

# 日本の株式市場における Idiosyncratic Volatility アノマリーに関する考察

高 田 裕

## 要 旨

日本の株式市場のデータを用いて、Idiosyncratic Volatility Anomaly に関する実証分析を行った。Ang, Hodrick, Xiang, and Zhang [2006]は、FF-3 Model によって説明できない残差の標準偏差を Idiosyncratic Volatility として、米国の株式市場において、Idiosyncratic Volatility が高い株式は平均的に次月の株価リターンが低いことを示した。これは、伝統的な資産価格理論と矛盾する結果であり、Idiosyncratic Volatility Anomaly と呼ばれる。本稿では、5分位ポートフォリオ分析により、日本の株式市場においても Idiosyncratic Volatility Anomaly が起きていることを示した。加えて、本稿では、Idiosyncratic Volatility Anomaly が起こっている場合の特徴として、Idiosyncratic Volatility の高低と企業業績のサプライズが関係していることを示した。5分位ポートフォリオ分析の結果、Idiosyncratic Volatility が平均的に高いポートフォリオにおいて、企業業績のサプライズが有意に低くなることを確認した。

## 目 次

- |                                       |  |
|---------------------------------------|--|
| I. はじめに                               | IV. Idiosyncratic Volatility と Earning Shock |
| II. 先行研究                              | 1. Earning Shock の代理変数                       |
| III. Idiosyncratic Volatility Anomaly | 2. データ                                       |
| 1. Idiosyncratic Volatility の推定方法     | 3. 5分位ポートフォリオ分析                              |
| 2. データ                                | 4. Idiosyncratic Volatility と SUE の時系列回帰     |
| 3. 5分位ポートフォリオ分析                       | V. 結論・考察                                     |

## I. はじめに

本稿では、日本の株式市場のデータを用いて、Idiosyncratic Volatility Anomaly に関する実証分析を行う。資本資産価格モデル (Capital Asset Pricing Model, 以下 CAPM) は、合理的な投資家を仮定した下で、すべての投資家はマーケットポートフォリオと安全資産の組み合わせを保有しているという均衡理論である。具体的には、CAPM は、各証券の期待収益率と市場ベータが線形関係にあることを意味している。ただし、実際の株価データを用いて分析すると、必ずしも CAPM が想定する線形関係だけではないと指摘する実証研究も多く、代表的なモデルは Fama and French [1993] が 2 つのリスクファクターを追加した 3 ファクター・モデルである (以下 FF-3 Model)。具体的には、(i) 小型株 (時価総額の小さい株式) の大型株に対する超過リターンを表すサイズファクター (以下 SMB), (ii) いわゆるバリュー効果を表すバリューファクター (以下 HML), (iii) マーケット・ファクターの 3 つが FF-3 Model のリスクファクターである。CAPM と FF-3 Model のどちらのモデルにおいても、期待株価リターンと各ベータ以外の変数との関係は存在しないとされている。

しかしながら、CAPM や FF-3 Model によって説明できない残差の標準偏差である Idiosyncratic Volatility と株価リターンに関係があることを実証的に示した先行研究が多い。このことは上記の資産価格理論と矛盾する結果であり、Idiosyncratic Volatility Anomaly と呼ばれる。本稿では、Ang, Hodrick, Xiang, and Zhang [2006] (以下 AHXZ) と同様の方

法により、日本の株式市場において Idiosyncratic Volatility Anomaly を実証的に示した。その上で、Idiosyncratic Volatility Anomaly の特徴として、Idiosyncratic Volatility が高低と、企業業績のサプライズに関係があることを確認した。米国の株式市場で確認されている特徴と同様の結果を得た。

本稿の構成は以下の通りである。第 II 節で先行研究をまとめ、第 III 節で Idiosyncratic Volatility の推定方法と Idiosyncratic Volatility Anomaly が存在することを実証的に示す。第 IV 節では、企業業績に関する Earning Shock の代理変数を定義し、Idiosyncratic Volatility との関係性を確認した。V 節で結論と考察を述べる。

## II. 先行研究

AHXZ [2006] は、Idiosyncratic Volatility と事後的な株価リターンにネガティブな関係があることを実証的に示した。具体的には、過去 1 か月間の日次リターンを用いて推定した FF-3 Model の回帰残差の標準偏差を Idiosyncratic Volatility とした。その Idiosyncratic Volatility により順位づけられた 5 分位ポートフォリオを構築し、最も Idiosyncratic Volatility が低いポートフォリオの月次リターンは、最も高いポートフォリオと比べて、平均的に 1.06% (月次) アウトパフォームすることを有意に示した。分析対象は 1963 年 7 月から 2000 年 12 月までの米国の株式市場 (NYSE, NASDAQ, AMEX) であり、ポートフォリオは時価加重 (value-weighted) によって構築された。

その後、AHXZ [2009] では先進国 23 ヶ国で、このアノマリーが存在することを示した。

対象国は、カナダ、フランス、ドイツ、イタリア、イギリス、日本、米国、オーストラリア、オーストリア、ベルギー、デンマーク、フィンランド、ギリシャ、香港、アイルランド、オランダ、ニュージーランド、ノルウェー、ポルトガル、シンガポール、スペイン、スウェーデン、スイスであり、1980年1月から2003年12月までの株式データを用いた（一部の国については、対象期間が短いものもある）。Idiosyncratic Volatility は AHXZ [2006] と同様に、過去1か月間の日次リターンを用いて FF-3 Model から推定されたものの、FF-3 Model を「各国 (local)」、「地域 (regional)」、「世界 (world)」の3つの場合に分け、さらに通貨を「米国ドル建て」と「現地通貨建て」の2つに分けて、分析している。分析方法は、5分位ポートフォリオを用いた AHXZ [2006] とは異なり、Fama-MacBeth 回帰を採用した。その結果、Idiosyncratic Volatility Anomaly は米国だけの現象ではなく、世界中で起きている現象であることを確認した。AHXZ [2009] によると、日本は米国に次いで Idiosyncratic Volatility Anomaly の効果が大きい国であった。

