

ボラタイルな実績固有ボラティリティ

廣瀬 勇 秀 CMA
岩 永 安 浩

目 次

- | | |
|-------------------|----------------------|
| 1. はじめに | 4. ボラタイルな実績固有ボラティリティ |
| 2. ボラティリティ指標の定義 | 5. 考察 |
| 3. 固有ボラティリティ効果の確認 | 6. まとめ |

日本株式市場の長期の固有ボラティリティ効果は、時間変動する実績固有ボラティリティを期待固有ボラティリティの代理変数と仮定するために観測される現象であり、理論と整合しないパズルではない可能性がある。また、実績固有ボラティリティ効果の一部は長期リバーサルを別の角度から捉えた効果のようである。本稿の分析結果は、固有ボラティリティの実績値を期待値として利用することが適切ではない可能性を示唆している。

1. はじめに

将来に対する不確実性の対価として、価格はディスカウントされ、その結果、不確実性の高い投資の将来リターンは高くなる。これは投資

における基本概念（理論）として広く知られている。長期投資における株式の債券に対する高リターンは、このような解釈で説明されている。また、リスクファクターでは説明できない銘柄固有の残差リターンに基づくボラティリティ（固



廣瀬 勇秀（ひろせ たけひで）

住友信託銀行 インデックス・クオンツ運用部 株式クオンツチーム長。1996年東京大学工学系研究科修了（工学修士）。三井信託銀行、プラザアセットマネジメントを経て、07年11月住友信託銀行入社、08年4月より現職。04年筑波大学大学院ビジネス科学研究科修了（経営学修士）、07年神戸大学大学院経営学研究科修了（商学博士）。論文に“Can Margin Traders Predict Future Stock Returns in Japan?” (*Pacific-Basin Finance Journal*, 共著, 2006 Asian FA/FMA conference best paper) などがある。



岩永 安浩（いわなが やすひろ）

住友信託銀行 インデックス・クオンツ運用部 クオンツアナリスト。2002年大阪大学経済学部卒業。同年住友信託銀行入社。資産運用部、総合運用部を経て、07年4月より現職。07年早稲田大学大学院ファイナンス研究科修了。

有ボラティリティ（注1）についても、Merton [1987] の枠組みを前提とするならば、市場ポートフォリオほど分散されたポートフォリオを保有できない投資家からリスクプレミアムを求められるため、固有ボラティリティと将来リターンの間には正の関係が期待される。

このようなボラティリティと将来リターンの関係を調査した実証分析は多く行われているが、結果が必ずしも理論と一致しないことから議論となってきた。Ang *et al.* [2009] は、先進国の株式市場において、固有ボラティリティが高い銘柄ほど将来リターンが低いことを示し、そのような現象が生じる理由を取引コスト、機関投資家保有比率や歪みなどでは説明することができないことを報告している。また、日本の株式市場を対象とした最近の分析では、山田・永渡 [2010] が、ボラティリティが高い銘柄に対する投資家や企業アナリストからの過大な期待や偶発的な非常に大きなリターンを期待する投資行動が要因でトータル・ボラティリティと将来リターンの間に負の関係が生じる可能性を示している。

一方で、海外の先行研究では、固有ボラティリティと将来リターンの間に負の関係が観測されることに対する幾つかの反証が示されている。Bali and Cakici [2008] は、さまざまな分析条件で固有ボラティリティと将来リターンの関係についての頑健性を調査し、ボラティリティ計測に用いるリターンの頻度やポートフォリオ組成の重み付け方法を変更すると固有ボラティリティと将来リタ

ーンの間の負の関係には統計的な有意性がなくなると報告している。Fu [2009]、Huang *et al.* [2010] は、過去データを用いて算出した実績固有ボラティリティと将来リターンの間には負の関係があるが、EGARCHモデルによって推定した期待固有ボラティリティと将来リターンの間には正の関係があることを示している。また、実績固有ボラティリティと将来リターンの間の負の関係は、短期リバーサル効果で説明される可能性を示している。

これらの海外の先行研究の多くが、主に1カ月間という短期に観測された固有ボラティリティを分析対象としているのに対して、日本の先行研究は、60カ月間という長期に観測されたトータル・ボラティリティを分析対象としている点で異なる。そして、海外の先行研究で短期の固有ボラティリティと将来リターンの間の負の関係に対する幾つかの有力な反証が示されている中で、日本の株式市場で観測される長期のトータル・ボラティリティと将来リターンの間の負の関係に対する反証を示すことを意図した論文は筆者が知る限りではない（注2）。

