



信用取引にみる投資家心理と株価変動

廣瀬, 勇秀

(Degree)

博士 (商学)

(Date of Degree)

2007-03-25

(Date of Publication)

2012-11-19

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲3862

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1003862>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



信用取引にみる投資家心理と株価変動

氏 名 廣瀬 勇秀

論文概要

本論文では、投資家心理が株価に与える影響を分析する。特に投資家心理のバイアスによって生じる株式リターンの予測可能性を主要なテーマとして議論する。投資家心理を捉える指標として複数指標を本論文で取り上げているが、その中でも信用取引残高データに関する指標が最も重要な投資家心理の指標となっていた。

第1章では、ファイナンス研究の背景と信用取引の概要を説明する。まず、伝統的ファイナンスの仮定である、効率的市場とホモエコノミカスという重要な概念について説明する。そして、伝統的ファイナンスでは説明ができないアノマリーと Fama-French の3ファクターモデルの出現について言及する。その後、リミテッドアービトラージとノイズトレーダーリスク、本論文と関係の深い投資家心理のバイアスについて簡単に説明する。第1章ではさらに、本論文で主要な分析対象となる信用取引について説明する。信用取引は証券会社から購入に必要な資金や売却に必要な株式を借りて行う取引である。一般の株取引に比べるとその取引方法やコスト、そして制度内容などが複雑であることから、信用取引および証券会社が株式等を調達する貸借取引について説明する。

本論文第2章～第5章は分析結果である。第2章～第3章では、個人投資家の心理が株式市場に与える影響を、信用取引データを利用して分析した。一般に個人投資家はノイズトレーダーであると考えられているが、頑健な証左は依然存在しない。これらの関係を調査することは、ファイナンス研究において重要な意味を持つと考えられる。本論文での信用取引に関する分析の結果から、信用買いには、個人投資家に起因すると思われるバイアスが存在することが分かった。1つは、過去の市場リターンが高いときに信用買残高が増加するというものである。このポジティブフィードバックトレーディングバイアスは、個人投資家が自己帰属バイアスによる自信過剰に陥りやすいという Gervais and Odean(2001)のモデルに整合する。もう1つのバイアスは、信用買いが将来に渡って継続するというアノマリーである。この特性は個人投資家の群れ行動バイアスを示しているも

のと考えられる。他方で、信用売りの取引主体は必ずしも個人投資家ではなく、裁定取引者、あるいは情報トレーダーであることと整合的な結果を得た。信用売残高の増加は、流動性の増加、ボラティリティの低下を導いており、信用売りは、流動性の提供の他に株価安定に資しているようである。

第2章では、信用買残高の予測によって、小型株の大型株に対する超過リターン(以降、サイズリターン)を予測できることを示す。信用買いの動向は、個人投資家の自己帰属バイアスや群れ行動バイアスなどから予測可能である。信用買いによるインパクトは小型株で大きいために、信用買いの動向を予測することで、サイズリターンを予測することができる。また、金融市場に、ヘッジに必要な金融ツールが存在しないことも、このようなアノマリーが存在し続ける理由の一因と考えられる。

第3章では、銘柄間の信用取引残高の変化によるアノマリー現象を報告する。それは、信用買残高が増加している銘柄群の将来1週間~4週間の期待リターンが高いというものである。このアノマリーはFama-Frenchの3ファクターモデルによるリスク調整を行っても消滅しない。この結果は、継続した信用買いによって引き起こされるミスプライス発生によるアノマリーと解釈することができる。また、信用買いは過去リターンの低かった銘柄群を継続して購入するようである。市場全体の信用取引動向では、過去の市場リターンに対してポジティブフィードバックトレーディングバイアスを有していたが、銘柄選択ではネガティブフィードバックトレーディングバイアスを有している。ネガティブフィードバックトレーディングによる銘柄選択は大型株で顕著に見られるようである。小型株では逆にポジティブフィードバックトレーディングによる銘柄選択が観測された。このことから、信用買残高による株価予測効果が大型株で低下しなかった理由の1つに、効果の一部がリターンリバーサル効果によって説明されていることが考えられる。信用買残高の変化によるアノマリー効果の一部が、リターンリバーサル効果で説明されると考えられることから、リターンリバーサル効果との独立性を検証した。その結果、信用買残高の変化によるアノマリー現象はリターンリバーサルと独立であることを確認した。また、この信用

買いに関連した指標が、投資家心理の代理変数としてしばしば利用される流動性指標よりも優れたアノマリー指標であることを報告する。

第4章では、第3章で確認されたミスプライスの発生が収斂するプロセスを把握することを主な目的として検証した。長期の月次データが利用可能なことから、第4章では貸借取引データを利用した。信用取引の継続性で積み上がった信用買残高は、残高の減少とともに低いリターンが計測されるはずである。しかし、信用取引残高の長期データを整備することは困難であることから、貸借残高を信用残高の代理変数として利用した。まず、貸借残高を信用残高の代理変数として利用可能かどうかを検証した。検証は、貸借取引に信用取引と同様の投資家心理の代理性が存在するかをサイズリターンの予測効果を元に行った。その結果、半分程度に予測能力は落ちるものの、貸借取引にも依然予測効果があることを見出した。次に、銘柄間における貸借残高と長期リターンとの関係を分析した。その結果、貸借融資残高、貸借貸株残高の極端に高い銘柄群のリターンが極端に低いことを見出した。これらの銘柄群には信用取引や貸借取引の規制に抵触している銘柄群が多く含まれている可能性がある。そこで貸株規制銘柄とリターンの関連をイベントスタディ分析によって調査した。その結果、投資家の過熱によって暴騰した株価は規制発生後約6ヶ月程度高止まりを続け、返済期限いっぱいの6ヶ月を経て初めて修正が起こり始めるという示唆を得た。この結果はミスプライスが長期に渡り存在し続けることを示唆している。

第5章では、Fama-Frenchの3ファクターモデルのリスクファクターであるHMLファクター、つまり、高B/M株の低B/M株に対する超過リターン（以降、B/Mリターン）の予測可能性について検証した。分析では代表性ヒューリスティックによる投資家の誤りが市場全体でおこる結果、クロスセクションにおけるB/Mのばらつきが大きく増大し、その増大は将来の高いB/Mリターンを予測するという仮説を検証した。日本・アメリカの実データをを用いてこの仮説を検証した結果、将来の市場リターンおよび高B/M株の低B/M株に対する超過リターンや市場リターンを予測する、という期待される効果が確認された。第2章でのサイズリターンの予測と、第5章で示されるB/Mリターンの予測の結果は、

Fama-French モデルで新たに追加された HML ファクター・SMB ファクターのファクターリターンが投資家心理の影響を受けていることを示唆している。Fama-French の 3 ファクターモデルの解釈については、様々な議論がされているが、少なくとも Fama-French(1993)が主張するファンダメンタルリスクという側面だけでは説明がつかないようである。

第 6 章は結語である。第 2 章～第 6 章までの分析結果を概観するとともに、従来との研究との関係や、それらに与える示唆についてコメントする。また、最後に、今後の課題として残される分析内容や今後の方向性などについて示す。

謝 辞

本論文を作成するにあたり，加藤英明教授には大変温かいご指導を賜りました．加藤先生には筑波大学での博士課程前期の2年間を含め，5年という長きに渡りご指導を頂戴しました．電話・メールのみならず，神戸・名古屋・東京の長距離を移動しての指導に大変お骨折りいただきました．著名な加藤先生に出会え，そして，先生のご指導を賜れたことは今後の自分の誇りになることと思います．改めて御礼申し上げます．

また，神戸大学では，主指導教官を加藤先生より引き継いで下さった藤原賢哉教授をはじめ，榊原茂樹教授（現関西学院大学教授），高尾厚教授，砂川伸幸助教授より助言を数多く賜りました．そして，筑波大学大学院ビジネス科学研究科在籍中には，大澤幸生助教授（現東京大学助教授），八重倉孝講師（現法政大学教授），渡邊聡講師（現筑波大学助教授）にご指導いただきました．また英文論文では，共同研究者となって下さった南山大学の Marc Bremer 教授のご指導を賜り，Asian FA/FMA 2006 Conference 最優秀論文に選ばれましたこと，心より御礼申し上げます．その他，学会等で助言をいただいた数多くの先生方に感謝いたします．

本学在学中に在籍した三井アセット信託銀行，プラザアセットマネジメントでは多くの友人や同僚に支えていただきました．また今日までに携わってきたファンドの投資家の皆様への感謝の念は言いつくせないほどですが，ここまで成長できましたのも投資家の皆様あってのことと御礼申し上げます．恩返しできますよう，これからも日々研鑽に努めたいと思います．

また，家族の多大な協力なくしては本論文を完成させられなかったことをここに記します．データ入力の手伝いや論文推敲時にはいろいろな助言ももらいました．長男の誕生と育児で心身ともに疲れる時期に私の本学在籍が重なり，家族には大変な苦勞をかけました．この5年間を何とか無事に乗り越えることができたことは我々の今後の宝になることと確信し，協力してくれたすべての人にこの論文を奉げます．

第1章 序論	6
1 . 本論文の構成	6
2 . ファイナンスにおける背景	7
2 . 1 伝統的ファイナンス	7
2 . 2 伝統的ファイナンスへの挑戦	9
2 . 2 . 1 アノマリー現象と CAPM の拡張	9
2 . 2 . 2 その他の市場効率性への反証	11
2 . 2 . 3 不十分な裁定とノイズトレーダーリスク	12
2 . 3 心理バイアス（投資家に見られるバイアス）	13
2 . 3 . 1 自信過剰	14
2 . 3 . 2 群れ行動	14
2 . 3 . 3 フレーミング	15
2 . 3 . 4 代表性ヒューリスティック	15
3 . 信用取引	16
3 . 1 信用取引	16
3 . 2 制度貸借取引	19
3 . 3 空売りに関する規制	20
第2章 市場全体の信用取引動向と株価	26
1 . はじめに	27
2 . 関連研究	28
2 . 1 投資家心理	28
2 . 2 個人投資家	29
2 . 3 過剰流動性と自信過剰仮説	31
3 . データ	31
4 . 分析	33

4.1	市場リターンおよび、ボラティリティとの関係	33
4.1.1	最小二乗法による分析	34
4.1.2	状態分離による分析	37
4.2	時系列回帰による信用残高変化の説明	39
4.3	個別銘柄リターンに与える影響	42
4.3.1	個別銘柄のCAPMリスク調整後リターンへの影響分析	42
4.3.2	特性値ポートフォリオに与える影響分析	44
4.4	サイズリターン	47
5	ディスカッション	50
6	まとめ	52
第3章 個別銘柄の信用取引動向と株価		75
1	はじめに	76
2	関連研究	77
2.1	小型株効果	77
2.2	モメンタム効果・リバーサル効果	78
2.3	過剰流動性と投資家心理	79
2.4	群れ行動	80
3	データ	80
4	分析結果	81
4.1	翌週の信用取引の傾向	81
4.2	超過リターン	82
4.3	信用取引特性値の推移	85
4.4	サイズ別の分析	87
4.5	短期リバーサル効果との関係	91
4.6	流動性との関係	92

5 . まとめ	93
第4章 制度貸借取引と株価	109
1 . はじめに.....	110
2 . 市場レベル分析.....	111
2 . 1 データ	112
2 . 2 貸借取引と個人投資家の関係（時系列分析）	113
2 . 3 市場レベルの貸借取引が与える小型株へのインパクト	114
2 . 4 将来の市場レベルでの貸借取引の予測可能性.....	115
2 . 5 サイズリターンの予測可能性.....	117
3 . 個別銘柄間での分位分析.....	119
3 . 1 データ	119
3 . 2 分析方法.....	119
3 . 3 分析結果.....	120
3 . 3 . 1 貸借取引の継続性.....	120
3 . 3 . 2 分位分析	121
3 . 4 結果の解釈	122
4 . イベントスタディ分析	125
4 . 1 データ	125
4 . 2 分析結果.....	125
5 . まとめ	128
第5章 B/M の銘柄間のばらつきと株式リターンの予測可能性.....	149
1 . はじめに.....	149
2 . 関連研究.....	151
2 . 1 B/M 効果とその解釈	151
2 . 2 B/M の水準と B/M の格差.....	152

2.3	投資家心理を示す代表的な指標	153
3	データ	154
4	事前の確認分析	155
4.1	B/M の水準とばらつきの推移	156
4.2	B/M のばらつきと将来の B/M リターンの関係	157
5	解釈	159
5.1	B/M と投資家の期待	159
5.2	B/M の分解	160
5.2.1	個別銘柄の B/M の近似モデル	161
5.2.2	クロスセクションにおける B/M のばらつきの分解	162
5.3	規範的なクロスセクションにおける B/M のばらつき	163
5.3.1	規範的モデルに必要な仮定	163
5.3.2	規範的モデルによる B/M のばらつき	164
5.4	投資家心理による B/M のばらつき	164
5.4.1	投資家心理の導入	165
5.4.2	投資家心理の影響	166
6	実証分析	168
6.1	B/M の分解	168
6.2	B/M のばらつきに期待される特徴の検証	169
6.2.1	B/M のばらつきの変化と B/M リターン	169
6.2.2	B/M のばらつきの単位根検定	169
6.2.3	B/M のばらつきと B/M リターンとの共和分検定	171
6.3	楽観・悲観の分解による市場リターンの予測	173
6.3.1	成長株への楽観と割安株への悲観の計測	173
6.3.2	V_{Value} , V_{Growth} に期待される特性の検証	174

6.3.3	市場リターンの予測	176
6.4	B/M のばらつきと他指標との関係	178
6.4.1	景気循環や信用スプレッドとの関係	178
6.4.2	流動性指標との関係	179
6.4.3	市場全体での信用買い動向との関係	180
7.	まとめ	180
第6章	結語	207
1.	分析結果概要	207
2.	従来の研究との関係	211
2.1	ファンダメンタルリスク	211
2.2	個人投資家	212
2.3	不十分な裁定	213
3.	今後の課題	215

第1章 序論

概要

本章では、ファイナンス研究の背景と信用取引の概要を簡単に説明する。本章の目的は、次章以降の研究内容に対する基礎知識を説明することである。

1 節では本論文の各章の内容をまず簡単な説明する。そして、2 節では伝統的ファイナンスについて説明する。ここでは、仮定である効率的市場とホモエコノミカスという重要な概念について説明する。そして、伝統的ファイナンスでは説明ができないアノマリーと、Fama-French の3ファクターモデルの出現について言及する。その後、リミテッドアービトラージとノイズトレーダーリスク、本論文と関係の深い投資家心理のバイアスについて簡単に説明する。3 節では、第2章、第3章、および第4章の分析の背景となる信用取引と貸借取引の仕組みについて説明する。

1. 本論文の構成

本論文は6つの章から構成される。まず第1章では、本論文の基礎となるファイナンスの歴史のおよび理論的な背景について説明した後、第2章～第4章の分析で利用している日本の信用取引と貸借取引について説明する。分析結果は第2章～第5章に示されている。

第2章では、市場全体の信用取引と株式リターンの関係について分析する。第2章で最も重要な示唆は、市場全体の信用買い取引の動向を予測することで、小型株の大型株に対する超過リターン（サイズリターン）を予測できるというものである。個人投資家の投資行動と密接に関係する信用取引動向がサイズリターンを予測するという事は、「SMBファクターは業績不振（ディストレス）ファクターの一側面であり、ファンダメンタルなリスクである」という Fama and French (1993)の解釈にも疑問を投げかける。

次に、第3章では、個別銘柄の信用取引残高の変化と株式リターンの関係を調査する。信用取引残高の増加している銘柄群の将来リターンが高いという、新たなアノマリーを指

摘する。信用買いで買われていた銘柄のリターンが、続く1週間～4週間程度に渡って高いことは、信用取引を行っている個人投資家によるノイズトレーダーリスクを捉えていると考えられる。

第4章では、制度貸借取引と株価の関係を分析する。貸借残高を信用残高データの代理変数として用いて、ミスプライスの収斂過程での挙動を確認することを主な目的としている。その結果、貸借残高が極度に大きくなり、貸株規制が発動することによって、それまでの投資家の加熱が収斂する可能性を示す結果を得た。そして、積み上がった貸借融資残高の減少による株価の下落（ミスプライスの修正）は、信用返済期限いっぱいである6ヶ月経過しないと起こらないようである。これはミスプライスが長期に渡り乖離しうることを示す証左となる。また、信用取引で確認されたサイズリターンの予測効果が、貸借取引でも半分程度の説明力で確認された。

第5章は、投資家心理や群れ行動が、サイズとは別のスタイルである割安株投資に与える影響を仮説検証している。その結果、市場全体で成長株へ群がることで割安株のばらつきが増加し、その際に割安株の割高株に対する超過リターン（割安株リターン）を予測できることを示す。この結果は、第3章、および第4章でのサイズリターンの予測可能性の結果とともに、Fama-Frenchの3ファクターモデルで新たに追加された2つのリスクがファンダメンタルリスクではなく、投資家心理に起因したリスクであることを示しており、Fama and French (1993)の解釈にも疑問を投げかける。第6章は結語である。

2. ファイナンスにおける背景

2.1 伝統的ファイナンス

証券市場、特に株式市場に関する分析は、ファイナンスにおける主要なテーマである。証券市場および株式市場に関する研究は、ここ50年での研究成果が基礎となっている。発展の発端はMarkowitz (1952)によるポートフォリオ構築法（平均分散分析）の発見であった。Markowitz (1952)はリターンとリスクの定式化を行い、同じ期待リターンで最もリ

スクの低いポートフォリオの構築方法を見出した。この研究成果に端を発し、その後の金融市場の理論的構築が行われる。先人たちが躍起になって取り組んできたのが、リスクとリターンの関係を記述するモデル 資産価格モデル である。伝統的ファイナンスでは、高いリターンは高いリスクの代償として支払われる。その代表的なモデルが、Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966)による資本資産評価モデル(CAPM)である。

この CAPM の提案以降、伝統的(あるいは近代)ファイナンスは急激に発展した。市場効率性を前提とした Sharpe-Lintner-Mossin 型の CAPM によれば、非合理的な投資家は排除され、資産価格はリスクとリターンとのトレードオフで決定する合理的な価格となる。その結果、CAPM による株式の期待リターンは市場ポートフォリオと呼ばれる最適ポートフォリオの株式リターンに対する感応度(ベータ)のみで決定される。証券市場および株式市場に関する当初の研究は、この理論の検証に費やされた。

