} + \varepsilon_t \tag{16}$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_{t-1} + \beta_i^{\Delta\pi^L} \Delta\pi_{t-1}^L + \beta_i^{\Delta UC} \Delta UC_{t-1} + \varepsilon_t \tag{17}$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_{t-1} + \beta_i^{SMB} SMB_{t-1} + \beta_i^{HML} HML_{t-1} + \varepsilon_t \tag{18}$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_{t-1} + \beta_i^{SMB} SMB_{t-1} + \beta_i^{HML} HML_{t-1} + \beta_i^{MOM} MOM_{t-1} + \varepsilon_t \tag{19}$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_{t-1} + \beta_i^{\Delta\pi^L} \Delta\pi_{t-1}^L + \beta_i^{\Delta UC} \Delta UC_{t-1} + \beta_i^{MOM} MOM_{t-1} + \varepsilon_t \tag{20}$$

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_{t-1} + \beta_i^{SMB} SMB_{t-1} + \beta_i^{HML} HML_{t-1} + \beta_i^{\Delta\pi^L} \Delta\pi_{t-1}^L + \beta_i^{\Delta UC} \Delta UC_{t-1} + \varepsilon_t \tag{21}$$

ここで，経済状態に関する想定やその不確かさに関するリスクファクターが組み込まれている式(17)を例に取り，式(22), (23)に基づく 2 ステップからなる Fama-MacBeth(1973)のクロスセクション回帰分析手法について説明する．

Step1：式(22)を用いて分析期間内の時系列データから各リスクファクターに対する回帰係数を推定する．

Step2：分析期間において，式(23)を用いてクロスセクションデータに対して回帰分析を行う．ここで，説明変数となるベータリスクは，Step1 で推定されたものを用いる．このクロスセクション回帰を時点1から時点Tまで行い，その自由度調整済み決定係数の時系列平均を求める．

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} MKT_{t-1} + \beta_i^{\Delta\pi^L} \Delta\pi_{t-1}^L + \beta_i^{\Delta UC} \Delta UC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (i: fix, t: 1..T) \tag{22}$$

$$r_{i,t} = \gamma_i + \beta_i^{MKT} \lambda_{t-1}^{MKT} + \beta_i^{\Delta\pi^L} \lambda_{t-1}^{\Delta\pi^L} + \beta_i^{\Delta UC} \lambda_{t-1}^{\Delta UC} + \eta_t \quad (i: 1..N, t: fix) \tag{23}$$

ただし，$r_{i,t}$は時点tにおけるポートフォリオiの株式リターン，MKT_{t-1}は時点$t-1$における市場リターン，$\beta_i^{MKT}, \beta_i^{\Delta\pi^L}, \beta_i^{\Delta UC}$はポートフォリオ$i$の各ファクターに対する回帰係数，$\varepsilon_t$は時系列回帰における誤差項，$\eta_t$はクロスセクション回帰における誤差項を表す．被説明変数の株式ポートフォリオリターンは時価総額順，簿価時価比率順，モメンタムの大きさ順にそれぞれ 10 組，計 30 組のポートフォリオで構築される．

クロスセクション回帰分析結果に関する考察は，自由度調整済み決定係数(以下，決定係数と略す)に基づいて主に次の二つの観点から行う．第一の観点は，経済状態に関する投資家の想定とその不確かさがクロスセクショナルな株式ポートフォリオリターンを説明する際のリスクファクターとして日本株式市場においてもどの程度有用であるかについて検討することである．第二の観点は，クロスセクショナル回帰モデルのリスクファクターとしてのモメンタムファクターの役割について確認することである．主に，モメンタムファクターが株式固有のリスクファクターである SMB や HML に関連が強いファクターであるか，或いは，将来の投資機会の変動を示唆するようなファクターであるのかについて考察する．

第一の観点に関してより具体的に述べると，日米比較を行うため Arzu(2009)において採用されている式(13), (17), (18), (21)のモデルに関して，決定係数の時系列平均値を株式ポートフォリオリターンに対する説明力とみなし，以下の 3 点に着目した分析を行う．1 つ目に，式(13)と式(18)を比較することで，クロスセクショナルな個別株式ポートフォリオリターンに対して MKT ファクターや企業特性を表すファクター（SMB ファクター，HML ファクター）の説明力がどの程度異なるかについて比較検証する．2 つ目に，実体経済や金融市場から推定された投資家の想定とその不確かさがクロスセクションの個別株式ポートフォリオリターンに対してどの程度の説明力を持つのかについて比較検証する．3 点目に経済状態に関する投資家の想定や不確かさに企業特性を表すファクター（SMB ファクター，HML ファクター）を加えた際に説明力がどの程度上昇するかについて検証する．

第二に，モメンタムファクターをリスクファクターとして導入したモデルである式(14), (19), 式(20)と，投資家の想定とその不確かさに関するリスクファクターである$\Delta\pi^L$とΔUCをそれぞれ MKT ファクターに付加したモデルである式(15), (16)について，各時点で得られる決定係数をばらつきも考慮することができるように箱ひげ図の形で示し考察を行う．その際に以下の 2 点に着目

した検証を行う．1 つ目に，MKT ファクターにモメンタムファクターのみを付加したモデルは，MKT ファクターのみを持つモデルや企業特性(SMB，HML)を表すモデル，さらには投資家の想定やその不確かさを含んだモデルと比較してどの程度のクロスセクショナルな個別株式ポートフォリオリターンに対する説明力を持つかについて検証する．2 つ目に，リスクファクターとして投資家の想定とその不確かさが組み込まれたモデルと企業特性を表すリスクファクターが組み込まれたモデルに更にモメンタムファクターを付加した際にどの程度モデルの説明力が向上するかについて検証を行うことで，モメンタムファクターが SMB や HML で表現される株式固有のリスクファクターに関連が強いファクターであるのか，或いは，将来の投資機会の変化を示すファクターであるのかについて確認する．

