

日本の株式市場における 固有ボラティリティの時系列分析

柴田 舞

要 旨

本稿では日本の株式市場における個別銘柄のデータを用いて3種類のボラティリティを推定し、それぞれについて景気との関係、そして近年の市場環境におけるボラティリティの決定要因を探るための回帰分析を行った。日本の株式市場ではなぜ固有ボラティリティが低位安定しているのか、という点に対して、ROEの変化や、マネーストックが急増している点が理由であると判明した。また、日本の株式市場内で個別銘柄間の連動性が高まっている点や、市場ボラティリティの重要性が相対的に高まった点も発見された。

目 次

- | | |
|---------------------------|------------------------|
| I. はじめに | 5. 固有ボラティリティ時間変動のチェック |
| II. ボラティリティ | III. 固有ボラティリティが上昇しない理由 |
| 1. 推定方法 | 1. 銘柄間の相関係数 |
| 2. 推定データ | 2. 連動性のチェック |
| 3. 市場、業種、そして固有ボラティリティ推定結果 | IV. 景気との関係 |
| 4. ボラティリティ重要要因 | V. ボラティリティ回帰分析 |
| | VI. まとめ |

I. はじめに

株式市場に関する実証分析では、前営業日（もしくは前週や前月）の株価から当該日の株価への変化率を表すリターンについて、統計分析が行われる。このような分析では、リターンの変動の大きさ（統計でいえば、ある日までの

情報の条件下における分散）はボラティリティと呼ばれる。ボラティリティが日々、変動していることが知られており、時系列モデルを用いたボラティリティの推定や、ボラティリティの統計的特徴に関する研究が、これまでに数多く、行われてきた。

株価ボラティリティの水準は時代によって変化している（Schwert1989）。先行研究による

と、アメリカの経済が安定してきたことや、グローバル化した国際金融市場全体が安定しているため、アメリカの株式市場はかつてより安定してきたと言われる (Renshaw1995)。その中で、Campbell 他 [2001] は市場、業種、そして固有企業ベースのボラティリティをそれぞれ 1 系列ずつ推定し、市場ボラティリティが安定しているにもかかわらず固有ボラティリティが年々、上昇している様子を実証した (なお、idiosyncratic volatility を本論文では固有ボラティリティと表す)。この方法は、個別銘柄のリターン分散について、個別銘柄の時価総額でウェイト付けた加重平均値を、固有、業種、そして市場要因の 3 つに分ける方法を考案し、それぞれデータから推定し、推定値を統計分析する方法である。

ポートフォリオ理論によれば、分散投資を実施すれば固有リスクは多数の法則により十分にコントロール可能である。しかし近年では、敢えて固有のボラティリティに着目する研究が相次いでいる。

固有ボラティリティを取り出すのは Guo and Savickas [2006] の方法が正確であろう。彼らは Fama and French [1993] の 3 ファクタ・モデルの推定残差を使って、固有ボラティリティを推定している。しかし、推定が不安定なベータの推定値を所与として取り出した残差を分析する手法では推定誤差が看過できないという問題点をはらむ。その点において Campbell 他 [2001] の方法は、敢えてベータの推定を避けた点が、優れた工夫である。

固有ボラティリティの先行研究によると、固有のボラティリティはマーケット・リターンと正の相関を持つ (Goyal and Santa-Clara 2003) ため、マーケット・リターンの予測に有益と判

断される。ただし、この関係は標本期間や当該銘柄のサイズによる限定的なものとする実証研究 (Bali, Cakici and Zhang 2005) もあるため、確定的ではない。また、固有ボラティリティとリターンとの関係を分析した Guo and Savickas [2006] によると、固有ボラティリティと株式市場リターンの将来値とは負の相関があると指摘されている。

ところで、固有ボラティリティの変動は何によって説明できるか。Liu 他 [2014] はオーストラリアの上場企業について分析し、このボラティリティが高い企業の統計的特徴をまとめたうえ、ボラティリティと PER¹⁾ や ROE²⁾ と負の関係を示した。Chang and Dong [2006] は機関投資家のハーディング (群衆行動) に注目し、固有ボラティリティとの正の関係を示した。

以上のように、固有ボラティリティは、その特定および推定から始まり、その変動要因を探す実証研究へと移ってきた。

この説明と照らし合わせると、日本の状況は大きく異なっていると想像される。日本の固有ボラティリティの研究は筆者が知る限り決して多くはないが、新聞報道などをよく見ていると、市場全体にかかわる大きなニュースにつられて個別銘柄リターンも変化している様子が容易に想像される。なお、日本の株式市場について分析した研究には祝迫 [2004] があり、固有リスク (ベータ値で分析) の低下は、1992年から1998年頃に限定されたものと指摘する。本論文では日本の株式市場について、固有ボラティリティの時系列変化を確認する実証研究を行う。

本論文の構成は以下のとおりである。第 2 節でボラティリティの推定方法を示し、推定結果

を解釈する。第3節は、日本市場の特徴的な結果として固有ボラティリティが上昇しない理由を探る。第4節で景気との関係を回帰分析し、第5節では各種ボラティリティが変動する要因を分析する。最後の第6節でまとめを述べる。

II. ボラティリティ

1. 推定方法

本節では、本論文で扱う Campbell 他 [2001] の方法でボラティリティを市場、業種、そして固有に分ける。

Campbell 他 [2001] は、次式のとおりボラティリティを定めた。第 i 業種 ($i=1,2,\dots,I$, I は業種の数) に属する第 j 銘柄 ($j=1,2,\dots,J$, J は同一業種内の銘柄数) の第 t 日 (標本期間が $t=1,2,\dots,T$ であり, T はサンプルサイズを表す) のリターンを R_{jit} とするとき、その分散を、銘柄のウェイト ω_{jit} と業種のウェイト ω_{it} を使った加重和として

$$\sum_i \omega_{it} \sum_{j \in i} \omega_{jit} \text{Var}(R_{jit}) = \sigma_{mt}^2 + \sigma_{\varepsilon_t}^2 + \sigma_{\eta_t}^2 \quad (1)$$

として、3部分に分割する。右辺第1項は市場ボラティリティ、第2項は業種ボラティリティ、そして第3項は固有ボラティリティである。

この式の発想の重要なポイントは、この導出のために、CAPMにおけるベータの推定を避けた点である。ベータは時間に対して不安定なことが知られているため、仮にベータを推定して、その推定値に基づいた分析を行うとすると、その結果は、正確性に疑問が残ってしまう。この点において、Campbell 他 [2001] が個別銘柄のベータの推定を避けるアイデアを

活用したのは、とても素晴らしい考えである。

Campbell 他 [2001] の(1)式導出は、以下の考えに基づく。まず、マーケットで調整されたリターンとして

$$R_{it} = R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

という具合に、いわばベータを1に固定したマーケット・モデルを用いる (market-adjusted-return model と呼ばれている)。ただし、 R_{it} は第 i 業種の第 t 期のリターンであり、 R_{mt} は第 t 期のマーケット・リターンであり、 ε_{it} は第 i 業種の第 t 期の誤差項である。

この式の両辺の分散を計算すると、 $\text{Var}(R_{it}) = \text{Var}(R_{mt}) + \text{Var}(\varepsilon_{it}) + 2\text{Cov}(R_{mt}, \varepsilon_{it})$ となる。この式について、第 i 業種の第 t 期のウェイトを ω_{it} として、 i に対して加重和を計算すると、 $\sum_i \omega_{it} \text{Var}(R_{it}) = \text{Var}(R_{mt}) + \sum_i \omega_{it} \text{Var}(\varepsilon_{it}) + 2\sum_i \omega_{it} \text{Cov}(R_{mt}, \varepsilon_{it})$ である。しかし、 $2\sum_i \omega_{it} \text{Cov}(R_{mt}, \varepsilon_{it})$ はゼロであることを、次のとおり導くことができる。ここでは通常マーケット・モデルを仮定して $R_{it} = \beta_{im} R_{mt} + \varepsilon_{it}$ (ただし、 β_{im} はパラメータ、 ε_{it} は誤差項である) として、(2)式と差をとると、 $\varepsilon_{it} = \tilde{\varepsilon}_{it} + (\beta_{im} - 1)R_{mt}$ となる。これを使うと、 $\text{Cov}(R_{mt}, \varepsilon_{it}) = (\beta_{im} - 1)\text{Var}(R_{mt})$ となる。そこで $2\sum_i \omega_{it} \text{Cov}(R_{mt}, \varepsilon_{it}) = 2\text{Var}(R_{mt}) [\sum_i \omega_{it} \beta_{im} - \sum_i \omega_{it}]$ となるが、 $\sum_i \omega_{it} \beta_{im} = 1$ と $\sum_i \omega_{it} = 1$ を使うことで、 $2\sum_i \omega_{it} \text{Cov}(R_{mt}, \varepsilon_{it}) = 0$ が導かれる。結局、

$$\sum_i \omega_{it} \text{Var}(R_{it}) = \text{Var}(R_{mt}) + \sum_i \omega_{it} \text{Var}(\varepsilon_{it}) \quad (3)$$