本稿では、日本の株式市場における長期のボラティリティを分析対象とし、長期のボラティリティとリターンの関係が理論と整合しないパズルではない可能性を示す。以降では、トータル・リターンのボラティリティが高い銘柄ほど将来リターンが低い現象を「トータル・ボラティリティ効果」、固有ボラティリティが高い銘柄ほど将来リターン

（注1） idiosyncratic volatilityの訳である。イディオシンクラティック・ボラティリティと記載すべきだが、紙面を節約するために本稿では固有ボラティリティと表記する。

（注2） 米国の株式市場を対象とした分析では、Cao and Xu [2010] のワーキングペーパーが、固有ボラティリティを長期成分と短期成分に分解し、長期成分と将来リターンの間に正の関係があることを示している。ただし、短期の実績固有ボラティリティを用いた分析とEGARCHなど予測モデルで推定した期待固有ボラティリティを用いた分析で結果が異なることについての要因説明を目的としており、長期の固有ボラティリティ効果に対する反証を示すことを意図した分析ではない。

が低い現象を「固有ボラティリティ効果」とそれぞれ呼ぶことで区別する。そして、トータル・ボラティリティ効果の主因と考えられる固有ボラティリティ効果に着目し、固有ボラティリティ効果が、実績固有ボラティリティを期待固有ボラティリティの代理変数として用いているために観測されるのではないかという問題について調査する。

一般に、ボラティリティは過去リターンを用いて推計したものを利用する。そこには、将来のリスク構造は過去のそれとそれほど変わらないという前提がある。本稿では、過去リターンを用いて計測した実績固有ボラティリティは持続性が低く平均回帰的に変動することを示す。そして、そのように変動する実績固有ボラティリティを期待固有ボラティリティと仮定した場合、固有ボラティリティが高い銘柄群には、将来、固有ボラティリティが低くなる銘柄を多く含むために固有ボラティリティ効果が観測されることを説明する。また、実績固有ボラティリティの平均回帰的な変動は過去リターンと関係性があり、実績固有ボラティリティで計測した固有ボラティリティ効果の一部は長期リバーサル効果を別の角度から捉えた効果であることを説明する。さらに、長期リバーサル効果の影響を排除した固有ボラティリティ効果は統計的に有意な効果ではないことを報告する。

本稿の構成は次の通り。次章で、本稿の分析に用いるボラティリティ指標について説明する。第3章では、トータル・ボラティリティ効果の主因が固有ボラティリティ効果であることを示す。第4章では、過去リターンを用いて算出した実績固有ボラティリティを利用することが固有ボラティリティ効果の一因となることを示す。第5章では、固有ボラティリティ効果について追加考察を行

う。第6章はまとめである。

2. ボラティリティ指標の定義

本稿では、東証一部上場銘柄を分析対象とし、1980年1月～2011年1月の月次データを用いて分析する。株価、リターン等の市場データはQUICK-Astra、財務データは日経NEEDSから取得した。

本稿で分析に用いるボラティリティ指標について説明する。まず、トータル・ボラティリティ（以降、TVOLと表記）は、過去60カ月間（最低36カ月間）の実績ボラティリティと定義し、次式で算出する（注3）。

トータル・ボラティリティ：

$$TVOL_{it} = \sqrt{\sum_{t=1}^T (r_{it} - \bar{r}_{it})^2 / (T-1)} \quad (1)$$

ここで、 i は銘柄、 t は時点（月次）、 T は時点の数、 r_{it} は個別銘柄の短期金利に対する月次の超過リターン、 $\bar{r}_{it}$ は r_{it} の期間中の平均値である。

本稿では、TVOLをシステムティック・ボラティリティ（以降、SVOLと表記）と固有ボラティリティ（以降、IVOLと表記）に分解するために、次式のFama and French [1993] の3ファクターモデル（以降、FF3モデルと表記）を利用する。

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i MKT_t + \gamma_i SMB_t + \eta_i HML_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、 MKT_t は市場ポートフォリオの短期金利に対する月次の超過リターン、 SMB_t はSMB (Small cap Minus Big) ファクターの月次リターン、 HML_t はHML (High book/price Minus Low) ファクターの月次リターン、 α_i は切片項、 ε_{it} は回帰残差を表す（注4）。

（注3） 石部他 [2009]、山田・上崎 [2009]、山田・永渡 [2010] などの日本の先行研究に合わせて、ボラティリティの計測期間を60カ月間とした。

IVOLは、銘柄ごとに過去60カ月間（最低36カ月間）のデータを用いて上式の時系列回帰分析を行い、次式で算出する。

実績固有ボラティリティ：

$$IVOL_{it} = \sqrt{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2 / (T-1)} \quad (3)$$