Bali and Cakici [2008] では、AHXZ [2006] と同様に米国のデータを用いているものの、「日次データと月次データ」、「Value-Weighted Portfolio と Equal-Weighted Portfolio」、「米国のどの取引所のデータを用いるか」の3つの観点から実証研究を行った。Value-Weighted Portfolio では、AHXZ [2006] と同様の結果を得たものの、Equal-Weighted Portfolio ではロバストな結果を得ることはできなかった。

日本における先行研究には、岩澤・内山 [2013]、廣瀬・岩永 [2011] 等がある。米国市場を対象とした分析が Idiosyncratic Volatility

の推定に日次リターンを用いる研究が中心である一方で、日本では月次リターンを用いる研究が多い。岩澤・内山 [2013] は、1985年1月から2012年6月までの東証一部上場の全銘柄を対象にし、各月の過去60ヶ月間の月次リターンを用いて、FF-3 Model から Idiosyncratic Volatility を推定した。Idiosyncratic Volatility の大きさに基づき、5分位ポートフォリオを構築した場合の累積パフォーマンスの比較を行った。Idiosyncratic Volatility が最も高いポートフォリオの投資リターンが▲5.2%（年率平均）であったにもかかわらず、最も低いポートフォリオの投資リターンはプラスの4.8%であった。廣瀬・岩永 [2011] も、過去60ヶ月間の月次リターンのデータを用いて、FF-3 Model から Idiosyncratic Volatility を推定した。分位ポートフォリオによるリターンの比較、Fama-MacBeth 回帰による分析を行った結果、Idiosyncratic Volatility Anomaly を確認する結果を得ている。廣瀬・岩永 [2011] の分析対象は、1980年1月から2011年1月の東証一部上場銘柄である。

日本において、日次データを用いて Idiosyncratic Volatility を推定した先行研究として、AHXZ [2009]、廣崎 [2012] 等がある。両研究とも、AHXZ [2006] と同様の方法により、Idiosyncratic Volatility を推定した。廣崎 [2012] は、1980年8月から2010年12月までの東証一部上場銘柄を対象とした分位ポートフォリオ分析において、「米国と比較して効果は弱い者の、日本市場においても短期固有ボラティリティ効果 (Idiosyncratic Volatility 効果) が発生していることが確認できる」と結論付けた。加えて、「80年代は効果が強く、かつ安定して発生している」一方で、「90年代以降につ

いては、大半の時期では効果が継続して発生しているものの、市場環境が急変している異常価格形成時期には効果が一時的に正に反転するという現象がみられる」と主張している。

一方で、Idiosyncratic Volatility Anomaly の背後にある要因や同時に確認できる事象を分析しようとしている研究も多い。代表的な研究として、Jiang, Xu, and Yao [2009] (以下 JXY) や Wong [2011] は、企業業績におけるショック (Earning Shock, サプライズ) と Idiosyncratic Volatility の関係を検証した。Earning Shock によりコントロールすることで、Idiosyncratic Volatility が事後的な株価リターンに対する説明力を失うことを実証的に示した。JXY [2009] の分析対象は、1974年から2002年の米国の株式市場である。分析方法はFama-MacBeth回帰を用いて、Earning Shockの代理変数を加えることで、Idiosyncratic Volatilityの係数が有意でなくなることを示した。Wong [2011] も、ほぼ同様の方法に基づいている。

JXY [2009] は、企業業績は株価リターンの重要な決定因であることから、Idiosyncratic Volatility による将来株価リターンの予測力は、企業業績を含んだ情報によって引き起こされていると主張している。一般に、株式運用の実務では、対象企業の利益予想を行った上で、その予想に基づいて株価を評価するのが最も基本的な方法である。その点を考慮すると、JXY [2009] や Wong [2011] は、実務との整合性も高い分析と考える。それらの研究では、分位ポートフォリオ分析の中で、Idiosyncratic Volatility が高いポートフォリオの特徴として、ネガティブな Earning Shock が起きていることが示唆されている。本稿においても、

Idiosyncratic Volatility Anomaly を確認した後に、Idiosyncratic Volatility の特徴をとらえるために、Earning Shock の関係性を分析した。

### Ⅲ. Idiosyncratic Volatility Anomaly

#### 1. Idiosyncratic Volatility の推定方法

多くの先行研究が FF-3 Model, もしくは CAPM に基づき Idiosyncratic Volatility を推定している。本稿では、AHXZ [2006] と同様に、1ヶ月間の日次データを用いて FF-3 Model の推定を行った。 $R_{i,\tau}$  を  $i$  銘柄の日次リターンとした時、FF-3 Model は、

$$R_{i,\tau} - r_{f,\tau} = \alpha_i + \beta_i^{(M)}(R_{m,\tau} - r_{f,\tau}) + \beta_i^{(SMB)}SMB_{\tau} + \beta_i^{(HML)}HML_{\tau} + \varepsilon_{i,\tau} \quad (1)$$