となる。

第 i 業種に属する第 j 銘柄の第 t 日のリターンを、それが属する業種のリターンに対して、先と同様に $R_{jit} = R_{it} + \varepsilon_{jit}$ を仮定し、その両辺の分散を計算し、第 i 業種に属する第 j 銘柄の第 t 期のウェイトを ω_{jit} として、 j に対して加

重平均を計算すると、 $\sum_j \omega_{jit} \text{Var}(R_{jit}) = \text{Var}(R_{it}) + \sum_j \omega_{jit} \text{Var}(\eta_{jit})$ となる。なお、共分散の項がないのは、先と同様にして、その加重和がゼロであることを導くことが可能なためである。さらに、 i に対して加重和を計算すると、 $\sum_i \sum_j \omega_{jit} \text{Var}(R_{jit}) = \sum_i \omega_{it} \text{Var}(R_{it}) + \sum_i \sum_j \omega_{jit} \text{Var}(\eta_{jit})$ となる。ここに(3)式を代入すると、

$$\sum_i \sum_j \omega_{jit} \text{Var}(R_{jit}) = \text{Var}(R_{mt}) + \sum_i \omega_{it} \text{Var}(\varepsilon_{it}) + \sum_i \sum_j \omega_{jit} \text{Var}(\eta_{jit}) \quad (4)$$

となる。この右辺の3つの項を、それぞれ σ を使って表現した式が(1)式である。

(1)式の右辺を構成する3つのボラティリティについて説明する。右辺第1項は、

$$MKT = \hat{\sigma}_{mt}^2 = \sum_{s \in t} (R_{ms} - \mu_m)^2 \quad (5)$$

である。ただし、 R_{ms} はマーケット・リターンであり、 μ_m は標本期間における R_{ms} の平均である。t は月を表し、s は日を表す。したがって MKT_t は日次マーケット・リターンの平均からの偏差の2乗を、1カ月に渡って合計した値である。この1カ月あたりのボラティリティを12倍して1年あたり表記に直して分析に用いる³⁾。

(1)式右辺第2項は、まず、

$$\varepsilon_{is} = R_{is} - R_{ms} \quad (6)$$

として、 R_{is} と R_{ms} の差を ε_{is} とする。次に

$$\hat{\sigma}_{eit}^2 = \sum_{s \in t} \varepsilon_{is}^2 \quad (7)$$

として日次の ε_{is} の2乗値を、同じ月について合計する。最後に、

$$IND = \hat{\sigma}_{et}^2 = \sum_i \omega_{it} \hat{\sigma}_{eit}^2 \quad (8)$$

として、 ω_{it} をウェイトとした加重和を計算する。

(1)式右辺第3項の固有ボラティリティは次のとおりに推定する。まず、

$$\eta_{jis} = R_{jis} - R_{is} \quad (9)$$

として、固有のリターンから、その銘柄が属する業種のリターンを引いた残りを η_{jis} とする。 η_{jis} の2乗値を、同一月内について合計した値、すなわち

$$\hat{\sigma}_{njit}^2 = \sum_{s \in t} \eta_{jis}^2 \quad (10)$$

を、 ω_{jit} をウェイトとした加重和にする。

$$\hat{\sigma}_{nit}^2 = \sum_{j \in i} \omega_{jit} \hat{\sigma}_{njis}^2 \quad (11)$$

さらに、 $\hat{\sigma}_{nit}^2$ を、 ω_{it} をウェイトとした加重和とする。

$$FIRM_t = \hat{\sigma}_{nt}^2 = \sum_i \omega_{it} \hat{\sigma}_{nit}^2 \quad (12)$$

2. 推定データ

分析期間は1980年9月初めから2013年12月末までとした⁴⁾。この期間の東京証券取引所市場1部上場銘柄を対象とした。対象銘柄数は時期によって異なる。先行研究でも同様の問題を抱えているものの、なんら対処されていない。なお、先行研究のCampbell他[2001]はニューヨーク証券取引所及びアメリカン証券取引所上場銘柄についてCRSPからデータを取得し、対象銘柄は1962年7月に2047であり、1997年12月に8927と増えている⁵⁾。本論文の分析対象銘柄数は、1980年9月1日には652銘柄で、2013年12月末には1767銘柄である⁶⁾。

安全利子率は、財務省発表⁷⁾の、1年物国債を用いた。公表データは半年複利ベースの最終利回りである。この金利を日次ベースに変換した。具体的には、最終利回りに1/365を掛けて日次ベースにした。

業種リターンとマーケット・リターンは次のとおり推定する。業種リターンは、固有のリターンを時価総額でウェイトをつけた加重平均とする。

$$R_{it} = \sum_{j \in i} \omega_{jit} R_{jit} \quad (13)$$

ここで、 ω_{jit} は、第 t 期における第 i 業種全銘柄の時価総額合計額に対する第 j 銘柄の時価総額比率として推定した。なお、時価総額は日次終値（権利落ち修正済み）に発行済み株式数（権利落ち修正済み）を掛け合わせた値として計算した。

R_{jit} は、第 j 銘柄リターンであり、第 t 期の第 i 業種の第 j 銘柄の終値（権利落ち修正済み） P_{jit} と、その前営業日の終値を使って $R_{jit} = 100 \times (\ln(P_{jit}) - \ln(P_{jit-1}))$ として計算されたリターンの、安全資産利子率からの超過リターンである。なお、サンプルの最初の収益率の計算には、分析対象期間前の最後の株価を P_{j0} として用いた⁸⁾。

次に、業種の時価総額をウェイトとした加重平均であるマーケット・リターンを計算する。

$$R_{mt} = \sum_i \omega_{it} R_{it} \quad (14)$$

ただし ω_{it} は第 t 期における、第 i 業種の時価総額の、すべての業種の時価総額合計額に対する比率である。 R_{it} は(13)式で計算された業種別リターンである。マーケット・リターン R_{mt} と、TOPIX のリターン⁹⁾ の相関係数は0.98にも及ぶので、 R_{mt} は TOPIX とほぼ同じ動きを

するとみなされる。 R_{mt} を分析に使う根拠となる。

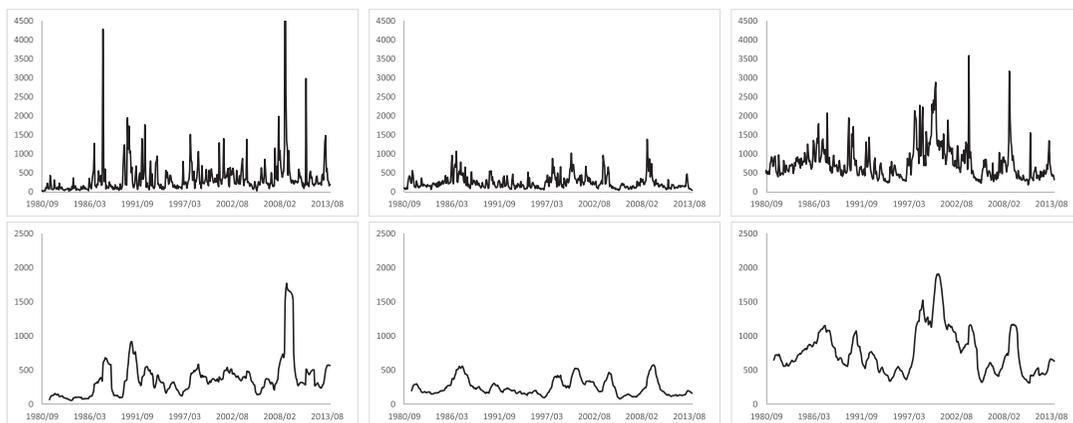
業種には東証17業種を用いた¹⁰⁾。 R_{it} の平均と分散を業種別に計算したところ、平均は0.02付近の値であり、業種による差は小さいが、小売と銀行がどちらも0.006、また電力・ガスが0.008、エネルギー資源が0.009と、低い。分散は2.5付近の値が多い中で、金融（除く銀行）が3.949、不動産が3.945と、高い。このように業種によって平均や分散の傾向は、やや異なっていた。

3. 市場、業種、そして固有ボラティリティ推定結果

3種類のボラティリティの推定結果は図表1にまとめた。図表1の上段左図はMKT（ただし12倍して年率に変換した値）、下段左はその12カ月移動平均（当該月を含む）である。下段の平均値にはボラティリティが高い時点が数回現れている。最も高いのは2008年のいわゆるリーマン・ショックに始まる金融危機の時期であり、その他、88年1月と91年1月に2つの山がある。これらは過去12カ月の平均値なので、88年1月の山はブラック・マンデーが、91年1月の山はバブル崩壊が含まれている。年代を追ってMKTの値が高くなるような特徴は確認されない。