また、SVOLは次式で算出する。

システムティック・ボラティリティ：

$$SVOL_{it} = \sqrt{TVOL_{it}^2 - IVOL_{it}^2} \quad (4)$$

ここまで定義したボラティリティは、過去のデータから算出する実績ボラティリティであるが、最後に、将来のデータから算出する固有ボラティリティ（以降、FVOLと表記）を定義する。FVOLは将来60カ月間のIVOLと定義し、次式で算出する（注5）。

将来固有ボラティリティ：

$$FVOL_{it} = IVOL_{it(t+60)} \quad (5)$$

なお、FVOLは60カ月先までのデータを用いるため、06年1月までが計測可能な期間である。したがって、次章以降においてFVOLを用いた分

析については、06年1月が分析期間の終点である。

3. 固有ボラティリティ効果の確認

この章では、各ボラティリティ指標と将来リタ－ンの関係を分位ポートフォリオ分析によって確認する。本稿では、分位ポートフォリオを作成する際に、業種の偏りによる影響を排除するため、各ボラティリティ指標を東証33業種分類のそれぞれの業種内においてクロスセクションで正規化を行った数値を基に分位を付与する。また、分位ポートフォリオは毎月末リバランスを行い、分位内は等金額投資とする。

図表1のPanel A、B、Cは、それぞれ、TVOL、SVOL、IVOLに基づく分位ポートフォリオのパフォーマンスを示している。

TVOL（Panel A）について確認する。最も高い分位（Q1）をロングし、最も低い分位（Q5）をショートしたロングショート・ポートフォリオ（Q1－Q5）のリターンは－4.40%（t値－1.38）であり、TVOLが高い分位ほど、単調にリターン

図表1 分位ポートフォリオのパフォーマンス

Panel A：TVOL分位ポートフォリオ				Panel B：SVOL分位ポートフォリオ				Panel C：IVOL分位ポートフォリオ			
	リターン	リスク	t値		リターン	リスク	t値		リターン	リスク	t値
Q1 (High)	3.60	29.23	0.63	Q1 (High)	6.72	30.32	1.13	Q1 (High)	2.48	27.25	0.46
Q2	6.59	25.18	1.33	Q2	8.05	25.30	1.62	Q2	6.66	24.19	1.40
Q3	7.77	22.80	1.74	Q3	7.13	22.39	1.62	Q3	7.16	22.36	1.63
Q4	7.99	20.24	2.01	Q4	6.79	19.86	1.74	Q4	8.21	21.37	1.96
Q5 (Low)	8.00	17.62	2.32	Q5 (Low)	5.30	17.34	1.56	Q5 (Low)	9.44	19.21	2.51
Q1-Q5	-4.40	16.24	-1.38	Q1-Q5	1.42	17.58	0.41	Q1-Q5	-6.96	12.30	-2.88

（図表注）リターンは各分位ポートフォリオまたはロングショート・ポートフォリオ（Q1－Q5）のリターンの平均値、リスクは各分位ポートフォリオまたはロングショート・ポートフォリオのリターンの標準偏差を年率換算で表示。t値は、各分位ポートフォリオまたはロングショート・ポートフォリオのリターンの平均値がゼロであるという帰無仮説に対するt値を表す。

（出所）筆者作成、以下同じ。

（注4）MKT、SMB、HMLのリターン系列は、ユニバースを東証一部上場銘柄として久保田・竹原〔2007〕の方法を用いて算出する。

（注5）FVOLの計測期間と分位ポートフォリオ分析におけるリターン計測期間が重なっているが、ラグを1カ月間設けた場合でも、本稿の結論は変わらない。理解の容易さを重視し、ラグなしの結果を採用した。

が低い。一方で、リスク（分位ポートフォリオに投資した場合のリターン標準偏差）は分位Q1が最も高く（29.23%）、分位Q5が最も低い（17.62%）（注6）。これらの結果から、トータル・ボラティリティ効果を確認することができる。

次に、SVOL（Panel B）についてのロングショート・ポートフォリオのリターンは1.42%（t値0.41）であり、統計的な有意性はないもののプラスである。分位別のリターンは、SVOLが高い分位ほど単調にリターンが高い傾向があるが、SVOLが最も高い分位のリターンが低い。しかし、トータル・ボラティリティ効果を説明するほどのリターンの落ち込みではないようである。

最後に、IVOL（Panel C）について確認する。ロングショート・ポートフォリオのリターンは、-6.96%（t値-2.88）であり、統計的にも有意にマイナスである。分位別のリターンは、IVOLが高い分位ほど単調にリターンが低く、IVOLが最も高い分位のリターンは極端に低い。また、リスクについては、IVOLが高い分位ほど単調に高くなっている。

