

# 日本の株式市場における個別銘柄ボラティリティの時系列分析<sup>1</sup>

2015年6月

高千穂大学商学部 柴田 舞

## 1 はじめに

近年では個別企業ベースのボラティリティの研究が相次いでいる。Campbell 他 (2001) は市場、業種、そして個別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個別ボラティリティが年々、上昇している様子を実証した。解釈は、個別ボラティリティが上昇しても市場では分散投資の環境が整っているため、市場ボラティリティは上昇しないとされる。

本稿の目的は、日本の現物株市場について、個別銘柄ベースで算出したボラティリティの振舞を確認し、その変動の原因を探ることである。Campbell 他 (2001) の方法でボラティリティを推定し、その推定値で回帰分析を行い、市場環境との関係を明確にする。

本稿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を説明し、第 3 節で回帰分析をし、最後の第 4 節でまとめを記す。

## 2 ボラティリティ推定

### 2.1 推定方法とデータ

以下では Campbell et al. (2001) の方法でボラティリティを市場、業種、そして個別銘柄に起因する部分に分ける。このためにまず業種リターンを計算する。個別銘柄のリターンを時価総額でウェイトをつけた加重平均としての業種リターンを計算する。

$$R_{it} = \sum_{j \in i} w_{ijt} r_{ijt} \quad (1)$$

ただし  $t$  は第  $t$  期を表し、 $t = 1, 2, \dots, T$  であり、 $T$  はサンプル・サイズである。 $w_{ijt}$  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である。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。 $r_{ijt}$  は第  $j$  銘柄リターンであり、第  $t$  期の第  $i$  業種の第  $j$  銘柄の価格 (権利落ち修正済み)  $p_{ijt}$  とその前営業日の価格を使って  $r_{ijt} = 100 \times (\ln(p_{ijt}) - \ln(p_{ijt-1}))$  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、サンプル最初の収益率  $r_1$  を計算するために、分析対象期間前の最後の株価を  $p_0$  として用いた<sup>2</sup>。安全利子率は、財務省発表<sup>3</sup>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。(1) 式における業種 (i) には東証 17 業種を用いた<sup>4</sup>。

<sup>1</sup>本稿は 2015 年度統計関連学会連合大会報告用ページ制限内で作成した簡略版である。

<sup>2</sup> $p_{ij1}$  を初期値として  $r_{ij2}$  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初に株価が見つからない銘柄の  $r_2$  が計算できない。価格がつくまでの期間の収益率を 0 として対処すると、初めて価格がついた日の収益率を計算できない。これらに対処するため、分析期間前の株価を初期値として用いた。

<sup>3</sup>[http://www.mof.go.jp/jgbs/reference/interest\\_rate/kako.htm](http://www.mof.go.jp/jgbs/reference/interest_rate/kako.htm)

<sup>4</sup>「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。

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。

$$R_{mt} = \sum_i w_{it} R_{it} \quad (2)$$

ただし  $w_{it}$  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 (1) 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<sup>5</sup> 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。

Campbell et al. (2001) は、次の式のとおりボラティリティを定めた。

$$\sum_i \omega_{it} \sum_{j \in i} \omega_{jit} \text{Var}(R_{jit}) = \sigma_{mt}^2 + \sigma_{\epsilon t}^2 + \sigma_{\eta t}^2 \quad (3)$$

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 項は個別銘柄ボラティリティである。この式の導出は本稿では割愛する。詳しくは Campbell et al. (2001) を参照されたい。

右辺を構成する 3 つのボラティリティそれぞれの推定方法は次のとおりである。右辺第 1 項は、

$$MKT_t = \hat{\sigma}_{mt}^2 = \sum_{s \in t} (R_{ms} - \mu_m)^2 \quad (4)$$

とする。ただし  $\mu_m$  は標本期間全体におよぶマーケットリターン  $R_{ms}$  の平均である。 $s$  は一定の期間であり、ここでは月を表す。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グラフ化する<sup>6</sup>。