図表1上段中央の図はIND（ただし12倍して年率に変換した値）、下段中央はその12カ月移動平均である。MKTや後述するFIRMと比較すると、その値は小さい。下段中央図で確認すると、数か所でボラティリティが高い。それぞれ、1987年6月、1998年6月、2000年6月、2004年4月、そして2009年4月である。図によると、リーマン・ショックから始まる世界金融

図表1 MKT, IND, FIRM とその移動平均 (12か月)



(注) 1) 左よりMKT, IND, FIRM, 上段が推定された系列 (ただし12倍した年率変換値), 下段がその値の過去12カ月間の平均値である。

2) 縦軸は上段で4500, 下段で2500に揃えた。

3) 2008年10月のMKTの推定系列 (上段)は9620.72であるが, 図では上側が省略されている。

危機時のボラティリティは高いものの, 他の期間と比較して突出した高さとは言えない。MKTでは世界金融危機時のボラティリティが特別に高かったことと違い, 業種レベルではほどほどのショックにとどまっていたのである。

図表1上段右図はFIRM (ただし12倍して年率に変換した値), 下段右図はその12カ月移動平均である。FIRMはMKTやINDより高い値を示している。この点は先行研究と一致している。ただし, 時代とともにボラティリティが増大する様子は確認できない点は, 先行研究とは異なる。特徴的なのは, 世界金融危機の影響がFIRMにおける他の時代の値と比較して大きくない点である。FIRMをみると, 2000年代前半のボラティリティが高い。移動平均が最も高いのは2000年9月である。また, その前後数カ月間のボラティリティが高い等の特徴がある。

MKT, INDそしてFIRMの3つの特徴をまとめよう。まず, 世界金融危機の影響はMKTに大きく, INDはほどほどで, FIRMではむ

しろ低いという特徴がある。世界を震撼させたショックがMKTに大きく表れているのは尤もらしい。また, 当時のFIRMが他の時代のFIRMと比較して決して大きくない点から, 当時の国内銘柄が安定しており嵐が去るのをじっとこらえる状況であったことがうかがえる。

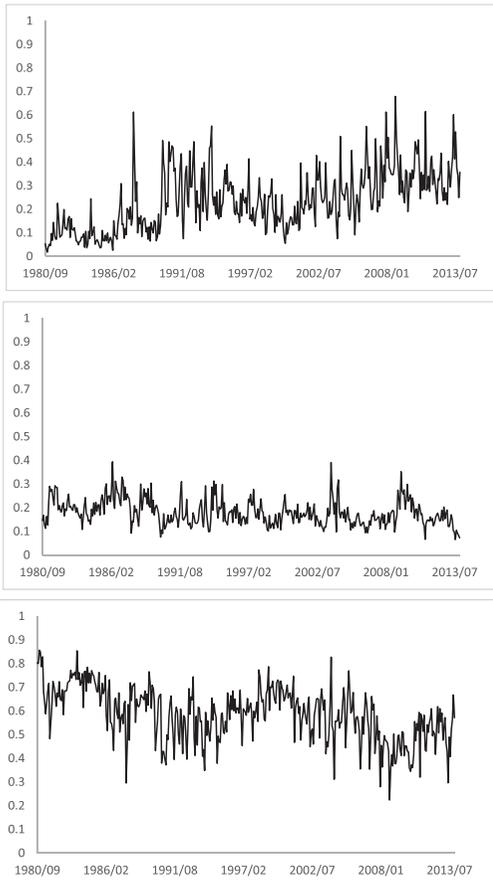
また, 年代変化が決して大きくはない点を確認したい。先行研究ではFIRMの値が年々上昇している (Campbell 他2001)。この点については後の節で解釈する。

4. ボラティリティ重要要因

同時点のMKT, INDそしてFIRMの合計値に対するMKTの割合が図表2上段, 合計値に対するINDの割合が中段, そして合計値に対するFIRMの割合が下段に図示されている。

特徴は, 時間の経過に伴いMKTの割合が増えていると同時にFIRMの割合が減っていることである。MKTは1980年代に2割にも満たなかったのが, 2000年代には2から4割程度, そして2010年前後には2から5割程度まで増え

図表2 ボラティリティの割合 (上から順に MKT, IND, FIRM)



(注) 同時点の MKT, IND そして FIRM の合計値に対する MKT の割合が上段, 合計値に対する IND の割合が中段, そして合計値に対する FIRM の割合が下段である。

ている。FIRM の割合はまるで MKT のグラフを上下反転させたような形をしている。

図表3に、ボラティリティの割合をまとめた。これは MKT, IND, FIRM それぞれの平均値の、その合計値に対する割合である。FIRM が0.553、すなわち約55%を説明しており、最重要要因であるとわかる。ただし先行研究では70%超を説明していることと比較すると日本の市場では固有のボラティリティの寄与率は低いことが特徴である。なお、2番目に高い

図表3 割合と分散分解

平均	MKT	IND	FIRM
	0.269	0.178	0.553
分散分解	MKT	IND	FIRM
MKT	0.326		
IND	0.103	0.028	
FIRM	0.247	0.113	0.182

(注) ボラティリティの割合の平均値と分散分解。

のは MKT であり約27%を説明している。業種は約18%しか説明していないので、FIRM と MKT の2要因が重要である。

次に分散分解を見てみよう。図表3下段にまとめた。分散共分散の合計値に対する各項目の寄与率である¹¹⁾。MKT の分散が約33%を説明している。先行研究の約15%と比較して、高い数値である。図表3によると MKT と FIRM の共分散が約25%であり、MKT の分散と合計すると約57%にも達する。したがって、ボラティリティの変動のうち市場レベルに関連する部分が半分を超えている。

以上の2点より、ボラティリティの主要因は FIRM であり、ボラティリティの変動の主要因は MKT である。また、アメリカの先行研究と比較すると MKT の重要性が高いことが特徴である。

5. 固有ボラティリティ時間変動のチェック

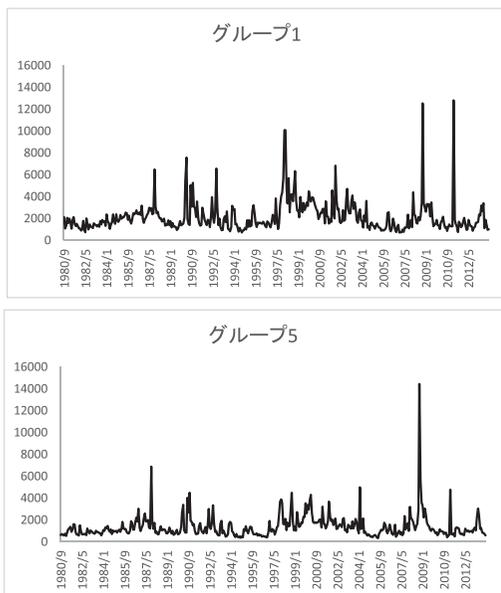
FIRM が年代経過につれて上昇していないことのチェックとして、補足的な分析を行う。FIRM の算出は、時価総額でウェイト付けているため、時価総額が高い一部の銘柄の分散が結果に強く反映される。すると、仮にそのような大型株のボラティリティが上昇しておらずその他の株のボラティリティが上昇していたとすると、結果として FIRM が上昇しないことも、

起こり得る。そこで、FIRMが上昇しないのは全ての銘柄に共通なのかを判断したい。このために、固有ボラティリティの単純平均を計算する。

各銘柄を、2013年12月時点における時価総額で、5グループに分けた。図表4は時価総額最小のグループ1と、最大のグループ5の、固有ボラティリティのグラフである。ただし、各取引日の固有リターンの平均からの2乗値の平均値を、1ヶ月にわたって足し合わせた値を、さらに12倍した値である。業種リターンとの差をとらないと同時に、時価総額を取り入れていない。

この値の平均値はグループ1で2152.0894、グループ5で1369.0382であり、時価総額が小

図表4 時価総額別グループ内固有ボラティリティ (最大グループと最小グループ)



(注) 1) 上段が時価総額最小グループ、下段が最大グループ。各取引日の固有リターンの平均からの2乗値の平均値を、1ヶ月にわたって足し合わせた値を、さらに12倍した値である。
2) 業種リターンとの差をとらないと同時に、時価総額を取り入れていない。

さいグループ1が高い。時価総額が低いグループほどボラティリティが高い傾向は、グラフを掲載していないグループも含めたすべてについて共通している。なお、時価総額が小さいグループほど固有ボラティリティが高い傾向はBali 他 [2005], Liu 他 [2014] が指摘している。