3.4 投資家の想定とその不確かさがインプライトボラティリティ与える影響に関する分析手法

ここでの分析は，主に次の 2 点を検証するためのものである．節 3.2 では，投資家の想定とその不確かさが将来の投資機会の代用変数として妥当なものであるかどうかについて検討したが，投資機会の変動を将来の株式リターンと GARCH モデルから推定される株式ボラティリティからなるものとして分析を試みた．検証の目的の 1 つ目は，投資機会の範囲を株式だけでなく金融派生商品の 1 つであるプットオプションにまで広げて考えた場合(投資機会としてプットオプションのインプライトボラティリティ(IV)を利用)でも投資家の想定とその不確かさが将来の投資機会の代用変数として妥当なものかを確認するものである．2 つ目は，節 3.2 の分析では将来の株式リターンやその標準偏差を被説明変数とした分析では想定が正しかったかどうかまで含めて投資機会の変動への影響が確認されるのに対して，プットオプションの IV について分析を行うことで，経済状態に関する想定やその不確かさが素直に投資機会の変動の予想に反映されているかについて確認するものである．検証に用いる回帰モデルとしては，式(11), (12)の回帰モデルにおいて被説明変数を GARCH モデルから推定される株式ボラティリティに代わりにプットオプションの IV を採用した式(24), (25)を採用する．

$$IV_t = \alpha^{IV,\pi^L} + \beta^{IV,\pi^L}\pi_t^L + \varepsilon_t \tag{24}$$

$$IV_t = \alpha^{IV,UC} + \beta^{IV,UC}UC_t + \varepsilon_t \tag{25}$$

ただし，プットオプションの IV_t は，$t+1$ 月に満期を迎えるプットオプション(残存期間は約 10 営業日)と $t+2$ 月に満期を迎えるプットオプション（残存期間は約 30 営業日）の t 月末時点での IV である．何れの残存期間のプットオプションに関しても，権利行使価格はアットザマネー(ATM)，500 円アウトオブザマネー(OTM(500))，1000 円アウトオブザマネー(OTM(1000))の 3 通りのプットオプションを分析対象とする．このような残存期間や権利行使価格が異なる様々なプットオプションも投資対象としたうえでの投資機会の変化に対しても投資家の想定とその不確かさが代用変数となり得るかについて分析を行う．さらに，経済状態に応じて権利行使価格が異なるプットオ

プションのIVの差は拡大するのか，或いは，縮小するのかについて確認するために，権利行使価格が異なるプットオプションのIVの差によって表されるスキューを被説明変数として検証する．実際，図5は分析期間内の3時点における残存期間が10営業日(実線)と30営業日(点線)のプットオプションに関する権利行使価格とIVの関係を示したものであるが，残存期間やマネーネス（アウトオブザマネーとなる幅）に応じてプットオプションのIVは時点によって大きく異なり，上記の分析が必要であることが伺える．

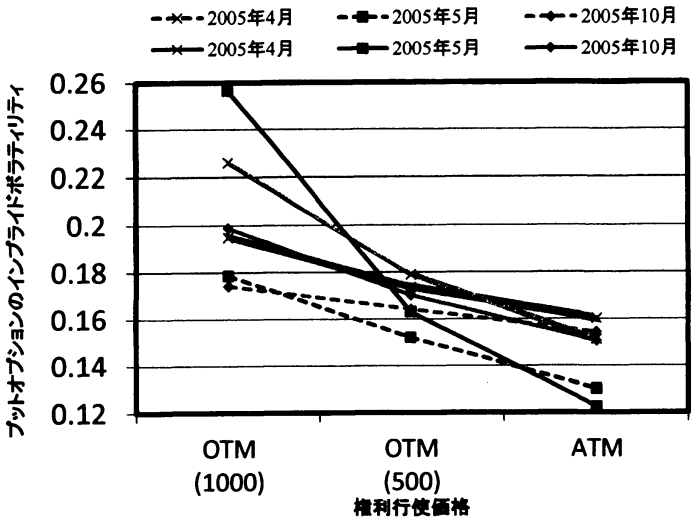


図5．権利行使価格とプットオプションのインプライド・ボラティリティ

4. 実証分析

4.1 データ

各モデルのパラメータ推定に用いるデータは2002年9月から2011年4月までの鉱工業生産指数，TOPIX，残存年限5年の信用スプレッド（日本国内社債Aaa－Baa格付け間金利差），長短金利差（長期国債利回り－TIBOR（3ヶ月）ユーロ円金利），1年物短期国債利回り，配当利回り，景気動向指数における先行指標の月次データである．節3.3の検証を行う際には，小型株効果を表すSMBファクターやバリュー株効果を表すHMLファクターの構築，個別株式ポートフォリオリターンの算出が必要となるが，このための財務データとして東証一部上場企業のうち，2002年9月から2011年4月までの期間でデータが欠損している企業を除いた1141社の発行済み株式数，総資産，負債データを利用する．節3.4の検証で用いるプットオプションのインプライド・ボラティリティに関するデータは，2003年5月から2011年4月までの日経225プットオプションのものである．分析対象となるプットオプションの残存期間は，各月末から翌月の満期日までの概ね10営業日のプットオプションと翌々月の満期日までの概ね30営業日のプットオプションの2通りを考える．権利行使価格としてはATMオプション及び，権利行使価格から500円刻みで低いOTM(500)オプション，OTM(1000)オプションの3通りを分析対象とするが，実際には，それぞれの権利行使価格に対応するIVが存在しないことが多いため，スプライン補間によって推定する．

4.2 実体経済と金融市場から推定される投資家の想定の類似性

本節では，IP モデルから推定される実体経済を対象とした経済状態に関する投資家の想定と TOPIX モデルから推定される金融市場を対象とした経済状態に関する投資家の想定の類似性に関して検証を行う．