次に業種ボラティリティの推定値である。(3) 式右辺第 2 項の業種別ボラティリティは次のとおり推定する。まず、 $\epsilon_{is} = R_{is} - R_{ms}$  として、第  $i$  業種のリターン ( $R_{is}$ ) とマーケットリターン ( $R_{ms}$ ) の差を  $\epsilon_{is}$  とする。次に  $\hat{\sigma}_{\epsilon it}^2 = \sum_{s \in t} \epsilon_{is}^2$  として日次の  $\epsilon_{it}$  の 2 乗値を、同じ月について合計する。 $\hat{\sigma}_{\epsilon it}^2$  は 17 業種それぞれについて計算される。

$$IND_t = \hat{\sigma}_{\epsilon t}^2 = \sum_i w_{it} \hat{\sigma}_{\epsilon it}^2 \quad (5)$$

として、各業種の時価総額合計額の、17 業種すべての時価総額合計額に対する割合である  $w_{it}$  をウェイトとした加重和を計算する。

(3) 式右辺第 3 項の個別銘柄ボラティリティは次のとおり推定する。まず、 $\eta_{jis} = R_{jis} - R_{is}$  として、個別銘柄のリターンから、その銘柄が属する業種のリターンを引いた残りを  $\eta_{jis}$  とする。 $\eta_{jis}$  の 2 乗値を、同一月内について合計した値  $\hat{\sigma}_{\eta jit}^2 = \sum_{s \in t} \eta_{jis}^2$  を、その銘柄の時価総額の、同一業種銘柄の時価総額の合計値に対する比率である  $w_{jit}$  でウェイトづけた加重和にする。式は  $\hat{\sigma}_{\eta it}^2 = \sum_{j \in i} w_{jit} \hat{\sigma}_{\eta jit}^2$  である。さらに、 $\hat{\sigma}_{\eta it}^2$  を、各業種内銘柄の時価総額合計値の、総銘柄の時価総額合計値に対する割合である  $w_{it}$  をウエ

<sup>5</sup>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。

<sup>6</sup>12 倍して年表記にするのは、先行研究に従った。

イトとした加重和とする。すなわち、

$$FIRM_t = \hat{\sigma}_{\eta t}^2 = \sum_i w_{it} \hat{\sigma}_{\eta it}^2 \quad (6)$$

である。

分析期間は1980年9月初めから2013年12月末までとした<sup>7</sup>。この期間に東京証券取引所市場1部に上場していた銘柄を対象とした。対象銘柄数は時点によって異なる。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 et al. (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<sup>8</sup>。本稿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。

## 2.2 個別銘柄間の相関係数

ボラティリティ推定結果(図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 et al. (2001)によると、MKTが安定していると同時にFIRMが上昇している。この理由として個別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、個別銘柄の相関係数を推定して時間に対する変化を確認する。

図2は個別銘柄間の相関係数である。横軸に年月を、縦軸に相関係数を示した。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<sup>9</sup>から2013年12月までである。

図2を詳細にみると、相関係数は時代とともに高まっている。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月の東日本大震災の時期の相関係数である。大きなショックが生じると個別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。

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、分布の裾の方で相関が上昇する現象を確認した。特にベア市場では相関が高いことを実証した。

<sup>7</sup>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。

<sup>8</sup>本稿のデータは日経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。

<sup>9</sup>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。推定期間をみると分析期間がこれまでより短くなったと誤解されるかもしれないが、そうではない。

注意点の2点目は1990年を境に株式市場を取り巻く状況が変化したのと同時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ということである。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て、その中で上下の変動が複数回にわたって確認できる。しかし、全体を通して見ると、相関係数は上昇していたのである。

## 2.3 連動性のチェック

相関係数とは別の視点から個別銘柄のマーケット・インデックスとの連動を分析するため、決定係数を用いる (Morck et al 2000, Roll 1988 参照)。日次データで次のマーケットモデルを推定する。

$$R_{jit} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + \epsilon_{jit} \quad (7)$$

ただし  $R_{jit}$  は第  $j$  銘柄の第  $t$  期のリターン、 $R_{mt}$  はマーケット・インデックスである TOPIX のリターン、 $\alpha_j$  と  $\beta_j$  はパラメータ、そして  $\epsilon_{jit}$  は攪乱項である。モデルは最小2乗法で推定した。