このグラフを見る限り、どちらのグループにおいても、ボラティリティが上昇する傾向は確認できない。2008年10月と2011年3月のボラティリティが非常に高いものの、これはそれぞれ世界金融危機と東日本大震災後の市場状態を反映しており、これら2点を除くと、ボラティリティは上昇するどころか、むしろ低位で安定している。結局のところ、特定の銘柄の影響だけがFIRMに強く反映されるという傾向は確認されない。このため、本論文の分析は全銘柄を対象とする。

Ⅲ. 固有ボラティリティが上昇しない理由

先行研究ではアメリカでFIRMが上昇している。一方、本研究の日本のFIRMは上昇していない。この点を、本節で詳しく調べる。

1. 銘柄間の相関係数

本論文の分析結果(図表1)によるとMKTは、世界金融危機で突出した高さである点を除くと、年代を追ってその値が高くなる傾向は確認できない。同時にFIRMが年代を追ってその値が高くなる傾向も確認できない。一方、Campbell 他 [2001] は、MKTが安定していると同時にFIRMが上昇している。この理由として銘柄間の相関が低下していることを示し

た。すなわち、相関が低下していればポートフォリオの分散投資効果が発揮されるため、FIRMが上昇してもMKTの上昇を抑えられるという意味である。このようにFIRMとMKTの振る舞いの解釈に相関係数が重要なので、相関係数を推定して時間に対する変化を確認する。

図表5は銘柄間の相関係数である。横軸に年月を、縦軸に相関係数の値を示した(主軸)。過去12カ月の日次データ(表示月を含む12カ月)を用いて推定された対象銘柄間全ての組み合わせの相関係数の、単純平均値である。なお、対象銘柄は過去12カ月の日次データが全て揃っていることを条件とした。推定期間は1981年8月¹²⁾から2013年12月までである。

図表5を詳細にみると、相関係数は時代とともに高まってはいない。注意点は2点ある。1点目は図の後方で2か所見られる非常に高い値である。これらは2008年10月の世界金融危機と2011年3月の東日本大震災時の相関係数であ

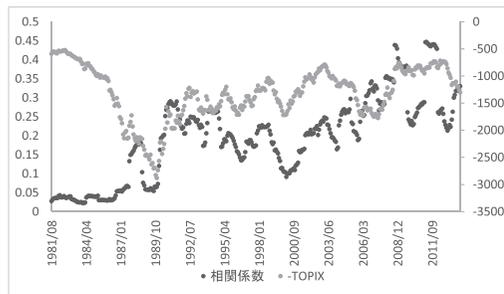
る。大きなショックが生じると各銘柄が高い相関を伴って変化することは知られているので、これらの時期の相関係数が高いのは当然の結果であろう。なお、市場状態と相関係数について、Campbell, Koedijk and Kofman [2002]はVaR(バリュー・アット・リスク)の概念を取り入れた相関係数推定法を提案し、国際市場のマーケット・インデックスで実証分析したところ、ベア市場では相関が高いことを実証している。

2点目は1990年を境に相関係数の値が急上昇している点である。いわゆるバブル期である1980年代と、バブル崩壊後の1990年代で相関係数の振る舞いが異なっていた。

そこで、異常値と思われる2点を除外し、かつ1990年代以降に限定して相関係数をみると、相関係数は、0.1から0.3ほどの範囲にとどまっている。その中で上下の変動が複数回にわたって確認できるものの、時間経過とともに上昇あるいは下落するというトレンドは見られない。したがって相関係数は安定していたのである。

ところで、なぜ日本の株式市場では、1990年代以降の固有の相関係数が1980年代よりも高いのか。また、1990年代以降の相関の上下変動の原因は何か。考えられる理由は、下落基調の株式市場でしばしば見られる銘柄間の相関の強さが、近年の弱い株式市場で目立っていたことである。図表5には相関係数とともにTOPIXも図示した。ただしTOPIXは原系列にマイナスをつけることで、上下を返した図になっている(第2軸)。図によると、TOPIXが最高値を記録した1989年末より後の期間に限って、TOPIXが高いと(図では低いと)相関係数が低いという傾向と、またその逆の傾向が分かる。

図表5 銘柄間の相関係数とTOPIX



- (注) 1) 横軸に年月を、縦軸に相関係数(主軸)の値を示した。
 2) 過去12カ月の日次データ(表示月を含む12カ月)を用いて推定された対象銘柄間全ての組み合わせの相関係数の、単純平均値である。なお、対象銘柄は過去12カ月の日次データが全て揃っていることを条件とした。
 3) 推定期間は1981年8月から2013年12月までである。
 4) TOPIX(第2軸)は、原系列にマイナスをつけることで、上下を返した図になっている。

日本の株式市場における固有ボラティリティの時系列分析

日本の株式市場では1990年代以降、TOPIXが下落した。中には上昇するときもあるものの、89年末の最高値と比べると低い水準である。このような弱含みの市場の中で銘柄間の相関が1980年代よりも高まったと考えられる。

話を戻して相関係数とFIRMおよびMKTの関係をまとめる。1990年代以降に限ると、個別銘柄の相関係数は安定しており、同時にFIRM及びMKTの値も安定している。個別銘柄間の分散投資の効果は、1980年代と比べると、90年代以降において小さい状況が続いていた。

2. 連動性のチェック

固有銘柄リターンの、マーケット・インデックスとの連動を分析するため、決定係数を分析する (Morck 他2000, Roll1988参照)。決定係数は、回帰分析において、被説明変数の全変動に対して、そのモデルが説明できる割合を示す

数値であるため、これが1に近いほど、モデルの当てはまりが高い。

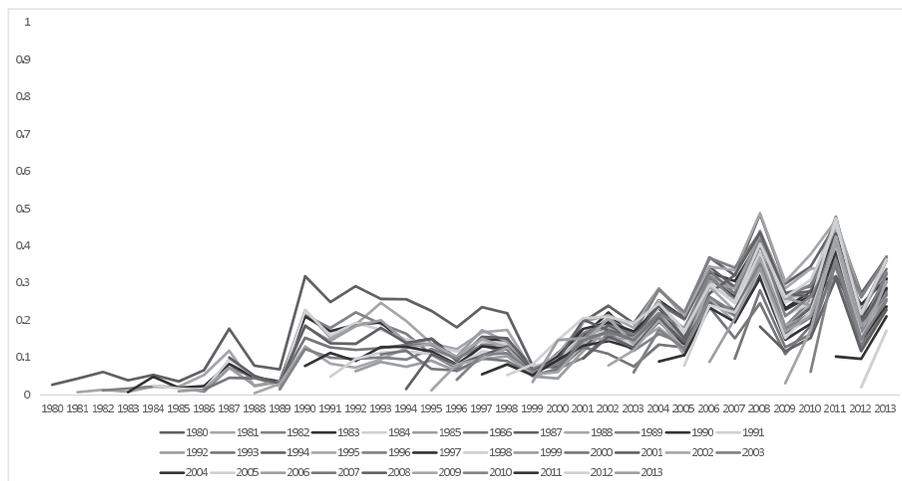
日次データで、次のマーケット・モデルを推定する。

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \varepsilon_{jt} \quad (15)$$

ただし R_{jt} は第 j 銘柄の第 t 期のリターン、 R_{mt} は、ここでは TOPIX のリターンを用いた。 α_j と β_j はパラメータ、そして ε_{jt} は攪乱項である。業種 i は省略する。

上場年には、個別銘柄のリターンはマーケット・インデックスと異なって動く傾向があるため、まず上場年でグループを分ける。次に、個別銘柄リターンと TOPIX のリターンの日次データを、まず1980年に限って回帰し、決定係数を計算し、同一グループ内について、決定係数の平均値を計算する。次に1981年のデータセットで回帰して、また決定係数のグループ内平均を計算する。この具合で2013年まで、1年

図表6 決定係数



- (注) 1) 上場年別、各銘柄の回帰モデルで得られた決定係数の平均値。
 2) 分析期間始めから上場していた銘柄はすべて1980年グループとした。
 3) 推定期間の標本サイズが20に満たない場合は推定から除外した。
 4) 東証1部上場期間が連続しない銘柄は除外した。除外銘柄の証券コードと名称は次のとおり。
 1909日本ドライケミカル, 5721エス・サイエンス, 5932三協立山, 8303新生銀行, 8304あおぞら銀行, 8370紀陽銀行, 8524北洋銀行, 9201日本航空, 9735セコム。

ずつ回帰した。なお、分析期間の始めから上場していた銘柄はすべて1980年グループとした。ただし、推定期間の標本サイズが20に満たない場合は推定から除外した。また、東証1部上場期間が連続しない銘柄は除外した¹³⁾。