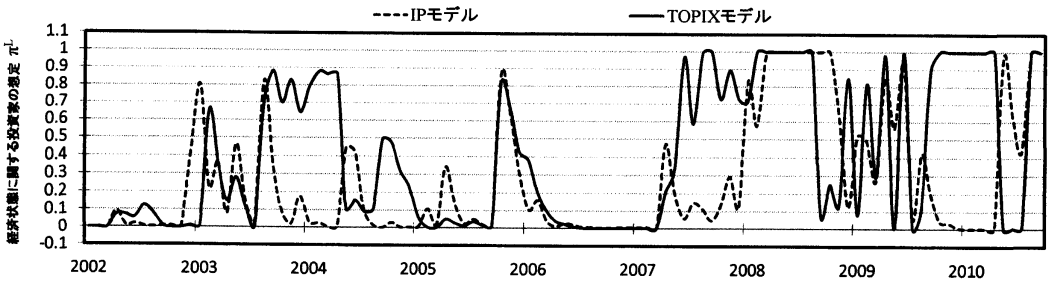


図 6. IP モデルと TOPIX モデルから推定される経済状態に関する投資家の想定の時系列推移

図 6 に表す IP モデルから推定された経済状態に関する投資家の想定と TOPIX モデルから推定された経済状態に関する投資家の想定の時系列推移を見ると，2004 年のゼロ金利政策，2008 年のリーマン・ショック，2010 年のギリシャ危機の時期を除くと概ね似通った推移となっている．両者の相関係数は 0.337 であり実体経済と金融市場の経済状態にはある程度の相関が確認されたが，Arzu(2009)による米国市場における相関 0.567 と比較するとかなり低い．この要因として考えられることは，Arzu(2009)では，分析対象期間が 1961 年から 2001 年までと景気拡大期を多く含んだ期間であり，実体経済がよくなれば企業収益が増加して株式市場が上昇するといったように株式市場が実体経済をより反映しやすい状況にあったのに対して，本研究では，分析対象期間がゼロ金融政策や大きな金融危機を含んだ 2002 年から 2011 年までの期間であり，金融政策や投資家のリスク回避度が大きく金融市場に反映されるため，必ずしも実体経済の状態が金融市場の状態に自然な形で反映されなかったことが考えられる．

4.3 投資家の想定とその不確かさが将来の投資機会の変動に与える影響

日本株式市場において，株式リターンやそのボラティリティで表される投資機会が IP モデルと TOPIX モデルから推定された経済状態に関する投資家の想定とその不確かさによって影響を受けるかについて検証する．表 1 には，日本株式市場における回帰分析結果を示した．表 1 の左側は，投資家の想定 π^L を説明変数とし，右側は不確かさ UC を説明変数とした回帰分析結果である．また，表 1 の上段は， 株式リターン(年率)を被説明変数とし，下段は GARCH モデルから推定され株式リターンのボラティリティ(年率)を被説明変数として用いた実証分析結果である．

表 1．投資機会に対する経済状態に関する投資家の想定とその不確かさの影響

被説明変数	説明変数:投資家の想定π^L				説明変数:不確かさUC			
	TOPIX		IP		TOPIX		IP	
	β^{π}	R^2	β^{π}	R^2	β^{UC}	R^2	β^{UC}	R^2
$r_{m,t}$	-0.236 ***	0.013	-0.111	0.003	-0.983	0.008	0.155	-0.008
$\sigma_{m,t}$	0.027 ***	0.132	0.039 ***	0.186	-0.101 ***	0.075	-0.033	0.000

*** 1%有意水準

表 1 の上段から，投資家の想定π^Lや不確かさの株式リターンに対する影響について確認する．まず，左側にある投資家の想定が株式リターンに与える影響について見ると，TOPIX モデル，IP モデルの何れのモデルから推定された投資家の想定を用いる場合であっても有意ではないが回帰係数の符号は負となっており，有意ではないが回帰係数の符号が正とする Arzu(2009)の結果と異なっている．通常のファイナンス理論によれば，Arzu(2009)の結果が示唆するように，投資家の想定が大きくなる，つまり，経済状態が不景気であることを表す状態確率が上昇する場合には，高いリスクプレミアムが株式リターンに内在することになり将来の株式リターンは大きくなる．本研究の結果がそうはならなかった理由としては，日本においては経済状態が不景気であることを表す状態確率が大きいと直ちにリスクプレミアムを織り込んで翌月の株式リターンが上昇するような投資機会の変化が見られるよりは，不景気な状態が継続する見込みから翌月の株式リターンも低下するような投資機会の変化が見込まれることが考えられる．右側にある想定の不確かさが株式リターンに与える影響について見ると，TOPIX モデルから推定された想定の不確かさを用いる場合には回帰係数は負の値，IP モデルから推定された想定の不確かさを用いる場合には正の値（値の絶対値は TOPIX モデルから推定されたものよりはるかに小さい）であり米国株式市場と類似した結果となった．

次に，表 1 の下段から，投資家の想定や不確かさが株式リターンのボラティリティに与える影響について確認する．まず，左側にある投資家の想定が株式リターンのボラティリティに与える影響について見ると，TOPIX モデル，IP モデルの何れのモデルから推定された投資家の想定を用いる場合であっても回帰係数は正で有意な値となり米国株式市場と同様の結果となった．これは，経済状態が不景気であることを表す状態確率が上昇すると株式リターンのボラティリティが上昇することを意味する．図 6 と図 7 を見ると，経済状態が不景気であることを表す状態確率が小さかった 2005 年から 2007 年前半までの時期において，日本株式市場は株式リターンのボラティリティが小さい投資機会になり，経済状態が不景気であることを表す状態確率が大きくなった 2007 年後半以降の時期は，株式リターンのボラティリティが大きい投資機会となっていることが確認される．また，株式リターンのボラティリティに対する不確かさの影響について見ると，米国市場と異なり，ともに回帰係数は負の値となった．この要因として，*UC* で表される投資家の想定の不確かさが高いときには，先行きの投資機会が改善するか悪化するかの判断がしにくいため，株式投資が手控えられることとなり，株式リターンのボラティリティが低下したことが考えられる．