と表せる。ここで、 $\tau$  は日次の時点、 $i$  は銘柄、 $R_{f,\tau}$  はリスクフリーレート、 $R_{m,\tau}$  は市場ポートフォリオの日次リターン、 $SMB_{\tau}$  はサイズファクターの日次リターン、 $HML_{\tau}$  はバリュエーションファクターの日次リターン、 $\varepsilon_{i,\tau}$  は回帰残差である。(1)式の $\varepsilon_{i,\tau}$ の標準偏差を Idiosyncratic Volatility とする。(1)式に基づき、 $t$ 月の *Idiosyncratic Volatility*  $i_t$  は、 $t-1$ 月末から  $t$ 月月末までの1ヶ月間の日次株価データにより推定する。各月末に、個別銘柄単位で、(1)式の回帰を行う。

#### 2. データ

本稿では、日本の株式市場のデータを用いて、Idiosyncratic Volatility を推定する。各年度において前年度末 (3月末) に上場している東証一部上場銘柄 (外国株を除く) を対象とする。つまり、3月末時点で上場されている銘柄が、その年の4月から次年の3月までのユニ

図表1 基本統計量 (Idiosyncratic Volatility)

期間	企業数	IVOL (%) (年率表記)			Ln (時価総額)		
		平均値	Median	標準偏差	平均値	Median	標準偏差
92Apr-93Mar	713	29.06	27.15	11.98	7.00	6.90	1.14
93Apr-94Mar	842	26.96	25.29	10.08	6.99	6.87	1.17
94Apr-95Mar	908	21.82	20.46	8.53	7.10	6.97	1.23
95Apr-96Mar	929	27.31	25.02	12.81	7.00	6.86	1.28
96Apr-97Mar	979	23.74	21.47	11.64	7.03	6.87	1.27
97Apr-98Mar	985	36.59	31.74	22.30	6.69	6.51	1.45
98Apr-99Mar	1,008	36.66	33.64	18.53	6.43	6.21	1.51
99Apr-00Mar	1,065	41.48	37.86	18.89	6.47	6.24	1.61
00Apr-01Mar	1,035	37.07	33.61	17.61	6.29	6.01	1.67
01Apr-02Mar	1,084	35.49	31.85	18.32	6.20	5.93	1.60
02Apr-03Mar	1,099	31.32	27.86	15.85	6.03	5.77	1.59
03Apr-04Mar	1,116	30.02	25.97	17.30	6.23	5.95	1.50
04Apr-05Mar	1,141	22.80	19.52	13.82	6.43	6.19	1.46
05Apr-06Mar	1,187	23.00	19.86	12.92	6.65	6.40	1.43
06Apr-07Mar	1,244	21.78	19.54	10.99	6.71	6.49	1.49
07Apr-08Mar	1,259	25.31	21.96	14.59	6.56	6.33	1.57
08Apr-09Mar	1,253	35.94	31.42	20.60	6.15	5.97	1.61
09Apr-10Mar	1,243	28.46	24.78	17.32	6.14	5.95	1.58
10Apr-11Mar	1,239	22.18	19.23	12.93	6.15	5.96	1.57
11Apr-12Mar	1,233	24.25	20.79	16.42	6.12	5.91	1.54
12Apr-13Mar	1,233	23.58	20.89	13.11	6.13	5.91	1.53
13Apr-13Dec	1,237	25.38	21.69	16.02	6.45	6.22	1.57
平均	1,092	28.65			6.50		

(注) IVOLは Idiosyncratic Volatility であり、年率表記した値である。Ln (時価総額) の値は、時価総額 (億円) に対して自然対数をとったものである。

バスとなる。分析期間は1992年4月から2013年12月までである。月中の取引日数が17日以上  
の銘柄のみを対象とした。I節で述べたように、  
本稿は企業業績を用いることから、3月決算  
期の企業を対象とした。

分析に用いる株価データ、財務データは、  
QUICK社が提供するAstra Managerから取得  
した。FF-3 Modelにおけるファクターである  
 $R_{m,t}$ ,  $SMB_t$ ,  $HML_t$ とリスクフリーレート  
は、久保田・竹原 [2007] に従って算出され  
た金融データソリューションズより取得した。

Idiosyncratic Volatilityに関する基本統計量  
は、図表1の通りである。対象期間における、

対象企業数、Idiosyncratic Volatilityの各年度  
の平均値、メディアン、標準偏差である。JXY  
[2009]によると「米国の日次 Idiosyncratic  
Volatilityは1974年から2002年まで上昇トレ  
ンドをもっている」ものの、図表1の結果を見  
限り、日本において明確な上昇トレンドは見  
つけられなかった。しかしながら、日本では、90  
年代後半や2008年から2009年にかけて、Idio-  
syncratic Volatilityが上昇していることがわか  
る。この時期は、いわゆる、日本のITバブ  
ル、リーマンショック前のパリバ・ショックの  
時期に概ね該当する。相場の急変時に  
Idiosyncratic Volatilityが上昇している可能性

がある。

東証一部上場企業の数、対象期間において基本的に増加傾向にある。結果として、本稿の対象企業数は、分析期間の後半ほど増えている。

### 3. 5分位ポートフォリオ分析

第Ⅱ節で説明した先行研究によると、1ヶ月間の日次リターンで推定された Idiosyncratic Volatility と、その次月の月次リターンの間に関係があると実証的に示されている。これが、Idiosyncratic Volatility Anomaly であった。