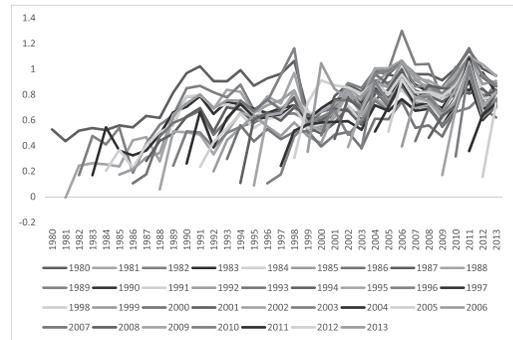
図表6に結果を図示した。決定係数の時間を追った変化を、グループ全体について見てみると、決定係数は次第に高まっていることが分かる。すなわち固有のリターンの変動のうち、マーケット・モデルの直線への当てはまり具合が年々、上昇していることが分かる。決定係数が徐々に高まったということは、個別銘柄リターンの中の、固有の変動の割合が次第に低くなっているのである。

なお、この結果は上場2年日以降に顕著である。グラフ中ではほつれた糸がぶら下がるようになっており、上場したその年の決定係数が低いことが分かる。しかし2年日以降になると、それまでに上場していたグループの決定係数と同程度まで上昇している。

マーケットとの連動は(15)式の β_j の推定値からも確認できる。マーケット・モデルの β_j を、決定係数をグラフ化したのと同様にグループ分けした平均値(図表7)によると、 β_j の推定値は時間とともに次第に高まり、2000年代には1に近づいている。個別銘柄のリターンがTOPIXと連動する程度が高まっているということである。

決定係数とベータの分析により、日本の個別銘柄が時間とともにマーケットとの連動性を高めてきた状況が確認できた。なお、Morck 他 [2000] によると一人当たりGDPが低い国の方が、国内の個別銘柄のリターンが同時に動く傾向がある。しかし彼らの結果をよく見ると、日本はこのパターンから外れている。日本は一

図表7 ベータ



- (注) 1) 上場年別、各銘柄の回帰モデルで得られたベータ推定値の平均値。
2) 分析期間の始めから上場していた銘柄はすべて1980年グループとした。
3) 推定期間の標本サイズが20に満たない場合は推定から除外した。
4) 東証1部上場期間が連続しない銘柄は除外した。除外銘柄の証券コードと名称は次のとおり。1909日本ドライケミカル、5721エス・サイエンス、5932三協立山、8303新生銀行、8304あおぞら銀行、8370紀陽銀行、8524北洋銀行、9201日本航空、9735セコム。

人当たりGDPが高いにもかかわらず、個別銘柄リターンがシンクロする程度が高いのである。本論文の分析結果は、Morck 他 [2000] の結果と同様に日本国内の固有株リターンがシンクロして動く傾向が強いことを確認し、その上で、その傾向が近年で強まっていることを示している。

新規上場銘柄のリターンのボラティリティは高くなる傾向があるため (Lowery, Officer and Schwert 2010)、新規上場銘柄はFIRMを高める効果を持つ。しかし本論文の結果ではFIRMは高まっていない。

Fama and French [2004] はアメリカ株式市場の新規上場銘柄の収益率の分布は左に裾が長く、成長率は右に裾が長いため、Campbell 他 [2001] が示したFIRMの高まりの説明になり得ると指摘した。Brown and Kapadia [2007] もやはり、新規上場銘柄がリスクを増

大させていると指摘している。

本論文の決定係数や β_j の実証結果から判断すると、新規上場銘柄は他の銘柄とは別の動きをしているため、新規上場銘柄の存在はFIRMを高めることこそあるとはいえ、それを低くする作用を起こすことや、もしくは影響を及ぼさない可能性は考えにくい。日本のFIRMは、新規上場銘柄によるFIRMを高める効果を含めてもお低かったと考えると、既存の固有ボラティリティはより一層低かったことが想像に難くない。

IV. 景気との関係

ボラティリティの変化が景気の変化を予測できるのであろうか。これを明確にするため、被説明変数をGDP成長率として、説明変数にGDP成長率のラグ値とボラティリティのラグ値を用いた回帰分析を行った。なお、本論文のような市場、業種、固有ボラティリティの研究ではないが、不景気時にはボラティリティが高くなることは知られている (Schwert1989)。

ここでは四半期ごとの実質GDP季節調整系列 (前期比) データを用いた。内閣府HPより入手した¹⁴⁾。2005年基準のこのデータは1994年以降しか入手できず、現在までの同一基準による一貫したデータは遡及改訂されていない。しかし、2005年基準で「簡易的な手法により遡及した参考系列」 (内閣府説明) がある¹⁵⁾。そこで、1980年から1993年まではこの簡易系列を用いて、1994年から現在までは正式な系列を用いることでデータをつなぎ合わせた。被説明変数は、実質季調整系列の前期比である。

GDPデータと頻度を合わせるため、ボラティリティ・データを四半期変換した。具体的には

同一四半期のボラティリティ・データを合計した。ボラティリティ・データはこれまで1980年9月以降を使っていたが、この分析に限って四半期に合わせて1980年10月以降とした。

回帰モデルは次のとおりである。

$$GDP_t = a + \sum_{k=1}^3 \beta_{M,k} MKT_{t-k} + \sum_{k=1}^3 \beta_{I,k} IND_{t-k} + \sum_{k=1}^3 \beta_{F,k} FIRM_{t-k} + \sum_{k=1}^3 \beta_{G,k} GDP_{t-k} + \varepsilon_{G,t} \quad (16)$$

ただし、 a 、 $\beta_{M,k}$ 、 $\beta_{I,k}$ 、 $\beta_{F,k}$ 、 $\beta_{G,k}$ はパラメータであり、添え字のM、I、F、GはそれぞれMKT、IND、FIRM、そしてGDPを意味する。 $\varepsilon_{G,t}$ は、この回帰モデルにおける誤差項である。モデルは最小2乗法で推定した。過去のラグ値は、自由度修正済み決定係数の値によって、3期までとした。

推定結果は、図表8にまとめた。第1行には順に説明変数が並んでいる。2行目以下は回帰モデルの推定結果である。(16)式をベースにして、4パターンのモデルを推定した。第2行はボラティリティを3期ラグまで含めた回帰分析 (図表8第1列「ラグ3」) の推定値であり、第3行はその標準誤差である。続いて、第4行と5行にはMKTとGDPを説明変数とした回帰の推定値と標準誤差 (MKT)、以下同様にINDとGDP (IND)、そしてFIRMとGDPの回帰結果 (FIRM) と続く。なお、表中の値は、定数項とGDPの係数の推定値および標準誤差、そして決定係数と推定はそのままの値を、その他の値は10000倍した値を掲載した。推定値の肩の***, **, *はそれぞれ1%, 5%, そして10%で統計的に有意な推定結果であることを示している。

推定結果によると、ボラティリティを限定してINDだけ、あるいはFIRMだけとした場合

図表8 GDP 回帰分析結果

	定数項	MKT_{t-1}	MKT_{t-2}	MKT_{t-3}	IND_{t-1}	IND_{t-2}	IND_{t-3}	$FIRM_{t-1}$	$FIRM_{t-2}$	$FIRM_{t-3}$	GDP_{t-1}	GDP_{t-2}	GDP_{t-3}	R^2
ラグ3	0.552**	-2.615**	0.427	-0.791	-0.794	2.824	5.602	-0.652	0.379	-1.567	0.083	0.046	0.120	0.140
	0.262	0.904	1.093	0.993	4.314	4.571	4.042	1.997	1.875	1.719	0.109	0.112	0.097	
MKT	0.595**	-2.912**	1.068	-0.311							0.096	0.069	0.107	0.152
	0.204	0.708	0.854	0.742							0.114	0.113	0.102	
IND	0.293				-8.267**	7.811*	0.415				0.156	0.064	0.169**	0.098
	0.235				3.554	4.001	2.467				0.106	0.105	0.085	
FIRM	0.419*							-3.443**	3.111*	-0.223	0.174	0.064	0.150*	0.093
	0.242							1.434	1.652	1.037	0.109	0.108	0.091	

- (注) 1) 各変数の中で上段の数値が推定値、下段が標準誤差である。
 2) 定数項とGDPの係数と標準誤差、および決定係数は値のまま、他の係数と標準誤差はそれぞれ10000倍した値である。
 3) 標準誤差はホワイトによる不均一分散修正済み標準誤差である。
 4) 推定値の***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, そして10%で統計的に有意であることを示す。
 5) R^2 は自由度修正済決定係数である。

には、決定係数が低すぎる。そこで、ラグ3モデルとMKTの2つの回帰結果を解釈する。

どちらでも、MKTの1期ラグの係数は有意である。符号がマイナスなので、MKTが高まると次の四半期のGDP成長率が低くなり、逆にMKTが低くなると次の四半期のGDP成長率が高くなるという関係が見える。ラグ3モデルにおける係数の推定値は -2.615×10^{-4} なので、ボラティリティが1単位大きくなると、GDP成長率を約0.03%押し下げる。