図表1に示す通り、日本の株式市場を対象とした幾つかの先行研究で報告されているトータル・ボラティリティ効果は、固有ボラティリティ効果が主要な要因となっているようである。そこで、以降では、固有ボラティリティ効果について、詳しく議論する。

4. ボラティルな実績固有ボラティリティ

4.1 固有ボラティリティの持続性

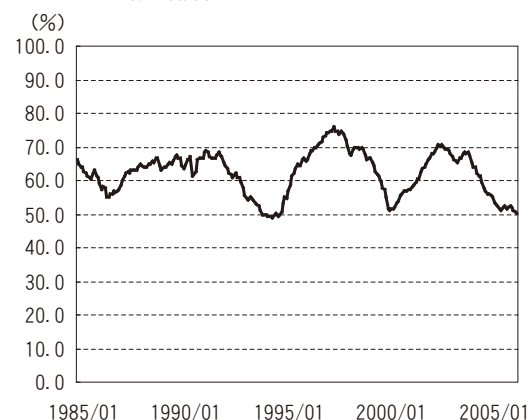
固有ボラティリティの高い銘柄の将来リターンが低いというのは従来のファイナンス理論とは整合しない。Fu [2009]、Huang *et al.* [2010] は、短期の固有ボラティリティ効果について、過去データから算出した実績固有ボラティリティを期待固有ボラティリティの代理変数とすることが効果の源泉である可能性を示唆している。また、直感的にも、銘柄固有のニュースイベントがポーソンプロセスに従うような純粋にランダムなイベントであれば、過去数年間に（大きな）ニュースがあった銘柄の将来における固有リスクを高いと考えるのは合理的ではない。そこで、まず、固有ボラティリティの持続性について検証を行う。

検証は実績固有ボラティリティと将来固有ボラティリティを比較する方法で行った（注7）。具体的には、各時点で個別銘柄ごとに、IVOLとFVOLについての分散比検定（F検定）を行い、有意水準片側5%で統計的に有意に異なる銘柄の割合を調査した。IVOLに持続性があるならば、IVOLとFVOLが統計的に有意に乖離している銘柄の割合は少ないはずである。図表2はその結果であり、約50~75%（平均62.3%）の銘柄のIVOLとFVOLが統計的に有意に異なっている。したがって、過去のデータから計測した実績固有ボラティリティと将来実現する固有ボラティリティとは違うものようである。

（注6） 分位ポートフォリオの構築の際に共分散は考慮されていないため、ポートフォリオの将来リスクとの関係は、期待された通りにという意味ではなく、あくまでも結果として観測されるということである。

（注7） 本稿では、60カ月という長期に観測されたボラティリティを分析対象としており、Fu [2009]、Huang *et al.* [2010] で行われているようなEGARCHモデルを用いた分析は、サンプル数の問題などから現実的ではないと判断した。ボラティリティ予測モデルを用いた分析については今後の課題の1つとして文末に挙げる。

図表 2 IVOLとFVOLに統計的に有意に乖離がある銘柄の割合



(図表注) 各時点において、分散比検定 (F検定) によって有意水準片側 5 % で IVOL と FVOL が統計的に有意に異なる銘柄の割合を示している。

4.2 FVOLの効果

では、IVOLではなく、FVOLを期待固有ボラティリティと仮定した場合、固有ボラティリティと将来リターンとの関係はどうなるだろうか (注8)。

図表 3 の Panel A、B、C はそれぞれ IVOL、FVOL、 $FVOL^2/IVOL^2$ の対数値 (以降、VRATE と表記) に基づいて作成した分位ポートフォリオのパフォーマンスを示している。

まず、Panel A を確認する。図表 1 の Panel C との差異は分析期間である (注9)。固有ボラティリティ効果が分析期間によらず安定した効果である

ことを確認することができる。

次に、Panel B を確認する。Panel A の結果と Panel B の結果では同じ分位のリスク (分位ポートフォリオに投資した場合のリターンの標準偏差) を比べるとそれほど大きな差異はない。しかし、リターンに注目すると、IVOL での結果と FVOL での結果には大きな差異がある。FVOL では、FVOL が高い分位ほど単調にリターンが高い。FVOL についてのロングショート・ポートフォリオのリターンは 15.25 % (t 値 5.31) であり、統計的にも有意にプラスである。したがって、仮に投資家が将来の固有ボラティリティを完全に予測できるならば、固有ボラティリティ効果は観測されない。つまり、将来の固有ボラティリティを正しく推定できれば、固有ボラティリティが高い銘柄ほど将来リターンが高いという関係が得られることから、固有ボラティリティ効果は、実績固有ボラティリティを利用することが一因である可能性が示唆される。