Idiosyncratic Volatility の効果を確認するため、各月末に1ヶ月間の日次データを用いて推定された Idiosyncratic Volatility によりソートして、5分位ポートフォリオを構築する。図表2のように、 $t$ 月末から $t+1$ 月末の間のポートフォリオは、 $t-1$ 月末から $t$ 月末までの日次データに基づく Idiosyncratic Volatility によりソートされた銘柄により構築される。これを各月末で繰り返す。また、ポートフォリオは、時価総額加重ポートフォリオ (Value-Weighted Portfolios) と等ウェイトポートフォリオ (Equal-Weighted Portfolios) の2通りで行う。

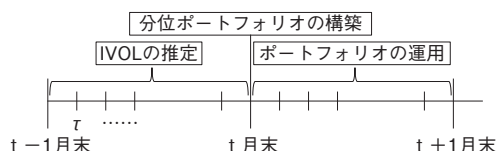
図表3は、5分位ポートフォリオの各リターンと Idiosyncratic Volatility の平均値等の特徴を表す。時価総額加重ポートフォリオにおいて最も Idiosyncratic Volatility が低いポートフォリオ (P1) の月次リターンの平均値は+0.22%であった。一方で、最も Idiosyncratic

Volatility が高いポートフォリオ (P5) の月次リターンの平均値は+0.12%であった。両リターンの差は、▲0.10%であった。両リターンの差の平均が0であるという帰無仮説に対して  $t$ -値は▲1.17であり、帰無仮説を5%有意水準で棄却できなかった。AHXZ [2006] が米国データで示したような Idiosyncratic Volatility Anomaly を日本において有意に確認することはできなかった。

等ウェイトポートフォリオにおいては、Idiosyncratic Volatility が最も高いポートフォリオ (P5) と低いポートフォリオ (P1) の月次リターンの平均値の差がほぼ0%である。Bali and Cakici [2008] の米国の結果同様に、等ウェイトポートフォリオにおいて、日本でも Idiosyncratic Volatility Anomaly は確認できなかった。

ここで、5分位ポートフォリオの各ポートフォリオの特徴を見ると、Idiosyncratic Volatility が低いポートフォリオほど、平均的に時価総額が大きい銘柄で構成されており、時価総額シェアはP1ポートフォリオが33%であるのに対して、P5ポートフォリオは9%に過ぎない。また、市場ポートフォリオの超過リターンに対する感応度である  $\beta^{(m)}$  の平均値を見ると、P1ポートフォリオが0.78であるのに対して、P5ポートフォリオが1.41であり、Idiosyncratic Volatility が高いポートフォリオほど大きくなっている。つまり、Idiosyncratic Volatility が高いポートフォリオは、平均的に時価総額が小さく、 $\beta^{(m)}$  が大きい銘柄から構成されていると言える。JXY [2009] によると、日本同様に米国においても、Idiosyncratic Volatility の低いポートフォリオの構成銘柄の平均的な時価総額が相対的に大きい傾向がみら

図表2 分位ポートフォリオ構築の時間イメージ





図表3 5分位ポートフォリオのリターン

1. Value-Weighted Portfolios

	Return (月次)	IVOL (%) (年率表記)	$\beta$ (MKT)	$\beta$ (SMB)	$\beta$ (HML)	時価総額 シェア (%)	Ln (時価総額)
P1 (low)	0.22	15.0	0.78	0.37	0.31	33%	6.87
P2	0.25	21.1	1.00	0.53	0.35	24%	6.73
P3	0.17	26.0	1.11	0.65	0.35	19%	6.58
P4	0.14	32.1	1.22	0.81	0.36	15%	6.38
P5 (High)	0.12	49.5	1.41	1.27	0.43	9%	5.93
5-1	-0.10 (-1.17)						

2. Equal-Weighted Portfolios

	Return (月次)
P1 (low)	0.09
P2	0.11
P3	0.12
P4	0.11
P5 (High)	0.09
5-1	0.00 (-0.02)

(注) 1) 5分位ポートフォリオは、前月の日次データに基づいて推定された Idiosyncratic Volatility の値により、順位づけを行うことで構築される。各月末にリバランスを行う。P1 が最も Idiosyncratic Volatility が低い銘柄群で構成されたポートフォリオであり、P5 が Idiosyncratic Volatility が最も高いポートフォリオである。

2) 内はt-値。

れる。

次に、ポートフォリオの月次リターンを用いて、ポートフォリオ単位で、月次FF-3 Model による時系列回帰を行った。P1 からP5 までの5分位ポートフォリオを  $p(k)$  と表す。k は1 から5 までの値をとり、最も Idiosyncratic Volatility が低いポートフォリオ P1 が  $p(1)$  であり、最も高いポートフォリオ P5 が  $p(5)$  である。ポートフォリオ k の t 月の月次リターンを  $R_{p(k),t}$  とすると、推定した回帰式は、

$$R_{p(k),t} - r_{f,t} = \alpha_{p(k)} + \beta_{p(k)}^{(M)}(R_{m,t} - r_{f,t}) + \beta_{p(k)}^{(SMB)}SMB_t + \beta_{p(k)}^{(HML)}HML_t + \varepsilon_{p(k),t} \quad (2)$$

となる。ここで、 $R_{f,t}$  は t 月のリスクフリーレート、 $R_{m,t}$  は市場ポートフォリオの月次リターン、 $SMB_t$  はサイズファクターの月次リター

ン、 $HML_t$  はバリューファクターの月次リターン、 $\alpha_{p(k),t}$  は FF アルファ (FF Alpha)、 $\varepsilon_{p(k),t}$  は回帰残差である。図表4 は、(2)式に基づいて推定された FF アルファの推定結果である。時価総額加重ポートフォリオにおいて、すべてのポートフォリオで FF アルファは有意な結果となった。最も Idiosyncratic Volatility が低いポートフォリオ P1 で +0.19 であり、最も高いポートフォリオにおいて +0.13 であった。その差は、▲0.06 であった。これは、Idiosyncratic Volatility Anomaly が日本でも存在することを示唆する結果と考える。廣崎 [2012] と分析期間は異なるものの、同様の結果を得ている。廣崎 [2012] は、「米国市場と比較して効果は弱いものの、日本市場でも固有ボラティリティ効

