

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¹

電気通信大学 徳永 拓也 (Takuya Tokunaga) 宮崎 浩一 (Koichi Miyazaki)

University of Electro-Communications

1. はじめに

金融市場で取引を行う投資家の判断材料は多岐にわたるが、その一つとして実体経済の情報があつる。実体経済とは、製品やサービスを生産する経済であり、鉱工業生産指数などのマクロ経済指標で捉えられる。実体経済の景気回復が見込まれる時期では、金融市場において、株価が上昇すると考えられる。また、金融市場の景気が加熱している時期では、日銀の金融引き締め政策により金利が上昇し、将来的には実体経済の成長が鈍化することが考えられる。このように、実体経済と金融市場の間には相互関係があると考えられる。

実体経済と金融市場の関係性について述べた研究は数多く存在し、特に、実体経済を表すマクロ経済指標を用いて金融市場を表す指標の変化を説明する研究が盛んである。Chen, Roll and Ross (1986) [1]では、鉱工業生産指数とインフレ率を説明変数とした回帰分析によって株式リターンを説明出来るか検証している。また、Jagannathan and Wang (1996) [2]では、労働所得によって株式リターンを説明出来るか検証している。これらの検証では、回帰分析を行う際に、回帰係数に関して期間を通して一定としているが、実際には実体経済や金融市場の景気状況に応じて回帰係数の値が変化すると考えられる。そのため近年では、景気の状態 (景気レジーム) を分けて考えることによって、実体経済の景気レジームと金融市場の景気レジームを考慮したうえでの検証が注目されている。

Arzu (2009) [3]では、レジームスイッチング回帰モデル (以下、RSRM と呼ぶ) を用いて、実体経済の景気レジームと金融市場の景気レジームを時系列的に比較している。具体的には、実体経済は、鉱工業生産指数のドリフトを景気が良い時の水準と景気が悪い時の水準の2つの水準に分け鉱工業生産指数を説明することで、景気が良い水準を取る確率を推定し、実体経済の景気レジームを表すものとしている。一方で、金融市場は、株式市場全体の動きを表す TOPIX を、証券市場の金利である信用スプレッド、長短金利差、短期金利、配当利回りから説明することで景気が良い水準を取る確率を推定し、金融市場の景気レジームを表すものとしている。そして、実体経済において景気が良い水準にある確率の推移と、金融市場において景気が良い水準にあるとみなせる確率の推移との相関を見ることで、実体経済の景気レジームと金融市場の景気レジームに類似性があるか検証している。しかし、同研究では、金融市場を表現するモデルの各ファクターの影響度やその有効性については触れられていない。そこで、本研究において、実体経済と金融市場の各景気レジームが類似性を持つうえで、金融市場を表すモデルのどのファクターが被説明変数である TOPIX を説明する際に有用であるか検証する。

¹ 本研究は科研費 (22510143) の助成を受けたものである。

本研究の目的は以下の 2 点である。第一に、Arzu (2009) [3] に倣い、日本市場において実体経済と金融市場から推定される景気が良い水準にある確率(以下、好景気レジームの状態確率と呼ぶ)の推移に類似性があるか検証する。第二に、本研究の新規性として、実体経済の景気レジームと金融市場の景気レジームが類似性を持つうえで、金融市場の何れのファクターが TOPIX に対して大きく影響を及ぼすのか検証する。

本論文の構成は、以下の通りである。次章では、実体経済における好景気レジームの状態確率を推定する鉱工業生産指数モデルと金融市場における好景気レジームの状態確率を推定する TOPIX モデルについて説明する。第 3 章では、分析設定と分析結果、さらにその考察を与える。最終章では、まとめを付す。

2. 分析手法

2.1 鉱工業生産指数モデル (IP 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、鉱工業生産指数の変化率である $\Delta IP_t = \log(IP_t / IP_{t-1})$ を、そのドリフト β_{s_t} によって説明する RSRM 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。