CAPM には、現実にはありえない仮定が数多くおかれている。CAPM で利用されている仮定は主に、完全に摩擦のない世界であること、市場が完全で効率的であること、投資家は完全に合理的(ホモエコノミカス)であることの3つである。この仮定には、取引手数料、税金、売買インパクトも存在しないこと、そして、無リスク金利で無制限に資金の貸し借りができることなどが含まれる。次に、この仮定には、十分な数・種類の証券が存在すること、多数の取引参加者がおり、投資家の取引行動が価格形成に影響を与えない(投資家はプライステイカーである)こと、証券は無限に分割して取引可能であること、すべての情報がすべての参加者に一様にいきわたり、即座に株価に取り込まれること(効率的市場仮説)などが含まれる。この仮定には、人が富の最大化に専念すること、リスク回避的で、平均・分散平面を用いて銘柄を超合理的に評価することなどが含まれる。多田(2003)の言葉を借りれば、この仮定する人間は、実際に投資を行っている人間に比べると「超合理的」で、「超自制的」で、「超利己的」である。自分のために、自分自身の富の最大化に没頭し、富の最大化のために無駄遣いなどせずに予定されたとおりの消費と貯蓄を繰り返す。そんなロボットのような人間が伝統的ファイナンスの仮定する人間像であ

る。

2.2 伝統的ファイナンスへの挑戦

2.2.1 アノマリー現象とCAPMの拡張

CAPM 検証の初期,市場効率性仮説(EMH)および導き出された結論(市場リターンに対する感応度 β が唯一のリスクファクターであること)に対する検証が多数行われた。Fama and MacBeth (1973)は,ポートフォリオの β とリターンとの間に理論どおりの関係を見出し,CAPMの正当性を支持した。しかし,その後の検証過程で市場効率性に疑問を投げかける問題が生じた。その1つがアノマリー現象¹である。アノマリー現象は,ある条件を満たす銘柄に投資をするとCAPMで期待される以上の投資収益を上げるというものである。例えば,低P/E株(Basu 1977),小企業規模株(Banz 1981)への投資によるリターンが,CAPMにより見積もられるリターンよりも有意に高いことが確認された。このアノマリー,特に低P/E株,高B/M株などによる割安株効果はCAPMの他の欠陥以上に重要なものと認識された。その理由は,これらの投資戦略が低コストで実現するにもかかわらず,時間経過に対して安定して効果を示していたためである。つまり,割安株効果は非常に安いコストで裁定取引²を可能にしてしまうのである。

その後,CAPMでは説明のつかないアノマリーの報告を受けて,伝統的ファイナンスの擁護者たちは,市場効率性を前提にこれらのアノマリーを説明するために,理論モデルを拡張させる。それが,ICAPM(Merton 1973)やAPT(Roll 1977)である。近年最も一般的に利用されるFama-Frenchの3ファクターモデル(Fama and French 1993, 1995, 1996)は,これらのモデルの一形態とみなすことができる。Fama-Frenchの3ファクターモデルでは,CAPMで利用される市場ポートフォリオのリターンの他に,HML,SMBという2つ

¹ 伝統的ファイナンスでは説明のつかない現象をアノマリーという。その意味で,アノマリーという言葉は本来,伝統的ファイナンスの擁護者による呼称である。

² 同一もしくは類似した証券が異なる価格で取引される際に,有利な方で購入と売却を同時に行い,リスクなしに収益を得ることを裁定と言う。

のリスク指標が新たに導入されている。HML は高 P/B 株と低 P/B 株のリターン格差（割安株効果）を意味し，SMB は小型株と大型株のリターン格差（小型株効果）を意味する。Fama and French (1993)は，これらのリターン格差が何らかの（ファンダメンタル）リスクを代理しているものと捉え，これらのリスクに対する感応度の違いが CAPM では説明されない銘柄間のリターン格差を与えていると説明した。HML ファクターと SMB ファクターのエクスポージャー（感応度）が高い企業つまり小型株と割安株はファンダメンタルズに起因した高いリスクを有しているので，相対的に高いリターンが期待されなければならないという解釈である。このように，伝統的ファイナンスでは，株価は期待リターンとリスクのトレードオフで決定する合理的な価格（ファンダメンタルバリュー）と捉える。そして，新しいアノマリーの出現は未知のファンダメンタルリスクの代理変数と解釈される。

一方で，Fama and French (1993)によるファンダメンタルリスク（業績不振リスク）であるという解釈に対する反証も存在する。Piotroski (2000)は，割安株効果でのプラスの超過リターンをあげている銘柄が半分にも満たないことに着眼し，収益性指標，財務レバレッジなどの財務スコアを用いてスクリーニングすることで，効率的な割安株投資を行う方法を検証した。この検証により財務スコアの高い健全企業が大きな超過リターンを生み出していることが確認された。この結果は，「高 B/M（HML ファクターのエクスポージャーが高い企業）株が高いリターンを生み出している理由が，HML ファクターが業績不振リスクの一側面を捉えたプロキシであるためだ」という伝統的ファイナンスでの見解に対立する証左である。また，Griffin and Lemmon (2002)でも同様の結果を得ている。彼らは高 B/M 株のうち，社債デフォルト率や倒産確率スコアといった財務不振リスクが高い銘柄のリターンが高くないことを見出した。つまり，この結果も信用不安，財務不振などのリスクを抱える高 B/M 企業へ投資すると割安株効果が見られないことを示しており，Fama and French (1993)が示すファンダメンタルリスク（業績不振リスク）であるという解釈に対する反証である。

2.2.2 その他の市場効率性への反証

アノマリーの発見以降、伝統的ファイナンスでは説明のつかない様々な現象が確認されるようになった。例えば Shiller (1981)は、100 年以上に渡る S&P 指数のボラティリティを分析し、将来の実際の配当から計算されるボラティリティよりも 5 倍～13 倍も大きいことを見出した。彼らは、これを効率的市場モデルの欠陥として指摘した。De Bondt and Thaler (1985)は、3 年～5 年の長期のリターンが良かった銘柄群は次の 3 年～5 年に渡ってパフォーマンスが悪く、長期リターンが悪かった銘柄群は次の 3 年～5 年のパフォーマンスが良くなることを指摘した。彼らは、この現象をパフォーマンスの良い銘柄への過剰反応が引き起こすとする「過剰反応仮説」で説明している。この現象は、単純な過去のパフォーマンスだけで将来のパフォーマンスを予知し得ることから、効率的市場モデルでは説明がつかない。また、Bernard and Thomas (1989)は、イベントスタディ分析により市場効率性の反証を得ている。彼らは 1974 年～1986 年の四半期データを用いて、利益公表によるサプライズの大きさによる十分位ポートフォリオのイベント前後におけるパフォーマンスを分析した。その結果、利益発表後も、良い決算の企業のリターンが良く、悪い決算の企業のリターンが悪いことを見出した。この結果は情報が即時に株価に反映されていないことを示していることから、市場効率性仮説と整合しない。また、Shefrin and Statman (1985)は Kahneman and Tversky (1979)のプロスペクト理論から予見される 1 つの効果について検証した。その効果はプロスペクト理論の価値関数の損と利益に対する価値評価の非対称性によって生じる。「利益の出ている銘柄を早く売りすぎて、損となっている銘柄をもち続けてしまう」効果を資質効果³と名づけ検証し、その証左を得た。Odean (2001)はディスカウント証券会社の約 1 万の口座から売買データを検証し、資質効果と整合的な結果を得ている。

³ “disposition effect”の訳である。“disposition effect”は、資質効果の他にも、処置効果や処分効果などと訳されることがあるが、心理学で“disposition”は「資質」という日本語が主に充てられていることから、資質効果とした。性向、性癖、性分、気質(主に temperament)、傾向性(主に inclination)などが充てられることもあるが、“disposition effect”とは人間の癖に起因した効果という意味である。

このように反証が様々出ているものの、伝統的ファイナンスの擁護者たちは依然、証拠不十分という姿勢を貫いている。Merton (1987)は市場効率性のサーベイの中で、Shiller (1981), De Bondt and Thaler (1985), Shefrin and Statman (1985)などをサーベイした上で、市場効率性を否定するには証拠不十分だと述べている。また、Fama (1998)も行動ファイナンスからの攻撃に対して分析上のテクニックの問題などを指摘し、市場効率性は依然存在し続けていることを主張している。

2.2.3 不十分な裁定とノイズトレーダーリスク

市場効率性と投資家合理性を基に伝統的ファイナンスが発展する一方で、1990年代になると行動ファイナンスと呼ばれる分野が台頭し、アノマリーに対して異なる解釈を与えた。伝統的ファイナンスが本来あるべき姿をモデル化した規範的モデルであるならば、行動ファイナンスは現実の世界を記述した記述的モデルである。行動ファイナンスは、伝統的ファイナンスにおける重要な仮定である市場効率性と投資家の合理性を否定し、不十分な裁定(リミテッドアービトラージ)と投資家心理に起因したノイズトレード⁴によって株価にミスプライスが生じると考える。そして、そのミスプライスの発生・修正過程で割安株効果などのアノマリーを引き起こすと説明する。行動ファイナンスによる解釈は認知心理学の研究を背景にしており、アノマリー現象の説明の主流になりつつある。しかし、現象に対する説明が様々用意されているために、解釈の普遍性という観点から伝統的ファイナンスの標的となっており、伝統的ファイナンスの批判に耐え得る十分な確証と支持を得るまでには至っていない。

伝統的ファイナンスでは合理的投資家を仮定していたが、非合理的な投資家(ノイズトレーダー)の存在を完全に否定していたわけではない。伝統的ファイナンスでは、ノイズトレーダー取引のランダム性と、合理的投資家による裁定取引が十分に機能していること

⁴ ファンダメンタルバリューから乖離させるような取引をノイズトレードと言う。また、ファンダメンタルバリューから株価が短期的に乖離するリスクは、ノイズトレーダーリスクと呼ばれる。ノイズトレーダーリスクの詳細については、De Long, Shleifer, Summers and Waldmann (1990), Shleifer (2000) 第2章を参照されたい。

のどちらかが満たされていれば、伝統的ファイナンスにおける仮定は問題ないとされてきた。特に後者は、たとえノイズトレーダーの取引がランダムでなくとも、裁定取引の存在によってその影響を取り消すことができるという意味で強力な主張である。しかし、これら2つの条件は実際の株式市場の実証から、受け入れがたい仮定であることが示されるようになる。実際の株式市場では、裁定取引機能が十分に働かないことを記述した理論モデルおよびその証左が示されることで、不十分な裁定は議論の表舞台へと現れた。このようなノイズトレードによる大きなリスクの存在を最も早く指摘したのは、De Long, Shleifer, Summers and Waldmann (1990)であった。彼らは、ノイズトレーダー、裁定取引者、そして裁定取引ファンドへの投資家という3つのタイプの投資家を用いて、短期的にミスプライスが深刻化し、裁定取引が機能しなくなることをモデル化した。ノイズトレーダーリスクという名称は彼らによって命名された。投資家行動にバイアスがあり、価格がファンダメンタル価格から大きく乖離したとき、裁定取引者は十分な資金とミスプライス解消までの時間的猶予が必要である。裁定取引者がミスプライスに対する資金や時間的猶予を確保することが出来なければ、裁定は十分に働かず、ファンダメンタル価格の乖離 ミスプライスは長期化し、しかも乖離の幅を広げていく。その結果、裁定取引が現実には極めてリスクな取引となる。ミスプライスの長期化の実証としては、Froot and Dabora (1999)のツインシェアなどが引用される。彼らは、合併後も2つの市場で取引されている株式(ツインシェア)が、理論的に算出される株価比率とは大きく異なる価格で取引され続け裁定機会が長期間存在することを示し、裁定が十分に働いていないことを指摘した。

2.3 心理バイアス(投資家に見られるバイアス)

投資家の取引がランダムであれば、裁定の限界によるノイズトレーダーリスクは発生しないはずである。しかし、実際の投資家はしばしばランダムではない取引を行う。投資家のこうした取引の癖は、一方向に誤ってしまうバイアスとして観測される。この投資家のバイアスに関する研究は、ファイナンスに認知心理学など他分野の成果を持ち込んだ。生

命の究極の目的は種を保存し、自分自身の子孫を次世代に残すことである。脳はその究極の目的のために必要な機能を発達させてきた。人は、その脳や心理の活動を経済活動に二次的利用している。生存のためには重要で有用な人間の思考処理が、経済活動では不適切なバイアス、あるいはノイズの発生源となってしまう。このような人間の思考による誤解には一定の癖 **バイアス** が存在する。これがファンダメンタルリスクとの本質的な違いである。発生源となる投資家のバイアスの原因を把握することで投資家の過ちを事前に予見できるという点において、ファインダメンタルリスクと心理的バイアスの根本的な違いがある。本論文では投資家のバイアスを理解することで、株式の予測可能性について検証している。ここでは、本論文で議論するアノマリー現象を理解する上で必要となる心理的バイアスを簡単に取り上げる。

2.3.1 自信過剰

自信過剰は、人間が生き抜いていくために必要な特性である。人は、他人よりも優れている点を見出し、それを自分の存在意義とさえ思うことがある。自信過剰の問題はそれ自体というよりも、その過ちに認識せずに過ちを繰り返すことにある。自信過剰は「コントロールの幻想(Illusion of Control)」や「自己帰属バイアス(Self-attribution bias)」とも密接に関係する。前者は、自分では本来コントロールできないはずのものをコントロールできると感じてしまうことを意味し、後者は、自分の成果ではないものを「自分の成果」であると良いように考えてしまう人間の心理的バイアスである。このようなバイアスは人間をさらに自信過剰な状態へとステップアップさせる。

2.3.2 群れ行動

集団行動に対する安心感を意味する。このバイアスは他のバイアスと同様に認知的な側面も存在するが、社会心理学的な側面が大きい。加藤(2003)が記述しているように、人間は生まれたときから、他人の行動を真似ることで成長してきた。他人との調和をはかることが人間社会で生き抜くために重要なことだとすれば、流行・廃りに代用される群れ行動

は人間にとっては当たり前の行動バイアスと考えられよう⁵。

2.3.3 フレーミング

フレーミングとは、複雑な現象を大きな型(フレーム)に当てはめて考えることである。人間の知識の構造をフレーム、そのような思考形態をフレーミングという。人間は入力情報をフレームに当てはめながら理解し、予測・推論を行うと考えられている。金融市場では大型/小型株や、割安/成長株を投資スタイルとして認識することが多い⁶。これらは一種のフレーミングと考えられる。複雑な金融市場での現象を把握するために、人はフレーミングを大いに活用している。

2.3.4 代表性ヒューリスティック

ヒューリスティックとは短絡的思考のことで、日本語でその意味を最も端的に示す言葉は直感であろう⁷。代表性ヒューリスティックは特に確率に関する処理において利用される。確率が苦手な人間にとってこのヒューリスティックは重要な思考方法であるが、人間が行っている確率的な思考は、我々が教わる統計ルールから大きく逸脱している。代表性ヒューリスティック⁸とは確率を使わずに、それがあるカテゴリーをどの程度よく代表しているかで、その起生確率を判断してしまうというものである。よく代表していると認知されるとそのカテゴリーの基準率(ベースレート)を無視して、起生確率を過大に見積もる傾向がある(ベースレートの無視⁹)。このヒューリスティックがもたらすもう1つのバイアスは「少数の法則」である。これは、サンプル数が小さいにもかかわらず大きいサンプルで

⁵ 金融市場における群れ行動に関する理論面・実証面のサーベイは Devenow and Welch (1996), Bikhchandani and Sharma (2001) を参照されたい。また、市場ムードによる熱狂の増幅のメカニズムは Shiller (2000) でも議論されている。

⁶ スタイルの認識が生まれた要因の1つには、Fama and French (1993, 1996)による Fama-French の3ファクターモデルの普及も影響しているだろう。

⁷ ヒューリスティックの日本語訳には「発見法」という言葉があてられている。心理学辞典によるヒューリスティックの解説には、「ある問題を解決する際に、必ずしも成功するとは限らないが、うまくいけば解決に要する時間や手間を減少することができるような手続きや方法」とある。

⁸ 同じように起生確率の処理に用いるヒューリスティックとして「利用可能性ヒューリスティック」がある。これは、ある事象の起生確率を、それに当てはまる事例をどれだけ記憶から取り出しやすいかで判断する方法のことをいう。目立ちやすく選択的に記憶されやすい事象は、その起生頻度を課題に見積もる傾向がある。

⁹ 「ベースレートの無視」という言葉は、ベイズ統計のルールに従わないという意味でしばしば利用される。また、この結果、全事象の確率が1ではなくなるなどのバイアスも見られる。どれも人間が一般的な確率法則とはかけ離れた確率空間を利用して、推定を行っていることを示している。

の結果のように判断してしまうバイアスをいう。ファイナンスの世界にはこのバイアスに起因した事例がたくさんある。しばしば利用されるのが、利益の成長性に関するものである。「少数の法則」に従うと、短い期間に高い利益成長性が観測されるとそのような成長性が将来も引き続き観測されると誤ってしまう。この過ちが修正される過程で得られるのが割安株効果であると行動ファイナンスでは考えられている。

3．信用取引

ここでは、第3章、第4章、第5章で取り扱う信用取引、および貸借取引について説明する。信用取引は、市場レベル・銘柄レベルで包括的に分析した先行研究がないこと、信用取引の利用者が個人と考えられることから信用取引と個人投資家の投資活動には密接な関係が期待されること、レバレッジ取引であることから顕著に投資家心理の影響を観察できる可能性があることなどから、着目した。また、信用取引は個別株オプションなどの他の個別銘柄のレバレッジ取引に比べて利用活況度が高い銘柄カバレッジが広い、週次で正確な統計量を利用可能などの利点を有する。以下に信用取引、制度貸借の概略について述べる。

3．1 信用取引

信用取引とは、証券会社に決められた額の担保を差し入れることで、株式の購入・売却に必要な資金・株を証券会社から借り入れて行う株式の取引形態をいう。証券取引法では、「証券会社が顧客に信用を供与して行う有価証券の売買その他の取引」と定義されている。証券会社から株式購入に必要な資金を借りて株式市場から株式を購入する取引を信用買い、証券会社から株式売却に必要な株式を借りて市場で株式を売却する取引を信用売りという。信用買いでは購入した株の価格が上昇すれば利益が得られ、信用売りでは売却した株の価格が下落すれば利益を得ることができる。この取引により、投資家は非保有株式の売却や手持ちの資金以上の株式購入（レバレッジ取引）が可能となる。ただし、借り入れた資金