最後に、Panel C を確認すると、VRATE が高い分位ほど単調にリターンが高い。VRATE についてのロングショート・ポートフォリオのリターンは 18.55 % (t 値 11.55) であり、統計的にも有意にプラスである。この結果は実績固有ボラティリティが将来固有ボラティリティと比較して過大で

図表 3 分位ポートフォリオのパフォーマンス

Panel A : IVOL分位ポートフォリオ				Panel B : FVOL分位ポートフォリオ				Panel C : VRATE分位ポートフォリオ			
	リターン	リスク	t 値		リターン	リスク	t 値		リターン	リスク	t 値
Q1 (High)	4.93	27.47	0.82	Q1 (High)	19.10	28.55	3.07	Q1 (High)	19.90	25.39	3.60
Q2	9.62	24.64	1.79	Q2	11.75	24.35	2.21	Q2	13.88	23.20	2.75
Q3	10.04	23.00	2.00	Q3	9.05	22.55	1.84	Q3	9.95	22.25	2.05
Q4	11.17	21.98	2.33	Q4	6.66	20.90	1.46	Q4	5.86	21.86	1.23
Q5 (Low)	12.71	19.90	2.93	Q5 (Low)	3.85	18.79	0.94	Q5 (Low)	1.34	22.30	0.28
Q1-Q5	-7.78	12.12	-2.95	Q1-Q5	15.25	13.19	5.31	Q1-Q5	18.55	7.38	11.55

(図表注) 図表 1 の注を参照。

(注8) 実際には、期待固有ボラティリティは、インプライド・ボラティリティ、あるいは、何らかの時系列モデルを前提として推定されるものであり、FVOLとは異なる。

(注9) 図表 3 の Panel A は、FVOL を計測することができる期間に合わせてパフォーマンスを計測している。

あるほど、将来リターンが低い傾向があることを示している。

4.3 IVOLとFVOLの関係

次に、IVOLとFVOLの間の関係を調査する。**図表4**の1行目は、IVOLを基準に作成した分位ポートフォリオのVRATEの分位別平均値を示している。また、2行目（3行目）は、各時点で個別銘柄ごとに有意水準片側5%分散比検定（F検定）を行い、IVOLを基準に作成した各分位ポートフォリオのFVOLがIVOLよりも統計的に有意に低い（高い）銘柄の割合の時系列平均値を計測したものである。

図表4から、IVOLが高い分位ほど、VRATEの平均値が低いことが分かる。また、IVOLが高い分位ほど、FVOLがIVOLと比較して統計的に有意に低い銘柄の割合が大きく、逆に、FVOLがIVOLと比較して高い銘柄の割合は、IVOLが高い分位ほど小さい。特に、IVOLが最も高い分位は、FVOLがIVOLを統計的に有意に下回る銘柄の割合が64.11%なのに対して、上回る銘柄の割合は10%未満である。つまり、実績固有ボラティリ

図表4 IVOL分位ポートフォリオにおけるIVOLとFVOLの関係

	Q1 (High)	Q2	Q3	Q4	Q5 (Low)	Q1-Q5
VRATE	-0.67	-0.25	-0.07	0.12	0.39	-1.06
FVOL<IVOL	64.11%	44.69%	34.37%	23.93%	14.73%	49.38%
FVOL>IVOL	9.28%	18.87%	24.63%	31.46%	45.21%	-35.93%

(図表注) 1. VRATEは、IVOLを基準に作成した分位ポートフォリオのVRATEの分位別平均値を表す（ただし、Q1-Q5は、Q1分位とQ5分位のVRATEの平均値の差を表す）。
2. FVOL<IVOL（FVOL>IVOL）はIVOLを基準に作成した分位ポートフォリオの各分位において、分散比検定（F検定）によって有意水準片側5%でFVOLがIVOLよりも統計的に有意に低い（高い）銘柄の割合の時系列平均値を表す（ただし、Q1-Q5は、Q1分位とQ5分位のFVOL<IVOL（FVOL>IVOL）の差を表す）。

ティが高い銘柄ほど、将来固有ボラティリティが下がる可能性が高い。特に、IVOLが最も高い分位に属する銘柄はその傾向が顕著である。

以上より、過去のデータから計測した実績固有ボラティリティが高い（低い）銘柄群は、将来、固有ボラティリティが低下（増加）する銘柄を多く含んでいる。そして、固有ボラティリティが低下（増加）する銘柄群の将来リターンは非常に低い（高い）ので、固有ボラティリティの高い（低い）銘柄群の将来のリターンは低く（高く）なる。