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

2.2 TOPIX モデル

金融市場における景気のレジームを捉える TOPIX モデルを紹介する。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 のリターンから無リスク金利を引いた TOPIX の超過リターン $r_{m, t}$ とする RSRM 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値を用いた回帰モデルで表し、モデルが持つ回帰係数 $\lambda'_{s_t}, \lambda'_{s_t}$ は状態変数に応じて異なる値を持つと仮定する。さらに、TOPIX モデルの特徴として、配当利回りは状態に関わらず 1 つの回帰係数 β^{DY} を持つのに対して、その他 3 つのファクターが持つ回帰係数 $\beta_{s_t}^{Def}, \beta_{s_t}^{LS}, \beta_{s_t}^I$ は状態変数に応じて異なる 2 つの値を持つことがある。配当利回りの回帰係数が状態に依存しない理由として、配当利回りは、株式リターンの平均回帰性と関係があるため、状態分けを行う時と行わない時で推定結果に差異がないことから、本研究においても配当利回りに関しては状態分けを行わない。この理由は Perez-Quiros and Timmermann (2000) [4] を参照されたい。

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

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

式 (2) に示す各々のファクターは、TOPIX の超過リターンを予測する変数となっており、各ファクターの意味合いについて説明すると、信用スプレッドは、金融市場における信用リスクを表現している。また、長短金利差は、長期的な景気予想と、将来のインフレ率の不確実性に対し

て投資家が要求する上乗せ分であるインフレリスクプレミアムを表現している。さらに、短期金利は、政府の政策金利を表現している。最後に、配当利回りは TOPIX の超過リターンと共に株式市場の動向、さらに直近の景況感を表すものである。本研究では、回帰係数が状態によって変化しない DY ファクターを除くすべてのファクターの有効性を検証するために、信用スプレッド、長短金利差、短期金利の各ファクターのみを除いたモデルを構築し、尤度比検定を行う。

また、本研究では Arzu (2009) [3] に倣い、状態の推移確率を内閣府が発表する景気動向の先行きを表す景気先行指標総合指数に従う形に定め、各時点において異なる値をとりうる非斉時的な推移確率を採用する。式 (3) のように p_t は、時点 t から時点 $t+1$ にかけて、状態 1 に留まる確率を表す。一方、 q_t は時点 t から時点 $t+1$ にかけて、状態 2 に留まる確率を表す。

$$\begin{aligned} p_t &= \Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1; \Delta CLI_{t-1}) = \phi(\eta_0 + \eta_1 \Delta CLI_{t-1}) \\ q_t &= \Pr(s_t = 2 | s_{t-1} = 2; \Delta CLI_{t-1}) = \phi(\eta_0 + \eta_2 \Delta CLI_{t-1}) \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、 ΔCLI は景気先行指標総合指数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、 $\eta_1(\eta_2)$ 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。

3. 実証分析

3.1 使用データ

実証分析で用いるデータは、鉱工業生産指数、TOPIX、残存年限が 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、景気先行指標総合指数の月次データを用いた。分析期間は、2002 年 9 月から 2011 年 4 月までの 104 ヶ月である。

実証分析で用いるデータに関して、以下に各時系列推移を TOPIX 指標の時系列推移と比較して表す。図 1, 2, 3, 4 では、それぞれ TOPIX(実線)に対する鉱工業生産指数、信用スプレッド、長短金利差、短期金利の各時系列推移を表す。図 2 に表す信用スプレッドは 2002 年から 2006 年にかけて、IT バブル崩壊の落ち着きから縮小することが確認できる。次に、図 3 に表す長短金利差は、TOPIX と比較して少し先行性を持った動きを取ることが確認できる。最後に、図 4 に表す短期金利は、2005 年後半まで日銀によるゼロ金利政策の影響によってほとんどゼロに張り付くような推移を取るのに対して、それ以降は TOPIX の推移と類似した動きをしている。