また、MKTの1期ラグの係数だけが有意であるので、株式市場が変化した四半期後に景気に変化することが示されている。2期ラグ値の係数は有意ではないため、半年後への影響は存在しなく、先行する期間はせいぜい四半期程度である。

ところで、これら2つのモデルでは、MKTの1期ラグ値のほかには有意な係数がない。すなわち、各種ボラティリティの中でも市場全体に共通する部分だけが景気を先行して変化していて、業種や固有ボラティリティ変化は景気とは無関係であった。この結果は直感的な解釈と

一致するものであろう。

以上より、四半期前の市場全体に共通するボラティリティが景気の先行指標として有益であると分かった。

V. ボラティリティ回帰分析

MKT, INDそしてFIRMの各ボラティリティを被説明変数とした回帰分析を行い、日本の株式市場のボラティリティについて分析する。特に、近年の市場状況へのボラティリティの反応と、FIRMが高まらなかった2点の特徴に注目する。

次の式を用いて、回帰分析を行った。

$$\begin{aligned}
 \text{Volat}_t = & a + \beta_1 \text{MKT}_{t-1} + \beta_2 \text{IND}_{t-1} + \beta_3 \text{FIRM}_{t-1} \\
 & + \beta_4 \text{dA}_{t-1} + \beta_5 \text{ROE}_{t-1} + \beta_6 \text{M2}_{t-1} \\
 & + \beta_7 \text{dM2}_{t-1} + \beta_8 v_{t-1} + \beta_9 \text{dv}_{t-1} + \beta_{10} \text{Oct.2008}_t \\
 & + \beta_{11} \text{BB}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)
 \end{aligned}$$

ただし、 a は定数項、 $\beta_1, \dots, \beta_{11}$ はパラメータ、 ε_t は攪乱項である。

回帰の被説明変数 Volat_t は回帰分析によって異なる。 $\text{Volat}_t = \text{MKT}_t$ の回帰のほか IND_t ,

$FIRM_t$ の回帰を別々に実行した。

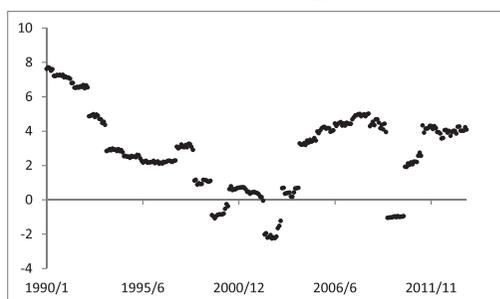
説明変数は定数項、各ボラティリティのラグ値、第2次安倍内閣発足以降のいわゆる「アベノミクス」による株価上昇期に1となり他の期に0となるダミー変数 (dA), ROE, マネーストック (M2), 売買代金 (v), 2008年10月に1となり他の期には0となるダミー変数 (Oct. 2008), そしてベア市場であれば1ブル市場であれば0となるダミー変数 (BB) である。M2と売買代金については、それぞれに dA をかけた変数も使っている (それぞれ dM2, dv)。売買代金は東証1部の売買代金合計額である¹⁶⁾。M2は平残前年比 (%) を用いた¹⁷⁾。モデルは最小2乗法で推定した。

ROEについて先行研究によると、Wei and Zhang [2006] は、アメリカでの固有ボラティリティの平均値の上昇トレンドに対してファンダメンタルズの変化がどの程度まで説明できるかを分析し、ROEの平均が下落していると同時にその標本分散が上昇していることで説明がつくとした。

東証のROE¹⁸⁾は90年から2000年代半ばにかけて一貫して低下を続け、その後はやや回復傾向を示している (図表9)。ところで、ROEは8%を一つの基準として見る傾向がある (日本経済新聞2015年4月17日)。ところが、標本期間すべてについて8%を下回っているため、ROEは低いと言わざるを得ない。

ROEが低いと固有ボラティリティが高い関係 (Wei and Zhang 2006, ROAを用いたLiu 他2014) をベースに考えると、日本のFIRMボラティリティが低いことは疑問である。この点については、ROEを説明変数に取り入れた回帰分析で、ROEとボラティリティの関係をさらに分析する。

図表9 ROE 東証1部



- (注) 1) 1990年1月から2013年12月までのROE月次データである。
 2) 出典は東京証券取引所。
 3) $ROE = PBR / PER \times 100$ として計算した。PERは東証市場第一部の単純株価平均を1株当たり当期純利益で割って算出した。PBRは東証によって算出された値を用いた。
 4) ROEが0を下回っているのは、東証1部1株当たり当期純利益がマイナスの場合である。

説明変数には、ベア市場であれば1、ブル市場であれば0となるダミー変数を入れた。ブル・ベアはBB法¹⁹⁾でTOPIX原系列 (月次データ) の山と谷を決め、山の翌月から谷の月までをベア、谷の翌月から山の月までをブルとした。

回帰モデルは、説明変数の組み合わせを変えながら5パターンを、被説明変数3パターンについて、合計で15の回帰モデルを推定した。

推定結果は図表10にまとめられている。説明変数は第1行にまとめた。表中の数値はそれぞれ上段が推定値、下段が標準誤差 (ただしホワイトによる不均一分散修正済み) である。

MKTを被説明変数とした回帰結果を確認すると、MKTの過去の値とアベノミクスダミー、ROE、dM2、売買代金、ブル・ベアダミー、2008年10月ダミーが有意である。一つずつ確認する。まず1ヶ月前のMKTの係数はモデル1で0.1858、モデル2からモデル5についても約0.17程度で安定している。ボラティリティが過去の値とプラスの関係を持つことは広

図表10 ボラティリティ回帰分析結果

	定数項	MKT _{t-1}	IND _{t-1}	FIRM _{t-1}	dA	ROE	M2	dM2	v	dv	Oct.2008	BB	R ²
MKT													
モデル 1	115.1406***	0.1858***	0.3092	0.0315	195.0977*	21.3176**					8902.5090***	86.2525**	0.7380
	44.1744	0.0319	0.2218	0.0573	109.0021	10.1593					47.8059	41.2677	
モデル 2	13.8169	0.1735***	0.3211	0.0192	93.2780	15.1430*	22.7394		30.0850**		8858.1674***	90.1416**	0.7431
	71.7935	0.0334	0.2213	0.0570	108.6113	8.9673	19.3841		14.8875		58.3691	44.3025	
モデル 3	14.0832	0.1746***	0.3122	0.0184	1128.8200*	14.9223*	23.6670	-291.8416*	30.1782**		8861.2067***	89.8327**	0.7440
	71.7393	0.0333	0.2213	0.0570	586.1525	8.9696	19.4340	149.8490	14.8709		58.0814	44.2661	
モデル 4	35.8905	0.1757***	0.2830	0.0185	-1108.3798***	15.1316*	22.2425		24.9894*	227.2976***	8881.8810***	88.7832**	0.7486
	71.1846	0.0340	0.2207	0.0566	201.2921	8.9463	19.3618		14.7981	36.1774	57.9020	44.3525	
モデル 5	35.7012	0.1767***	0.2755	0.0178	-122.5580	14.9268*	23.1140	-271.1303***	25.1768*	222.8014***	8884.2354***	88.5231**	0.7493
	71.2659	0.0340	0.2211	0.0567	333.1056	8.9493	19.4131	73.8329	14.8085	26.7369	57.9125	44.3217	
IND													
モデル 1	64.5076***	-0.0362**	0.4570***	0.0914***	-11.9409	-1.1618					972.4916***	20.9185	0.5121
	20.9711	0.0144	0.0962	0.0314	31.7167	3.3766					22.4442	16.0041	
モデル 2	57.8593**	-0.0370**	0.4579***	0.0905***	-18.6000	-1.5808	1.5642		1.9386		969.7651***	21.1053	0.5089
	25.7937	0.0149	0.0954	0.0314	32.9500	3.2823	5.3014		3.8198		24.5058	16.4396	
モデル 3	57.9539**	-0.0366**	0.4548***	0.0903***	349.6047*	-1.6592	1.8940	-103.7693**	1.9718		970.8458***	20.9954	0.5103
	25.7829	0.0149	0.0954	0.0314	182.0246	3.2827	5.3144	45.4773	3.8134		24.5030	16.4360	
モデル 4	58.6566**	-0.0369**	0.4565***	0.0905***	-62.0069	-1.5812	1.5462		1.7546	8.2106	970.6217***	21.0562	0.5073
	25.9702	0.0149	0.0959	0.0314	144.2667	3.2822	5.3003		3.8493	29.4383	24.8777	16.4398	
モデル 5	58.5846**	-0.0365**	0.4537***	0.0902***	313.0983	-1.6591	1.8779	-103.1651**	1.8259	6.4998	971.5176***	20.9572	0.5086
	25.9827	0.0150	0.0959	0.0314	214.9528	3.2827	5.3132	43.3560	3.8503	27.3562	24.9094	16.4365	
FIRM													
モデル 1	279.7898***	-0.1114**	0.2399	0.6229***	44.2150	-16.7716					2105.6912***	61.3834	0.5104
	74.6835	0.0473	0.3312	0.1730	78.5865	10.4623					47.2636	48.1843	
モデル 2	275.7339***	-0.1085**	0.2516	0.6100***	42.8236	-18.7310*	9.8415		-3.1717		2126.5528***	53.0785	0.5083
	84.2186	0.0491	0.3308	0.1762	82.2939	10.2436	15.1557		10.4899		52.3830	48.0400	
モデル 3	275.9561***	-0.1075**	0.2443	0.6094***	907.2948**	-18.9152*	10.6158	-243.6296***	-3.0939		2129.0899***	52.8205	0.5087
	84.2230	0.0493	0.3301	0.1760	371.7679	10.2484	15.1974	91.6528	10.4758		52.3570	48.0142	
モデル 4	275.9635***	-0.1084**	0.2512	0.6100***	30.3253	-18.7311*	9.8363		-3.2247	2.3641	2126.7994***	53.0643	0.5065
	84.6557	0.0491	0.3303	0.1763	402.5839	10.2433	15.1522		10.5536	83.1036	52.8757	48.0373	
モデル 5	275.7933***	-0.1075**	0.2445	0.6094***	916.7228*	-18.9153*	10.6200	-243.7857***	-3.0562	-1.6786	2128.9164***	52.8304	0.5069
	84.7140	0.0493	0.3298	0.1760	469.7327	10.2487	15.1935	90.5666	10.5581	77.0657	52.9748	48.0134	