推定期間は1年とした。個別銘柄と TOPIX のリターンの日次データセットをまず1980年に限って回帰し、決定係数を計算する。次に1981年のデータセットで回帰して、決定係数を計算する。この具合で2013年まで続ける。上場年はマーケット・インデックスと異なって動く傾向があるため、上場年でグループを分ける。同一グループ内について、各銘柄の回帰モデルで得られた決定係数の平均値を計算する。このようにして、上場年から2013年まで1年に1つの値が1グループについて得られる。これをグラフに示す。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に満たない銘柄は推定から除外した。東証1部上場期間が連続しない銘柄は除外した<sup>10</sup>。

決定係数は図3のとおりである。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。すなわち個別銘柄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。

決定係数の定義を確認すると、個別リターンの変動に対する、直線で説明できる部分の変動の比率である。決定係数が徐々に高まったということは、個別リターンの変動のうち TOPIX リターンとの連動する割合が高まっているのである。

なお、この結果は上場2年目以降に顕著である。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年目以降になると、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。

なぜ日本の株の連動性が高いのかは不思議である。Morck et al (2000) によると一人当たり GDP が低い国の方が国内の個別株のリターンが同時に動く傾向にあると示されており、日本はこのパターンから外れていると指摘されている。

<sup>10</sup>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。該当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。

### 3 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 が高まっていないという日本市場の特徴の2点に注目する。

回帰分析の説明変数は定数項、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 (dumA)、ROE (return-on-equity)<sup>11</sup>、M2、売買代金、そして2010年9月のダミー変数である。また、M2と売買代金については、それぞれにdumAをかけた変数を取り入れた回帰も行った。このうち売買代金とは東証1部の売買代金合計額である<sup>12</sup>。ROEについて先行研究によると、Wei and Zhang (2006) は、アメリカでの個別銘柄のリターン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。結局、個別企業のボラティリティ平均値が上昇トレンドを持つことの理由として、ファンダメンタルの変化を指摘した。東証1部のROE<sup>13</sup>は1980年代から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。ところで、ROEが8%より高いとPBR(株価純資産倍率、株価を1株あたり株主資本で割った値)が高まるため、8%を分岐点として見る傾向がある(日本経済新聞2015年4月17日)。なお、それより低いとPBRが1倍前後となり、株価と解散価値が等しくなる。ここで8%を一つの基準とすると、1980年代半ばから標本期間終わりにかけてずっと8%を下回っている。1980年代を除いた標本期間について、ROEは低いと言わざるを得ない。

ROEが低いと株価ボラティリティが高い関係(Wei and Zhang 2006、ROAを用いたLiu, Di Iorio and De Silve 2014)をベースに考えると、日本のFIRMベース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。

推定結果は表1にまとめられている。回帰の被説明変数はMKT, INDそしてFIRMである。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。表中の\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ有意水準1%, 5%, そして10%で統計的に有意にゼロと異なることを意味する。

推定結果をまとめよう。まず、MKTはMKTの過去の値とアベノミクスダミー、ROE、2013年のM2、売買代金、そしてブル・ベア市場ダミーの効果がある。もちろん2010年10月ダミーも有意である。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く知られた事実と一致する。

次にdumAとdM2をまとめて解釈する。dumA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。これはモデル3に含まれるdM2

<sup>11</sup>ROEは自己資本利益率と呼ばれ、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。

<sup>12</sup>データ出典は東証 <http://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/misc/index.html>

<sup>13</sup>データの出典は東京証券取引所。URLは <http://www.tse.or.jp/market/data/per-pbr/index.html>。ROEは  $ROE = PBR/PER \times 100$  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。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。

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 dumA 係数が-1108 であり、dM2 は含まれないが dvlm がある。やはりこれとのバランスと考えられる。また売買代金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 dvlm 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。推定結果を総合して解釈すると次のようになる。市場全体の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。

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、TOPIX や日経平均といった東証の状況を把握する株価指数は急上昇した。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 (2008) の研究と矛盾しない結果である。なお、Caginalp and DeSantis (2008) 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 (Caginalp and DeSantis 2008) 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 (2008) は分析期間中の終わり近くにある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。この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。したがって ROE が 1%改善するとボラティリティが 15 から 20 程度上昇する、という意味である。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。