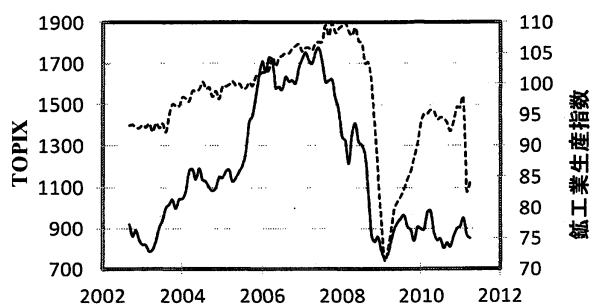


図 1 TOPIX と鉱工業生産指数の時系列推移

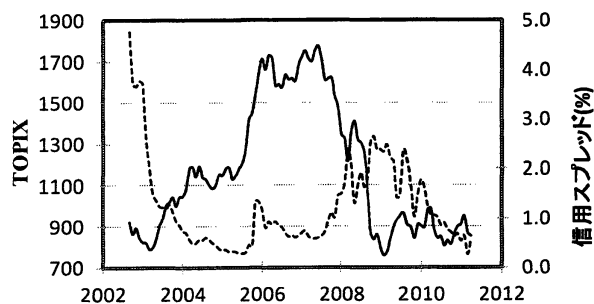


図 2 TOPIX と信用スプレッドの時系列推移

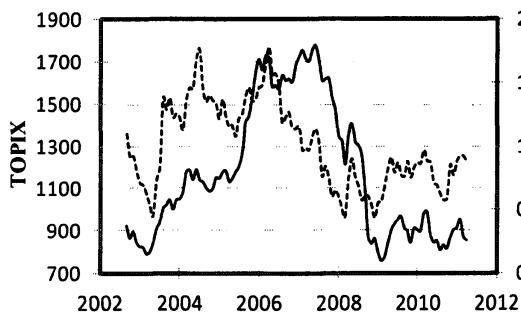


図3 TOPIX と長短金利差の時系列推移

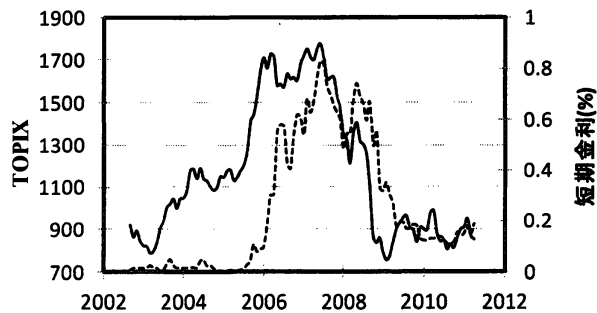


図4 TOPIX と短期金利の時系列推移

3.2 モデルの分析設定

金融市場に対する各ファクターの影響を検証するため、モデルの分析設定として、表1のように金融市場に関する4つのモデルを採用する。フルモデルは、TOPIXモデルのことである。次に、-Defモデルは、フルモデルからDefファクターだけを除き信用スプレッドの影響を検証するモデルである。同様に、-LSモデルと-Iモデルは、フルモデルからLSファクターあるいは、Iファクターのみを除いたモデルである。

表1 金融市場を表すモデルから構築される種々のモデル

	定数項	Def	LS	I	DY
フルモデル	○	○	○	○	○
-Defモデル	○		○	○	○
-LSモデル	○	○		○	○
-Iモデル	○	○	○		○

3.3. 実証分析結果

3.3.1 IPモデルと各TOPIXモデル間の状態確率の相関関係

本項では、実体経済を捉えるIPモデルに基づく好景気レジームの状態確率の推移と、金融市場を捉える4つのモデルに基づく各好景気レジームの状態確率の推移の相関係数を求める。

表2 IPモデルと金融市場から構築される各モデルとの相関係数

	フルモデル	-Defモデル	-LSモデル	-Iモデル	IPモデル
フルモデル	1.000				
-Defモデル	0.745	1.000			
-LSモデル	0.969	0.704	1.000		
-Iモデル	0.574	0.345	0.457	1.000	
IPモデル	0.337	0.167	0.316	0.286	1.000

