

## 要約

日本の株式市場において「ボラティリティ・アノマリー」 - 事前に観察されたボラティリティが小さい銘柄ほど、事後のリターンが高い が見られることは広く知られている。我々はこの現象に、海外投資家及び信用取引を行う個人投資家が関与していることを実証する。第一に、「ボラティリティ・アノマリー」は海外投資家及び信用取引を行う個人投資家から日本株への資金流入が大きい局面では消滅/減衰し、資金流出が大きい局面で強まる傾向がある。第二に、海外投資家及び信用取引を通じた個人投資家が、日本株市場に資金を投下する際には、ボラティリティのより大きい株により多くの資金を投じる傾向がある一方、資金を引き揚げる際には、ボラティリティの高い株からより多くの資金を引き揚げる傾向が見られる。

JEL Classifications: G11, G12, G14

Key Words: ボラティリティ、アノマリー、行動バイアス、機関投資家、個人投資家

### 1. イントロダクション

世界の様々な株式市場で、事前に観察されたボラティリティが低い銘柄ほど、事後のリターンが高いという現象 - 「ボラティリティ・アノマリー」 - が観察される。

Ang, Hodrick, Xing, and Zhang(2006, 2009)がボラティリティとリターンの間の顕著な負の相関の存在を指摘したことが、多数の後続研究を生み出す契機となってきたが、最近では「ボラティリティ・アノマリー」の存在を前提に、行動経済学の観点から、この源泉とメカニズムを明らかにしようとの探求が行われている。

本稿は先行研究を踏まえつつ、日本の株式市場における「ボラティリティ・アノマリー」の源泉とメカニズムについて、これまでに必ずしも明確に実証されてこなかった分析の視角を加えることを目的としている。それは「どの投資主体がボラティリティの大きい株式を好んで資金を投じているのか」、「彼らのいかなる投資行動が『アノマリー』を生み出しているのか」という問題である。

「ボラティリティ・アノマリー」を現実の投資家行動のデータで実証した研究は多くない。Kumar (2009) は数少ない例外で、実験において「ギャンブル選好」を示す投資家が、現実の株式市場でも固有リスクや歪度の高い銘柄を好んで保有する傾向があることを示して

いる。内山・岩澤（2011）は、日本の株式市場で歪度の高い銘柄はリターンが低い傾向があるが、個人投資家の信用買い越し金額が増加する局面ではその傾向が見られないことを指摘している。

## 2. 日本株における「ボラティリティ効果」

多くの先行研究が指摘している通り、日本の株式市場において、事前に観察されたボラティリティが低い銘柄ほど、事後のリターンが高いという現象が見られる。

東証一部全銘柄を対象に、過去 60 ヶ月間のリターンからトータルボラティリティ（以下 TVOL）、市場関連ボラティリティ（以下 SVOL）、銘柄固有ボラティリティ（以下 IVOL）の三種類のボラティリティを求め、これに基づき五分位ポートフォリオを作成、毎月リバランスすることを想定する。1985 年 1 月～2010 年 12 月まで運用を行い、各ポートフォリオの平均超過リターン（株式配当込みリターンと短期金利の差）を算出した。

TVOL、IVOL でソートしたポートフォリオでは、第 1 分位（低ボラティリティ）と第 5 分位（高ボラティリティ）との差の平均値は統計的有意性は必ずしも大きくないものの正の値であり、その超過リターンの時系列を Fama-French の 3 ファクターで回帰したその切片（FF3）は 1% レベルで有意に正である。SVOL については第 1 分位と第 5 分位との差の平均値は統計的に有意な正の値をとっているわけではないが、この値が有意な負の値をとることが CAPM と整合的であるのだから、この結果も「アノマラス」である（表 1）。

表 1 ボラティリティでソートした五分位ポートフォリオの平均超過リターン（月率%）

	(低)		五分位			(高)		1-5			
	1	2	3	4	5	平均	(t値)	FF3	(t値)		
TVOL	0.51	0.51	0.54	0.36	0.08	0.43	(1.26)	0.67	(2.80)		
SVOL	0.37	0.48	0.47	0.41	0.23	0.14	(0.40)	0.23	(0.90)		
IVOL	0.52	0.53	0.51	0.40	0.04	0.47	(1.53)	0.73	(3.57)		