や株式は、あらかじめ定められた期間内に返済する必要がある。返済方法には、差金決済と実物決済と呼ばれる2つの方法がある。前者は信用取引の反対売買を証券会社で行い、その売買で生じる損益を投資家との間で決済する方法である。証券会社と投資家との間の取引は信用取引で生じた利益・損益だけとなるので、差金決済¹⁰と呼ばれる。後者は証券会社から投資家が借りていた資金や株式を実物で返済する方法である。例えば、信用買いでは、投資家は証券会社から資金融資を受け株式を購入しているので、決済時に投資家は借入額を証券会社に支払い、証券会社から株式を受け取る。この取引では証券会社と投資家との間で実物が取引されるため、実物決済¹¹と呼ばれる。

日本の証券取引所に上場している銘柄を対象とした信用取引には2つの形態がある。2つの信用取引の対応表を表1に示した。1つは一般信用取引、もう1つは制度信用取引である。前者は日本版ビックバンの中で法整備されたため歴史も浅い。一方で、日本での後者の歴史は古く、1951年6月に取引が始まっている。この取引は、個人投資家の株式市場への参加を促すために導入された。制度信用取引は品貸料や返済期限などが証券取引所によって規定されている¹²取引をいい、一般信用取引では証券金融会社からの借り入れは行えないが、品貸料や返済期限など全ての条件を証券会社が顧客との同意に基づいて独自に設定することができる。日本版金融ビックバン以降、一般信用取引が利用可能となったことで、投資家は取引を一般信用取引により行うのか、制度信用取引により行うのかを指定しなければならない。制度信用取引は証券金融会社による信用提供を利用できるため、一般信用取引よりも有利なコストでの資金・株券提供が可能となっている。一方で一般信用取引では返済期限の無期限化や、貸株銘柄のカバレッジなどの利便性を売りにしている。

信用取引開始時の詳細について紹介する。投資家は証券会社に取引を委託する。その際に当該取引が信用取引であることを明示する。日本版ビックバン以降、一般信用取引と制

¹⁰ 一般に、信用買いの差金決済は「転売」、信用売りの差金決済は「買戻し」と呼ばれる。

¹¹ 一般に、信用買いの実物決済は「現引き」、信用売りの実物決済は「現渡し」と呼ばれる。

¹² 金融自由化に伴い、1999年10月1日以降、金利条件は制度信用取引でも証券会社が定めることとなったが、それ以前は金利条件も規定されていた。

度信用取引が存在することから、どちらを利用するかについても明示する必要がある。証券会社は信用買いにかかる代金、信用売りに必要な株式を貸し付けて委託注文を執行する。取引が成立すると、投資家は委託保証金と呼ばれる担保（増担保）を差し入れる。制度信用取引では、通常、約定額の30%の委託保証金を差し入れる¹³、つまり、約3倍のレバレッジ取引が可能である。また、現金に代えて保有する有価証券を委託証拠金の代用として差し入れることも可能である¹⁴。信用買いで買い付けた株券（買付有価証券）、および信用売りで売り付けた株券の代金（売付代金）は投資家に渡されることはなく、証券会社に留め置かれる。これを本担保という。本担保は分別保管の対象とはなっておらず、証券会社自身の財産と分別して管理されない¹⁵。このことから、信用取引では信用取引を建てた証券会社の信用リスクを負うことになる¹⁶。また、本担保である買付有価証券・売付代金は、証券会社が自由に他人に貸付または担保に供すること、他の顧客の信用取引に利用できることとなっており（信用取引口座設定約諾書第4条）、これにより証券会社は信用取引の委託注文を受けた際に、信用取引の反対売買で手当てする社内対等（食合い）を行うことができる。

最後に弁済までの期間中にかかるコストについて紹介する。制度信用取引、一般信用取引で発生する主なコストを表2に示した。信用取引は株券・金銭の貸付を受けた取引であることから、事務的なコスト（事務管理費）のほかに返済までの期間に応じて借り入れの費用が発生する。信用売りでは、貸株料および逆日歩¹⁷を支払い、本担保である売付代金に売方金利をかけた金額の金利を受け取る。一方で、信用買いでは買付代金に買方金利を

¹³ 日本版ビックバン以降、制度信用における委託保証金率も自由化されが、それ以前の委託保証金率は現行の法令で定められた最低基準と同じである。現在も、制度信用取引では法令で定められた最低基準の委託保証金を差し入れるように各社証券会社が定められているのが通例である。なお、法令では、「証券取引法第六十一条の二に規定取引及びその保証金に関する内閣府令」および証券取引所の規則により、委託保証額は約定額の30%以上、最低の委託保証金が30万円以上と定められている。

¹⁴ 有価証券を委託保証金に代用する際には、時価に掛け率が乗じられる。この掛け率を代用掛目と呼ぶ。掛目は規則上定められた掛目の範囲内で証券会社が独自に規定することも可能である。

¹⁵ 増担保である委託保証金は分別管理の対象となっている。

¹⁶ 証券会社が破綻したときの措置は、口座開設時に証券会社と取り交わす信用取引口座設定約諾書の第14条に規定されている。

¹⁷ 逆日歩は制度信用取引に限られたものである。

かけた金額の金利を支払い，制度信用では逆日歩を受け取る．証券金融会社の発表する金額を信用売り建て者が支払い，信用買い建て者が受け取る．この逆日歩は制度信用取引（および，次に示す制度貸借取引）に特有の金利である．制度貸借取引において株券の不足が発生すると，証券金融会社はその不足分を補うための調達を行う．その際に発生した調達コストと同率のコストを，信用売り建て者全員に負担させるものである．そのため，逆日歩が発生した銘柄について信用買いを行っていた投資家は逆日歩を受け取ることになる．一般信用取引では通常このような逆日歩は発生しない．信用売りを行っている投資家は，このほかに貸株料を支払う．制度信用取引における貸株料は，空売りの規制の一環で 2002 年 5 月 7 日より制度貸借取引で徴収されるようになった貸借貸株料を投資家に転嫁しているものである．一般信用取引における貸株料は，一般に制度信用取引と同程度かそれよりも高く設定されている¹⁸．最後に，追加委託保証金（追証）について説明する．信用売り，信用買いを行ったのち，信用買いを行った銘柄が下落，あるいは信用売りを行った銘柄が上昇した際に，追加的に証券会社に預け入れる保証金を追証という．委託保証金額から信用取引による損失額を引いた金額を約定価額で除した数字が，取り決められた委託保証金維持率¹⁹を下回る分について差し入れる必要がある．

3.2 制度貸借取引

制度貸借取引²⁰とは，「取引所の決算機構を利用して，証券会社が取引所の指定する証券金融会社から，制度信用取引に係る金銭あるいは株券の貸付を受ける取引」をいう．制度貸借取引は制度信用取引のみで利用可能である．

¹⁸ 機関投資家を顧客とした一般信用取引の場合では，銘柄によって制度信用取引における貸株料よりも低い貸株料となっている場合もある．なお，制度信用取引における貸株料は，通例，銘柄によらず一律の掛け率となっている．一方で一般信用取引では，個人投資家を顧客とする場合は銘柄によらず貸株料は一律とし，機関投資家を顧客とする場合は銘柄毎に貸株料を決定するケースが多いようである．

¹⁹ 委託保証金維持率は，取引所の受託契約準則においては，約定価額の 20%となっているが，制度信用取引・一般信用取引ともに通常 25%～30%程度の委託保証金維持率としていることが多い．

²⁰ 一般には貸借取引というと制度貸借取引をさすが，一般信用取引の登場により一般貸借取引（法的には消費貸借契約取引）も存在することから，ここでは明示的に「制度貸借取引」とした．本論文では一般貸借取引については扱っていないことから，以降については「貸株取引」は制度貸借取引における貸株取引をさすものとする．

投資家は保有資金以上の株式の購入や保有していない株式を売却する際に、信用取引を利用する。投資家から制度信用取引の注文を受けると、証券会社はまず、貸し出す資金や株券を社内対当や自己調達により行う。その方法で調達が困難なときには証券金融会社から借り入れる。この証券金融会社と証券会社との間の取引を制度貸借取引という。信用買いのための資金の融資取引は「(貸借)融資取引」、信用売りのための有価証券の貸付け取引は「(貸借)貸株取引」²¹と呼ばれている。信用取引が投資家の直接の取引結果を示しているのに対して、貸借取引は、証券会社内での在庫からはみ出した分を計測していることになる。図 1 には、信用取引に占める貸借取引の割合を示した。割合は残高(金額)をベースに算出している。貸借貸株は信用取引の 7 割程度を占め、貸借融資は信用取引の 4 割程度を占めている。証券会社にとっては株券の調達の方が困難であることから、信用売りに占める貸借貸株の割合は相対的に高い。

3.3 空売りに関する規制

信用取引では、保有していない株式を市場で売却する(空売り)ことができるため、相場操縦や相場の急激な下落を導きかねない。このような不当行為を禁止するために、空売りに関する法的な規制が存在する。規制は明示義務と価格制限から構成される。前者は、空売りを行う際に投資家にはその趣旨の明示、証券会社にはその確認を義務化したものである。一方後者は、証券取引所が示した価格(公示価格)以下(未満)²²での空売りを禁止するものである。信用取引においては、後者の価格規制は適用対象外とされてきた。しかし、2002 年 3 月 6 日の規制強化により信用取引も規制適用となった。

²¹ 一般貸借取引は一般には「貸株(取引)」あるいは「レンディング」と呼ばれている。一般貸借取引は、金融ビッグバンにより正式に認められた。それ以前は取り扱いがグレーであったが、取引自体は存在していた。(海外を介した複雑なスキームを利用して取り扱われていた。)本論文では、一般貸借取引は扱っていないので、制度貸借取引における貸株取引を「貸借貸株(取引)」と呼ぶこととする。

²² 1998 年の旧大蔵省の空売り規制により、公示価格未満の売却が禁止された。また、2002 年 3 月 6 日より、株価下落局面での規制が公示価格以下に強化された。

参考・引用文献

加藤英明 (2003) 『行動ファイナンス - 理論と実証 - 』, 朝倉書店.

多田洋介 (2003) 『行動経済学入門』, 日本経済新聞社.

中島義明, 安藤清志, 子安増生, 坂野雄二, 繁榎算男, 立花政夫, 箱田裕司 (編) (1999) 『心理学辞典』, 有斐閣.

Banz, Rolf W. (1981) "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.

Bernard Victor L and Jacob Thomas (1989) "Post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium?", *Journal of Accounting Research*, 27(supplement), 1-36.

Basu, Sanjoy (1977) "Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis", *Journal of Finance*, 32(3), 663-682.

Bikhchandani, Sushil and Sunil Sharma (2001) "Herd behavior in financial markets", IMF Staff paper.

De Bondt, Werner F.M. and Richard H. Thaler (1985) "Does the stock market overreact?", *Journal of Finance*, 40(3), 793-807.

De Long, Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers and Robert J. Waldmann (1990) "Noise trader risk in financial markets", *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738.

Devenow, Andrea and Ivo Welch (1996) "Rational herding in financial economics", *European Economic Review*, 40(3-5), 603-615.

Fama, Eugene F. (1998) "Market Efficiency, long-term returns, and behavioral finance", *Journal of Financial Economics*, 49(3), 283-306.

Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1993) "Common risk factor in the returns on

- stocks and bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1995) “Size and book-to-market factors in earnings and returns”, *Journal of Finance*, 50(1), 131-155.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1996) “Multifactor explanations of asset pricing anomalies”, *Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Fama, Eugene F. and James D. MacBeth (1973) “Risk return and equilibrium: Empirical test”, *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Gervais, Simon and Terrance Odean (2001) “Learning to be overconfident”, *Review of Financial Studies*, 14(1), 1-27.
- Lintner, John (1965) “Security prices, risk, and maximal gains from diversification”, *Journal of Finance*, 20(6), 587-616.
- Markowitz, Harry (1952) “The utility of wealth”, *Journal of Political Economy*, 60(2), 151-158.
- Merton, Robert C. (1973) “An intertemporal capital asset pricing model”, *Econometrica*, 41(5), 867-887.
- Roll, Richard A. (1977) “A critique of the asset pricing theory’s test, Part I: On past and potential testability of theory”, *Journal of Financial Economics*, 4(2), 129-176.
- Mossin, Jan (1966) “Equilibrium in a capital asset market”, *Econometrica*, 34(4), 768-783.
- Sharpe, William F. (1964) “Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk”, *Journal of Finance*, 19(2), 425-442.
- Shefrin, Hersh M. and Meir Statman (1985) “The disposition to sell winners too early and ride losers too long”, *Journal of Finance*, 40(3), 777-792.
- Shiller, Robert J. (1981) “Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in Dividends?”, *American Economics Review*, 71(3), 421-436.

Shiller, Robert J. (2000) *Irrational exuberance*, Princeton University Press, 邦訳: 『根

拠なき熱狂』, 沢崎冬日(訳), 植草一秀(監訳), 2001, ダイヤモンド社.

Shleifer, Andrei (2000) *Inefficient markets*, Oxford University Press.

図 1 信用取引に占める貸借取引の割合

図は信用取引に占める貸借取引の割合の推移を示している。実線は信用売り（一般信用を含む）に占める貸借貸株の割合（残高金額ベース）、点線は信用買い（一般信用を含む）に占める貸借融資の割合を示している。

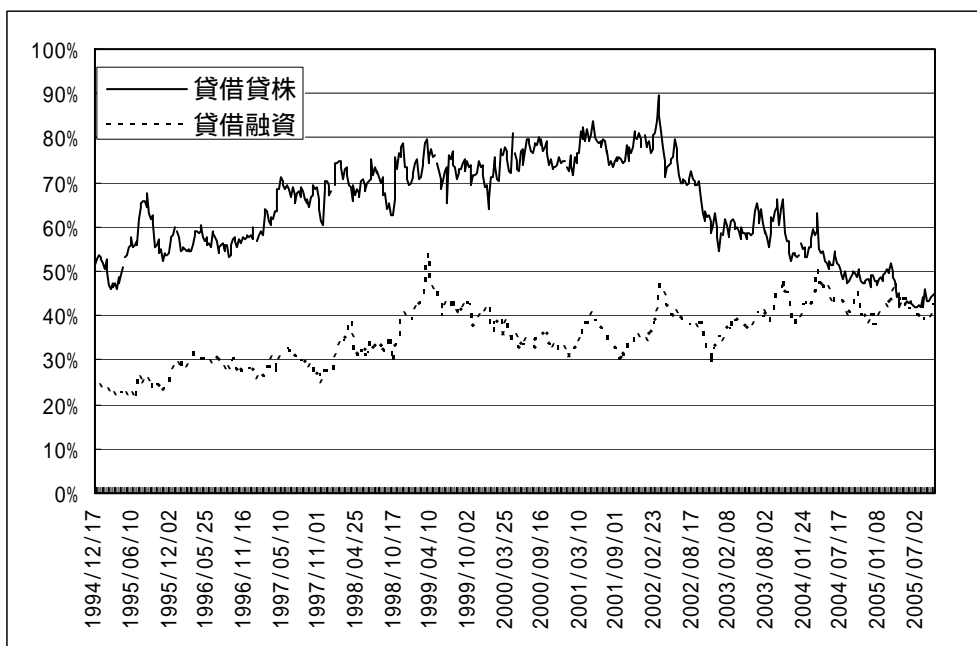


表 1 制度信用取引と一般信用取引の比較

	制度信用取引	一般信用取引
委託証拠金	約定価額の30%以上(通常30%)	約定価額の30%以上
品貸料(逆日歩)	証券取引所が発表する率	顧客と証券会社との間で決定
貸株料	証券会社が規定	顧客と証券会社との間で決定
買方金利	1999年10月1日以降,証券会社が規定	顧客と証券会社との間で決定
売方金利	1999年10月1日以降,証券会社が規定	顧客と証券会社との間で決定
返済期限	最長6ヶ月	顧客と証券会社との間で決定
対象銘柄	証券取引所が選定した銘柄	原則として全上場銘柄
権利処理	証券取引所が定める方法	顧客と証券会社との間で決定
貸借取引	利用可能	利用不可能

表 2 制度信用取引と一般信用取引のコスト比較

	買建		売建	
	一般信用取引	制度信用取引	一般信用取引	制度信用取引
日歩	買方金利を支払	買方金利を支払	売方金利を受取	売方金利を受取
品貸料 (逆日歩)	顧客と証券会社との間の取り決めに従うが,通常なし	証券金融会社が発表する金額を受取	顧客と証券会社との間の取り決めに従うが,通常なし	証券金融会社が発表する金額を支払
貸株料	なし	なし	あり(顧客と証券会社との間で決定した金額を支払)	あり()
事務管理費	建玉の約定日から1ヶ月ごとに徴収	建玉の約定日から1ヶ月ごとに徴収	建玉の約定日から1ヶ月ごとに徴収	建玉の約定日から1ヶ月ごとに徴収

貸借取引において2002年5月7日約定分から貸借取引貸株料が徴収されるようになったことから,証券会社は制度信用取引における貸株料を顧客から徴収するようになった。

第2章 市場全体の信用取引動向と株価

概要

本章²³では、市場全体での信用取引残高データに関する詳細な分析を行った。分析では、まず信用取引の取引主体が誰なのか、信用取引にはどのような取引行動の特徴があるのかを検証した。その結果、信用買いの主な利用者は個人投資家であるが、信用売りのそれは必ずしも個人ではないという証左を得た。そして、個人が投資主体である信用買いには2つの取引バイアスがあることを確認した。1つは、信用買残高の変化が過去の市場リターンと高い正の相関を持つことである。この取引行動は、自己帰属バイアスに起因した自信過剰バイアスの影響を個人投資家がより顕著に受けやすい(Gervais and Odean 2001)ことを示していると解釈できる。もう1つは、信用買いの売買動向が継続するというものである。この特性は個人投資家の群れ行動バイアスを示していると考えられる。

次に、市場全体の信用取引動向が、個別銘柄間のリターン格差（つまり、個別銘柄の特性値によるファクターリターン）に与える影響を分析した。その結果、信用買残高が増加しているときには、小型株・高ボラティリティ株のリターンが高いことを見出した。このことは、信用買いによるインパクトが小型株・高ボラティリティ株で大きく、大型株・低ボラティリティ株では小さいことを意味する。市場全体の信用取引動向では市場リターンを予測できないようであるが、これは信用取引が大型株には大きな影響を与えていないためと考えられる。