表2を見ると、IPモデルとフルモデルとの相関係数は0.337と相応に高く、実体経済における景気レジームと金融市場における景気レジームがある程度類似している。ここで、一般的な相関係数を考えると、上記の値はあまり相関がないように考えられるが、本研究で用いるモデルはIPモデルに示すような通常のモデルから得られる好景気レジームの状態確率の推移と、TOPIXモデルに示すような時点 $t-1$ の説明変数から時点 t の被説明変数を予測するモデルから得られる好景気レジームの状態確率の推移を比較するため、両者には相応の相関があると考えられる。

次に、IPモデルに基づく好景気レジームの状態確率の推移と金融市場を表すモデルから各ファクターを一つずつ除いた3つのモデルに基づく各好景気レジームの状態確率の推移における

相関係数について検討する。フルモデルから *Def* ファクターだけ除くと、0.170 と大きく相関係数が低下している。さらに、*LS* ファクターだけ除くと、0.021 とあまり相関係数が低下しないことが分かる。最後に、*I* ファクターだけ除くと、フルモデルと比較して 0.051 と少し相関係数が低下することが分かる。このことから、信用スプレッドは实体经济の景気レジームの推移と金融市場の景気レジームの推移が類似性を持つうえで大きな影響を与えることが分かり、長短金利差はあまり影響を与えないことが分かる。最後に、短期金利は、相関係数の値から信用スプレッドほどは影響を持たないものの、長短金利差よりは影響を持つことが分かる。

3.3.2 IP モデルと各 TOPIX モデル間の状態確率の推移の比較

本項では、前の検証内容を時系列的に確認するために、IP モデルとフルモデルの好景気レジームの状態確率の推移を比較し、金融市場に対する信用スプレッドの影響を検証する。IP モデルとフルモデルの好景気レジームの状態確率の推移を図 5 に表す。図 5 を見ると、IP モデルとフルモデルの好景気レジームの状態確率の推移に概ね類似性が見られる。しかし、シャドーが入っている期間において 2 つのモデルの状態確率に大きな乖離が見られる。後に述べるが、2004 年では短期金利が影響を及ぼしており、2008 年、2010 年では海外を発端とする金融危機のため、それぞれ影響を与えていると考えられる。2008 年はリーマン・ショックが、2010 年ではギリシャ危機が影響を及ぼすと考えられる。そこで、金融危機が起きる前後の各指標に注目すると、鉱工業生産指数の推移（図 1）の時期と比較して、TOPIX モデルに関する各指標（図 2, 3, 4）は、先行した推移を取ることが分かる。このことから、IP モデルとフルモデルの状態確率の推移に乖離が生まれたと考えられる。

次に、IP モデルと-Def モデルの好景気レジームの状態確率の推移を比較し、金融市場に対する信用スプレッドの影響を検証する。IP モデルと-Def モデルの好景気レジームの状態確率の推移を図 6 に表す。図 6 を見ると、濃いシャドーで描かれる 2002 年から 2003 年にかけて 2 つのモデルの状態確率が大きく乖離することが分かる。これは、同期間における信用スプレッドの推移（図 2）が、2002 年から 2006 年にかけて大きく減少し、信用リスクの低下が、景気拡大を表すのに貢献するためであると考えられる。

さらに、IP モデルと-LS モデルの好景気レジームの状態確率の推移を比較し、長短金利差の影響を検証する。IP モデルと-LS モデルの好景気レジームの状態確率の推移を図 7 に表す。図 7 を見ると、IP モデルと-LS モデルの各好景気レジームの状態確率の推移は、IP モデルとフルモデルのもので乖離する期間を除くと、概ね似通った推移を取ることが分かる。ここで、TOPIX と長短金利差の各指標の推移（図 3）を見ると、TOPIX の動きに対して、長短金利差の動きが先行した推移を取る。このことから、長短金利差が持つ先行性の影響のために、*LS* ファクターが、現在の好景気レジームの状態確率を表現出来なかったと考えられる。