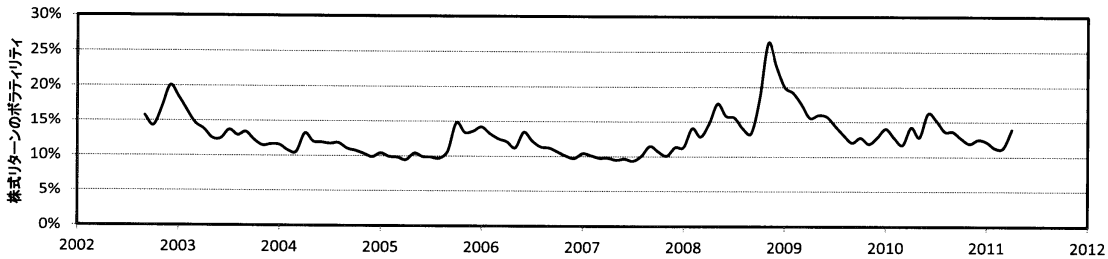
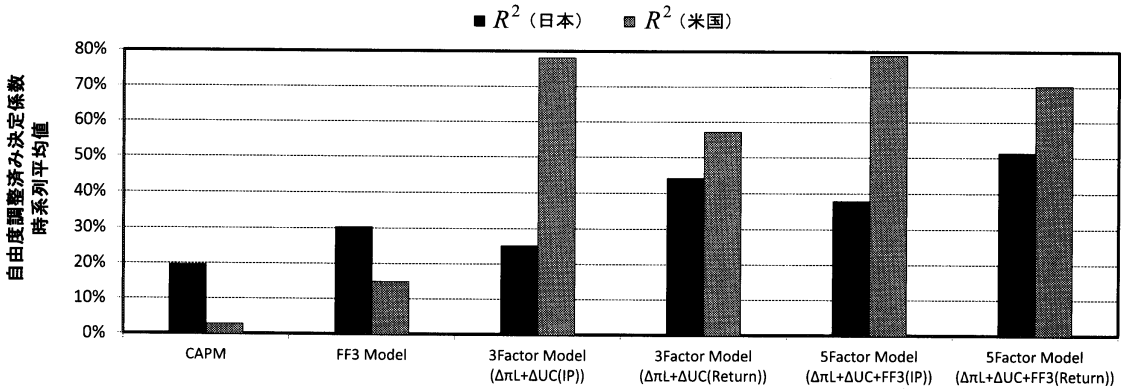


図 7. GARCH モデルから推定された株式リターンのボラティリティ（年率）

4.4 投資家の想定とその不確かさの株式ポートフォリオリターンに対する説明力

経済状態に関する投資家の想定とその不確かさを将来の投資機会の変動を記述する代用変数として利用することが可能であることを受けて，クロスセクショナルな株式ポートフォリオリターンを説明するためのリスクファクターとして経済状態に関する投資家の想定とその不確かさが有用であるかについて検証する．

本研究における分析結果と Arzu(2009)で行われた分析結果を比較して，日米の株式市場においてクロスセクショナルな株式ポートフォリオリターンを説明する際に，将来の投資機会の変化がリスクファクターとしてどの程度重要であるかについて検討する．日米株式市場における各モデルに関する決定係数の時系列平均値を図 8 に示した．図 8 において，米国株式市場に関する結果は，Arzu(2009)で報告されている分析結果に基づき棒グラフとして作成したものであり，また，金融市場から推定された $\Delta\pi^L$ ファクターと ΔUC ファクターを説明変数に含むモデルは Return と表記した．



ただし，米国市場の結果は Arzu(2009)に基づき著者らが作成

図 8. 日本市場と米国市場の各モデルに関する自由度調整済み決定係数時系列平均値の比較

分析結果（図 8）から，主に次の 3 点が読み取れる．1 つ目は，米国株式市場においては，マーケットベータが殆どクロスセクショナルなポートフォリオリターンを説明しないのに対して，日本株式市場に関しては 20%程度ではあるが説明力をもつことである．また，日米株式市場ともに

FF3 Model に含まれる SMB ファクターや HML ファクターを加えると，クロスセクショナルなポートフォリオリターンの説明力が 10%程度向上することである．このことから，どちらの市場においてもクロスセクショナルなポートフォリオリターンを説明するために，ポートフォリオに含まれる銘柄固有の小型株効果やバリュー株効果がリスクファクターとして相応の役割を果たすことがわかる．