また本章では、市場全体の信用取引動向によるアノマリーについて報告する。それは、信用買い取引動向を予測することで、将来の小型株と大型株のリターン格差（以降、サイズリターンと呼ぶ）を予測できるというものである。このような予測可能性は、信用買い動向が過去の信用買い動向と過去の市場リターンを用いて予測できること、信用買残高が

²³ 本章の内容は日本ファイナンス学会第12回大会(2004)、第2回行動経済学ワークショップ(2004)で報告した内容を含んでいる。また、本章の一部は Hirose, Kato and Bremer (2006)に掲載している。

増えているときに、小型株の株式リターンが大型株に比して高くなるという特性から生じる。サイズリターンの予測効果がアノマリーとして存在し続ける理由は、その裁定ツールが存在しないことも一因であると考えられる。

1. はじめに

個人投資家の非合理的な行動とその行動が株価へ与える影響はアノマリーの発生源として古くから重要視されてきた。個人投資家の心理をテーマとした研究で最も古く代表的なものは、Lee, Shleifer and Thaler (1991)によるクローズドエンドファンドパズルに関する研究であろう。彼らは、クローズドエンドファンドのディスカウントが、個人投資家の楽観的なときにプレミアムで取引されるという仮説に基づき分析を行っている。そして、エージェンシーコスト、非流動性コスト、キャピタルゲイン課税仮説といった伝統的な説明ではクローズドエンドファンドのディスカウントを適切に説明できないこと、個人投資家の投資家心理を用いた説明が最も整合することを示した。特に、個人投資家が重要な取引主体である小型株のリターンとクローズドエンドファンドのディスカウントとの高い共変動はその重要な証左となっている。一方で、Chen, Kan, and Miller (1993)は、クローズドエンドファンドのディスカウントとサイズリターンの関係の脆弱さを指摘している。

日本には、個人投資家の投資家心理を代理する可能性のある独自の指標が存在する。それは信用取引動向である。制度信用取引の歴史は古く、日本では1951年から利用可能であった。制度信用は個人投資家の参加を促すことで株式市場の価格付け機能を向上させる目的で整備されたことから、その取引主体は個人投資家と考えられる。一方で、少額の手元資金で多額の売買が可能なレバレッジ取引であることから、個人投資家の心理をより顕著に反映している可能性がある。また、信用取引がクローズドエンドファンドと同様に個人投資家の心理を示しているのであれば、Lee, Shleifer and Thaler (1991)がクローズドエンドファンドで示したように、信用取引動向と小型株のリターンの間にも共変動が観測される可能性も考えられる。

信用取引は、これまで包括的な分析がほとんど行われていない。そこで本章では、市場全体の信用取引動向と株価の関係を中心に、信用取引の特性や、株式リターンの予測可能性について調査した²⁴。

本章の以降の構成は次のとおりである。2 節では関連研究を紹介し、3 節では利用したデータについて説明する。4 節で分析結果を示す。5 節はまとめである。

2. 関連研究

2.1 投資家心理

De Long, Shleifer, Summers and Waldmann (1990)がノイズトレーダーリスクをモデル化し、投資家の取引行動が株価に影響を与えることを示した。その後、投資家心理が株価に影響を与えていることを示す論文が数多く見られるようになってきた。Fisher and Statman (2000)の冒頭で、彼らは「投資家心理の研究は2つの意味で重要である。1つは、研究が投資家の株式市場の予測にどのようなバイアスがあるかを知ることができる。もう1つは、そのようなバイアスを利用して、超過リターンを獲得する機会があることを我々に教えてくれることである。」と述べている。このように、投資家心理が様々なアノマリーと関係し、また、投資家の癖が株式リターンの予測可能性を導くことを調査する研究は株式市場に関する研究の主要なテーマとなっている。

Fisher and Statman (2000)は、様々な投資家心理の変数が短期の市場リターンの予測に有効であるかを検証し、投資家心理が相場を動かすというよりも、相場が投資家心理を動かすという結果を得ている。また、Brown and Cliff (2004)も投資家への問い合わせ結果である直接指標(direct measures)と、流動性などの間接指標(indirect measures)など、様々な投資家心理と短期の市場リターンとの関係を調査している。その結果、彼らは投資家心理が市場に影響を与えているというよりは、投資家心理がリターンの影響を受けているという同様の証左を得ている。また、これらの結果は、投資家心理に短期リターンを予測す

²⁴ 第3章では個別銘柄の信用残高と銘柄間の株式リターンとの関係を分析する。

る能力がないことを示している。

一方で、投資家心理がボラティリティに影響を与えるという論文も存在する。Brown (1999)はノイズトレーダーによって引き起こされるリスクはボラティリティであることから、投資家心理とボラティリティには正の相関があると予測した。彼らは実際に分析を行い、個人の投資家心理が異常な水準にあるとき、クローズドエンドファンドのボラティリティが高いことを見出した。また、このようなボラティリティが高い取引高とも関係していることを見出した。一方で、Wang, Keswani and Taylor (2006)は投資家心理とリターンとボラティリティとの関係を調査し、投資家心理がリターンやボラティリティに影響を与えているというよりも、投資家心理がリターンやボラティリティの影響を受けているという証左を得ている。

市場全体の投資家心理の動向が個別株のリターンに与える影響を調査した論文もある。Baker and Wurgler (2006)はこのような分析を行い、悲観的なときには、将来の小型株、高ボラティリティ株、収益性の低い株、無配当株、高成長株、業績不振株などのリターンが相対的に高いことを示している。Brown and Cliff (2004)では、個人投資家、機関投資家の心理変数を作成し、小型株・大型株への影響を調査している。その結果、彼らは個人投資家による小型株への影響だけではなく、機関投資家の心理による大型株への影響が大きいことを見出している²⁵。

2.2 個人投資家

個人投資家はアノマリーの発生源となるノイズトレーダーであると考えられてきた。個人投資家の心理が株式価格の重要な決定要因として注目される大きな理由の1つは、個人投資家が、機関投資家や証券会社のディーラーなどに比べ投資に関して素人で、非合理的な投資家心理に基づく取引を行っていると考えられるからである。Gervais and Odean

²⁵ Lee, Sheleifer and Thaler (1991)でも、投資家心理の変数と考えられるクローズドエンドファンドのディスカウントの変動と分位ポートフォリオのリターンの関係を調査しているが、この説明は次節で行う。

(2001)は、自己帰属バイアス(Self-serving bias)による自信過剰が、投資経験の浅い投資家、つまり個人投資家でより顕著で起こることをモデルの中で指摘している。

個人投資家の取引行動バイアスを分析した研究は、Lee, Shleifer and Thaler (1991)によるクローズドエンドファンドパズルに関する分析²⁶が最初であろう。彼らは Thompson (1978)以降、広く知られていたクローズドエンドファンドのディスカウントアノマリーを、個人投資家の心理によって動かされる代理変数として説明した。実際、クローズドエンドファンドの取引の大部分は個人投資家によるものである。クローズドエンドファンドの運用資産は市場で取引される証券で構成されていることから、純資産総額(NAV)とクローズドエンドファンドの取引価格を比較することで取引バイアスを容易に計測することができる。Lee, Shleifer and Thaler (1991)の主張は、クローズドエンドファンドのディスカウントが、個人投資家の楽観的なときに縮小する(あるいはプレミアムで取引される)というものである。また、彼らは小型株のリターンが高いときに、クローズドエンドファンドのディスカウントが縮小することを見出した。彼らは、個人投資家が小型株の特に重要な株主であり、取引主体であることから、個人投資家の心理の動きはクローズドエンドファンドと小型株に同様の影響を与えるはずだという仮説に基づき、時価総額による分位ポートフォリオ(十分位)の月次リターンとクローズドエンドファンドのディスカウントとの共変動について調査している。その結果、クローズドエンドファンドのディスカウントが拡大すると小型株のパフォーマンスが悪くなること、ポートフォリオの規模が大きくなるに従ってクローズドエンドファンドのディスカウントとの共変動の大きさも小さくなることを示した²⁷。これらの結果は、個人投資家の取引が小型株でより取引シェアを占め、株価に与えるインパクトも大きいために、個人投資家が楽観的なときに小型株のリターンが高くなるものと解釈できる。しかし、クローズドエンドファンドのディスカウントとサイズリターンの関係については、Chen, Kan and Miller (1993)がその脆弱さを指摘しており、

²⁶ 日本語では、Shleifer (2000)兼広訳に研究の内容が詳しく書かれている。

²⁷ なお、一番大型のポートフォリオではディスカウントが拡大するとリターンが悪くなるという、小型株とは反対の結果を得ている。

クローズドエンドファンドのディスカウントは個人投資家の心理の弱い代理変数に過ぎないのかもしれない。

2.3 過剰流動性と自信過剰仮説

伝統的なファイナンスの枠組みではパズルとして扱われてきた、高い流動性や高いボラティリティを投資家心理で説明する論文が近年紹介されている。例えば、Odean (1998) は、自信過剰によって将来の取引高も増加することをモデル化した。Gervais and Odean (2001) は、市場リターンで説明される過去の高パフォーマンスを自分の能力と考えるバイアス(Self-attribution Bias) を用いて、市場レベルでの高い株式リターンの後に投資家が自信過剰になり、高い流動性を導くことをモデル化した。

Odean (1998)と Gervais and Odean (2001)が予見した過去の市場リターンと流動性との密接な関係についての実証研究も行われている。Statman, Thorley and Vorkink (2006) はアメリカにおける月次の市場レベル実データを用いて、過去の市場リターンが高いときに、投資家の自信過剰の代理変数である取引高が大きいことを見出し、Odean (1998)と Gervais and Odean (2001)の予見を支持している。また、Statman, Thorley and Vorkink (2006)は、自信過剰が、個人投資家の保有ウエイトが高い小型株でより顕著に見られることを報告している。また、Baker and Stein (2002) は、空売り制約のある市場に非合理的な投資家が存在すると、市場レベルだけではなく個別銘柄レベルでも時系列的な高水準の流動性がポジティブな投資家心理のサインとなることを述べている。信用取引と流動性の関係を調査することは、これらの関係を調査する上で重要な示唆を与えられらる。

3. データ

市場全体の信用取引動向を示す変数として利用したものを表 3 の Panel A に示した。分析は主に、1994 年 12 月 17 日～2003 年 5 月 17 日(約 8 年半)における ETF を除

く全貸借銘柄²⁸の信用残高週次データを独自に集計したもの（信用買い：MBO，および信用売り：MSO）について行った。これらの集計データでは，信用売りと信用買いの銘柄が厳密に一致している。一方で，東証が公表している信用取引の集計データも利用した（信用買い：MBO/CAP，および信用売り：MSO/CAP）。東証は株数と金額の2つを公表しているが，株数ベースのものは分割や単位株による修正が厳密ではないため時系列的な比較を適切に行えないという理由から，信用取引金額を時価総額で除したものを利用した。公表信用残高（金額）をベースとした変数については，特に株価変化による影響を除去する目的で，時価総額で除した変数を利用している。なお，公表値をベースとした変数については，1987年5月9日から2004年7月24日までのデータを元にした長期での特徴を確認することを主な目的として利用している。

本研究では，短期的な株式リターンと信用取引の関係に着目し，信用取引残高の変化についても分析した。表3のPanel A中に示す変数のうち，「 Δ 」で始まる変数は，それぞれの変数の1週間の差分である。信用取引残高の変化幅は正味で信用取引契約の増減を意味する。つまり，信用買残高の増加は，その計測期間中に正味の信用買いの契約（新たな契約 - 清算分）が増えたことを示し，逆に減少は，信用買い取引が正味で清算されたことを意味する。

図1は全貸借銘柄での信用残高（信用買残高：MBO，信用売残高：MSO）の推移である。また，表4に集計した信用取引データおよび取引高の基礎統計量を示す。図1から，信用買残高は2000年3月頃に高い水準となり，信用売残高は2002年3月頃に高い水準になっている。平均的には，信用買残高は信用売残高の2倍程度であり，標準偏差も信用売残高より信用買残高の方が大きい。また表4の結果から，信用買残高については，水準

²⁸ 貸借銘柄とは，証券金融会社から（信用買いに係る）資金および（信用売りに係る）株券の借り入れが行える銘柄群を言う。一方で信用銘柄（厳密には制度信用銘柄）とは，証券金融会社から資金の借り入れが行える銘柄群を言う。貸借銘柄は信用銘柄から選定されるため，信用銘柄でない貸借銘柄は存在しない。制度信用取引では，貸借銘柄でない信用銘柄について，証券会社が独自に貸株調達を行い，信用売りを提供することも原理的には可能であるが，事例としては存在しないようである。一般には証券会社はこのような銘柄を一般信用取引で取り扱っている。その結果，貸借銘柄と制度信用による信用売り可能銘柄は一致していると考えてよい。

にも変化にも強い自己相関があることが確認できる。

本章の分析では、信用取引の特性を調査するために、取引高、市場リターン、投資家主体別売買動向などの数値を用いた。取引高は主要証券取引所における各週の1営業日当たりの平均取引高で定義し、分割修正後の単元株を単位とした。売買主体別動向は、投資家主体の株式売買買越額を意味し、投資家主体の分類は加藤・高橋(2004)に倣った。金融機関は生損保、長信銀・都銀・地銀、信託銀行の合計値、証券会社は自己売買と委託による証券会社取引の合計値である。株式リターンはTOPIXを用いて算出している。リターンの計測方法は図2のとおりである。分析時点を t 週末とすると、水準は t 週末における水準、変化幅は $t-1$ 週末~ t 週末における変化幅を計測している。 $t-1$ 週末~ t 週末の株価指数のリターンを同時点リターンと定義し、過去リターンは $t-(n+1)$ 週末~ $t-1$ 週末の週次平均リターンを過去 n 週のリターンとして分析した。また、将来リターンについては、 t 週末~ $t+n$ 週末における週次平均リターンを将来 n 週のリターンとして利用している。

最後に、市場全体の信用取引動向と分位ポートフォリオのリターン格差の分析を行う際に用いた特性値を説明する。分位ポートフォリオ構築に用いた特性値変数を表3のPanel Bに示した。分位ポートフォリオの構築には、東京証券取引所1部・2部上場全銘柄を対象とした。B/Mは自己資本を時価総額で除した自己資本株価比率、AGEは会社設立月の1日からの経過日数を変数としたもの、MEは時価総額、HVOLAは過去52週の週次リターンの標準偏差(ヒストリカルボラティリティ)を示している。

4. 分析

4.1 市場リターンおよび、ボラティリティとの関係

Gervais and Odean (2001)が指摘するように、投資歴の浅い個人投資家が市場全体での株価上昇により利益を得たにもかかわらず、それを自分の実力と勘違いし自信過剰となるなら、過去の市場リターンと信用取引の間に強い正の関係が観測される可能性がある。ま

た、個人投資家がノイズトレーダーであるならば、信用取引とボラティリティとの間にも何らかの関係が観測される可能性がある。そこで、市場リターンおよびボラティリティと市場全体の信用取引動向との関係を調査することにした。

4.1.1 最小二乗法による分析

過去の市場リターンやボラティリティが信用取引に与える影響、および信用取引が将来の市場リターンやボラティリティに与える影響をまず概観する。具体的には最小二乗法(OLS)により分析した。結果は表5のとおりである。K=-52~K=0の期間における回帰では、過去・同時点の市場リターンおよびボラティリティを説明変数として、K=0における信用取引動向を被説明変数とした回帰を行った。一番左に示される変数(信用買残高水準:MBO,信用売残高水準:MSO,信用買残高変化:MBO,信用売残高変化:MSO)は被説明変数として利用した変数を意味する。一方、K=1~K=52の将来期間については、K=0期の信用取引動向を説明変数として、将来の市場リターンおよびボラティリティを被説明変数とする回帰を行っている。この場合、一番左に示される変数が説明変数となる。説明変数には、信用買残高、信用売残高、およびそれらの変化幅を利用した²⁹。Panel Aは市場リターンに関する結果、Panel BはHILO変数に関する結果、Panel CはDISP変数に関する結果を示している。市場リターンはTOPIXを元に算出している。HILO変数はその週のTOPIXの最高値から最安値を引いたもので定義している。DISP変数は日次で東証1部・2部全銘柄のクロスセクションにおけるリターンの標準偏差(ディスページョン)を算出し、その週の平均を変数としたものである。

表5のPanel A(市場リターン)の結果から見ていく。もし、信用取引を行っている投資家がポジティブフィードバックによる取引を行っているのであれば、信用取引の水準および変化と、過去の市場リターンとの間に正の関係が見られるはずである。また、もし取引による株価インパクトが大きいのであれば、同時点(K=0)における係数で強い関係が

²⁹信用買残高から信用売残高を引いたものの水準、およびその変化についても同様の分析を行ったが、その特徴は信用買残高と信用売残高の中間的な特徴を有しており、付加的な情報はないことから割愛した。

見られると考えられる。

表 5 の Panel A の信用買いに関する結果では、過去の市場リターンと MBO 変数（信用買残高の水準）との間に一貫した正の関係が見られる。過去 52 週のリターンが高いときに、MBO が高くなる。この結果はポジティブフィードバックトレーディングと整合的な結果である。MBO（信用買残高の週次変化）の結果では過去リターンとの関係がより顕著に表れている。過去 1 週間～4 週間のリターンが高いときに、MBO は大きくなる。この結果もポジティブフィードバックトレーディングと整合的な結果である。一方で、MBO と MBO は同時点のリターンとは有意な関係は見られない。信用買残高は同時点のリターンとは無関係に、過去リターンが良い時に信用買残高は増加する。また、市場全体での信用買い動向が市場全体の株価に与える影響は限定的なようである。

次に、表 5 の Panel A で信用売りに関する結果を確認する。MSO 変数と過去リターンとの間に一貫した負の関係があることから、過去リターンが悪いときほど信用売残高（MSO）は高くなることが分かる。しかし、その関係の有意水準は低い。信用売残高の変化（MSO）を確認しても、過去の市場リターンとの間には有意な関係はない。一方で、

MSO と同時点の関係をみると、リターンが高いときに信用売残高が有意に増加している。信用売りが市場全体の株価に与える影響は小さいようである。むしろ、信用売りを行っている投資家が、短期的な市場の行き過ぎた株価変動に対してヘッジあるいは裁定といったポジションをとることに利用されているようである。このことは、信用売りを行っている投資家が、正しいファンダメンタルバリューを認識している投資家 情報トレーダーである可能性を示している。