(注) 1) 第1列は被説明変数名およびモデル名, 第2列以降は第1行に説明変数名, 各モデルの上段が推定値, 下段が標準誤差である。

2) 標準誤差はホワイトによる不均一分散修正済み標準誤差である。

3) 推定値の***, **, *はそれぞれ有意水準1%, 5%, そして10%で統計的に有意であることを示す。

4) 説明変数は定数項, MKT 1期ラグ, IND 1期ラグ, FIRM 1期ラグ, アベノミクスダミー (dA), ROE, M2, M2かけるアベノミクスダミー (dM2), 売買代金 (v), 売買代金かけるアベノミクスダミー (dv), 2008年10月ダミー (Oct.2008), ブル・ベアダミー (BB) である。

5) 売買代金は10,000,000で割った値を使った。

6) 回帰分析は1990年以降のデータに限定した。

く知られた事実と一致する。次に dA と dM2 および dv をまとめて解釈する。dA の係数はモデルによって有意か否かも符号も異なる。モ

デル 1 では約200ほどである一方, モデル 3 では1128にも到達する。モデル 3 では, モデルに含まれる dM2 とバランスをとるために高い値

になったのが理由であろう。またモデル4ではdA係数が-1108であるが、dvとのバランスと考えられる。またvの係数は一貫してプラスで有意であり、期間を通して売買代金が高いとMKTが高くなる。それに加えてdvもプラスで有意なので2013年には売買代金が高いとボラティリティが高くなる効果がより一層強く表れていた。売買代金は有意水準を5%にするると有意でなくなる場合もある(モデル4, 5)。売買代金からボラティリティへの効果は2013年に顕著であって他の年にははっきりとしないと言わざるを得ない。

さて、マネーサプライが増えるとボラティリティが減少することを考えよう。近年の市場環境をみると、余剰資金が株式市場に流れ込んでおり、2013年にはTOPIXや日経平均は急上昇した。株価上昇局面ではボラティリティが低いことは実証されている。したがって、マネーサプライが増えている時にボラティリティが減少しているのは尤もらしい結果である。

なお、マネーサプライが増えるとボラティリティが変化することは、株価リターン変動要因のうちマネーサプライはリターンへプラス要因となることを実証したCaginalp and DeSantis [2011]の研究と矛盾しない結果である。なお、Caginalp and DeSantis [2011]はファンドのリターンを被説明変数とした回帰分析をしている。本稿ではボラティリティを被説明変数にしているため、厳密には異なる分析であるものの、共通のインプリケーションが含まれる。まず、マネーサプライが増えるとファンドのリターンが上昇するのは、マネーサプライが増えると価格が上昇すること、広く見ればマネーサプライが価格変動要因であることを意味している。したがってマネーサプライ上昇時にボラ

ティリティが減ることと共通の要因を持つ。また、Caginalp and DeSantis [2011]は高値圏ではリターンが低下していることも示している。この点は本稿で2013年についてボラティリティが低下している事実と矛盾しない。

続いて推定結果のうちROEについて確認する。MKTを被説明変数とした場合、係数の符号はプラスである。他の説明変数が入っても安定的に15から20前後の値を示す。ただし今回の推定結果ではROE係数は有意水準10%まで広げないと有意にならず、広く使われる有意水準5%ではモデル1でしか有意にならない。したがって、ROEのボラティリティ変動の説明力は弱いと言わざるを得ない。

最後にブル・ベアダミーの係数はプラスで有意である。ベア市場時にボラティリティが高まることが分かる。

推定結果を総合して解釈すると次のとおりになる。市場ボラティリティは過去の値に加えて売買代金やROE等の市場変数で説明可能である。ただし2013年に限ってはマネーストックが増えたことによるボラティリティ減少の効果と、売買代金が急増したことによるボラティリティ増加の効果も同時に存在した複雑な市場環境であった。

次に業種ボラティリティであるINDを被説明変数とした場合の回帰結果を確認する。モデル1から5の全てのモデルで有意な係数は1期前のMKT, IND, そしてFIRMであり、モデルによってはdAとdM2も有意となっている。したがって、業種別ボラティリティは過去のMKT, INDそしてFIRM全てのボラティリティで決まるのに加えて、2013年に限ってはマネーストック増大によりボラティリティが下がる効果も確認された。なおdAが有意なのは

dM2の係数がマイナスで有意なこととバランスをとるためと思われる。

ところで、INDの回帰ではINDの過去の値に限らずMKT、FIRMの過去の値にも依存していることが特徴であろう。すなわち、固有ボラティリティや市場ボラティリティの動きが先にあつて、それにつられて業種別のリターンが変化するという時間に沿つた変化が確認される。

最後にFIRMの回帰結果をまとめる。1期前のMKTとFIRM、そしてモデルによってはdAとdM2が有意である。また、有意水準を10%に上げるとROEも有意である。MKTの係数がマイナスなため、市場全体を揺るがす変化の後には固有ボラティリティは落ち着く。これは反動であろうか。一方FIRMの係数は約0.6前後で、統計的に有意である。ボラティリティの持続性が表れた結果である。dM2はマイナスで有意なので、マネーサプライが上昇した2013年にはボラティリティが低下する効果が表れていたことが分かる。なおdAが有意となる2つのモデルにはdM2が含まれているため、dAの有意性はdM2とのバランスのためであろう。

なお、ここでINDの係数は有意ではないことを補足して確認したい。業種ボラティリティから固有ボラティリティへ向かう効果がないことは、一つの発見である。

ROEの係数はマイナスであり、有意水準10%の下で有意である。したがってROEが高いとINDのボラティリティが低くなるという結果であり、アメリカについて分析した先行研究と一致する結果である。しかし、本研究では有意水準を広げなくては有意ではないため、やや弱い結果である点を補足する。

まとめると、固有ボラティリティは市場ボラティリティと固有ボラティリティで決まってくるが、2013年に限ってはマネーサプライ増加と同時にボラティリティが低下していた。なお、すべてのモデルで2008年10月のダミー係数が有意であったことを最後に確認しておく。

VI. まとめ

本稿では日本の株式市場における個別銘柄のデータを用いて3種類のボラティリティを推定し、それぞれについて景気との関係、そして近年の市場環境におけるボラティリティの決定要因を探るための回帰分析を行った。

重要な疑問は、日本の株式市場ではなぜFIRMが低位安定しているのか、という点である。この点に対して、FIRM変動の理由の一つであるROEが近年やや上昇していることに加え、マネーストックが急増しているという市場環境がFIRMを低める効果を持っていることが分かった。FIRMが低位安定しているという表面的な特徴は、FIRMが年々上昇しているアメリカの状況とは逆であるものの、複数の変数で説明できることが確認された。

その他の発見も得られた。3種類の中ではMKTの重要性が相対的に高かった。市場全体に共通する要因が強いということである。その理由として以下の点が明らかにされた。一つは日本の株式市場内で個別銘柄間の連動性が高まっている点であり、もう一つはマネーサプライやROEの影響でFIRMが低いいため、MKTの重要性が相対的に高まったという点である。