東証一部全銘柄を対象に、60 ヶ月間のリターンからトータル・ボラティリティ(TVOL)、市場関連ボラティリティ(SVOL)、銘柄固有ボラティリティ(IVOL)を求め、これに基づき五分位ポートフォリオを作成、毎月リバランスで1985年1月～2010年12月まで運用したと想定、各ポートフォリオの平均超過リターン(株式配当込みリターンと短期金利の差)を算出。SVOL、IVOLの算出に当たっては、CAPMを想定し、ベータ値は60ヵ月間のリターンから求めた。

ところで、こうした「ボラティリティ・アノマリー」は株式市場全体が下落基調にある際に特に強く表れるという特徴がある。この点は先行研究で必ずしも明確に指摘されてきたわけではない一方、我々の仮説の基礎となる事実であるため、ここで確認したい。1985 年 1 月～2010 年 12 月の 312 サンプルを、各月の TOPIX リターンの大きさに三分割し、各サブサンプル内で上と同じ作業を行った結果を示す（表 2）。TOPIX リターン最下位のサンプルでは TVOL、SVOL、IVOL の全てにおいて第 1 分位と第 5 分位との差の平均値が有意な正の値となっている。逆に、TOPIX リターンが最上位のサンプルでは TVOL、SVOL、IVOL の全てにおいて第 1 分位と第 5 分位との差の平均値が有意な負の値をとっ

しており、「アノマリー」が消滅している。

表2 TOPIXリターンでサンプルを三分割した各サンプルにおけるボラティリティでソートした五分位ポートフォリオの平均超過リターン（月率％）

	(低)		五分位			(高)		1-5	
	1	2	3	4	5	平均	(t値)	FF3	(t値)
パネル1: TOPIXリターン最下位1/3(104ヵ月)									
TVOL	-3.40	-4.86	-5.62	-6.50	-7.78	4.37	(8.73)	3.25	(3.27)
SVOL	-3.75	-4.71	-5.60	-6.54	-8.18	4.43	(10.32)	3.92	(3.69)
IVOL	-3.84	-4.97	-5.68	-6.25	-7.42	3.58	(6.84)	2.45	(3.07)
パネル2: TOPIXリターン中位1/3(104ヵ月)									
TVOL	0.56	0.62	0.85	0.68	0.56	-0.00	(-0.01)	0.26	(0.87)
SVOL	0.53	0.58	0.74	0.81	0.68	-0.14	(-0.37)	-0.25	(-0.67)
IVOL	0.60	0.70	0.75	0.73	0.49	0.11	(0.29)	0.47	(1.80)
パネル3: TOPIXリターン最上位1/3(104ヵ月)									
TVOL	4.38	5.76	6.40	6.91	7.45	-3.07	(-3.58)	1.51	(1.71)
SVOL	4.32	5.56	6.26	6.98	8.19	-3.87	(-5.65)	1.23	(1.22)
IVOL	4.79	5.87	6.45	6.71	7.06	-2.28	(-2.82)	1.38	(1.70)

1985年1月～2010年12月の312サンプルを、TOPIX月次リターンの大きさを三分割、各サブサンプル内で表1と同じ作業を行った。

### 3. 仮説と検証

我々の関心は、日本株市場において、「どの投資主体がボラティリティの大きい株式を好んで資金を投じているのか」、「彼らのいかなる投資行動が『アノマリー』を生み出しているのか」という問題にある。