果が発生している」と主張している。

一方で、等ウェイトポートフォリオ (Equal-Weighted Portfolios) においては、P1 から P4 までのポートフォリオの FF アルファの値が有意な結果となったものの、P5 では有意な結果とならなかった。P1 と P4 との FF アル

ファを比較すると、ほぼ同じ水準であった。したがって等ウェイトポートフォリオでは、Idiosyncratic Volatility の存在を確認することができなかった。

図表 4 5 分位ポートフォリオの FF アルファ

1. Value-Weighted Portfolios

	FF-Alpha	MKT ファクター	SMB ファクター	HML ファクター	決定係数
P1 (Low)	0.19 (4.04)	0.29 (32.53)	-0.03 (-2.28)	-0.00 (-0.20)	0.81
P2	0.23 (6.46)	0.26 (39.89)	-0.02 (-2.12)	-0.00 (-0.34)	0.86
P3	0.14 (4.69)	0.20 (37.70)	-0.01 (-0.80)	0.01 (1.51)	0.85
P4	0.12 (4.94)	0.16 (36.02)	0.02 (2.86)	0.01 (0.86)	0.84
P5 (High)	0.13 (5.37)	0.10 (22.21)	0.37 (4.55)	-0.04 (4.25)	0.68
5 - 1	-0.06				

2. Equal-Weighted Portfolios Return (%)

	FF-Alpha	MKT ファクター	SMB ファクター	HML ファクター	決定係数
P1 (Low)	0.04 (2.35)	0.15 (44.76)	0.08 (13.95)	0.07 (10.99)	0.90
P2	0.05 (3.51)	0.20 (69.22)	0.11 (23.47)	0.08 (15.62)	0.96
P3	0.06 (3.66)	0.21 (71.64)	0.14 (27.16)	0.09 (17.19)	0.96
P4	0.04 (2.26)	0.23 (63.42)	0.17 (26.56)	0.10 (15.64)	0.95
P5 (High)	0.01 (0.36)	0.26 (38.93)	0.23 (20.53)	0.13 (10.62)	0.89
5 - 1	-0.03				

(注) FF-Alpha は(2)式の切片項である。各ファクターの係数値とt-値である。( ) 内がt-値である。ファクターとは、MKT ファクターが市場ポートフォリオの超過リターンを表し、SMB ファクターがサイズファクター、HML ファクターがバリュエーションファクターである。また、5 - 1 の行は、FF-Alpha において、最も Idiosyncratic Volatility が低い P1 と高い P5 の差である。



## IV. Idiosyncratic Volatility と Earning Shock

### 1. Earning Shock の代理変数

Earning Shock, つまり企業業績のサプライズの代理変数として, 標準化期待外利益 (Standardized Unexpected Earnings, 以下 SUE) を使用する。先行研究において様々な SUE のモデルが提唱されている。

まず, 実現した利益 (実績) と期待利益との差を期待外利益 (Unexpected Earnings, 以下 UE) と考える。y 年 3 月期の期待外利益,  $UE_{i,y}$  は

$$UE_{i,y} = profit_{i,y} - E_{y-1}(profit_{i,y}) \quad (3)$$

である。ここで,  $profit_{i,y}$  は i 企業の y 年 3 月期末までの通期利益,  $E_{y-1}(profit_{i,y})$  は y 年の i 企業の y 年の利益に対する y-1 年における市場の条件付期待値である。

JXY [2009] と Wong [2011] は, SUE を考える時に,  $E_{y-1}(profit_{i,y})$  として 1 期前の実績値を用いている。また, 利益情報に対する株価の反応を扱った多くの先行研究において, 1 期前の前期実績との差を期待外利益としている。サーベイ研究である城下 [2006] によると, 日本においても前期実績との差による期待外利益が株価反応と関係があると述べている。したがって, 本稿も JXY [2009] と Wong [2011] の考え方に従って, 期待外利益を

$$UE_{i,y} = profit_{i,y} - profit_{i,y-1} \quad (4)$$

とした。

次に標準化期待外利益 (SUE) を, 過去 4 年間の期待外利益の標準偏差で除して算出する。つまり

$$SUE_{i,y} = \frac{profit_{i,y} - profit_{i,y-1}}{SD_{i,y}} \quad (5)$$

$$\text{ここで, } SD_{i,y} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^4 (UE_{i,y-j} - m)^2}{4}}$$

$$m = \frac{\sum_{j=1}^4 UE_{i,y-j}}{4}$$

である。ただし, 標準偏差ではなく時価総額や売上で除して算出する先行研究も多いが, 本稿では JXY [2009] と同様に標準偏差による方法を採用した。標準偏差を用いることにより, 利益変化の大きい企業ほど, 期待外利益が生じてても比較的小さいサプライズを表すことができる。これは直感にも合う。SUE の絶対値が大きい場合に, Earning Shock が大きいことを意味する。また, 先行研究によっては, 四半期業績, もしくは半期業績を使っていることもあるが, 本稿では通期業績を用いて分析した。大きく 2 つの理由から通期業績を用いることとした。(1) 一般的に四半期業績などの短期業績は期ずれによる影響が大きいと言われる。一方で, 通期業績に関しては, 通常, 企業は期ずれの影響が残らないように事業活動を行うことが多い。その点において, 通期業績を用いるほうが企業実態を把握しやすいと考えた。(2) 実際に株式投資を行う投資家は短期業績を確認する際には, 期ずれの影響が起きている可能性を考慮したうえで, 企業業績の実態を踏まえて意思決定を行っている。期ずれなどで起きる企業実態を反映しない短期的な業績変動が, 投資家にとって Earning Shock を必ずしも意味しないと考えられる。松下・高田 [2017] によると, 株式分析を行うアナリスト (ファンドマネージャー) は, 四半期業績はあくまで通期業績を予想する上での参考として使うことが多い