なお、中心の議論ではないものの、景気やブル・ベアといった市場環境との関係は、MKTに強く表れている点も、確認された。

最後に、本論文の貢献点をまとめる。まず、市場、業種、そして企業ベースの3種類のボラティリティに関する分析は、日本の市場に限定すると、筆者が知る限り、本論文が初めてである。中でもボラティリティの回帰分析では、各種変数とボラティリティの関係が明確になった。また、決定係数やベータにより、個別銘柄はマーケットの動きと連動性が高いという、日本の市場の特徴が明らかになった。

注

- 1) Price Earnings Ratio の略であり、株価収益率である。株価総額を純利益で割った値である。利益に対して株価が何倍に当たるかを表していて、株価が高いか安いか判断することに使われる。
- 2) Return On Equity の略であり、自己資本利益率である。当期純利益を株主資本で割った値である。資本に対する収益の程度を表す指標である。
- 3) 12倍して年表記にするのは、先行研究に従った。
- 4) 超過リターンの計算に使う1年物国債の最終利回りデータを取得できる期間に限定した。このデータは1974年から揃っているものの、1978年5月22日以降が抜けている。その後、1980年8月22日から現在に至るデータは揃っている。1980年8月のデータは1ヶ月に満たないために分析対象から除いて、9月以降を対象とした。
- 5) 本論文のデータは日経NEEDSから取得した。データ取得時点で上場されていない銘柄のデータは取得できないため、過去に遡るほど、対象銘柄数が少ない。
- 6) 分析期間に銘柄数が増えていることが、推定結果に影響を及ぼしうる可能性は否定できないが、本論文の分析においては、悪影響は確認されていない。具体的には、一般的に新規上場銘柄のボラティリティは大きいことが知られているため、銘柄数が増えるにしたがってボラティリティが高まる可能性があるものの、その傾向はみられなかった。この点については、第Ⅲ節で分析する。
- 7) http://www.mof.go.jp/jgbs/reference/interest_rate/kako.htmより取得した。
- 8) P_{t1} を初期値として R_{t2} 以降だけを算出する方法もあるが、その方法では分析期間のはじめのうちに株価がつかない銘柄の収益率を計算できないため、本文の方法を用いた。
- 9) 第 t 日のTOPIXを P_t^T とするとき(肩のTはTOPIXを表す)、TOPIXリターンは $R_t^T=100 \times (\ln(P_t^T) - \ln(P_{t-1}^T))$ として計算されたリターンの、安全利子率に対する超過リターンである。
- 10) 「業種」というと33業種が用いられることが多いであろう。しかし33業種の細かい区分けでは一つの業種に該当する銘柄が少なすぎるケースもあるため、ここでは17業種を用いた。具体的には次のとおりである。食品、エネ

ルギー資源、建設・資材、素材・化学、医薬品、自動車・輸送機、鉄鋼・非鉄、機械、電機・精密、情報通信・サービスその他、電力・ガス、運輸・物流、商社・卸売、小売、銀行、金融(除く銀行)、不動産。

- 11) $\text{Var}(MKT_t) + \text{Var}(IND_t) + \text{Var}(FIRM_t) + 2\text{Cov}(MKT_t, IND_t) + 2\text{Cov}(MKT_t, FIRM_t) + 2\text{Cov}(IND_t, FIRM_t)$ に対する、 $\text{Var}(MKT_t)$ の割合がMKT行MKT列、 $\text{Var}(IND_t)$ の割合がIND行IND列、そして $2\text{Cov}(MKT_t, IND_t)$ の割合がIND行MKT列、という具合に表示されている。Campbell他[2001]の方法を参照した。
- 12) 本稿の標本期間のはじめである1980年9月からデータを使って12カ月のデータで推定すると、相関係数推定値の最初は1981年8月になる。
- 13) 一部の銘柄は東証1部上場期間が不連続である。これら銘柄は本グラフに限って対象から外した。除外銘柄の証券コードと名称は次のとおり。1909日本ドライケミカル、5721エス・サイエンス、5932三協立山、8303新生銀行、8304あおぞら銀行、8370紀陽銀行、8524北洋銀行、9201日本航空、9735セコム。
- 14) <http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/menu.html>より取得した。
- 15) 詳しくは内閣府による説明を参照されたい。<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/otoiawase/faq/qa2.html>
- 16) 出典は東京証券取引所。<http://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/misc/index.html>
- 17) 出典は日本銀行。
- 18) 出典は東京証券取引所。<http://www.tse.or.jp/market/data/per-pbr/index.html>。ROE = PBR/PER × 100として計算した。PERは東証市場第一部の単純株価平均を1株当たり当期純利益で割って算出した。PBRは東証によって算出された値を用いた。なお、ROEが0を下回っているのは、東証1部1株当たり当期純利益がマイナスの場合である。
- 19) BB法は、Bry and Boschan [1971]による景気循環の山と谷を決める方法である。この方法を応用して株式市場の山と谷を特定した実証分析に柴田 [2010] 等がある。この方法では一定期間の中で最も高い値を山の候補とし、続いて期間を後ろにずらし、再度、山の候補を決める。同様にして谷の候補し、それら候補について、山と山や谷と谷、もしくは山と谷が十分に離れているか等をチェックして、山と谷を特定する。

参考文献

- 祝迫得夫 [2004] 「日本の株式市場のパズル」『フィナンシャル・レビュー』第70号、財務省財務総合政策研究所、17-28頁。
- 日本経済新聞 [2015] 『動いた「ROEの山」』日本経済新聞4月17日朝刊
- 柴田舞 [2010] 「我が国におけるブル・ベア市場の区

- 別とリターンの統計分析」『ジャフィー・ジャーナル—金融工学と市場計量分析定量的信用リスク評価とその応用』, 186-220頁
- Bali, T. G., Cakici, N., Yan, X., Zhang, Z. [2005] “Does idiosyncratic risk really matter?,” *Journal of Finance*, 60(2), pp.905-929.
- Bry, G., and Boschan, C. [1971] *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*, National Bureau of Economic Research.
- Brown, G. and Kapadia, N. [2007] “Firm-Specific Risk and Equity Market Development,” *Journal of Financial Economics*, 84, 2, pp.358-388.
- Caginalp, G., and DeSantis, M. [2011] “Stock Price Dynamics: Nonlinear Trend, Volume, Volatility, Resistance and Money Supply,” *Quantitative Finance*, 11, 6, pp.849-861.
- Campbell, R., Koedijk, K., and Kofman, P. [2002] “Increased Correlation in Bear Markets,” *Financial Analysts Journal*, 58, 1, pp.87-94.
- Campbell, Y. J., Lettau, M., Malkiel, G. B., and Xu, Y. [2001] “Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Explanation of Idiosyncratic Risk,” *Journal of Finance*, 56, 1, pp.1-43.
- Chang, E.C. and Dong, S. [2006] “Idiosyncratic Volatility, Fundamentals, and Institutional Herding: Evidence from the Japanese Stock Market,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 14, pp.135-154.
- Fama, E., and French, K. [1993] “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, 33, pp.3-56.
- Fama, E., and French, K. [2004] “New lists: Fundamentals and survival rates,” *Journal of Financial Economics*, 73, pp.229-269.
- Goyal, A. and Santa-Clara, P. [2003] “Idiosyncratic Risk Matters!” *Journal of Finance*, 58, 3, pp.975-1007.
- Guo, H., and Savickas, R. [2006] “Idiosyncratic Volatility, Stock Market Volatility, and Expected Stock Returns,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 24, 1, pp.44-56.
- Liu, B., DiIorio, A., and De Silva, A. [2014] “Do stock fundamentals explain idiosyncratic volatility? Evidence for Australian stock market,” European Financial Management Association 2014 Annual Meetings, Rome, ITALY.
- Lowery, M., Officer, M. S., and Schwert, G. W. [2010] “The Variability of IPO Initial Returns,” *The Journal of Finance*, 65, 2, pp.425-465.
- Morck, R., Yeung, B., and Yu, W. [2000] “The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?” *Journal of Financial Economics*, 58, pp.215-260.
- Renshaw, E. [1995] “Is the stock market more stable than it used to be?” *Financial Analysts Journal*, 51, 6, pp.81-88.
- Roll, R. [1988] “ R^2 ,” *Journal of Finance*, 43, 3, pp.541-566.
- Schwert, G. W. [1989] “Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?” *Journal of Finance*, 44, pp.1115-1153.
- Wei, S. X., and Zhang, C. [2006] “Why Did Individual Stocks Become More Volatile?” *The Journal of Business*, 79, 1, pp.259-292.

(高千穂大学商学部准教授)