この問題の動機づけとなっているのは、以下の諸研究である。第一に、Barberis and Huang(2008)は、累積プロスペクト理論 (Tversky and Kahneman 1992) に基づく選好 - 宝くじのようなギャンブルを好む「ギャンブル選好」 - を持つ投資家が存在する場合の証券価格の均衡を理論的に示し、その場合ボラティリティ（正確には正の歪度）が大きい証券が割高になることを示した。第二に Baker, Bradley, and Wurgler(2011)は、Barberis and Huang(2008)の議論を踏まえつつ、現実の市場では、機関投資家が「ベンチマーク」に勝つために「低ベータ・高アルファ」の銘柄よりも「高ベータ・低アルファ」の銘柄を好む傾向があり、この傾向が割高化した高ボラティリティ株に対する裁定取引を阻害していると論じている。

こうした研究を参照すると、日本株市場においても、海外投資家を中心とする機関投資家や、「ギャンブル選好」を有する個人投資家がボラティリティの高い株を選好し投資を行っている可能性が考えられる。また前項で確認した株式市場全体の動向次第で「ボラティリティ・アノマリー」の性質が全く異なっていることを踏まえれば、これらの投資家が、株式市場の動向次第で、ボラティリティの高い株に対し対照的な行動をとっている可能性

が想定されるだろう。つまりこれらの投資家が日本株に対し資金を投入している時には、ボラティリティの高い株により多くの資金を投じる一方、日本株から資金を引き揚げる際には、ボラティリティの高い株からより多くの資金を引き揚げている可能性が考えられる。

この仮説を検証する。まず表1でみた TVOL、SVOL、IVOL の「ファクター効果」の月次時系列データと、「投資主体別売買統計」に見られる各投資主体の日本株への資金流出入の月次データとの相関を調べた。各投資主体の中でこの相関係数が有意に負の値となったのは「海外投資家」と「個人投資家（信用）」の二部門であった（表3）。個人投資家については、信用取引を通じた資金流出入が負の相関を示した一方、現金取引を通じたそれは有意に正の相関を示した（表には記載していない）。

表3 ボラティリティでソートした五分位ポートフォリオの超過リターンと各投資主体の日本株売買動向との相関係数

	TVOL	SVOL	IVOL
個人投資家(信用)	-0.19	-0.08	-0.23
‡値	(3.45)	(1.38)	(4.19)
海外投資家	-0.40	-0.40	-0.37
‡値	(7.60)	(7.76)	(7.05)

東京証券取引所が公表する「投資部門別売買状況」の統計より、各部門の日本株主要三市場（東京、大阪、名古屋）における資金流出入金額（対東証一部時価総額比）と、表1で作成した五分位ポートフォリオの超過リターン（第1分位 - 第5分位）との相関係数。サンプル期間は1985年1月～2010年12月。超過リターンとの資金流出入とが有意に負の相関を示す投資主体のみ掲載。

この結果は、海外投資家と、信用取引によって日本株売買を行う個人投資家が日本株に資金を投じる際にはボラティリティの大きい株を買い、逆に資金を引き揚げる際にはボラティリティの大きい株を売る傾向があるとの仮説と整合的である。だがこれら投資主体が本当にそうした行動をとっているのかどうかを確認するには、個別株式のデータによる検証が必要である。

そこで我々は海外投資家に関しては、個別株レベルにおける海外投資家の持ち株比率とボラティリティの関係を検証した。一方個人投資家については、持ち株の統計が、現金取引の主体と信用取引の主体とで区分されていない。そこで個別株レベルにおける信用買い残とボラティリティの関係を検証した。制度信用、一般信用を通じた取引の大半は、個人投資家によるものとされており、信用買い残のデータは信用取引による売買を行う個人投資家の動向を反映すると見ることができよう。また有価証券報告書に記載される信頼性の高い持ち株比率データが各年度に1回のみであるという事情を踏まえ、以下の分析では3月決算期採用企業にユニバースを絞り、ボラティリティでソートしたポートフォリ

オのりバランスを年1回のみとする。

まず我々は1985年度～2009年度の25のサンプルを、海外投資家及び信用取引を通じ売買を行う個人投資家が日本株市場に資金を投入した度合いにより三分割し、それぞれの投資主体につき、「特に多く資金を投下した年度」「特に多く資金を引き揚げた年度」のそれぞれのサブサンプルで、海外投資家についてはボラティリティと持ち株比率の変化を、個人投資家についてはボラティリティと信用買い残の変化を調べた。