Panel A の将来リターンに関する分析結果から、信用取引と将来リターンとの関係を確認する。信用買残高の変化（MBO）、および、信用売残高の変化（MSO）では将来リターンを予測することは出来ないようである。このことは彼らの取引が将来に関する重要な情報に基づいているのではないことを示唆している。一方で、この結果を投資家心理という観点で解釈すると、「投資家心理が株式リターンを決定するというよりも、むしろ逆で

ある」という Brown and Cliff (2004)の結果や、「高い市場リターンが将来の自信過剰を導く」とする Gervais and Odean (2001)の主張と整合する。

次に表 5 の Panel B の結果を確認する。Panel B は HILO 変数で定義された TOPIX ボラティリティと信用取引との関係を調査したものである。HILO 変数は、該当週の TOPIX 高値から TOPIX 最安値を引いたもので定義されている。まず過去期間の結果から確認する。ボラティリティが高い期間の後に、信用買残高水準 (MBO) が高く、信用売残高水準 (MSO) は低くなる。また、前週のボラティリティが増加しているときに MBO は減少しており、同様の結果は同時点でも見られる。しかし、MSO については、前週および同時点のボラティリティの間には有意な結果は見られない。

次に将来の HILO 変数に対する予測能力を確認する。高水準の信用買残高の後に高ボラティリティの期間が続いている、つまり、高水準の信用買残高のときには、将来のボラティリティも高いことを意味している。一方で、信用売残高については、高い時期の後に低ボラティリティの期間が続く。次に信用残高の変化の結果を見ると、信用買残高・信用売残高の増加は将来の低ボラティリティを導いている。

Grossman and Zhou (1996)は、フィードバックトレーディング戦略を行っている投資家が、市場を不安定化させる傾向があることを示している。ここでの結果は、高ボラティリティが信用買残高の減少した後に続いているので、彼らの予測と一致していない。同時点でも信用買残高、信用売残高の増加が低ボラティリティとなっており、彼らの予測とは一致しない。むしろ、信用売りが市場ボラティリティの安定に寄与していることを意味する結果を得ている。信用売残高が低水準のときにはボラティリティが高く、信用売残高が増加すると、将来に渡ってボラティリティが低下している。表 5 の Panel A の結果では同時点のリターンが高いときに信用売残高が増加していたことから、信用売りが市場の過剰な価格反応の緩衝材としての役割を果たしている可能性が考えられる。

次に、表 5 の Panel C の結果を確認する。Panel C も Panel B と同様にボラティリティの変数であるが、Panel C における変数はクロスセクションにおける個別銘柄リターンに

与える影響を分析している。一般に個人投資家の影響は小型株で大きいと考えられている。小型株は流動性も低いことから、活発な信用取引により小型株の株価に大きなインパクトを与えるとクロスセクションにおける株式リターンのディスページョンが増加することも考えられる。そこで、Panel Bで行った時系列的なボラティリティとは異なる株価へのインパクトを調査した。

その結果、DISP 変数が高いときに信用買残高の水準も信用売残高の水準も高く、将来のディスページョンも高いことが分かる。一方で、変化を確認すると、過去にディスページョンが高いとき、および同時点のディスページョンが高いときに信用買残高が増加している。特に1~2週前のDISP変数と信用買残高の変化の関係が強い。このことから信用買残高は小型株を中心とした株価から何らかの影響を受けている可能性が考えられる。一方で信用売残高の変化では、同時点との間にだけ強い関係があり、過去、将来のディスページョンとはほとんど関係ないようである。信用残高の変化について、将来の予測能力を確認すると明確な関係は見られず、将来のクロスセクションにおける株式リターンのディスページョンを予測する能力はないと思われる。

4.1.2 状態分離による分析

前節では、過去の市場動向と信用取引の単回帰を行い、信用買いが過去の市場リターンが高いときに増えるという強い証左を得た。また、信用取引には将来の市場リターンを予測する能力がないことを確認した。ここでは過去リターンの関係、および将来リターン予測能力を別の方法で調査し、前節での結果を確認することにした。分析は、信用残高の変化を表す変数については、 $K=0$ における信用残高が増加しているか減っているかで、信用残高の水準を示す変数については、 $K=0$ における残高水準が中央値（メディアン）よりも高いか低いかで2つの状態に分類し、その2つの状態における $K=-52 \sim K=52$ の市場リターンが平均的にどのようなパフォーマンスを示していたのかを確認する。Gervais and Odean (2001)が指摘するような個人投資家の自信過剰が顕著に表れていれば、過去の市場リターンが高い時に、信用買残高が増えることが期待される。

分析の結果は表 6 のとおりである。まず、表の見方を説明する。一番左のカラムに示された指標で 2 つの状態に分類している。変数は表 3 の Panel A に示されたとおりである。なお、変数 MBO-MSO は信用買残高と信用売残高の差を示す信用差引残高を意味する。変数 MBO-MSO は信用買残高の変化から信用売残高の変化を引いたもので、信用差引残高の変化を意味する。表は分類に従って、過去 52 週、26 週、10 週、4 週、1 週間、分析週（分類を行った週）、そして、将来 1 週、4 週、10 週、26 週、52 週間の市場リターンの平均値を示している。「Above/Below med」で示される行は一番左に示された指標が中央値よりも高い・低い状態での市場リターンの平均値、「Above/Below zero」で示される行は、一番左に示された指標がゼロよりも高い・低い状態での市場リターンの平均値をそれぞれ示している。「Diff」で示される行は分類された上 2 行の差を示しており、「t-stat」はその差がゼロと有意に異なるかどうかを示す検定統計量である。

信用買残高の水準の結果から確認する。変数 MBO をみると、信用買残高が中央値よりも高いときの過去 52 週間の市場リターンの平均は 2.69%、対して、中央値よりも低いときは -11.92% となっており、過去市場リターンが高いときに信用買残高が高く、過去の市場リターンが低いときに信用売残高が低い。その差は 14.61%、t 値は 7.87 となっており有意な格差である。格差の大きさを示す t 値をテーブルの左から右に確認すると、過去では正で将来になるに従って負の傾向がある。つまり、信用買残高が高いとき、過去の市場リターンは平均的に大きく、将来の市場リターン、特に 26 週～52 週といった長期の市場リターンが低いという傾向がある。

続いて、信用売残高の水準の結果を確認する。信用買いとは逆の関係があることが分かる。MSO の t 値を確認すると、過去になるほど t 値が小さくマイナスで、将来になるほど t 値は大きくなり、プラスとなる。つまり、信用売残高は過去の市場リターンが高いときに低く、信用売残高が高いとき将来の市場リターン、特に将来 26 週～52 週の市場リターンが高くなることが分かる。差引残高である変数 MBO-MSO は 2 つの特性を足し合わせる結果、市場リターンと将来リターンとの関係が明確に表れている。

次に、信用残高の変化を示す変数に着目する。まず、信用買残高の変化を示す変数 MBO から確認する。結果は前節での結果に整合するものとなっている。信用買残高が増加しているときは、平均的には過去の市場リターンが大きく、逆に信用買残高が減少しているときは、過去の市場リターンは小さい。2つの状態の過去リターンの格差に関する統計量は過去 26 週～前週に渡って有意な数値を示している。一方で、MBO と同時点の市場リターンの関係はほとんどなく、また将来リターンの予測力もない。この結果はすべて前節での結果と整合する。

次に、信用売残高の変化の結果を確認する。この結果も前節の結果と整合的である。過去の市場リターンおよび将来の市場リターンと信用売残高の変化の間にはほとんど有意な関係は見られず、同時点の市場リターンのみと強い関係がある。また、同時点の市場リターンが増加しているときに、信用売残高は増加する。

以上のことから、信用買いは過去リターンに影響を受けたバイアスのある取引である一方で、信用売りは、短期的な変動に対応した短期的な取引であるようである。また、信用取引には将来の市場リターンを予測する能力はないようである。

4.2 時系列回帰による信用残高変化の説明

ここでは、信用残高の変化と、市場リターン、取引高、ボラティリティ、投資家主体別動向との関係を調べた。ここでの目的は(1) 信用取引を行っている投資家の投資行動にはどのような特徴があるのか、(2) どのような外生的な変数によって信用取引動向は決定しているのか、(3) 信用取引の取引主体は誰なのか、(4) 信用取引と出来高・ボラティリティにはどのような関係があるのか、ということを検証することである。

信用残高の変化の特徴をより厳密に調査するために様々な指標を説明変数として利用した時系列回帰分析を行った。利用した変数は、過去・同時点リターン、および流動性、投資家別売買動向、市場リターンのボラティリティを示す HILO 変数である。信用残高の変化は正味（清算 - 新規契約）の信用取引を意味していることから、分析の結果は（正味

の)信用取引の特徴と解釈できる。ここでの分析の目的の1つは、信用取引の取引主体および信用取引の取引特徴を確認することである。投資家別売買動向はその目的で利用している。また、流動性や市場ボラティリティへの影響を確認するために、株式の取引高(流動性指標)、およびHILO変数を利用している。信用買残高での結果を表7に、信用売残高での結果を表8に示した。表の数字は回帰の係数、括弧内はそのt値である。また、各回帰モデルの修正決定係数およびダービンワトソン比を右端に示した。用いたモデルは下式のとおりである。

$$X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \eta \text{株式収益率}_t + \kappa \text{株式収益率}_{t-1} + \gamma \Delta \text{取引高}_t + \omega \text{HILO}_t + \sum \theta_j \text{投資家主体}_j + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、変数XはMBO、あるいはMSOを意味する。表4の自己相関の結果(Acで示される行の結果)から、回帰式にはラグ項(被説明変数の1時点前の値)を含む時系列モデルを用いた。また、説明変数として利用した市場リターンはTOPIXより算出した。なお、説明変数の説明力の一貫性を確認するために、説明変数の様々な組み合わせでも分析を行っている。

まず、信用買残高の結果から確認する。結果は表7である。投資家別売買動向との係数を確認すると、各投資家の中で一貫して有意な係数を得ているのは個人投資家の売買動向の係数である。このことから、信用買の取引主体は個人投資家であると考えられる。一般に機関投資家である信託銀行、生命保険会社、投信会社は顧客からの多くの資金を有しているため、信用買による資金融資を受ける必要はほとんどない。その点において、証券会社から融資を受けて株式を購入する信用買の利用主体が個人投資家であるというこの結果は妥当である。次に、過去リターンと信用買残高の変化の関係をみると、前節までで見られた正の関係がすべてのモデルで見られており、過去リターンとMBOとの関係は他の変数では説明できない頑健なものである。また、ラグ項について確認すると、すべてのモデルで正の有意な関係となっており、過去の信用買残高の増加は翌週の信用買残高

の増加を導いている。これらの結果は、過去の市場リターンが良いときほど信用買いが活性化すること（ポジティブフィードバックバイアス）、信用買残高が増加すると、翌週も増加が継続する傾向があることを示している。一方で、同時点のリターンおよび取引高との係数は、モデルによって係数の向きや有意性が異なっており、頑健な関係ではない。また、HILO 変数については弱いながら負の係数を得ている。このことは、信用残高が増加した週の市場ボラティリティは減少していることを示している。この結果は表 5 の結果と整合的であり、Grossman and Zhou (1996) とは整合的ではない。

信用買いにおける過去の市場リターンと正相関 ポジティブフィードバックトレーディングバイアス は、Gervais and Odean (2001) が主張する自信過剰仮説と整合的である。Gervais and Odean (2001) は「過去の市場リターンが高い時に、市場リターンによってもたらされる投資利益を自分の投資能力と勘違いする結果、自信過剰が引き起こされる」というモデルを示している。彼らのモデルでは、投資家は投資経験を通して自分自身の投資能力を学習する。特に学習の初期では自分の能力を過剰に見積もってしまう。個人投資家は他のプロの投資家に比べ投資経験も平均的には浅く、このような自信過剰バイアスを顕著に受けていると考えられる。信用買い（MBO）が過去のリターンや信用買いとの関係が強い一方で、同時点のリターン・取引高といった新しい情報との関係が弱いことは、このような自信過剰仮説と整合的である。

また、過去の信用取引と信用買い取引との正相関は個人投資家の群れ行動によるバイアスを示していると考えられる。市場リターンとの関係を含めて考えると、個人投資家は皆が株式投資で利益を得ると、群がるように株式投資のポジションを増やしていく結果、このような信用買いにおける正の自己相関が表れているものと考えられる。本来、株式投資は将来の情報に基づいて行われるはずであるが、個人投資家の株式投資は必ずしもそうではないようである。

次に、信用売残高の結果を確認する。結果は表 8 である。取引主体を確認すると、どの投資家主体とも期待される負の係数を得ているが、どの取引主体とも有意な関係とはなっ

ていない。この結果は、信用売りの利用者が必ずしも個人投資家ではないことを意味する。機関投資家は一般信用取引により空売りを頻繁に行う。信用売残高の変化（信用売り）が個人の株式売買との関係が低く、全ての投資家主体と期待される負の係数を得ているのは、このためと考えられる。さらに、過去・同時点の市場リターンとの関係を見てみると、前節で見られたものと同様、過去の市場リターンとの関係はなく、同時点のリターンと高い正の関係を有する。そして、ラグ項でも信用買残高で見られたような時系列相関は見られない。同時点の市場リターン以外に MSO を説明するのは、同時点の取引高のみであり、売買動向も有意な関係を得ることは出来ない。これらの結果は、信用売りが機関投資家などの投資のプロによるヘッジあるいは裁定を主な目的として利用されていることと整合的である。また、HILO 変数との係数はやはり負の係数を得ている。有意性の水準はどれも低いですが、やはり信用取引は市場のボラティリティを低減させる方向に働いているようである。これらの結果も、信用売りが機関投資家などの投資のプロによるヘッジあるいは裁定を主な目的として利用されていることと整合的である。

4.3 個別銘柄リターンに与える影響

表 5 の Panel C の結果から、市場全体の市場取引動向が個別銘柄のリターンに影響を与える可能性が示唆されている。ここでは、市場全体の信用残高動向が個別銘柄のリターンにどのような影響を与えるかを分析する。まず、市場全体の信用取引動向の違いによって各計測時点を 2 つに分類し、それぞれにおける個別銘柄の CAPM リスク調整後リターンの市場全体での平均値に違いがあるかを調査する。これにより、信用取引の増加・減少により市場全体の株価に影響があるのかどうかを知ることができる。次に、市場全体の信用取引動向の違いによって、特性値ポートフォリオのリターン特性に違いがあるかを検証し、市場全体の信用買残高の増加・減少がどのような銘柄群に影響を与えるかを分析する。

4.3.1 個別銘柄の CAPM リスク調整後リターンへの影響分析

まず、個別銘柄の株式リターンに与える影響をより詳細に調べるために、市場全体での

信用取引残高毎の CAPM リスク調整後リターン（以降，超過リターン）の平均値とその格差を調査することにした。分析では，まず各時点で，超過リターンの平均値を集計する。そして，信用残高の増減，あるいは水準の大小によって各観測点を 2 つに分類し，それぞれの「各観測点で算出された超過リターン平均値」の平均値を算出し，信用取引の状態の違いによって，超過リターンの平均値に違いがあるかを確認する。リスク調整は分析時点の前 52 週間のリターン情報をもとに行った。いわゆるローリングによる CAPM 調整を行っている。この方法で調整されたリスク調整後の翌週リターンの期待値は何のバイアスもかからなければ，状態にかかわらず長期的にはゼロになると期待される。一方で，もし，信用取引がなんらかのバイアスを市場に与えていると，2 つの状態による超過リターンの期待はゼロとはならない。

分析対象（ユニバース）は東証 1 部・2 部全銘柄とした。分析では，状態を 2 つに分類するための状態変数として，これまで用いてきた信用残高水準・変化の変数の他に，その週の市場リターン，その週末から過去 4 週の市場リターン，過去 10 週の市場リターン，流動性の水準，変化などについても調査した。

分析の結果を表 9 に示す。一番左のカラムが分類に用いた変数，「+」のカラムは状態変数が正，または，メディアンよりも大きい状態での超過リターンを集計したもの，また，「-」のカラムは負，または，メディアンよりも小さいときの超過リターンを集計したものである。なお，一番左のカラムに示されている「*」印のある行のデータは，メディアンにより「+」と「-」の状態に分類していることを示している³⁰。

結果を見ると，4 週～10 週の市場リターンと，流動性指標から，リターンが高いとき，あるいは流動性が高いときに CAPM ベースの超過リターンが平均的にプラスとなっている。この結果は，自信過剰バイアスと整合的な結果と解釈できる。しかし，その差はそれほど大きなものではない。また，信用売残高の結果でも，水準が高いとき，残高が増加し

³⁰ 変化に関係した変数は変数の符号により分類し，水準に関する変数はメディアンを基準として「+」と「-」に分類している。

たときに平均的に高いリターンを示しているが、差は大きくない。一方で、信用買残高についての結果は非常にアノマラスなものになっている。水準においては、超過リターンとの間に明確な関係は観測されていないが、信用買残高の変化を示す指標では、残高が増加した時の超過リターンが非常に高く、残高が減少した時の超過リターンが非常に低くなっている。この結果は、信用買残高の状況によって、市場全体での超過リターンの平均値がプラスになるか、マイナスになるかを明確に分類できることを示している。分析に用いた他の変数では見られない強固な結果である。この証左は、市場全体の信用買残高の動向が、個別銘柄のリターンに何らかの影響を与えていることを示している。次節では、どのような特性の銘柄にどのような影響を与えているかをより詳細に分析する。

4.3.2 特性値ポートフォリオに与える影響分析

前節の結果から、市場全体の信用取引動向が個別銘柄のリターンに何らかの影響を与えている可能性が示唆された。この結果は、信用買いをしている投資家が特定の株式を積極的に購入するために、それらの株式のリターンが高くなっていることを示している。そこで、信用取引動向の増減によって、どのような特性の銘柄群のリターンが高くなっているのかを調査した。

分析は、市場全体の信用取引動向による状態別に特性値ポートフォリオのリターン格差を調査する方法で行った。具体的には、これまで同様に市場全体の信用取引動向により2つの状態に分類し、それぞれの状態での特性値による十分位ポートフォリオの両端のポートフォリオのリターン格差を集計する方法で行った。分析対象は東証1部・2部の銘柄とし、ポートフォリオのリターンにはローリングCAPMによるリスク調整後超過リターンを利用した。また、分位ポートフォリオのリターンは等金額投資によるリターンを示している。特性値ポートフォリオの構築に用いた変数は、時価総額(ME)、企業年齢(AGE)、B/M(自己資本株価比率)、HVOLA(ヒストリカルボラティリティ)の4つである。なお変数は表3のPanel Bにも示されている。