2 つ目は，実体経済から推定された投資機会の変動を表すリスクファクターのクロスセクショナルなポートフォリオリターンに対する説明力が米国株式市場において極めて大きいのに対して，日本株式市場におけるその役割は限定的であることである．米国株式市場においては，マーケットベータに実体経済から推定された投資機会の変動を表すリスクファクターを加えたモデル(3Factor Model($\Delta\pi L+\Delta UC(IP)$))の説明力は 80%程度にまで及ぶのに対し，日本株式市場においては 27%程度に留まり，FF3 Model に含まれるリスクファクターの説明力にも及ばない．これに対して，マーケットベータに金融市場から推定された投資機会の変動を表すリスクファクターを加えたモデルに関してみると，日米の株式市場における説明力はそれぞれ 45%，57%程度であり，マーケットベータのみの説明力（それぞれ，20%，3%）と比較してどちらの市場においても説明力は向上する．しかし，実体経済から推定された投資機会の変動を表すリスクファクターを加えた場合と比較すると，日本株式市場では 20%程度高いのに対して米国株式市場ではその説明力は 23%程度低くなる．この要因について，図 9 と図 10 に示す日本と米国における鉱工業生産指数と株価指数の時系列推移を用いて説明する．Arzu(2009)の検証では米国の株式指数として CRSP index を用いていたが，ここでは簡便に S&P500 を採用して考察する．日本では，実証分析を行った 2002 年から 2011 年にかけて TOPIX と鉱工業生産指数で指標の変動が異なる期間が存在する．例えば，リーマン・ショック以前の 2007 年 7 月から 2008 年 6 月にかけて鉱工業生産指数は横ばいであるのに対して，TOPIX はサブプライムローン問題の影響で下落している．また，リーマン・ショック以降の 2009 年 8 月から 2010 年 4 月にかけて鉱工業生産指数は回復に向かっているのに対して，TOPIX は伸び悩んでいる．一方で，米国では，分析対象期間である 1961 年 1 月から 2001 年 12 月にかけて S&P500 と鉱工業生産指数の推移は概ね類似している．つまり，米国では鉱工業生産指数と S&P500 が連動した動きとなっており，実体経済を表現する鉱工業生産指数は概ね株式市場のダイナミックスを捉えることができるため，実体経済から推定される投資機会の変動を表すリスクファクターが，株式ポートフォリオリターンに対して大きな説明力を持つ結果になったと考えられる．一方，日本市場に関しては図 9 が示すように TOPIX と鉱工業生産指数との間の連動性は必ずしも強いとは言えず，日本株式市場においては実体経済から推定される投資機会の変動よりも，信用市場や金利市場のような他の市場から株式市場への影響も考慮される金融市場から推定される投資機会の変動の方が比較的説明力が高くなったと考えられる．

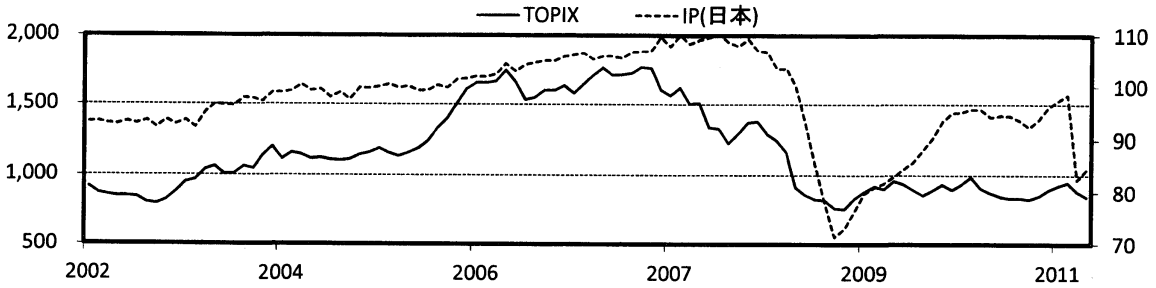


図 9. TOPIX と鉱工業生産指数(日本)の時系列推移

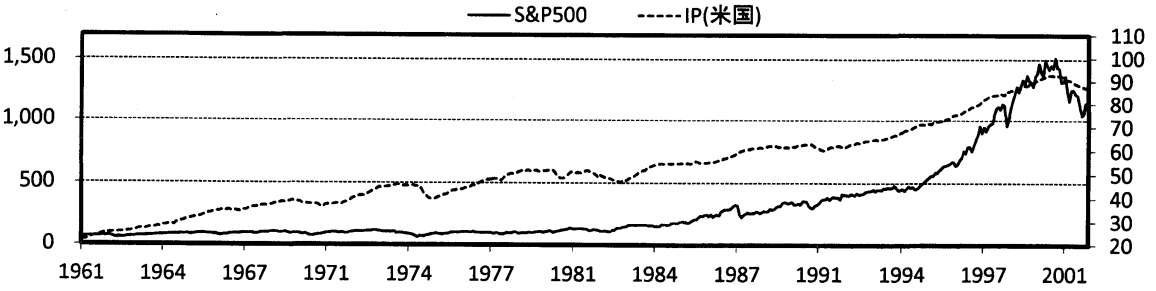
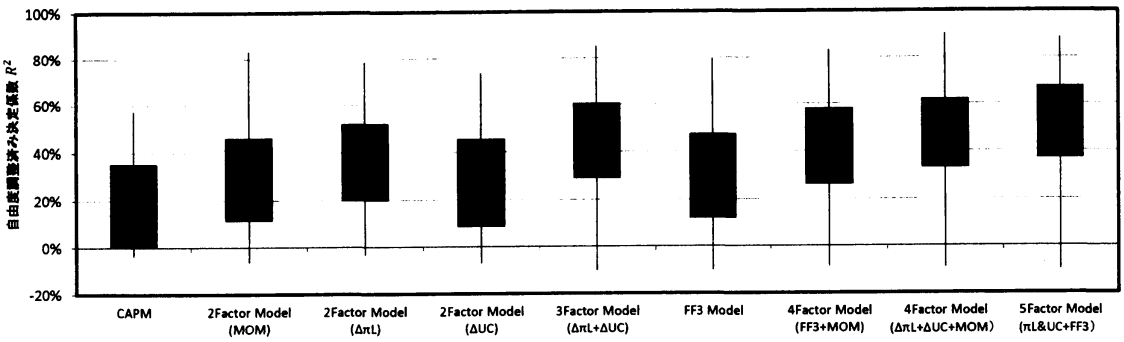