売買代金は有意水準を 5%にす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。

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。

次に業種別ボラティリティである IND の回帰結果を確認する。モデル 1 から 5 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 dumA 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tock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 dumA 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、個別企業や市場全体の動きが先にあって、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っ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 dumA と dM2 が有意である。また、有意水準を 10% に広げると 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個別銘柄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 dumA が有意となる 2 つのモデルには dM2 が含まれているため、dumA の有意性は dM2 とのバランスのためであろう。まとめると、個別銘柄ベースのボラティリティは市場全体のボラティリティと個別銘柄の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、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個別銘柄ボラティリティへ向かう効果はないと示されている。

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。

## 4 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た。中でも FIRM の変動の特徴を統計分析した。疑問点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。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tock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、根源では複数の変数で説明できることが確認された。

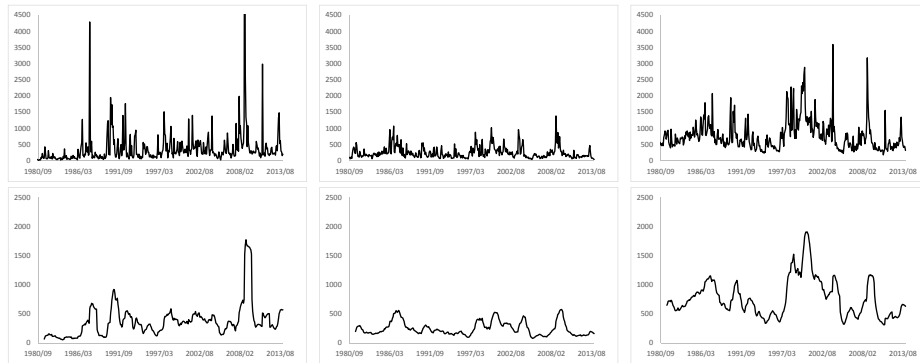
## 参考文献

- [1] 日本経済新聞、2015 年 4 月 17 日朝刊、「動いた「ROE の山」」。
- [2] Caginalp, G., and DeSantis, M. (2011) “Stock Price Dynamics: Nonlinear Trend, Volume, Volatility, Resistance and Money Supply,” *Quantitative Finance*, 11, 6, 849-861.

- [3] Campbell, R., Koedijk, K., and Kofman, P. (2002) "Increased Correlation in Bear Markets," *Financial Analysts Journal*, 58, 1, 87-94.
- [4] 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, 1-43.
- [5] 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.
- [6] 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, 215-260.
- [7] Roll, R. (1988) " $R^2$ ," *Journal of Finance*, 43, 3, 541-566.



図 1: MKT、IND、FIRM とその移動平均（12 か月）



注：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。縦軸は上段で 4500、下段で 2500 に揃えた。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。

図 2: 個別銘柄間の相関係数

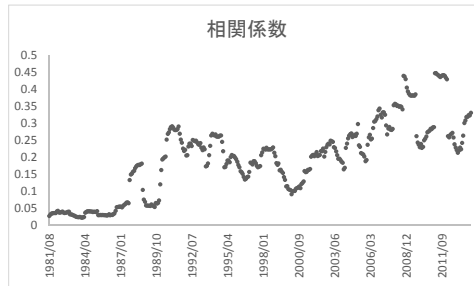
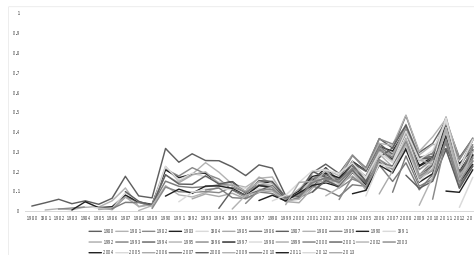