5. 考察

ここまでの分析結果では、実績固有ボラティリティと将来実現する固有ボラティリティが異なり、実績固有ボラティリティが平均回帰的に変動することが固有ボラティリティ効果の一因との証左を示した。ここでは、固有ボラティリティ効果の解釈をさらに進めるための追加分析を行う。

5.1 現象の整理

固有ボラティリティ効果の解釈を進めるために、まず、次のようなケースを考える。

「会社Aは、大きなシェア獲得に成功し、大きな利益を獲得したことを公表。市場は会社Aの今後のさらなる成功を確信し、株価は大幅に上昇。」

この銘柄の将来の固有リスクを投資家はどのように受け取るべきだろうか？ 過去リターンを利用した固有ボラティリティ計測に従えば、この銘柄はこのイベントに伴い極端に将来の固有リスクが上昇したと判断する。しかし、この判断は、実績固有ボラティリティが将来も持続することを暗に仮定しており、前章での分析結果から否定される。

一方、銘柄固有のイベントがポアソンプロセスに従うようなランダムな発生事象であれば、この

銘柄の期待される固有リスクは過去のイベントとは無関係である。図表 4 において実績固有ボラティリティに平均回帰的な動きが観測されるのは、このように期待される固有リスクが変化していないにもかかわらず、実績固有ボラティリティは過去のイベントに伴って変動し、期待される水準に戻るためとも解釈できる。しかし、図表 3 の Panel C において、実績固有ボラティリティが平均回帰する過程で生じるリターンは、実績固有ボラティリティが期待される水準へ回帰するだけにしては大きく、何らかの過剰な反動と関係している可能性が推測される。

Fu [2009]、Huang *et al.* [2010] は、短期の固有ボラティリティ効果が短期リバーサル効果によって説明される可能性を示している。恐怖指数として知られる VIX 指数のように、過去リターンが低いと将来の固有ボラティリティが上がり、過去リターンが高いと将来の固有ボラティリティが下がる傾向があるのであれば、長期の固有ボラティリティ効果は、長期リバーサル効果で説明される可能性がある（注10）。

5.2 実績固有ボラティリティと過去リターン

実績固有ボラティリティと過去リターンの関係を検証するために、過去リターンの代理変数として FF3 モデルの切片項（以降、FFINCP と表記）を利用する（注11）。FFINCP は、FF3 モデルで計測した過去 60 カ月間のアブノーマル・リターンの平均的な水準を表す指標である。

図表 5 の Panel A は、FFINCP を基準に作成した分位ポートフォリオについて図表 4 と同様の方法

図表 5 FFINCP と実績固有ボラティリティ、将来リターンの関係

Panel A : FFINCP 分位ポートフォリオにおける IVOL と FVOL の関係

	Q1 (High)	Q2	Q3	Q4	Q5 (Low)	Q1-Q5
VRATE	-0.42	-0.14	-0.04	0.05	0.10	-0.52
FVOL < IVOL	52.25%	38.25%	33.25%	29.30%	27.12%	25.13%
FVOL > IVOL	17.41%	23.77%	27.30%	30.17%	32.45%	-15.05%

Panel B : FFINCP 分位ポートフォリオのパフォーマンス

	Q1 (High)	Q2	Q3	Q4	Q5 (Low)	Q1-Q5
リターン	-1.18	4.48	7.05	9.98	13.62	-14.80
リスク	21.92	21.28	22.15	23.07	25.88	9.45
t 値	-0.27	1.07	1.62	2.21	2.68	-7.99

（図表注）Panel A は図表 4 の注を参照。Panel B は図表 1 の注を参照。

で FVOL と IVOL の関係を示している。また、Panel B は、FFINCP を基準に作成した分位ポートフォリオのパフォーマンスを示している。

まず、FFINCP が高い銘柄ほど、実績固有ボラティリティと比較して将来の固有ボラティリティが低いという関係が観測されることを確認する。Panel A から、FFINCP が高い分位ほど VRATE の平均値が低いことを確認できる。また、FFINCP が高い分位ほど、FVOL が IVOL と比較して統計的に有意に低い銘柄の割合が大きく、逆に FVOL が IVOL と比較して統計的に有意に高い銘柄の割合は FFINCP が高い分位ほど小さい。

次に、Panel B を確認する。FFINCP が高い分位ほど単調にリターンが低く、ロングショート・ポートフォリオのリターンは -14.80 %（t 値 -7.99）と統計的に有意にマイナスである。この結果は過去のアブノーマル・リターンが高い銘柄の将来リターンが低いという長期リバーサル効果を示しており、FFINCP が高い銘柄ほど、実績固有ボラティリティと比較して将来の固有ボラティ