図 10. S&P500 と鉱工業生産指数(米国)の時系列推移

3 つ目に，将来の投資機会の変動を表すファクター(経済状態に関する投資家の想定や不確かさ)に FF3 Model に含まれる SMB ファクター，HML ファクターのような企業特性を表すファクターを加える場合を考察する．米国では，3Factor Model(ΔπL+ΔUC(IP))と 5Factor Model(ΔπL+ΔUC+FF3(IP))の説明力が同程度であり，加えて 3Factor Model(ΔπL+ΔUC(IP))は 5Factor Model(ΔπL+ΔUC+FF3(Return))よりも高い説明力を持つ．この分析結果は，実体経済から推定される将来の投資機会の変動を表すリスクファクターは，株式特性を表す SMB，HML といったリスクファクターの性質を含み合わせるほどの説明力を持つことがわかる．一方，日本では，将来の投資機会の変動を表すファクターが実体経済と金融市場の何れから推定されたものであっても，SMB ファクター，HML ファクターのような企業特性を表すファクターを加えるとモデルの説明力は向上する．つまり，日本株式市場では，将来の投資機会の変動を表すリスクファクターと株式特性を表す SMB，HML といったリスクファクターはクロスセクショナルなポートフォリオリターンを説明するうえで性質が異なる説明変数となっていることが確認される．

次に，クロスセクショナル回帰モデルの説明変数にモメンタムファクターを合わせ持つモデルを図 8 にあるモデルに追加し，日本株式市場を対象として各時点においてクロスセクショナル回帰分析を行った際の決定係数を箱ひげ図として図 11 に示した．図 11 にある $\Delta\pi^L$ と ΔUC は，クロスセクショナルな株式ポートフォリオリターンに対して説明力が高い金融市場から推定されたものである．



π_L と UC は TOPIX モデルから推定されたもの

図 11. 各モデルの自由度調整済み決定係数の箱ひげ図

1 つ目に，モメンタムファクターをリスクファクターとして導入した 2 Factor Model(MOM)は，CAPM と比較して決定係数の平均値が 11%近く向上する．この結果は，過去のリターンの情報を表すモメンタムファクターが，株式ポートフォリオリターンのばらつきをクロスセクショナルに説明するうえで相応に重要であることを示す．さらに，2 Factor Model(MOM)は企業特性を表すリスクファクターを説明変数に含む FF3 Model と決定係数の平均値が同程度(約 30%)であり，FF3 Model にモメンタムファクターを付加した 4Factor Model(FF3+MOM)は FF3 Model と比較して 13%程度も説明力が向上する．この結果は，過去のリターンに関するリスクファクターと企業特性に関するリスクファクターはクロスセクショナルな個別株式ポートフォリオリターンに対して同程度の説明力を有し，加えて両者のリスクファクターとしての性質は類似のものではないと考えられる．一方，2Factor Model(MOM)は，$\Delta\pi^L$ ファクターを持つ 2Factor Model(ΔπL)よりも決定係数の平均値が 6%程度低い．この結果は，過去のリターンに関するリスクファクターよりも金利市場や社債市場といった他の金融市場から株式市場への影響も考慮された形で推定される経済状態に関する投資家の想定の方が押し並べてクロスセクショナルな株式ポートフォリオリターンに対する説明力が高いことを意味する．

2 つ目に，モメンタムファクターが，SMB ファクターや HML ファクターで表現される株式固有のリスクファクターに関連が強いファクターであるか，或いは，将来の投資機会の変化を表すファクターに近いファクターであるかについて確認するために，4 つのモデル(3Factor Model(ΔπL+ΔUC)と FF3 Model，4Factor Model(FF3+MOM)，4Factor Model(ΔπL+ΔUC+MOM))から得られた決定係数を用いて比較検討する．まず，FF3 Model にモメンタムファクターを付加した 4Factor Model(FF3+MOM)の決定係数は先に述べたとおり FF3 Model ものよりも高くなる．一方，経済状態に関する投資家の想定とその不確かさがリスクファクターとして組み込まれた 3Factor Model(ΔπL+ΔUC)と 4Factor Model(ΔπL+ΔUC+MOM)の説明力は同程度である．これらの分析結果は，モメンタムファクターは企業特性を表すファクターを説明変数に含むモデルに加えると説明力が向上するが，将来の投資機会の変動を表すリスクファクターを説明変数に含むモデルに加えても説明力が向上しないことを示し，モメンタムファクターは企業特性に関するファクターよりも将来の投資機会の変動を表すファクターに近いものと考えられる．この要因として，通常，株

式市場における過去のリターンが将来の株式市場における投資機会の変化に大きく関連することが考えられる.

4.5 投資家の想定とその不確かさがインプライトボラティリティ与える影響

投資機会としてプットオプションのIV用いた場合に,投資家の想定とその不確かさが将来の投資機会の代用変数として妥当なものかどうかを確認する. 節 4.3 の将来の株式リターンやその標準偏差に与える影響に関する分析では想定が正しかったかどうかまで含めて影響が確認されるのに対して,プットオプションのIVについて分析を行うことで,経済状態に関する投資家の想定やその不確かさが素直に投資機会の変動の予想に反映されているかについて確認する.

権利行使価格が異なる3種類のプットオプションのIVと権利行使価格が異なるプットオプションのIVの差を取った2つのスキューを被説明変数とし経済状態に関する投資家の想定を説明変数とした回帰分析結果に関して,表2と表3には,それぞれ,被説明変数として約10営業日後に満期を迎えるプットオプション,約30営業日後に満期を迎えるプットオプションを採用した場合の分析結果を掲載した.