としている。したがって、このような企業活動、投資家の意思決定を考慮すると、株式市場を分析する際には通期業績を用いるほうが、望ましいと考えた。

## 2. データ

分析に用いるデータは、第Ⅲ節と同様のデータを対象としている。対象期間は1992年4月から2013年12月であり、決算期変更がない3月決算の企業である。利益は、連結業績がある場合は、単体業績よりも連結業績を優先した。また、SUEを算出する際に、標準偏差の計算で4期間のUEが必要である。4期間のUEがすべてそろそろものを分析対象とした。業績に関するデータは、すべてQUICK社が提供するAstra Managerより取得した。

分析で扱う利益は、当期純利益と営業利益である。当期純利益は株主に帰属する利益であることから、株価に影響を与える利益として意味がある。しかしながら、当期純利益は特別損益の影響を受けることから、一過性の要因から大きく変動しやすい傾向がある。営業利益は必ずしも株主だけに帰属する利益ではないものの、企業の業績全体を反映しやすい利益である。そこで、当期純利益と営業利益の両方を使うこととした。

対象期間において計算されたSUEの基本統計量は、図表5の通りである。Idiosyncratic Volatilityがピークアウトする前後で、SUEがマイナスとなっている傾向がある。SUEがマイナスということは、減益決算を発表しているということである。JXY [2009]において、分位ポートフォリオ分析の中で、Idiosyncratic Volatilityが低いポートフォリオの特徴として、ネガティブなEarning Shockが示唆されたが、

日本の株式においても Idiosyncratic Volatility と業績の何らかの関係性を示唆していると考えられる。

多くの3月末決算企業は、期末の通期業績を4月後半から5月に発表する。そこで、 $y$ 年3月業績に基づく $SUE_{i,y}$ を $y$ 年6月に計算する。 $SUE_{i,y}$ は、 $y$ 年6月から $y+1$ 年5月までの1年間、各月のIdiosyncratic Volatilityとの関係があると想定する。したがって、 $y$ 年6月から $y+1$ 年5月までの月次のSUEはすべて同じ値となる。

また、分析対象が同じことから、図表1と図表5の企業数とIdiosyncratic Volatilityの平均値は同じ値となっている。

## 3. 5分位ポートフォリオ分析

まずIdiosyncratic Volatilityで順位づけした5分位ポートフォリオにおける構成銘柄のSUEの値を確認する。Ⅲ節で作成した5分位ポートフォリオにおけるIdiosyncratic VolatilityとSUEの水準を比較した結果が図表6である。最もIdiosyncratic Volatilityが低いポートフォリオP1の構成銘柄のSUE（営業利益）の平均値は+0.12であり、最もIdiosyncratic Volatilityが高いポートフォリオP5は+0.05であった。その差は、▲0.07であった。当期純利益ベースのSUEでは、最もIdiosyncratic Volatilityが低いポートフォリオP1の構成銘柄のSUEの平均値は+0.05であり、高いポートフォリオP5では▲0.05であった。その差は▲0.10であった。差の平均が0であるという帰無仮説に対する $t$ -値は、SUE（営業利益）が▲6.07であり、SUE（当期純利益）が▲4.15であった。どちらのSUEにおいても、帰無仮説を5%有意水準で棄却できた。

図表5 基本統計量計量 (SUE)

期間	企業数	IVOL (%)		SUE (営業利益)		SUE (当期純利益)		
		平均値	平均値	Median	標準偏差	平均値	Median	標準偏差
92Apr-93Mar	713	29.06	0.10	-0.05	1.25	-0.22	-0.42	1.25
93Apr-94Mar	842	26.96	-0.43	-0.52	1.18	-0.55	-0.68	1.12
94Apr-95Mar	908	21.82	-0.45	-0.49	1.12	-0.39	-0.33	1.16
95Apr-96Mar	929	27.31	0.16	0.30	1.20	-0.07	0.04	1.19
96Apr-97Mar	979	23.74	0.17	0.24	1.15	0.09	0.24	1.19
97Apr-98Mar	985	36.59	0.26	0.29	1.13	0.26	0.28	1.31
98Apr-99Mar	1,008	36.66	0.04	-0.06	1.46	-0.21	-0.30	1.29
99Apr-00Mar	1,065	41.48	-0.31	-0.50	1.37	-0.49	-0.61	1.24
00Apr-01Mar	1,035	37.07	0.32	0.40	1.16	0.13	0.28	1.31
01Apr-02Mar	1,084	35.49	0.42	0.55	1.10	0.16	0.32	1.31
02Apr-03Mar	1,099	31.32	-0.28	-0.49	1.16	-0.17	-0.20	1.24
03Apr-04Mar	1,116	30.02	0.25	0.27	1.07	0.12	0.12	1.09
04Apr-05Mar	1,141	22.80	0.42	0.43	1.04	0.46	0.43	1.03
05Apr-06Mar	1,187	23.00	0.46	0.45	1.05	0.45	0.38	1.06
06Apr-07Mar	1,244	21.78	0.55	0.38	1.60	0.43	0.28	1.30
07Apr-08Mar	1,259	25.31	0.61	0.41	1.71	0.50	0.27	1.43
08Apr-09Mar	1,253	35.94	0.30	0.17	1.53	0.14	0.00	1.37
09Apr-10Mar	1,243	28.46	-0.65	-1.02	1.32	-0.76	-1.07	1.26
10Apr-11Mar	1,239	22.18	-0.10	0.01	1.27	0.08	0.27	1.24
11Apr-12Mar	1,233	24.25	0.36	0.46	1.02	0.22	0.27	0.94
12Apr-13Mar	1,233	23.58	0.15	0.11	1.00	0.11	0.08	0.88
13Apr-13Dec	1,237	25.38	0.16	0.05	1.16	0.30	0.21	1.04
平均	1,092	28.65	0.11			0.03		