最後に、IP モデルと-I モデルの好景気レジームの状態確率の推移を比較し、短期金利の影響を検証する。IP モデルと-I モデルの好景気レジームの状態確率の推移を図 8 に表す。図 8 を見ると、シャドーで描かれる 2004 年では-I モデルによる好景気の状態確率の推移の方がフルモデルよりも IP モデルの状態確率の推移に近いことが分かる。ここで、短期金利の推移（図 4）に注目すると、同時期において日銀がゼロ金利政策を採用していることが、短期金利がフルモデルの状態確率を表すのに悪影響を及ぼしたと考えられる。一方、濃いシャドーで描かれるゼロ金利政策が解除された後の 2005 年から 2006 年にかけて、好景気レジームの状態確率の推移が大きく

乖離しており、政策金利である短期金利は、IP モデルとフルモデルの各好景気レジームの状態確率の推移が類似性を持つうえで、欠かせない要因であることが分かる。

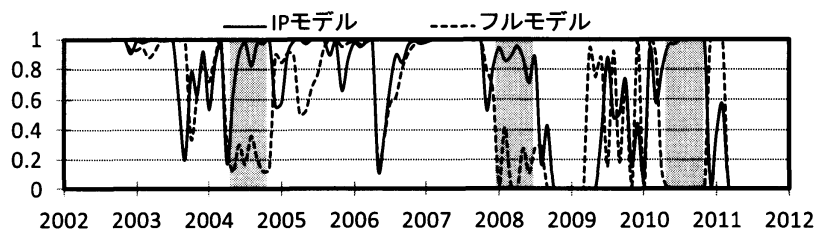


図 5 IP モデルとフルモデルの好景気レジームの状態確率の推移

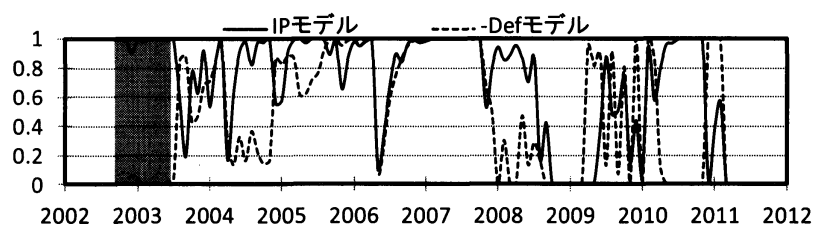


図 6 IP モデルと-Def モデルの好景気レジームの状態確率の推移

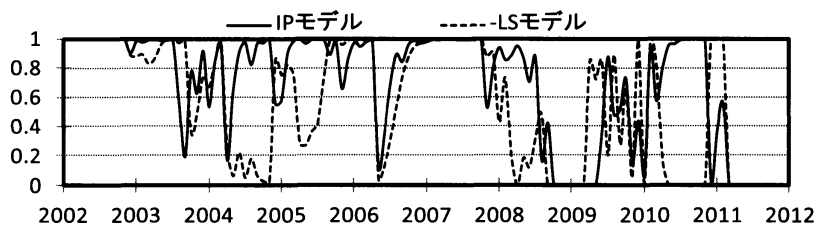


図 7 IP モデルと-LS モデルの好景気レジームの状態確率の推移

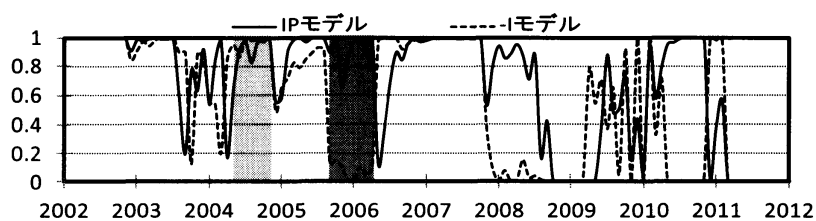


図 8 IP モデルと-I モデルの好景気レジームの状態確率の推移

3.3.3 TOPIX モデルにおけるファクターの有効性を検証する尤度比検定

本項では、TOPIX モデルにおける各ファクターの有効性を検証するために尤度比検定を行う。

表 3 尤度比検定の結果

LR-test	フルモデル	-Defモデル	-LSモデル	-Iモデル	$\chi^2(2)$
対数尤度	180.99	177.63	178.90	177.83	
尤度比統計量		6.71**	4.17	6.31**	5.99