表2. 経済状態に関する投資家の想定がプットオプションIVに与える影響(約10営業日)

被説明変数	説明変数:投資家の想定 π^L			
	TOPIX		IP	
	β^π	R^2	β^π	R^2
ATM	0.138 ***	0.230	0.163 ***	0.234
OTM(500)	0.160 ***	0.265	0.190 ***	0.273
OTM(1000)	0.174 ***	0.286	0.211 ***	0.304
OTM(500)-ATM	0.022 ***	0.157	0.027 ***	0.176
OTM(1000)-ATM	0.036 ***	0.134	0.047 ***	0.169

*** 1%有意水準

表3. 経済状態に関する投資家の想定がプットオプションIVに与える影響(約30営業日)

被説明変数	説明変数:投資家の想定 π^L			
	TOPIX		IP	
	β^π	R^2	β^π	R^2
ATM	0.120 ***	0.229	0.154 ***	0.276
OTM(500)	0.139 ***	0.260	0.173 ***	0.296
OTM(1000)	0.153 ***	0.274	0.192 ***	0.315
OTM(500)-ATM	0.019 ***	0.252	0.019 ***	0.188
OTM(1000)-ATM	0.033 ***	0.283	0.038 ***	0.270

*** 1%有意水準

表2と表3を見ると,説明変数として投資家の想定がTOPIXモデルから推定されたものを採用してもIPモデルから推定されたものを採用しても何れのオプションに関しても回帰係数は正で有

意な値となる．この結果は，節 4.3 の検証における GARCH モデルから推定される株式ボラティリティに対する分析結果と同様であり，投資家の想定を表す経済状態が不景気にある状態確率が上昇するとプットオプションの IV が上昇する傾向を示す．これは，不景気の状態確率が高く見込まれるようになると，先行き株価が大きく下落すると考えられプットオプションのプレミアムが大きくなり IV が上昇することと整合的である．また，権利行使価格が OTM(1000)になるに従って決定係数が高くなり，図 5 で示した権利行使価格と IV の関係にあるようにプットオプションはアウトオブザマネーとなるにしたがって景気の状態に対して敏感に変化することと整合的な結果となった．また，満期までの営業日数が約 10 営業日の場合と約 30 営業日の場合とを比較することで残存期間に応じた説明力の違いについて確認すると，金融市場から推定される経済状態に関する投資家の想定を用いた際には，10 営業日の結果と 30 営業日の結果の決定係数が同程度であるのに対して，実体経済から推定される経済状態に関する投資家の想定を用いると，10 営業日の結果よりも 30 営業日の結果の方が決定係数は少し上昇している．この結果から，プットオプションを売買する投資家は，10 営業日よりも 30 営業日といった少し長めの期間において実体経済の動きにウエイトをおいた投資行動をとっていることが伺える．

プットオプションの IV の差によって表現される 2 つのスキューを被説明変数とした場合にも，回帰係数は正に有意な値となっており，これは不景気に関する状態確率が上昇するとプットオプションの IV のスキューは拡大すること意味する．この要因として，不景気時に投資家は株価の下落を強く見込むため，OTM プットオプションの IV は ATM プットオプションの IV と比較して大きく上昇することが考えられる．ただし，決定係数を見るとプットオプション自体の IV のものよりは低くなっている．その理由として，スキューは権利行使価格が異なるプットオプションの IV の差分をとったものであるから，IV の大きさ自体に含まれる情報が弱まって説明力が低下したものと考えられる．

次に，権利行使価格が異なる 3 種類のプットオプションの IV と権利行使価格が異なるプットオプションの IV の差を取った 2 つのスキューを被説明変数とし経済状態に関する投資家の想定の不確かさを説明変数とした回帰分析結果に関して，表 4 と表 5 には，それぞれ，被説明変数として約 10 営業日後に満期を迎えるプットオプション，約 30 営業日後に満期を迎えるプットオプションを採用した場合の分析結果を掲載した．

表 4．不確かさとプットオプション IV の関係性（10 営業日）

被説明変数	説明変数：不確かさ UC			
	TOPIX		IP	
	β^{UC}	R^2	β^{UC}	R^2
ATM	-0.296 **	0.039	-0.110	-0.003
OTM(500)	-0.334 **	0.043	-0.132	-0.002
OTM(1000)	-0.376 **	0.051	-0.163	0.002
OTM(500)-ATM	-0.039	0.013	-0.022	-0.002
OTM(1000)-ATM	-0.080 *	0.021	-0.053	0.004

** 5%有意水準　* 10%有意水準

表 5. 不確かさとプットオプション IV の関係性（30 営業日）

被説明変数	説明変数：不確かさ UC			
	TOPIX		IP	
	β^{UC}	R^2	β^{UC}	R^2
ATM	-0.247 **	0.035	-0.095	-0.003
OTM(500)	-0.274 **	0.037	-0.104	-0.003
OTM(1000)	-0.311 **	0.042	-0.129	-0.001
OTM(500)-ATM	-0.027	0.012	-0.008	-0.008
OTM(1000)-ATM	-0.064 **	0.038	-0.033	0.004

** 5%有意水準

表 4 と表 5 を見ると，実体経済から推定される不確かさを説明変数とした場合には回帰係数の値が負ではあるが有意でないのに対して，金融市場から推定された不確かさを説明変数とした場合には回帰係数の値は負で有意となった．これは，表 1 に示した GARCH モデルから推定した株式リターンのボラティリティを採用した結果と同様である．ここで，不確かさが実体経済から推定された場合には有意ではなく，金融市場から推定された場合に有意となる理由を検討すると，日本株式市場の場合，推定期間においてゼロ金利政策や大きな金融危機の時期が含まれており，実体経済の状態が金融市場の状態と必ずしもリンクしない場合が発生するため，金融商品であるプットオプションの IV を説明する際に両者で有意度に差がでたものと考えられる．これは，節 4.4 において，クロスセクショナルな株式ポートフォリオリターンのばらつきを説明する際に，実体経済から推定された不確かさよりも金融市場から推定された不確かさの方がより大きな説明力をもつことと整合的な結果といえる．回帰係数の値が負となる理由は，節 4.3 における株式リターンのボラティリティを被説明変数とした場合と同様である．

次に，プットオプションのスキューを被説明変数としたものに関してみると，実体経済から推定された不確かさのみならず，金融市場から推定された不確かさを採用した場合であっても OTM(500)-ATM といった権利行使価格の乖離がそれほど大きくないスキューの場合には，回帰係数は有意とはならない．この理由は，先に述べたようにスキューは権利行使価格が異なるプットオプションの IV の差分をとったものであり，IV の大きさ自体に含まれる情報が弱まる影響が大きく働いたものと考えられる．