分析結果は表10のとおりである。まず表の見方を説明する。一番左のカラムには、状

態の分離に利用した変数が示されている。その右のカラムにそれぞれ、ME、AGE、B/M、HVOLA 変数の十分位ポートフォリオのリターン格差(D1-D10)が集計されている。分位ポートフォリオ構築は各特性値による昇順ソートで行っている。表に示した数値は、ME、AGE、B/M、HVOLA の小さい特性の銘柄群(D1)の等金額ポートフォリオリターンとME、AGE、B/M、HVOLA の大きい特性の銘柄群(D10)の等金額ポートフォリオリターンの格差を集計している。「+」のカラムは状態変数がプラスの時のリターン格差(D1-D10)が集計されており、「-」のカラムでは状態変数がプラスの時のリターン格差が集計されている。これまで同様、「*」が示されている行では、メディアンにより「+」と「-」に分類している。

信用買残高の水準の結果から確認する。MBO/CAP、MBO の結果から、信用買残高の水準と各特性値ポートフォリオの間には明確な強い関係はないようである。次に、最も結果が期待される信用買残高の変化に関する MBO/CAP と MBO を確認する。まず、ME についての結果を見ると、市場全体の信用買残高が増加している時には D1-D10 ポートフォリオリターンが有意に高く、逆に減少している時には D1-D10 ポートフォリオのリターンが有意に低い。D1 は小型株のリターンを示していることから、信用買残高が増加しているときには小型株のリターンが大型株に比して高く、逆に信用買残高が減少しているときには小型株のリターンが低いことを示している。また AGE や B/M には、小型株で見られるような状態による明確な違いは見られない。一方で、HVOLA 係数の結果を見ると、信用買残高が増加しているときに D1-D10 のリターンが有意に低く、逆に信用買残高が減少しているときに、D1-D10 のリターンが有意に高いことがわかる。この結果は、信用買残高が増加しているときには、ボラティリティの高い銘柄群のリターンが高く、逆に信用買残高が減少しているときには、ボラティリティの高い銘柄群のリターンが低いことを意味している。

信用買残高と ME 分位ポートフォリオと HVOLA 分位ポートフォリオの結果は、信用買を行っている投資家が主に小型株、ボラティリティの高い株を売買している可能性を示

唆している。

次に、表 10 で信用売残高の結果を確認する。MSO/CAP による分類で、ME 十分位ポートフォリオと HVOLA 十分位ポートフォリオの D1-D10 リターンが、MBO や MBO/CAP で見られたものと同様の結果を示しているようであるが、水準・変化どちらの変数においても明確な関係は観測されていないようである。

以上の結果から、市場全体の信用買残高の変化と ME、HVOLA ポートフォリオのリターン格差の間には頑健な関係があるようである。そこで、市場全体の信用買残高の変化による状態分類と、特性値による十分位ポートフォリオの詳細なリターンを調査した。結果は表 11 のとおりである。表 11 は Baker and Wurgler (2006)における分析方法に倣ったものである。ここまでの結果から、最も特徴が顕著に表れている MBO/CAP での結果を示す。分位ポートフォリオの構築方法、リターンの算出方法などは表 10 とまったく同じである。表 11 の結果を見てみると非常に面白い特徴がわかる。まず、ME の十分位ポートフォリオの結果から、MBO/CAP が正のとき、つまり、市場全体の信用買残高が増加しているときには、小型株になればなるほどリターンが高くなる。最小型のポートフォリオ (D1) のリターンはその t 値が 5.68 となっており、有意に高いリターンとなっていることがわかる。一方で大型株では CAPM で計算される期待リターンが当てはまっている。

次に、信用買残高が減少している (MBO/CAP が負) のときを見ると、結果はまったく逆になる。MBO/CAP が負のときには、小型株になればなるほどリターンは低くなる。ただし、t 値については MBO/CAP が正のときほど明確な分位間の特徴を示してはいないが、小型株になるほど平均リターンが低いという特徴は存在している。一方で、大型株はやはり CAPM で示されるリターンからそれほど外れておらず、D10 ポートフォリオに関しては若干高いリターン、D9 ポートフォリオについては若干低いリターンとなっている。これらの結果は市場全体の信用買残高が増加すると、小型株のパフォーマンスが CAPM で期待されるよりも良くなり、信用買残高が減少すると小型株のパフォーマンスが悪くなることを示している。

同様のアノマラスな結果は HVOLA でも見られる。信用買残高が増加すると、高ヒストリカルボラティリティの銘柄群のリターンが高くなる一方、低ヒストリカルボラティリティの銘柄群のリターンは CAPM で予測される程度のリターンとなっている。また、信用買残高が減少すると、高ヒストリカルボラティリティの銘柄群のリターンは CAPM で予測されるよりも有意に低くなり、低ヒストリカルボラティリティの銘柄群のリターンは CAPM で予測される程度のパフォーマンスのままとなっている。この結果から、市場全体の信用買残高が増加すると値動きの激しい株のパフォーマンスが良くなり、減少すると値動きの激しい銘柄のパフォーマンスが CAPM で期待される以上に低くなることを示している。

最後に、B/M と AGE による結果を見てみると、市場全体の信用買残高が増加・減少にかかわらず、B/M では D10 ポートフォリオが D1 ポートフォリオより高く、AGE では D1 ポートフォリオのリターンが D10 ポートフォリオのリターンより高い。これらの結果から、B/M や AGE は市場全体の信用残高動向とはまったく独立したアノマリー現象であることがわかる。

4.4 サイズリターン

ここまでの分析結果は大型株と小型株のリターン格差について重要な示唆を与える。小型株と大型株のリターン格差は CAPM を拡張した Fama-French の 3 ファクターモデルでは、SMB ファクターとしてリスクファクターの 1 つに取り込まれている。しかし、ここまでの分析結果では、翌週の小型株のパフォーマンスが大型株のパフォーマンスよりも優れているかどうか事前に知ることができる可能性を示している。

その予測可能性は次の 2 つの要素から成立する。

表 7 の結果から、信用買残高は事前に予測可能である。

表 10、表 11 の結果から、信用買残高の増加・減少は小型株への大きなインパクトを与える。

について特に重要なのは表 5 の説明変数のうち、1 期前の市場リターンと 1 期前の信用買残高の変化との自己相関が非常に強いということである。この 2 つを取り込んだモデルの修正重決定係数（カラム「修正 R2」）は 0.23 である。全変数を用いたものでは 0.43 なので、半分以上がこの 2 つの変数によって説明されている。については、表 10、表 11 の結果のとおり、市場全体の信用買残高の増加・減少が小型株への大きなインパクトを与えていることがわかる。信用買残高が増加すれば小型株のリターンが高いし、減少すれば小型株のリターンは低い。で信用買残高の増加が予測できるという証左があるので、の結果は、将来の小型株の大型株に対するパフォーマンスの優劣を予測できる可能性を示している。

ここでは、信用買残高の予測を用いて、小型株の大型株に対するパフォーマンスの違いを予測することに取り組む。まず、信用買残高を予測する必要がある。予測は、MBO/CAP および MBO をそれぞれ行うこととした。一期前の MBO/CAP および MBO と、一期前の TOPIX リターンを説明変数として用いたモデルの回帰結果は；

$$\Delta MBO/CAP_t = 0.003/1000 + 0.532 MBO/CAP_{t-1} + 0.052/1000 \text{ 株式リターン}_{t-1} \quad (R^2:0.29)$$

(0.37) (10.83) (13.21)

$$\Delta MBO_t = 3346 + 0.371 MBO_{t-1} + 9677 \text{ 株式リターン}_{t-1} \quad (R^2:0.23)$$

(0.97) (8.87) (7.57)

である。この結果はデータ全期間のインサンプルによる結果で、不均一分散の調整は行っていないモデルの結果である³¹。式に示される括弧内は係数の t 値を示している。この予測モデルを利用して、表 10 と同様の分析を行ったものが表 12 である。表の見方は表 10 と同じである。表のうち行「E(MBO/CAP)」と「E(MBO)」が予測による結果を示し

³¹ 表 7 では不均一分散の修正を行っているが、修正が推定値に与える影響は軽微なため、ここでは不均一分散の処理のないモデルを利用している。

たものである。なお、行「MBO/CAP」と「MBO」は表 10 での結果を再掲載したものである。結果のとおり、時価総額変数 (ME) に対する高い予測能力は、予測モデルでも依然残っている。上式で示されている回帰モデルの被説明変数は 1 期前の変数であることから、この結果は将来のサイズリターンが信用買残高と市場リターンの 2 つの変数を用いて予測できることを示している。

最後に、 $E(MBO)$ による予測が企業規模(サイズ)による十分位ポートフォリオのリターンをどのように分離するかをプロットして、その安定性を視覚的に調査した。その結果が図 4 である。まず図 4-A は全期間における時価総額による十分位ポートフォリオ(D1 ポートフォリオ~D10 ポートフォリオ)リターンの累積をプロットしたものである。リターンには CAPM による超過リターンを用いている。期間によっては大型株ポートフォリオのパフォーマンスが良い時期がある、分位間に明確な関係がないなど、小型株としての効果はそれほど明確には出ていない。

このデータを、 $E(MBO)$ に基づいて 2 つの状態に分離する。図 4-B は、 $E(MBO)$ が正、つまり市場全体の信用買残高が増加すると予測された時点のみ D1~D10 ポートフォリオの CAPM による超過リターンを累積し、減少すると予測された時点についてはベンチマーク(TOPIX)に投資時の超過リターンの累積をプロットしたものである。図 4-A に比べての小型株の効果が安定していることがわかる。しかも、小型株になればなるほどリターンが高いというきれいな関係がみとれる。また、大型株のリターンは CAPM が非常に安定してフィットしていることがわかる。

一方で、図 4-C は $E(MBO)$ が負、つまり市場全体の信用買残高が減少すると予測された時点のみ D1~D10 ポートフォリオのリターンを累積し、増加すると予測された時点についてはベンチマーク(TOPIX)に投資時の超過リターンの累積をプロットしたものである。図 4-B とはまったく対照的な関係が確認できる。小型株のパフォーマンスが最も悪く、しかも、小型株になればなるほどリターンが低い。また、図 4-B の結果同様、大型株のリターンは CAPM が非常に安定してフィットしていることがわかる。

以上のように、信用買いは小型株に大きな株価インパクトを与え、CAPMからの乖離を小型株で引き起こす。大型株ではCAPMがフィットする一方で、小型株でのCAPMからの乖離を信用買残高の変化が説明することは、Fama-Frenchの3ファクターのSMBファクターが個人投資家の心理、特に、株式市場への強気バイアスの影響を受けていることを示している。

5. ディスカッション

Fama-Frenchの3ファクターモデルでは、サイズリターン(SMBファクター)はファンダメンタルズに起因した何らかのリスク変数(特に業績不振に関係した変数)と解釈されている。しかし、本章の結果は、信用買い取引動向と市場リターンでその動きが予測できることを意味しており、SMB変数がリスク変数³²ということ自体が疑わしい結果となる。信用買残高の変化が個人投資家の買越額と密接に関係することは、信用買いが個人投資家と密接に関係することを示している。特に、信用買いが個人投資家の投資行動や投資家心理と密接に関係すると考えられることは、SMBファクターが個人投資家の株式市場に対する強気・弱気を示している可能性が考えられる。ファンダメンタルズと投資家心理の説明による大きな違いは、投資家心理のバイアスは心理学的なバイアスなどを通じてその方向性のある程度予測できることである。実際に、本章の結果は、個人投資家の自己帰属バイアスの影響から将来のサイズリターンが予測できることを示している。

次に、信用取引の市場動向では市場リターンを予測することはできなかった。この原因の1つは、信用買い動向による株価のインパクトが小型株に起こるためと考えられる。そこで、実際、時価総額による十分位ポートフォリオの最小型ポートフォリオのリターンを信用買い動向が予測するかどうかを単純な単回帰で調査した。結果は表13のとおりである。係数に対するt値から、市場全体の信用買残高の変化の予測値によって、大型株の

³² リスク変数は予測できないはずである。予測可能であるならばそのプレミアムは裁定ポジションによって消滅していなければならない。ファクターの変動そのものが予測不可能であるために、リスク変数となっているのである。

リターン (D10) を予測できないのに対して、小型株 (D1) のリターンは予測できることが分かる。信用買いによるインパクトが特に小型株で大きいため、市場全体の信用買い残動向によって、小型株のリターンが予測可能となっているものと思われる。また、小型株ほど信用買いによる株価インパクトが大きいため、時価総額ウエイトで計算される市場リターンを市場全体の信用取引動向が予測しないものと思われる。

予測値を用いたサイズリターンの予測という観点から、信用買残高の変化の予測がインサンプルモデルであるということが問題視される可能性もある。そこで、長期のデータを用いて信用買残高の予測係数の安定性を簡単に調査した。個人投資家の割合が劇的に変化していなければ、比較的安定した回帰係数が得られると予測される。結果は表 14 のとおりである。1987 年から 2004 年に渡る長期のデータを用いて検証したのち、3 つのサブピリオドでの回帰を行い係数の安定性を調査したが、どのモデルでも高い説明力と安定した回帰係数が得られている。信用買残高の予測は比較的安定して行えることから、信用買動向がサイズリターンを予測するというのは頑健な結果である。

信用買いが小型株のリターンを予測することは、サイズリターンがノイズトレーダーリスクと密接に関係することを意味する。Lee, Shleifer and Thaler (1991) は個人投資家と密接に関係するクローズドエンドファンドのディスカウントとサイズリターンとの関係を指摘している。信用買いにもこれと同様の予測効果があることは、クローズドエンドファンドのディスカウント同様、信用買いも個人の投資家心理の代理変数である可能性を示す。クローズドエンドファンドのディスカウントとサイズリターンの関係については、Chen, Kan, and Miller (1993) がその脆弱さを指摘しているが、信用買いについては、長期に安定してサイズリターンを予測することから、より優れた投資家心理の代理変数である可能性がある³³。

³³ 信用買動向によるサイズリターンの予測可能性は、過去の信用買いと過去の市場リターンの主に 2 つによって生じる。2 つの成分に分離して主にそのどちらの影響力が強いのかを分析すると、サイズリターンを予測する効果は、主に過去の市場リターンと信用買いとの関係から生じているようである。これは、信用買動向によるサイズ予測効果が Odean (1998), Gervais and Odean (2001) が述べる自信過剰仮説と密接に関係することを示唆する。

ではなぜ、サイズリターンの予測可能性というアノマリーが存在し続けているのだろうか？実際に、信用買残高の変化とサイズリターンを示すような指数間のリターン格差を定義し両者の相関を調べると、高い相関関係が得られる。結果は表 15 のとおりである。つまり、指数間のリターン格差を予測することができる。ただ 1 つ予測できないのが、TOPIX と日経 225 のリターン格差である。この結果は重要な示唆を与える。これまでに示されたアノマリーを投資戦略で獲得しようと考えたとき、現物での取引ではインパクトや取引コストが大きいことから、先物を利用せざるを得ない。しかし、表 15 のうち先物が利用できるのは TOPIX と日経 225 の 2 つのみである。実際この 2 つの間には、サイズリターン予測アノマリーは存在しない。つまり本章で示されたアノマリーが存在する理由として、このアノマリーを利用した投資戦略を組むのに必要なツールが日本市場に用意されていないことが考えられる。

6. まとめ

本章では、市場全体での信用取引残高データと株式リターンの関係に関する詳細な分析を行った。分析では、まず、信用取引の取引主体が誰なのか、信用取引にはどのような取引行動の特徴があるのかを検証した。その結果、信用買いの利用者は個人投資家であるが、信用売りの利用者は必ずしも個人ではないという証左を得た。多額の資金を有する機関投資家は一般には信用取引による借り入れは行わないことから、信用買いの取引主体が個人投資家という結果は、一般的な知見に一致する。一方で、信用売りは証券会社や機関投資家も利用することから、この結果も一致する。

信用取引における投資バイアスとして、信用買いには正の自己相関による取引バイアスや、過去の市場リターンと高い相関があることを見出した。過去の市場リターンが高ければ高いほど、信用買いをを行っている投資家は信用買いを行うようである。これらの結果は、Odean (1998), Gervais and Odean (2001) が主張する「自己帰属バイアスによって、高い市場リターンが自信過剰を導く」というモデルと整合する。また、このような傾向がよ

り顕著に表れたのは、信用買いの取引主体が個人投資家であったためと考えられる。また、信用買いにおける過去の信用買いとの正相関は、個人投資家の群れ行動バイアスを示しているようである。市場リターンとの関係を含めて考えると、個人投資家は、皆が株式投資で利益を得ると、それに群がるように株式投資のポジションを増やしていく結果、このような信用買いにおける正の自己相関が表れているものと考えられる。本来、株式投資は将来の情報に基づいて行われるはずであるが、個人投資家の株式投資は必ずしもそうではないようである。

一方で、信用売りには投資バイアスは確認されなかった。しかし、信用売りは、ボラティリティの低下や流動性の提供に資しているようである。これらは、信用売りの利用者がファンダメンタルバリューをより正確に知り得ている情報トレーダーであり、彼らが裁定のポジションをとっている可能性を示している。信用売りの利用者が必ずしも個人投資家ではないという結果も、信用売りの利用者が裁定取引者であり、情報トレーダーであるという証左を支持するようである。

次に、市場全体の信用取引動向が、個別銘柄間のリターン格差（つまり、個別銘柄の特性値によるファクターリターン）に与える影響を分析した。その結果、信用買残高が増えているときには、小型株、ヒストリカルボラティリティの高い株のリターンが高いことを見出した。このことは、信用買いによるインパクトが小型株・高ボラティリティ株で大きく、大型株・低ボラティリティ株では小さいことを意味する。本章の分析では、市場全体での信用取引動向を用いて市場リターンを予測することは出来なかった。これは、市場全体の信用取引動向が示す影響が小型株で大きいため、信用取引動向では時価総額ウェイトで計算される市場リターンを予測できないものと考えられる。

また本章では、市場全体の信用取引動向を用いたアノマリー現象について報告した。それは、信用買い取引動向を予測することで、将来のサイズリターンを予測できるというものである。このような予測可能性は信用買い動向が、過去の信用買い動向と過去の市場リターンを用いて予測できること、信用買残高が増えているときに、小型株の株式リターン

が大型株に比して高くなるという特性から生じる。

Fama-French の 3 ファクターモデルでは、サイズリターンが SMB ファクターとして採用されている。Fama and French (1993)は、SMB ファクターがファンダメンタルズに起因した何らかのリスク変数（特に業績不振に関係した変数）と解釈している。しかし、上記の結果は、信用買い取引動向と市場リターンでその動きが予測できることを意味しており、SMB 変数がリスク変数ということ自体が疑わしいという結果となる。ICAPM や APT などから導き出されるファクターは本来予測できないはずである。予測可能であるならばそのプレミアムは投資家による裁定ポジションによって消滅していなければならない。伝統的ファイナンスでは、ファクターの変動そのものが予測不可能である結果、そのリスクに対するプレミアムが超過リターンの源泉となっている。本章の結果は、この考え方自体に疑問を投げかける。特に、信用買いが個人投資家の投資行動やセンチメントと密接に関係すると考えられることは、SMB ファクターが個人投資家の株式市場に対する強気・弱気を示している可能性が考えられる。ファンダメンタルズと投資家心理の説明による大きな違いは、投資家心理のバイアスは心理学的なバイアスなどを通じて予測可能となることである。実際に本章の結果は、個人投資家の自己帰属バイアスの影響から将来のサイズリターンが予測できることを示しており、Fama and French (1993)の解釈に疑問を投げかける。いずれにしても、SMB ファクターには個人投資家の心理が少なからず影響しているようである。

最後に、サイズリターンの予測効果がアノマリーとして存在し続ける理由として、裁定ツールが市場に存在しないことが考えられる。活発に取引されている日経 225 と TOPIX との間にだけサイズリターンによるアノマリーが存在しないことは、サイズリターンの予測可能性の存在の理由に大きな示唆を与える。

参考・引用文献

加藤英明, 高橋大志 (2004) 「天気晴朗ならば株高し」, 現代ファイナンス, 15, 35-50.