(注) IVOL は Idiosyncratic Volatility であり、年率表記した値である。SUE の算出においては、営業利益と当期純利益の2つの利益を用いた。

5分位ポートフォリオ分析の結果、Idiosyncratic Volatility が平均的に高いポートフォリオにおいて、企業業績のサプライズが低くなることが特徴として確認できた。米国のデータで分析した JXY [2009] では、10分位ポートフォリオにおいて、最も Idiosyncratic Volatility が高いポートフォリオの SUE はマイナスであり、ネガティブ・サプライズが起きていることが示唆されていた。図表6において、P5ポートフォリオの SUE を見ると、営業利益ではプラスであるが、当期純利益ではマイナスとなっている。営業利益に関する SUE も、P5以外のポートフォリオの SUE と比べると、

低い値であることから、個別銘柄ベースでみるといくつかの銘柄では減益となっている可能性はある。JXY [2009] と同様の結果が、日本でも確認できたと考える。

#### 4. Idiosyncratic Volatility と SUE の時系列回帰

図表6において、5分位ポートフォリオにおいて、Idiosyncratic Volatility と SUE の関係が確認できた。そこで、Idiosyncratic Volatility に基づく5分位ポートフォリオごとに、下記の推定式により、時系列の回帰分析を行った。推定式は、

図表6 Idiosyncratic Volatility と SUE

	Return (月次)	IVOL (%) (年率表記)	SUE (営業利益)	SUE (純利益)	ROE
1. Value-Weighted Portfolios					
P 1 (low)	0.22	15.0	0.12	0.05	4.0%
P 2	0.25	21.1	0.14	0.05	3.3%
P 3	0.17	26.0	0.13	0.04	2.9%
P 4	0.14	32.1	0.13	0.03	1.8%
P 5 (High)	0.12	49.5	0.05	-0.05	-1.6%
5 - 1	-0.10 (-1.17)		-0.07 (-6.07)	-0.10 (-4.15)	-5.6% (-5.95)
2. Equal-Weighted Portfolios					
P 1 (low)	0.09				
P 2	0.11				
P 3	0.12				
P 4	0.11				
P 5 (High)	0.09				
5 - 1	0.00 (-0.02)				

(注) ( ) 内は t-値。SUE と ROE は、各月の構成銘柄の値の平均値をとったものである（加重平均ではない）。時価総額で加重していないことから、Value-weighted Portfolios と Equal-Weighted Portfolios と値が同じである。

$$Idiosyncratic\ Volatility_{y,p(k)} = a_0 + a_1 SUE_{y,p(k)} + e_{t,p(k)} \quad (6)$$

ここで、 $SUE_{y,p(k)}$  は、ポートフォリオ k における y 年 3 月業績に基づく SUE の全構成銘柄の平均値である。 $Idiosyncratic\ Volatility_{y,p(k)}$  は、ポートフォリオ k における全構成銘柄の y 年 6 月から y+1 年 5 月までの Idiosyncratic Volatility の平均値である。

推定結果が、図表 7 である。SUE（営業利益）、SUE（当期純利益）のどちらを説明変数にした場合においても、係数に関する t-値は低く、有意な結果ではなかった。また、SUE（営業利益）、SUE（当期純利益）ともに決定係数の値は小さい。SUE と Idiosyncratic Volatility の値そのものに線形関係があると言えない。

図表 6 をみると、Idiosyncratic Volatility が最も高まるが、P 1 ~ P 4 では大きな差は生じていない。線形関係ではなく、いくつかの銘柄でネガティブ・サプライズが大きく起きた場合などで、ポートフォリオ全体の SUE が低下した際に、SUE と Idiosyncratic Volatility との関係が高まる可能性があるかと推測される。

## V. 結論・考察

本稿では、1992年 4 月から 2013 年 12 月の日本の株式市場において、Idiosyncratic Volatility Anomaly が存在することを 5 分位ポートフォリオにより実証的に示した。5 分位ポートフォリオの各リターンを月次の FF-3 Model に回

図表7 Idiosyncratic Volatility に対する回帰分析

説明変数：SUE (OP)					
	定数項	t - 値	係数	t - 値	決定係数
P 1 (low)	0.15	(18.10)	-0.01	(-0.55)	0.02
P 2	0.21	(18.13)	-0.01	(-0.32)	0.01
P 3	0.26	(18.91)	-0.01	(-0.43)	0.01
P 4	0.32	(19.61)	-0.14	(-0.39)	0.01
P 5 (high)	0.50	(20.95)	-0.01	(-0.11)	0.00