5. まとめと結語

本研究では，Arzu(2009)に依拠して，日本株式市場においても将来の投資機会の変動がクロスセクショナルな株式リターンを説明する際の有力なリスクファクターと成り得るかというテーマに関連して大きく 3 つの検証を行い興味深い結果を得た．

第一に，米国株式市場と日本株式市場との比較検証である．Arzu(2009)によると米国株式市場では，将来の投資機会の変動はクロスセクショナルな株式リターンを説明する際に，極めて重要なリスクファクターとなること，特に，その代用変数として金融市場よりも実体経済から推定され

た投資家の想定や不確かさを採用した方がリスクファクターとしての有用性が高い．一方，日本株式市場では，将来の投資機会の変動はクロスセクショナルな株式リターンを説明する際に有効なリスクファクターとなるが，その有用性は米国株式市場ほど高くないこと，また，その代用変数として実体経済よりも金融市場から推定された投資家の想定や不確かさを採用した方がリスクファクターとしての有用性が高いといった米国株式市場とは逆の結果を得た．その理由として，分析対象期間における実体経済と株式市場とのリンクの強さの相違が考えられることを示した．

第二に，日本株式市場においてモメンタムファクター(ここではリバーサルファクターと同様の役割)と企業特性に関するリスクファクターはクロスセクショナルな個別株式ポートフォリオリターンに対して同程度の説明力を有すること，加えて両者のリスクファクターとしての性質は異なるため合わせてモデルに組み込むことで説明力が上昇することがわかった．

第三に，株式オプションのインプライド・ボラティリティを利用して，経済状態に関する想定やその不確かさが，投資家の現在時点における将来の株式ボラティリティの予想に影響を与えるかどうかについて確認することで，経済状態に関する想定やその不確かさが素直に投資機会の変動の予想に反映されているかを確認した．

その結果として，経済状態が不景気である状態確率が上昇するような投資家の想定となるとプットオプションのIVが上昇する傾向が有意に見られる結果を得た．これに対して，経済状態が不景気であるかどうか判断が付きにくいような不確かさが高い状況では投資が手控えられることからプットオプションのIVは低下する傾向が確認されて，TOPIXモデルに限り有意な結果が得られた．

本研究の分析結果から，日本株式市場においても将来の投資機会の変動を表すリスクファクターはクロスセクショナルな株式リターンを説明する際に有用なリスクファクターと成りえることがわかった．今後の課題としては，将来の投資機会の変動を表すリスクファクターの代用変数としてより良いものを模索し，Arzu(2009)や本研究で採用したレジームスイッチングモデルから推定される経済状態が不景気である状態確率やその不確実性と比較検証を行うことである．

参考文献

[1] Arzu Ozoguz. 2009. Good Times or Bad Times? Investors' Uncertainty and Stock Returns. *The Review of Financial Studies* **22**: 4377-4422.

[2] Daisuke Sasaki, Koichi Miyazaki. 2012. Credit Rating Matters in Contrarian Return -Evidence From the Japanese Equity Market-. *Journal of the Operations Research Society of Japan* **55** (2):107-124.

[3] David, A. 1997. Fluctuating Confidence in Stock Markets: Implications for Returns and Volatility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **32**:427–62.

[4] Fama, E. F., and J. D. MacBeth. 1973. Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy* **81**:607–36.

[5] Fama, E. F., and K.R. French. 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Financial Economics* **33** (1):3-56.

[6] Hamilton, J.D. 1994. *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.

[7] Lo, Andrew W., and Jiang Wang. 2006. Trading Volume: Implications of an Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Journal of Finance* **61**:2805-2840.

[8] Merton, R. C. 1973. An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. *Econometrica* **41**:867–87.

[9] Veronesi, P. 1999. Stock Market Overreaction to Bad News in Good Times: A Rational Expectations Equilibrium Model. *Review of Financial Studies* **12**:975–1007.

[10] 岡本雅生, 宮崎浩一, 星加裕文, 佐々木大輔. 2010. オプション価格と相場観のデータを利用したリスク回避度の推定. 日本オペレーションズ・リサーチ学会和文論文誌 **53**:69-89.

[11] 加藤明, 宮崎浩一. 2006. 日本株式市場におけるモメンタム・リバーサル投資戦略. オペレーションズ・リサーチ **51** (10):662-667.

[12] 佐々木大輔, 宮崎浩一. 2008. ICAPM に基づく売買情報を用いたポートフォリオ戦略. 数理解析研究所講究録 1580:86-99.

[13] 田中健太郎, 宮崎浩一, 岡本雅生. 2009. オプションモデル価格の市場価格や実現株価との整合性に関する検証. オペレーションズ・リサーチ **54** (8):485-494.

[14] 田中健太郎, 宮崎浩一, 錦康二. 2010. 配当成長率に関する投資家の推測を考慮したオプション評価モデル. 情報処理学会論文誌 数理モデル化と応用 **3** (2):51-64.

[15] 徳永拓也, 宮崎浩一. 2012. 金融市場と鉱工業生産から推定される経済状態の比較分析. 数理解析研究所講究録 1802:249-255.

[16] 回渕純治, 宮崎浩一, 岡本雅生. 2009. 5 パラメータ・ローカルボラティリティ・モデルのオプション市場価格再現力と株価予測力. 情報処理学会論文誌 数理モデル化と応用 **2** (2):58-69.

[17] 水村倫子, 佐々木大輔, 宮崎浩一. 2010. 日本におけるリバーサル戦略の格付による影響. オペレーションズ・リサーチ **55** (9):571-578.

電気通信大学
〒182-8585
東京都調布市調布ヶ丘 1-5-1
E-mail address: t1230059@edu.cc.uec.ac.jp
: miyazaki@se.uec.ac.jp

電気通信大学　徳永　拓也, 宮崎　浩一