図 3: 決定係数



注：上場年グループ別の決定係数の年別平均。東証 1 部上場期間が不連続な銘柄を除外した。

表 1: ボラテイルリテイル回帰結果

	const	MKT <sub>t-1</sub>	IND <sub>t-1</sub>	FIRM <sub>t-1</sub>	dumA	ROE	M2	dM2	vlm	dvlm	Oct.2010	Bbdum	Rsq
MKT	115.1406 ***	0.1858 ***	0.3092	0.0315	195.0977 *	21.3176 **					8902.5090 ***	86.2525 **	0.7380
モデル 1	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	93.9280	15.1430 *	22.7394		30.0850 **		8858.1674 ***	90.1416 **	0.7431
モデル 3	71.7935	0.0334	0.2213	0.0570	108.6113	8.9673	19.8841		14.8875		58.3691	44.3025	
モデル 4	14.0832	0.1746 ***	0.3122	0.0184	1128.8200 *	14.9223 **	23.6670	-291.8416 *	30.1782 **		8861.2067 ***	89.8327 **	0.7440
モデル 5	71.7892	0.0332	0.2213	0.0570	586.1535	8.9606	19.4340	149.8490	14.8709		58.0814	44.3661	
モデル 6	35.8902	0.1757 ***	0.2850	0.0185	-1108.3798 ***	15.1316 *	22.2425		24.0894 *	297.2076 ***	8888.8810 ***	88.7892 **	0.7486
モデル 7	71.1846	0.0340	0.2207	0.0586	201.2692	8.9463	19.3618		14.7981	36.11774	57.9092	84.3525	
モデル 8	35.7012	0.1767 ***	0.2755	0.0178	122.5580	14.9298 *	23.1140	-271.1303 ***	25.1768 *	222.8014 ***	8884.2354 ***	88.5231 **	0.7493
モデル 9	71.2639	0.0340	0.2211	0.0567	335.1056	8.9493	19.4131	75.8329	14.8085	26.7369	37.9125	44.3217	
IND	64.5070 ***	-0.0362 **	0.4570 ***	0.0914 ***	-11.9409	-1.1618					972.4916 ***	20.9185	0.5121
モデル 1	20.9711	0.0144	0.0962	0.0314 ***	31.7167	3.3766					22.4442	16.0041	
モデル 2	57.8393 **	-0.0370 **	0.4579 ***	0.0905	-18.6000	-1.5808	1.5642		1.9386		969.7651 ***	21.1053	0.5089
モデル 3	25.7937	0.0149	0.0954 ***	0.0314 ***	32.9500	3.2823	5.3014		3.8198		24.5058	16.4396	
モデル 4	57.9539 **	-0.0366 **	0.4548 ***	0.0903	349.6047 *	-1.6592	1.8940	-103.7693 **	1.9718		970.8458 ***	20.9954	0.5103
モデル 5	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 6	58.6566 **	-0.0369 **	0.4565 ***	0.0905 ***	-62.0069	-1.5812	1.5462		1.7546	8.2106	970.6217 ***	21.0562	0.5073
モデル 7	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 8	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
モデル 9	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	279.7898 ***	-0.1114 **	0.2399	0.6229 ***	44.2150	-16.7716					2105.6912 ***	61.3834	0.5104
モデル 1	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
モデル 3	84.2186	0.0491	0.3308	0.1762	82.2939	10.2436	15.1557	-243.6296 ***	10.4899		52.3830	48.0400	
モデル 4	275.9561 ***	-0.1075 **	0.2443	0.6094 ***	907.2948 **	-18.9152 *	10.6158	91.6528	-3.0939		2129.0899 ***	52.8205	0.5087
モデル 5	84.2230	0.0493	0.3301	0.1760	371.7679	10.2484	15.1974		10.4758		52.3570	48.0142	
モデル 6	275.9635 ***	-0.1084 **	0.2512	0.6100 ***	30.3253	-18.7311 *	9.8363		-3.2247	2.3641	2126.7994 ***	53.0643	0.5065
モデル 7	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 8	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
モデル 9	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：各回帰結果数値のうち上段が推定値、下段が標準誤差である。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。推定値の\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10% で統計的に有意であることを示す。第 1 行の説明変数は左から順に定数項、各ボラテイルリテイルのラグ値、アベノミクス・ダミー変数、ROE、M2、M2×dumA、売買代金、売買代金×dumA、そして 2010 年 10 月のダミー変数、ブル・ベア市場ダミー変数である。最終列は決定係数である。