東京証券取引所信用取引グループ (2003) 『東証公式株式サポーター 信用取引編』, 東京証券取引所.

Baker, Malcolm P. and Jeremy C. Stein (2004) "Market liquidity as a sentiment indicator", *Journal of Financial Markets*, 7(3), 271-299.

Baker, Malcolm and Jeffrey Wurgler (2006) "Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns", *Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680.

Brown, Gregory W. (1999) "Volatility, sentiment and noise traders", *Financial Analysts Journal*, 55(2), 82-90.

Brown, Gregory W. and Michael T. Cliff (2004) "Investor sentiment and the near-term stock market", *Journal of Empirical Finance*, 11(1), 1-27.

Chen, Nai-Fu, Raymond Kan and Merton H. Miller (1993) "Are the discounts on closed-end funds a sentiment index?", *Journal of Finance* 48(2), 795-800.

De Long, Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers and Robert J. Waldmann (1990) "Noise trader risk in financial markets", *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738.

Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1993) "Common risk factor in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.

Fisher, Kenneth L. and Meir Statman (2000) "Investor sentiment and stock returns", *Financial Analysts Journal*, 56(2), 16-23.

Gervais, Simon and Terrance Odean (2001) "Learning to be overconfident", *Review of Financial Studies*, 14(1), 1-27.

Grossman, Sanford J. and Zhongquan Zhou (1996) "Equilibrium analysis of portfolio insurance", *Journal of Finance*, 51(4), 1379-1403.

- Hirose, Takehide, Hideaki K. Kato and Marc Bremer (2006) "Can margin traders predict future stock returns in Japan?", working paper.
- Kato, Kiyoshi and James S. Schallheim (1985) "Seasonal and size anomalies in the Japanese stock market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20(2), 243-260.
- Lee, Charles M. C., Andrei Shleifer and Richard H. Thaler (1991) "Investor sentiment and the closed-end fund puzzle", *Journal of Finance*, 46(1), 75-109.
- Odean, Terrance (1998) "Volume, volatility, price and profit when all traders are above average", *Journal of Finance*, 53(6), 1887-1934.
- Statman, Meir, Steven Thorley and Keith Vorkink (2006) "Investor overconfidence and trading volume", *Review of Financial Studies*, 19(4), 1531-1565.
- Thompson, Rex (1978) "The Information Content of Discounts and Premiums on Closed-End Fund Shares", *Journal of Financial Economics*, 6(2-3), 151-186.
- Wang, Yaw-Huei, Aneel Keswani and Stephen J. Taylor (2006) "The relationships between sentiment, returns and volatility", *International Journal of Forecasting*, 22(1), 109-123.
- White, Halbert (1980) "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, 48(4), 817-838.

図 2 信用残高の推移

図は東証1部・2部に貸借銘柄に指定されている銘柄の信用残高を足し上げて計算した、信用残高（株数）の推移、およびTOPIX指数の推移を示している。データ期間は1994年12月17日から2003年5月17日までの440サンプルである。信用残高データは東証が公表した週のみを利用しているため、分析期間中は431サンプルとなっている。また信用残高は分割による修正を行い、株数は取引単位株数である。

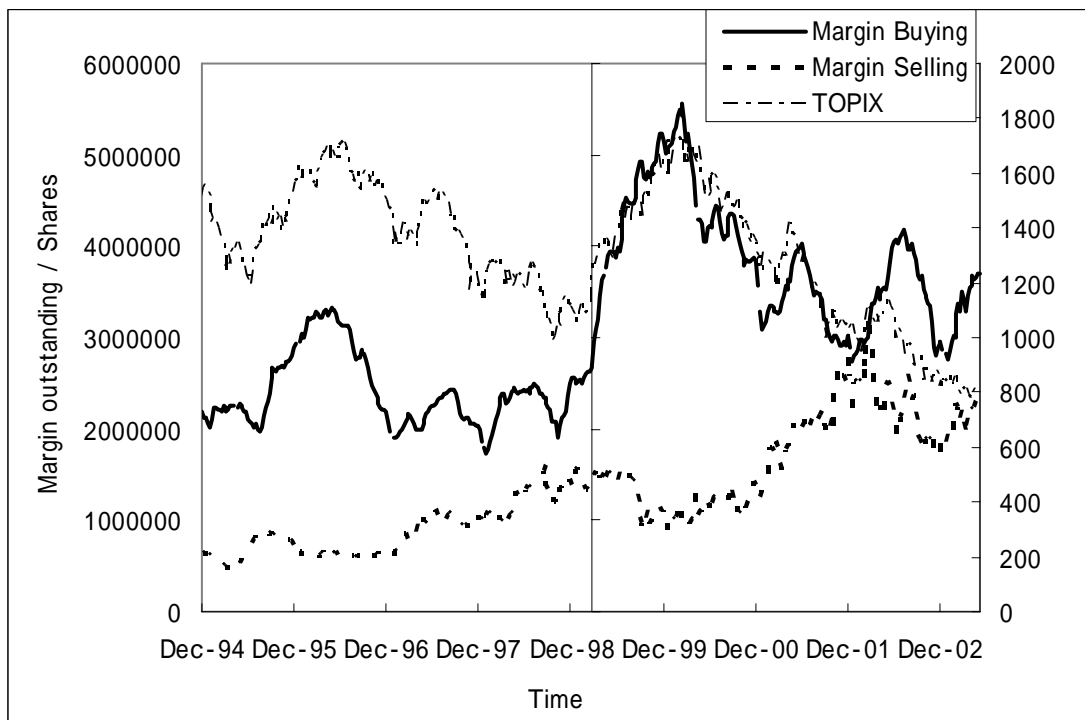


図 3 リターンの計測方法

$K=0$ で示すときは信用取引の変化を計測した週における株式リターン（週次）を意味し， $K=-n(n > 0)$ のときは，信用残高を計測した前の週から数えて n 週間の平均リターンを意味する．また， $K=n(n > 0)$ のときは，信用残高を計測した以降の n 週間の平均リターンを意味する．

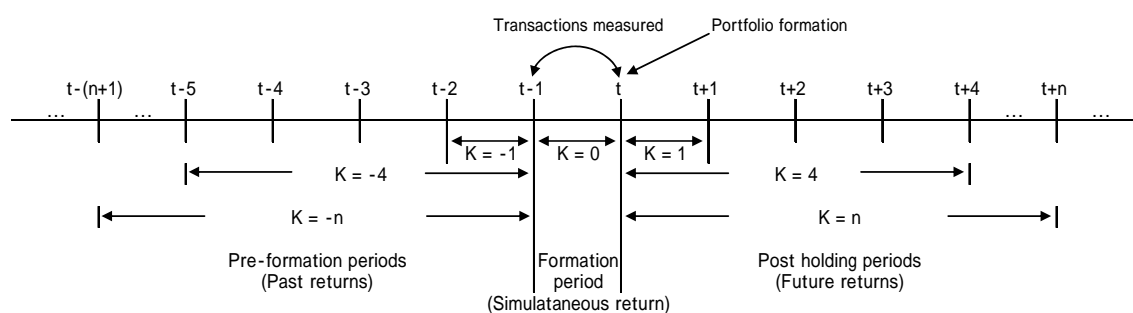


図 4-A 企業規模による分位ポートフォリオの累積パフォーマンス

図は等金額投資による分位ポートフォリオの累積パフォーマンスを示している。分析ユニバースは東証 1 部・2 部上場銘柄を対象とした。ポートフォリオは時価総額による昇順ソートにより十分位ポートフォリオを構築したため、D1 が最小特性値ポートフォリオ、D10 が最大特性値ポートフォリオを意味する。ポートフォリオのリターンは等金額投資による CAPM によるリスク調整後超過リターンを集計している。

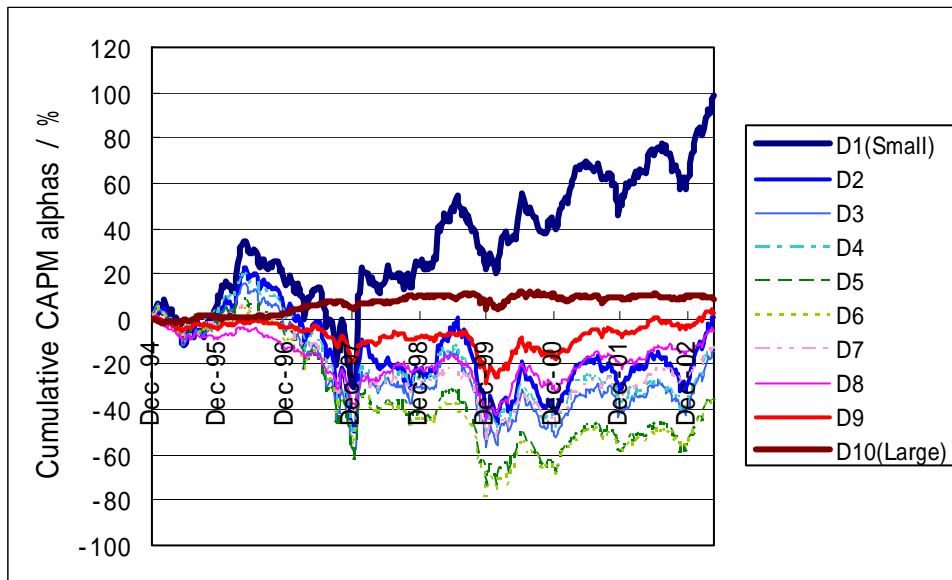


図 4-B 信用買残高の変化の予測値がプラスの時だけに投資した分位ポートフォリオの
累積パフォーマンス

図は等金額投資による分位ポートフォリオの累積パフォーマンスを示している。分析ユニ
バーズは東証 1 部・2 部上場銘柄を対象とした。ポートフォリオは時価総額による昇順ソ
ートにより十分位ポートフォリオを構築したため、D1 が最小特性値ポートフォリオ、D10
が最大特性値ポートフォリオを意味する。リターンは、MBO の予測値がゼロ以上とな
るときにのみ D1~D10 ポートフォリオに投資し、それ以外ときはタンス預金した結果
である。ポートフォリオのリターンは等金額投資による CAPM による超過リターンを集
計している。MBO の予測モデルは；

$$\Delta MBO_t = 3346 + 0.371 MBO_{t-1} + 9677 \text{ 株式リターン}_{t-1} \quad (R^2:0.23)$$

(0.97) (8.87) (7.57)

を利用した。

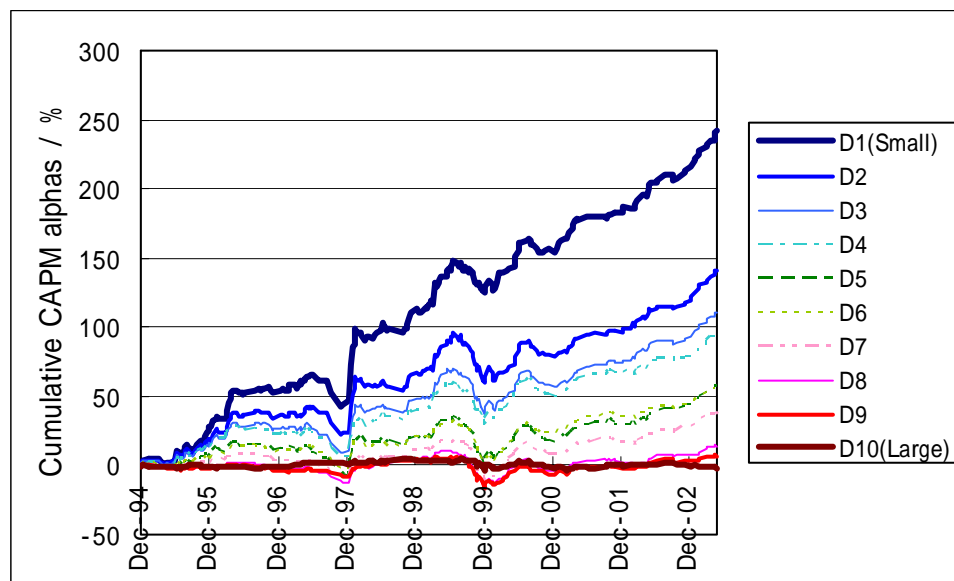


図 4-C 信用買残高の変化の予測値がマイナスの時だけに投資した分位ポートフォリオ
の累積パフォーマンス

図は等金額投資による分位ポートフォリオの累積パフォーマンスを示している。分析ユニ
バーズは東証 1 部・2 部上場銘柄を対象とした。ポートフォリオは時価総額による昇順ソ
ートにより十分位ポートフォリオを構築したため、D1 が最小特性値ポートフォリオ、D10
が最大特性値ポートフォリオを意味する。リターンは、MBO の予測値がゼロ未満とな
るときにのみ D1~D10 ポートフォリオに投資し、それ以外ときはタンス預金した結果
である。ポートフォリオのリターンは等金額投資による CAPM による超過リターンを集
計している。MBO の予測モデルは；

$$\Delta MBO_t = 3346 + 0.371 MBO_{t-1} + 9677 \text{ 株式リターン}_{t-1} \quad (R^2:0.23)$$

(0.97) (8.87) (7.57)

を利用した。

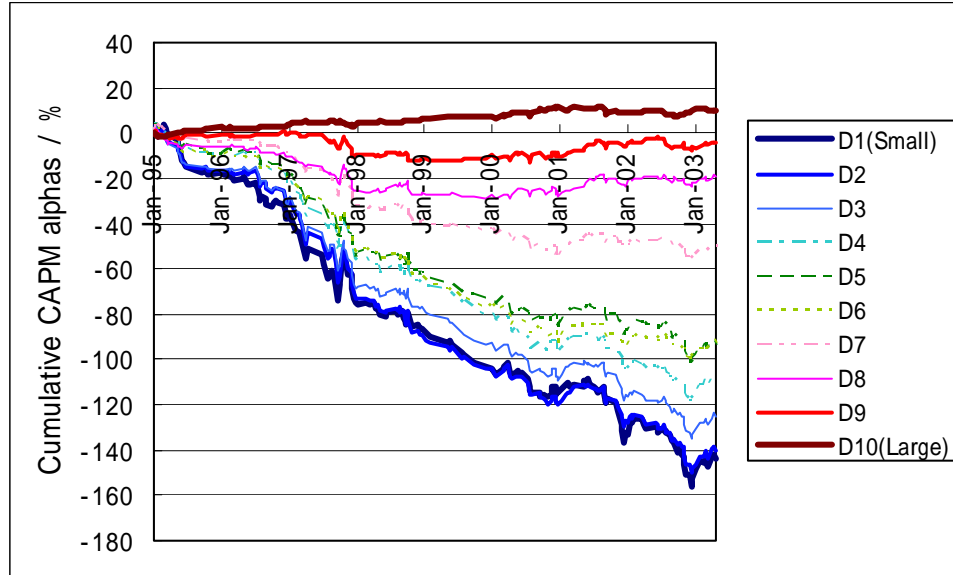


表 3 変数の説明

Panel A は分析に利用した信用取引変数の定義を示している．また，Panel B は個別銘柄の分位ポートフォリオを構築する際に利用した特性値変数の内容である．個別銘柄の分位ポートフォリオ構築は東証 1 部・2 部全銘柄を対象に行った．

Panel A 市場全体の信用取引変数

変数名	コメント
MBO	貸借銘柄を対象として信用買残高を単元株単位で積み上げたもの
MBO	変数MBOの1階差
MSO	貸借銘柄を対象として信用売残高を単元株単位で積み上げたもの
MSO	変数MSOの1階差
MBO/CAP	東証が公表する東証信用買残高(金額)を東証1・2部合計を東証時価総額(1・2部合計)で除したもの
MBO/CAP	変数MBO/CAPの1階差
MSO/CAP	東証が公表する東証信用売残高(金額)を東証1・2部合計を東証時価総額(1・2部合計)で除したもの
MSO/CAP	変数MSO/CAPの1階差

Panel B 分位ポートフォリオ構築に利用した個別銘柄の特性値変数

変数名	コメント
ME	時価総額
AGE	企業設立から経過日数
B/M	自己資本株価比率
HVOLA	直近52週におけるヒストリカルボラティリティ

表 4 信用残高データの基本統計量（市場レベル）

表は信用残高および取引高は分割調整後の単位株に関する統計量である。東証1部・2部における貸借銘柄の個別データを積み上げたものである。変数MBOを信用買残高、変数MSOは信用売残高を意味する。変数Netは正味残高を意味し、信用買残高(MBO)から信用売残高(MSO)を引いたものである。TradingVolumeは各週の1営業日あたりの平均株式取引高を意味する。