（注10） 紙面を節約するため掲載していないが、長期の固有ボラティリティ効果を短期リバーサル効果では説明できない。

（注11） 固有ボラティリティを分析対象としているため、株価リターンではなく、FF3モデルの切片項を利用した。

リティが低いという関係が観測されることを考慮すると、実績固有ボラティリティで計測した固有ボラティリティ効果には長期リバーサル効果によって説明される効果が含まれている可能性がある。

5.3 長期リバーサル効果との関係

この節では、固有ボラティリティ効果に長期リバーサル効果で説明される効果が含まれている可能性を確認するために、Fama-MacBeth回帰分析を行う。Fama-MacBeth回帰分析は、まず、各時点においてクロスセクション回帰分析を行い、その後、回帰係数を時系列に平均するものである。具体的には、毎月、被説明変数を翌月株式リターン、説明変数をIVOL、ベータ、時価総額の対数値、B/Pの対数値、業種ダミーとしてクロスセクション回帰分析を行う（注12）。そして、FFINCPを説明変数に加えることでIVOLに対する回帰係数がどのように変化するかを確認する。なお、クロスセクション回帰分析の際には、時価総額の平方根で重み付けする（注13）。

図表6は、Fama-MacBeth回帰分析による回帰係数の平均値と回帰係数の平均値がゼロであるという帰無仮説に対する両側検定のp値を示している。

まず、A1を確認する。FF3モデルに利用される主要な変数を調整しても、IVOLに対する回帰係数は-0.13（p値1.9%）であり、有意水準5%で統計的に有意にマイナスとなっている。固有ボラティリティ効果がFF3モデルでは説明できない効果であることを確認できる。

図表6 Fama-MacBeth回帰分析の結果

	A1	A2	A3
IVOL	-0.13 1.9%		-0.05 41.9%
ベータ	0.17 4.0%	0.12 19.4%	0.13 12.3%
対数時価総額	-0.03 69.8%	0.01 94.6%	-0.01 85.9%
log(BP)	0.41 0.0%	0.28 0.0%	0.27 0.0%
FFINCP		-0.32 0.0%	-0.29 0.0%

（図表注）上段は回帰係数の期間平均値、下段は回帰係数の平均値がゼロであるという帰無仮説に対する両側検定のp値を表す。

次に、A2について確認する。A2はIVOLの代わりにFFINCPを追加したモデルである。A2では、FFINCPに対する回帰係数が-0.32（p値0.0%）と統計的に有意にマイナスであり、FFINCPを指標とした長期リバーサル効果もFF3モデルでは説明できない効果であることを確認できる。

さらに、A3を確認する。A1にFFINCPを追加したモデルである。A3ではIVOLに対する回帰係数は-0.05（p値41.9%）となっており、マイナスではあるものの、有意水準10%でも統計的に有意ではない。一方で、FFINCPに対する回帰係数は-0.29（p値0.0%）と統計的に有意にマイナスのままである。長期リバーサル効果を調整しても残っている効果は、純粋な固有ボラティリティ効果を意味しているとも考えられる。しかし、その効果（A3のIVOLに対する回帰係数）には統計的な有意性はない。

以上の結果から、日本の株式市場で観測される長期の固有ボラティリティ効果の一部は長期リバーサル効果を別の角度から捉えたもののようである。

（注12） ベータは、FF3モデルで推定したMKTに対する回帰係数を用いる。各説明変数は、各断面の全体データで正規化を行う。また、業種ダミーには東証33業種分類を利用する。

（注13） 被説明変数に個別銘柄の株式リターンを用いたクロスセクション回帰は、一般に、小型株ほど誤差分散が大きくなり、不均一分散性を示す。この問題は経験的に、時価総額の平方根で重み付けすることで軽減されることが知られている。

5.4 結果の解釈

本稿の結果から得た、日本の株式市場で観測される長期のボラティリティ効果の解釈は次の通りである。

- (1) トータル・ボラティリティ効果の大部分は固有ボラティリティ効果で説明される。
- (2) 過去数年における高い固有ボラティリティが、続く将来数年の高いボラティリティとはならず、固有ボラティリティは平均回帰的に変動する傾向がある。
- (3) 前項のために、過去数年のリターンデータを用いて計測した高い固有ボラティリティ銘柄群に投資すると、将来ボラティリティが低下する可能性のある銘柄を多く保有するために、将来の低いリターンが実現する。
- (4) 加えて、固有ボラティリティ効果の一部には長期リバーサル効果に起因した効果が含まれている。
- (5) 長期リバーサル効果を調整した固有ボラティリティ効果は統計的に有意な効果ではない。