** は尤度比検定における 5%有意を表す。

本研究における尤度比検定では、帰無仮説を $\beta_1 = \beta_2 = 0$ として検定を行う。 β_1, β_2 は共に、一つのファクターにおける各状態の回帰係数を表す。金融市場の各ファクターに対する尤度比

検定の結果を表3に表す。表3を見ると、*Def*ファクターと*I*ファクターの回帰係数は棄却され、TOPIXモデルの中で有用なファクターであることが分かる。このことから、実体経済における好景気レジームの状態確率の推移と、金融市場における好景気レジームの状態確率の推移が類似性を持つうえで、信用スプレッドと短期金利は有用なファクターであると言える。この結果は、項3.3.1においてIPモデルと*-Def*モデルにおける好景気レジームの状態確率の推移間の相関係数が、IPモデルとフルモデルにおける好景気レジームの状態確率の推移間の相関係数と比較して、大きく低下していること、さらにIPモデルと*-LS*モデルにおける好景気レジームの状態確率の推移の相関係数がIPモデルとフルモデルにおける好景気レジームの状態確率の推移の相関係数と比較して、さほど変わらない結果であることと整合的である。

4. まとめ

本研究では、日本市場においてレジームスイッチング回帰モデル(RSRM)を用いて、実体経済から推定される状態確率の推移と金融市場から推定される状態確率の推移に類似性があるか検証を行った。

第一に、Arzu (2009) [3]にならったモデルを用いて、実体経済と金融市場の各好景気レジームの状態確率の推移の相関係数を検証した。検証結果として、実体経済を表すIPモデルの好景気レジームの状態確率の推移と、金融市場を表すすべてのファクターを持つフルモデルから推定される好景気レジームの状態確率の推移に関して0.337とある程度類似性が見られる相関係数が得られた。さらに、相関係数の結果から、TOPIXモデルの各ファクターの影響について考えると、信用スプレッドは両者が類似性を持つうえで、大きく影響を与えていることが分かった。一方で、長短金利差は、あまり影響を与えていないことが分かった。

第二に、TOPIXモデルが持つ各ファクターの影響の度合いを検討した。検証結果として、信用スプレッドは2002年から2003年における信用スプレッドの減少によって景気拡大時に影響を与え、長短金利差は指標自体が持つ先行性の影響によってフルモデルに与える影響が小さいと考えられる。また、短期金利は、2005年から2006年にかけて景気拡大を織り込んでいたが、2004年から2005年にかけての期間では、日銀によるゼロ金利政策の影響で有用なファクターではないと考えられる。

参考文献

- [1] Chen, N, R. Roll and S. A. Ross. : "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, **59**, (1986), 383-403.
- [2] Jagannathan, R and Z. Wang. : "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Finance*, **51**, (1996), 3-53.
- [3] Arzu Ozoguz. : "Good Times or Bad Times? Investor's Uncertainty and Stock Returns," *The Review of Financial Studies*, **22**, (2009), 4377-4422.
- [4] Perez-Quiros, G and A. Timmermann. : "Firm Size and Cyclical Variation in Stock Returns," *Journal of Finance*, **55**, (2000), 1229-1262.
- [5] Hamilton, J.D. : "Time Series Analysis," Princeton: Princeton University Press.(1994)
- [6] Ishijima, H. : "レジームスイッチングモデルとファイナンス理論・実証," Working Paper Series, Waseda University Institute of Finance, WIF-05-005, (2005), 19-31.