まず海外投資家についてみると、持ち株比率の増加幅が大きかった年度では、持ち株比率の変化を被説明変数として、説明変数であるTVOL、SVOL、IVOLの係数がそれぞれ有意に正の値をとっている(表4)。これはこうした時期には、各種ボラティリティの大きい株ほど、海外投資家の持ち株比率の増加幅が大きくなる傾向があることを示している。逆に持ち株比率の増加幅が小さかった年度では、TVOL、SVOL、IVOLの係数がそれぞれ有意に負の値をとっている。この時期には、各種ボラティリティの大きい株ほど、海外投資家の持ち株比率の増加幅が小さくなる傾向があることを示している。

表4 海外投資家持ち株比率変化の回帰

パネル1: 海外投資家の持ち株比率増加幅が大きかった年度 (91年度、93年度、95年度、99年度、03～06年度)						パネル2: 海外投資家の持ち株比率増加幅が小さかった年度 (87～88年度、97～98年度、01～02年度、07～08年度)					
	TVOL	SVOL	IVOL	対数時価総額	予想ROE変化		TVOL	SVOL	IVOL	対数時価総額	予想ROE変化
TVOL						TVOL					
(1)	0.09 (2.94)			0.25 (5.75)		(1)	-0.07 (-2.32)			-0.01 (-0.15)	
(2)	0.09 (2.84)			0.25 (5.80)	0.00 (2.86)	(2)	-0.08 (-2.64)			-0.01 (-0.14)	0.01 (0.66)
SVOL						SVOL					
(1)		0.08 (2.51)		0.25 (5.33)		(1)		-0.11 (-2.27)		-0.02 (-0.43)	
(2)		0.08 (2.59)		0.25 (5.38)	0.00 (1.22)	(2)		-0.11 (-2.52)		-0.02 (-0.43)	0.01 (0.43)
IVOL						IVOL					
(1)			0.09 (2.90)	0.24 (6.03)		(1)			-0.05 (-2.05)	0.01 (0.14)	
(2)			0.08 (2.72)	0.24 (6.08)	0.01 (2.98)	(2)			-0.05 (-2.26)	0.01 (0.17)	0.01 (0.65)

1985～2010年度の各サンプルにおけるパネル回帰。パネル1はこのうち海外投資家の持ち株比率の増加幅が大きかった8つのサブサンプルのパネル回帰の結果。対象は東証一部3月決算期採用企業。被説明変数は各年度中の海外投資家持ち株比率の変化幅。説明変数は、TVOL、SVOL、IVOLは各年度末まで60ヵ月のリターンで計算したボラティリティ(各ボラティリティの算出方法は表1の注を参照)。対数時価総額は各年度末の時価総額の自然対数。予想ROE変化は、各年度末における翌年度予想ROE - 各年度開始時点における当年度予想ROE。予想ROE = 予想純利益 / 実績自己資本で、予想純利益はIFIS予想を東洋経済予想で補充。被説明変数と説明変数は、それぞれ平均ゼロ、標準偏差1に正規化した。年次ダミーを回帰変数に含めた(記載省略)。括弧内は、Peterson(2009)やThompson(2010)に基づき、時間と銘柄の双方を対象にした二重クラスター法により時系列相関とクロスセクション相関を考慮したt値を表す。

次に個人投資家についてみると、ネット信用買い残(対時価総額比率)の増加幅が大きかった年度では、信用買い残の増加幅を被説明変数として、説明変数であるTVOL、SVOL、IVOLの係数がそれぞれ有意に正の値をとっている(表5)。これはこうした時期には、各種ボラティリティの大きい株ほど、個人投資家の信用取引を通じた日本株への資金流入が強まる傾向があることを示している。逆に信用買い残の増加幅が小さかった年度では、TVOL、SVOL、IVOLの係数がそれぞれ有意に負の値をとっている。この時期には、各種ボラティリティの大きい株ほど、個人投資家の信用取引を通じた日本株への資金流出が強まる傾向があることを示している。