説明変数：SUE (当期純利益)					
	定数項	t - 値	係数	t - 値	決定係数
P 1 (low)	0.15	(19.69)	-0.03	(-1.27)	0.08
P 2	0.21	(19.66)	-0.03	(-1.17)	0.07
P 3	0.26	(20.37)	-0.04	(-1.27)	0.08
P 4	0.32	(20.90)	-0.04	(-1.18)	0.07
P 5 (high)	0.49	(20.93)	-0.03	(-0.60)	0.02

(注) ( ) 内は t - 値。

帰することにより得た有意な FF アルファは、最も Idiosyncratic Volatility の低いポートフォリオと高いポートフォリオで▲0.06%の違いがあった。一方で、この5分位ポートフォリオ分析の結果は、米国と比べると、日本では Idiosyncratic Volatility 効果が弱いことを示唆していた。「なぜ日本の Idiosyncratic Volatility Anomaly の効果は米国と比べて弱いのか」に関しては今後の課題として、日米の株式市場の違いをより精緻に分析する必要があると考える。

第IV節、企業業績のサプライズの代理変数として、SUE を定義した。Idiosyncratic Volatility Anomaly と業績サプライズを扱った米国の先行研究 (JXY [2009] と Wong [2011] など) と同様に、前期利益と当期利益の実績値の差から、企業業績のサプライズを算出し、標準偏差を用いて標準化することにより SUE を作業定義した。このように作業定義した SUE に関し

て、Idiosyncratic Volatility との関係を分析した。Idiosyncratic Volatility により順位づけした5分位ポートフォリオにおいて、ポートフォリオ間で SUE の水準に違いがあることを有意に示した。最も Idiosyncratic Volatility が高いポートフォリオの SUE (当期純利益) の平均値は▲0.05であり、最も Idiosyncratic Volatility が低いポートフォリオの SUE (当期純利益) の平均値は0.05であった。その両社の差は▲0.10であった。差の平均が0であるという帰無仮説に対する t - 値は▲4.15であり、5%有意水準で帰無仮説を棄却した。Idiosyncratic Volatility が平均的に高いポートフォリオにおいて SUE が有意に低くなることが確認された。これは、米国のデータを用いた JXY [2009] の結果と同様である。日本の株式市場でも同様の特徴が確認できたことには、意義があると考ええる。

一方で、本稿では、背後にどういったメカニ

ズムがあって、Idiosyncratic Volatility と SUE が関係を持っているかまでは示せていない。米国の先行研究と同様であるが、Idiosyncratic Volatility の特徴として、SUE の高低を分析したにすぎない。その点は、本稿の課題である。可能性として、PEAD (Post Earnings Announcement Drift, 決算発表後の株価ドリフト) と呼ばれる現象と関連がある可能性がある。PEAD は、松村 [2010] によると、「決算発表日にポジティブ・サプライズを経験した銘柄からは、その後も継続的にプラスの異常リターンが発生し、ネガティブ・サプライズを経験した銘柄からは、その後も継続的にマイナスの異常リターンが発生するという現象」とされる。いくつかの先行研究では、日本においても、良い決算内容の企業の株価上昇が継続し、悪い決算内容の企業の株価は下落傾向が持続する現象が確認されている。株式アナリストは過去の利益成長率を参考することが多いため、順調に成長が続いていた企業に悪い情報が入った場合は、情報を整理するまでに時間がかかり、株価に瞬時に正確に織り込めないことは想像しやすい。ネガティブ・サプライズのあった企業は、一定期間にわたり、株価リターンの悪化が起こり、同時に Idiosyncratic Volatility の上昇が同時に起こっている可能性があるのではないだろうか。ポジティブ・サプライズについてもベクトルが逆であるが、同様である。詳細な分析は本稿の課題として、次稿以降の論文で行いたい。

## 参 考 文 献

岩澤誠一郎・内山朋規 [2013] 「ボラティリティ・ア

ノマリーの行動経済学探究」『ファイナンシャル・レビュー』第3号。

久保田敬一・竹原均 [2007] 「Fama-French ファクター・モデル有効性の再検証」『現代ファイナンス』第22号, 3-23項。

廣崎俊之 [2012] 「日本株式市場における短期固有ボラティリティ効果」『証券アナリストジャーナル』第50巻, 第11号, 89-100項。

廣瀬勇秀・岩永安浩 [2011] 「ボラティルな実績固有ボラティリティ」『証券アナリストジャーナル』第49巻, 第8号, 80-90項。

松下敏之・高田裕 [2017] 『外資系アナリストが本当に使っているファンダメンタル分析の手法と実例』プチレトル。

松村尚彦 [2010] 「決算発表後の株価ドリフト：Foster モデルを用いた市場の期待形成に関する分析」『行動経済学』第3巻, 第2号。

Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang. [2006], "The Cross-Section of Volatility and Expected Returns." *Journal of Finance*, vol. 61, pp.259-99.

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*, vol.91, pp.1-23.

Bali, T. G., and N. Cakici, [2008], "Idiosyncratic Volatility and the Cross-Section of Expected Return." *Journal of Financial Quantitative Analysis*, vol.43, pp.29-58.

Fama, E.F., and K. French, [1993], "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds." *Journal of Financial Economics*, vol.33, pp.383-403.

Jiang, G. J., D. Xu, and T. Yao, [2009], "The Information Content of Idiosyncratic Volatility." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.44, pp.1-28.

Wong, P., [2011] "Earnings Shocks and the Idiosyn-



cratic Volatility Anomaly in the Cross-section  
of Stock Return.” *Working Paper*, University of  
South Carolina.

(三井住友トラスト基礎研究所・  
副主任研究員)