6. まとめ

本稿では、日本の株式市場における長期のボラティリティを分析対象とし、トータル・ボラティリティ効果の主因が、固有ボラティリティの高い銘柄に投資すると低い将来リターンが得られる現象（固有ボラティリティ効果）にあることを示した。そして、その効果が過去数年間のデータを利用して計測した実績固有ボラティリティが高い銘柄群には将来の固有ボラティリティが下がる銘柄を多く含むために低いリターンとなる現象が一因であることを説明した。固有ボラティリティ効果は、時間変動する実績固有ボラティリティを期待固有ボラティリティの代理変数と仮定しているた

めに観測される現象であり、理論と整合しないパズルではない可能性がある。

また、本稿では、実績固有ボラティリティが過去リターンに依存して変動しており、固有ボラティリティ効果には、長期リバーサル効果に類似した効果が含まれていることを示した。長期リバーサル効果を調整した固有ボラティリティ効果は、統計的には有意でない程度の効果でしかないようである。

以下に今後の課題について、幾つかコメントする。

長期リバーサルと類似の変数で異なる効果を示す変数として、歪度（スキュー）の分析も近年活発に行われている。本稿では、固有ボラティリティ効果について、長期リバーサル効果を調整した分析を行ったが、長期リバーサル効果に歪度などを加えて分析することもあると思われる。

また、本稿では、トータル・ボラティリティ効果の大部分は固有ボラティリティ効果で説明されることを示したが、トータル・ボラティリティ効果は固有ボラティリティ効果だけが原因ではない。図表 1 の Panel B において、システムティック・ボラティリティが低い銘柄のリターンがそれほど落ち込んでいない。このことも、トータル・ボラティリティ効果の一因である。Fama and French [1992] は高B/M銘柄群の高い平均リターンを報告しているが、その中のTable2には市場ベータでランク付けされた分位ポートフォリオの平均B/Mが記載されている。そこでは、低ベータ銘柄ほど、高B/Mとなる結果を得ている。このことから、低ベータのリターンがそれほど落ち込んでいない理由については、割安株効果との関係などを詳しく分析してみても興味深いと考える。

最後に、本稿では、60カ月間という長期に観測されたボラティリティを用いて分析を行い、実

績固有ボラティリティを期待固有ボラティリティの代理変数とすることが適切ではない可能性を示した。どのような予測モデルで推定したボラティリティを期待ボラティリティの代理変数として用いるのが適切であるのかを検証して提示することは、実績ボラティリティで代用していると推測される多くの実務家にとっても有益と考える。

今回の分析は基礎的なものであるが今後の投資判断や計量分析の材料になれば幸いである。

本稿を執筆するに当たり、匿名のレフェリーの方から大変有益な所見、指摘を頂いたことに深く感謝する。なお、本稿の内容は、筆者の所属する組織を代表するものではなく、全て個人的見解である。また、本稿に残された誤りの全ては、筆者の責に帰するものである。

【参考文献】

- 石部真人・角田康夫・坂巻敏史 [2009] 「最小分散ポートフォリオとボラティリティ効果」、『証券アナリストジャーナル』、47 (12)。
- 久保田啓一・竹原均 [2007] 「Fama-Frenchファクターモデルの有効性の再検証」、『現代ファイナンス』22 (9月号)。
- 山田徹・上崎勲 [2009] 「低ボラティリティ株式運用」、『証券アナリストジャーナル』、47 (6)。

山田徹・永渡学 [2010] 「投資家の期待とボラティリティ・パズル」、『証券アナリストジャーナル』、48 (12)。

- Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing and X. Zhang [2009] “High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further U. S. Evidence,” *Journal of Financial Economics*, 91, pp.1-23.
- Bali, T. G. and N. Cakici [2008] “Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43, pp.29-58.
- Cao, X. and Y. Xu [2010] “Long-run Idiosyncratic Volatilities and Cross-sectional Stock Returns,” Working Paper.
- Fama, E. F. and K. R. French [1992] “The cross-section of expected stock returns,” *Journal of Finance*, 47, pp.427-465.
- [1993] “Common risk factors in the returns on stocks and bonds,” *Journal of Financial Economics*, 33, pp.3-56.
- Fu, Fangjian [2009] “Idiosyncratic Risk and the Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, 91, pp.24-37.
- Huang, W., Q. Liu, S. G. Rhee and L. Zhang [2010] “Return Reversals, Idiosyncratic Risk, and Expected Returns,” *Review of Financial Studies*, 23, pp.147-168.
- Merton, R. C. [1987] “A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information,” *Journal of Finance*, 42, pp.483-510.

(この論文は投稿論稿を採用したものです。)