表5 ネット信用買い残比率変化の回帰

パネル1: ネット信用買い残比率増加幅が大きかった年度 (87年度、89年度、93年度、95年度、09年度、03年度、05年度、09年度)						パネル2: ネット信用買い残比率増加幅が小さかった年度 (85年度、90～92年度、96年度、00年度、07～08年度)					
	TVOL	SVOL	IVOL	対数時価総額	予想ROE変化		TVOL	SVOL	IVOL	対数時価総額	予想ROE変化
TVOL						TVOL					
(1)	0.13 (2.27)			-0.05 (-0.93)		(1)	-0.15 (-3.78)			0.05 (1.30)	
(2)	0.13 (2.29)			-0.05 (-0.92)	0.01 (0.60)	(2)	-0.15 (-3.57)			0.05 (1.29)	0.01 (0.94)
SVOL						SVOL					
(1)		0.13 (2.62)		-0.06 (-0.94)		(1)		-0.15 (-3.71)		0.05 (1.37)	
(2)		0.14 (2.89)		-0.06 (-0.94)	0.01 (0.50)	(2)		-0.15 (-3.49)		0.06 (1.38)	0.01 (1.02)
IVOL						IVOL					
(1)			0.11 (2.02)	-0.06 (-1.04)		(1)			-0.12 (-2.99)	0.07 (1.64)	
(2)			0.12 (1.97)	-0.06 (-1.04)	0.01 (0.73)	(2)			-0.12 (-2.95)	0.07 (1.62)	0.01 (0.84)

1985～2010年度の各サンプルにおけるパネル回帰。パネル1はこのうちネット信用買い残比率 = (信用買い残 - 信用売り残) / 東証一部時価総額、の増加幅が大きかった8つのサブサンプル、パネル2は増加幅が小さかった8つのサブサンプルのパネル回帰の結果。対象は東証一部3月決算期採用企業。被説明変数は各年度中のネット信用買い残比率の変化幅、説明変数は、TVOL、SVOL、IVOLは各年度末まで60ヶ月のリターンで計算したボラティリティ(各ボラティリティの算出方法は表1の注を参照)、対数時価総額は各年度末の時価総額の自然対数、予想ROE変化は、各年度末における翌年度予想ROE - 各年度開始時点における当年度予想ROE、予想ROE = 予想純利益 / 実績自己資本で、予想純利益はFIS予想を東洋経済予想で補完。被説明変数と説明変数は、それぞれ平均ゼロ、標準偏差1に正規化した。年次ダミーを回帰変数に含めた(記載省略)。括弧内は、Petersen(2009)やThompson(2010)に基づき、時間と銘柄の双方を対象にした二重クラスター法により時系列相関とクロスセクション相関を考慮したt値を表す。

## 引用文献

- Ang, Andrew, Robert J. Hodrick, Yuhang Xing, and Xiaoyan Zhang, 2006, The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance*, 61, 259-299.
- Baker, Malcolm, Brendan Bradley, and Jeffrey Wurgler, 2011, Benchmarks as limits to arbitrage: understanding the low-volatility anomaly. *Financial Analysts Journal*, 67, 1-15.
- Barberis, Nicholas, and Ming Huang, 2008, Stocks as lotteries, the implications of probability weighting for security prices. *American Economic Review* 98, 2066-2100.
- Kumar, Alok, 2009, Who gambles in the stock market? *Journal of Finance*, 64, 1989-1933.
- Petersen, Mitchell A., Estimating standard errors in finance panel data sets: comparing approaches. *Review of Financial Studies*, 22, 435-480.
- Thompson, Samuel Brodsky, Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of Financial Economics*, 99, 1-10.
- Tversky and Kahneman, 1992, Advances in prospect theory: cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, 297-323.
- 内山朋規, 岩澤誠一郎, 2011, 投資家の「ギャンブル志向」は日本の株価に影響を与えているか: 歪度と期待リターン, Working Paper.