	Level				Change			
	MBO	MSO	Net	Trading Volume	MBO	MSO	Net	Trading Volume
Mean	3,121,125	1,320,664	1,802,822	1,318,303	5,151	5,515	-364	3,461
Median	2,988,254	1,173,803	1,541,737	1,171,622	2,807	1,040	-5,561	8,365
Max	5,554,973	3,248,912	4,492,425	3,423,105	262,299	445,466	390,196	1,223,126
Min	1,738,647	473,832	-243,315	291,574	-298,561	-416,613	-550,634	-915,943
Std. Dev.	905,610	602,526	932,311	601,211	82,063	87,504	116,685	252,935
Skewness	0.632	0.700	0.911	0.707	-0.143	0.245	-0.245	0.147
kurtosis	2.558	2.580	3.395	2.600	4.416	7.522	5.216	5.237
Ac(1)	0.994	0.984	0.992	0.810	0.427	-0.015	0.200	-0.249
Ac(2)	0.984	0.969	0.980	0.710	0.227	-0.031	0.104	-0.176
Ac(3)	0.973	0.955	0.967	0.678	0.191	-0.016	0.055	-0.096

表 5 市場全体の信用取引と、市場リターンおよびボラティリティの関係分析

表は信用取引動向のOLS回帰の結果を示している。Panel A, B, Cはそれぞれ、市場リターン、HILO変数、そしてDISP変数との関係を示している。市場リターンは、TOPIXから算出している。HILO変数は、1週間の最も高いTOPIX値から最も小さいTOPIX値を引いたもので定義した。また、DISPは、クロスセクションにおける個別銘柄リターンの標準偏差を1週間分平均したもので定義している。Kは回帰に利用した変数の期間を示している。K=-52 ~ K=0までについては、 $X = \alpha + \beta(\text{return or volatilities})$ による回帰結果 β とそのt値を示している。K=1 ~ K=52では、 $(\text{return or volatilities}) = \alpha + \beta X$ での回帰係数 β を示している。ここで、変数Xは一番左のカラムに示されている被説明変数である。信用残高は株式分割を修正している。また、K=-52 ~ K=0での回帰における、信用残高の単位は1000株単元、K=1 ~ K=52での回帰における単位は、100万株単元である。括弧内の数値はt値を示している。

Panel A 市場リターン

	Past Market Returns					K=0	K=1	Future Market Returns			
	K=-52	-13	-4	-2	-1			2	4	13	52
MBO	0.488 (2.07)	2.107 (1.71)	3.642 (0.85)	5.148 (0.61)	7.238 (0.44)	-4.364 (-0.27)	-0.088 (-0.62)	-0.035 (-0.25)	-0.027 (-0.19)	-0.088 (-0.61)	-0.176 (-1.18)
MSO	-0.234 (-1.34)	-0.587 (-0.69)	-0.561 (-0.20)	-0.922 (-0.16)	-3.000 (-0.28)	-3.470 (-0.32)	-0.174 (-0.81)	-0.140 (-0.67)	-0.117 (-0.56)	-0.084 (-0.40)	-0.124 (-0.47)
Δ MBO	0.003 (0.13)	0.258 (2.38)	1.901 (5.54)	5.023 (7.24)	10.365 (7.45)	-0.067 (-0.05)	-1.760 (-1.12)	-0.386 (-0.25)	0.605 (0.39)	1.146 (0.71)	0.610 (0.31)
Δ MSO	-0.006 (-0.21)	-0.044 (-0.35)	-0.046 (-0.11)	0.029 (0.95)	-0.501 (-0.32)	4.850 (3.09)	0.739 (0.50)	-0.353 (-0.25)	-0.438 (-0.30)	0.099 (0.06)	-0.131 (-0.07)

Panel B HILO変数

	Past High - Low					K=0	K=1	Future High - Low			
	K=-52	-13	-4	-2	-1			2	4	13	52
MBO	2.085 (1.61)	4.877 (1.72)	10.792 (2.40)	17.651 (2.96)	27.686 (3.64)	27.371 (3.58)	1.730 (3.66)	1.750 (3.03)	1.790 (2.48)	1.990 (1.87)	1.620 (1.37)
MSO	0.301 (0.31)	-1.639 (-1.28)	-5.295 (-2.70)	-9.009 (-3.64)	-14.262 (-4.52)	-14.838 (-4.68)	-2.030 (-4.54)	-2.010 (-3.56)	-2.000 (-2.82)	-2.030 (-2.04)	-1.200 (-0.70)
Δ MBO	-0.057 (-0.28)	-0.098 (-0.34)	-0.258 (-0.64)	-0.426 (-0.85)	-0.313 (-0.53)	-2.150 (-2.92)	-8.170 (-1.84)	-8.650 (-1.59)	-7.950 (-1.08)	-4.920 (-0.43)	1.480 (0.09)
Δ MSO	0.019 (0.11)	0.043 (0.18)	0.036 (0.10)	-0.067 (-0.14)	-0.070 (-0.14)	-0.493 (-0.65)	-5.380 (-1.56)	-4.720 (-1.06)	-3.160 (-0.55)	-1.180 (-0.13)	-0.949 (-0.06)

Panel C DISP変数

	Past Dispersion					K=0	K=1	Future Dispersion			
	K=-52	-13	-4	-2	-1			2	4	13	52
MBO	511.981 (2.25)	309.634 (2.02)	205.766 (2.44)	165.275 (2.89)	132.354 (3.51)	123.912 (3.26)	0.367 (3.76)	0.370 (3.05)	0.374 (2.43)	0.379 (1.74)	0.195 (0.68)
MSO	4.612 (1.92)	11.381 (1.87)	26.595 (2.60)	44.387 (3.13)	73.438 (3.69)	72.402 (3.77)	0.463 (4.24)	0.461 (3.34)	0.452 (2.56)	0.451 (1.61)	0.503 (0.83)
Δ MBO	0.009 (0.02)	0.615 (0.62)	1.843 (1.07)	4.362 (2.04)	7.512 (2.46)	4.832 (1.89)	-1.340 (-1.19)	-1.220 (-0.96)	-1.210 (-0.81)	-0.480 (-0.22)	0.917 (0.24)
Δ MSO	0.004 (0.01)	0.073 (0.09)	-0.207 (-0.16)	-0.024 (-0.01)	0.655 (0.29)	5.662 (2.44)	0.038 (0.06)	0.161 (0.10)	-0.461 (-0.11)	-0.709 (-0.03)	2.530 (0.02)

表 6 信用残高により分類した過去・将来のリターン平均値

各週の残高の大小あるいは残高の変化の符号により状態を2つに分類し、それぞれの状態における過去1週から52週までの市場リターンの平均を計測した結果である。市場リターンとしてはTOPIXリターンを利用した。また、「Diff」行は2つの状態での差を示しており、t-statは2つの状態の差が有意にゼロと異なるかを検定した結果である。データ期間は1994年12月17日～2003年5月17日。MBOは個別信用買残高(取引単位株数、分割調整済み)を市場レベルで足しあげたもの。MSOは個別信用売残高(取引単位株数、分割調整済み)を市場レベルで足しあげたものである。MBO-MSOはMBOとMSOの2つの差。記号「 Δ 」は前週からの信残高の変化を意味する。2つの状態に分ける際には、残高水準を示すMBO, MSO,そしてMBO-MSOは中央値より大きい小さいか分類し、変化を示すMBO, MSO,そしてMBO-MSOはゼロより大きい小さいかで分類した。

Factor		Past market Returns					Simultaneous K = 0	Future market Returns				
		K = -52	-26	-10	-4	-1		K = 1	4	10	26	52
MBO	Above med.	2.69	2.17	-0.01	-0.12	-0.11	-0.17	-0.13	-0.65	-1.43	-4.30	-8.27
	Below med.	-11.92	-7.84	-2.30	-0.77	-0.10	-0.04	-0.07	-0.15	-0.11	2.52	6.11
	Diff.	14.61	10.01	2.28	0.66	-0.01	-0.13	-0.06	-0.51	-1.32	-6.82	-14.38
	t-stat	7.87	7.75	2.92	1.34	-0.04	-0.50	-0.22	-1.03	-1.62	-4.83	-7.05
	P-value	0.00	0.00	0.00	0.18	0.97	0.62	0.82	0.30	0.11	0.00	0.00
MSO	Above med.	-12.97	-5.13	-2.01	-0.65	-0.18	-0.11	-0.09	-0.57	-0.74	0.70	4.23
	Below med.	3.74	-0.54	-0.30	-0.24	-0.03	-0.10	-0.11	-0.23	-0.79	-2.47	-6.39
	Diff.	-16.71	-4.59	-1.72	-0.41	-0.15	-0.01	0.01	-0.33	0.05	3.17	10.62
	t-stat	-9.19	-3.38	-2.19	-0.83	-0.58	-0.04	0.05	-0.68	0.06	2.20	5.08
	P-value	0.00	0.00	0.03	0.41	0.56	0.97	0.96	0.50	0.95	0.03	0.00
MBO-MSO	Above med.	6.96	4.01	0.64	-0.03	-0.06	-0.13	-0.19	-0.66	-1.48	-3.40	-6.96
	Below med.	-16.18	-9.68	-2.95	-0.86	-0.15	-0.07	-0.01	-0.14	-0.05	1.62	4.80
	Diff.	23.14	13.69	3.58	0.83	0.09	-0.06	-0.19	-0.52	-1.43	-5.02	-11.77
	t-stat	14.04	11.29	4.65	1.69	0.34	-0.24	-0.72	-1.06	-1.76	-3.51	-5.66
	P-value	0.00	0.00	0.00	0.09	0.73	0.81	0.47	0.29	0.08	0.00	0.00
MBO	Above zero	-3.55	0.50	1.78	1.57	0.75	-0.20	0.03	0.34	0.20	-0.30	-0.29
	Below zero	-5.61	-6.22	-4.18	-2.57	-1.01	-0.04	-0.26	-1.11	-1.79	-1.65	-1.92
	Diff.	2.06	6.72	5.96	4.15	1.77	-0.16	0.29	1.45	1.99	1.36	1.63
	t-stat	1.02	5.00	8.08	9.20	7.20	-0.61	1.12	2.92	2.42	0.92	0.75
	P-value	0.31	0.00	0.00	0.00	0.00	0.54	0.27	0.00	0.02	0.36	0.46
MSO	Above zero	-5.47	-3.49	-1.49	-0.59	-0.18	0.34	0.04	-0.41	-1.02	-1.03	-0.59
	Below zero	-3.62	-2.00	-0.72	-0.27	-0.02	-0.59	-0.27	-0.32	-0.50	-0.87	-1.57
	Diff.	-1.85	-1.49	-0.77	-0.32	-0.16	0.93	0.30	-0.08	-0.51	-0.16	0.98
	t-stat	-0.92	-1.08	-0.97	-0.65	-0.62	3.60	1.18	-0.17	-0.62	-0.11	0.45
	P-value	0.36	0.28	0.33	0.52	0.54	0.00	0.24	0.87	0.53	0.92	0.65
MBO-MSO	Above zero	-2.28	0.91	1.95	1.38	0.65	-0.35	-0.12	0.24	0.83	1.08	0.56
	Below zero	-6.54	-5.96	-3.78	-2.02	-0.76	0.08	-0.11	-0.89	-2.16	-2.73	-2.52
	Diff.	4.26	6.87	5.73	3.40	1.41	-0.43	-0.01	1.13	3.00	3.81	3.08
	t-stat	2.12	5.11	7.71	7.30	5.62	-1.63	-0.06	2.28	3.67	2.60	1.41
	P-value	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.10	0.96	0.02	0.00	0.01	0.16

表 7 信用買い (MBO) の時系列回帰結果

$$\Delta MBO_t = \alpha + \beta \Delta MBO_{t-1} + \eta \text{株式リターン}_t + \kappa \text{株式リターン}_{t-1} + \gamma \Delta \text{取引高}_t + \omega \text{HILO}_t + \sum \theta_j \text{取引主体別売買動向}_j + \varepsilon_t$$

MBO は市場全体での信用買残高の週次変化を意味し、単位は単元株である。取引高は取引高の週次変化を意味し、その単位は単元株である。株式リターンは TOPIX から算出した。単位は%である。HILO 変数は、週次における TOPIX の最大値から最小値を引いた変数である。取引主体別売買動向は正味買越額を意味し、買い金額から売り金額を引いたものである。単位は百万円である。ラグ項は被説明変数の 1 期前 (前週) の値を意味する。表の数値は回帰係数を意味し、括弧内はその t 値である。また、White(1980)の不均一分散調整後の標準誤差を利用している。

定数項	市場リターン			取引高	HILO	取引主体別売買動向				修正 R2	DW 比
	ラグ項(1)	(同時点)	(1期前)			(個人)	(外人)	(金融)	(証券)		
2,365 (0.64)	0.37 (7.11)									0.14	2.09
3,458 (0.88)		14 (0.01)								-0.00	1.26
5,112 (1.36)			9,519 (7.03)							0.10	1.38
2,439 (0.66)	0.37 (7.06)	416 (0.26)								0.13	2.10
4,029 (1.15)	0.37 (7.15)		9,520 (6.99)							0.23	2.26
4,275 (1.22)	0.37 (7.13)	1,270 (0.83)	9,632 (7.02)							0.23	2.26
3,428 (0.87)				0.001 (0.47)						-0.00	1.26
4,208 (1.20)	0.38 (7.11)	1,336 (0.87)	9,625 (6.95)	0.003 (1.09)						0.23	2.28
30,824 (2.78)	0.37 (7.04)	1,265 (0.83)	9,232 (6.54)	0.004 (1.39)	-1,505 (-2.33)					0.25	2.23
6,292 (1.62)						0.648 (5.90)	0.281 (4.23)	-0.029 (-0.38)	0.044 (0.64)	0.32	1.55
12,441 (3.20)	0.17 (3.55)	7,611 (4.25)	9,228 (6.31)			0.575 (5.19)	0.100 (1.48)	-0.062 (-0.86)	-0.076 (-1.12)	0.41	1.99
36,750 (3.80)	0.16 (3.43)	7,731 (4.39)	9,002 (6.28)		-1,364 (-2.63)	0.599 (5.66)	0.108 (1.64)	-0.043 (-0.62)	-0.059 (-0.89)	0.42	1.95
12,792 (3.29)	0.18 (3.64)	8,256 (4.51)	9,535 (6.31)	0.004 (1.92)		0.578 (5.20)	0.086 (1.28)	-0.062 (-0.88)	-0.090 (-1.32)	0.42	2.00
40,227 (4.09)	0.17 (3.54)	8,526 (4.79)	9,345 (6.35)	0.005 (2.35)	-1,536 (-2.91)	0.606 (5.77)	0.092 (1.41)	-0.041 (-0.60)	-0.074 (-1.12)	0.43	1.95

表 8 信用売り (MSO) の時系列回帰結果

$$\Delta MSO_t = \alpha + \beta \Delta MSO_{t-1} + \eta \text{株式リターン}_t + \kappa \text{株式リターン}_{t-1} + \gamma \Delta \text{取引高}_t + \omega \text{HILO}_t + \sum \theta_j \text{取引主体別売買動向}_j + \varepsilon_t$$

MBO は市場全体での信用売残高の週次変化を意味し、単位は単元株である。取引高は取引高の週次変化を意味し、その単位は単元株である。株式リターンは TOPIX から算出した。単位は%である。HILO 変数は、週次における TOPIX の最大値から最小値を引いた変数である。取引主体別売買動向は正味買越額を意味し、買い金額から売り金額を引いたものである。単位は百万円である。ラグ項は被説明変数の 1 期前 (前週) の値を意味する。表の数値は回帰係数を意味し、括弧内はその t 値である。また、White(1980)の不均一分散調整後の標準誤差を利用している。

定数項	ラグ項(1)	市場リターン		取引高	HILO	取引主体別売買動向				修正 R2	DW 比
		(同時点)	(1期前)			(個人)	(外人)	(金融)	(証券)		
3,957 (0.93)	-0.02 (-0.25)									-0.00	2.00
4,502 (1.06)		3,940 (2.23)								0.01	2.05
3,645 (0.86)			-950 (-0.64)							-0.00	2.03
4,712 (1.09)	-0.03 (-0.34)	4,023 (2.31)								0.01	1.99
3,790 (0.88)	-0.02 (-0.20)		-884 (-0.61)							-0.00	2.00
4,609 (1.05)	-0.02 (-0.32)	3,975 (2.22)	-499 (-0.34)							0.01	2.00
3,445 (0.86)				0.017 (5.21)						0.11	2.10
4,129 (1.01)	0.01 (0.17)	4,268 (2.66)	-690 (-0.50)	0.018 (5.28)						0.12	2.12
22,806 (1.80)	0.01 (0.12)	4,234 (2.65)	-951 (-0.68)	0.018 (5.43)	-1,056 (-1.48)					0.12	2.12
186 (0.04)						-0.162 (-1.09)	0.005 (0.06)	-0.027 (-0.28)	-0.056 (-0.58)	0.01	2.06
8,912 (0.59)	-0.03 (-0.43)	2,557 (1.04)	-1,105 (-0.64)		-416 (-0.52)	-0.125 (-0.83)	-0.004 (-0.05)	-0.030 (-0.30)	-0.066 (-0.61)	0.01	2.00
1,509 (0.26)	-0.03 (-0.41)	2,518 (1.04)	-1,051 (-0.61)			-0.130 (-0.88)	-0.006 (-0.07)	-0.035 (-0.35)	-0.070 (-0.65)	0.01	2.00
3,001 (0.57)	0.01 (0.08)	5,164 (2.28)	-46 (-0.03)	0.018 (5.48)		-0.090 (-0.66)	-0.051 (-0.60)	-0.033 (-0.34)	-0.122 (-1.19)	0.12	2.13
21,529 (1.51)	0.00 (0.04)	5,351 (2.32)	-148 (-0.09)	0.019 (5.60)	-1,038 (-1.38)	-0.075 (-0.53)	-0.049 (-0.58)	-0.019 (-0.20)	-0.112 (-1.10)	0.12	2.12

表 9 市場全体の信用残高動向が CAPM による超過リターンに与える影響

一番左のカラムに示される変数を用いて、各時点を2つの状態に分類し、それぞれの状態における CAPM による超過リターンを集計した。ユニバースは東証1部・2部上場銘柄を対象とした。CAPM による超過リターンはその前の週までの52週のデータを用いてリスクを推定し、その週のリターンを調整するというローリングによる方法を用いている。「+」のカラムは一番左の変数がプラスあるいはメディアンよりも大きい状態の時の CAPM による超過リターンの単純平均を意味し、「-」のカラムは一番左の変数がマイナスあるいはメディアンよりも小さい状態の時の CAPM による超過リターンの単純平均を意味している。カラム Difference はその2つの差を示した。一番左のカラム内の*印は「+」と「-」の状態分類を、メディアンを用いて行ったことを意味する。それ以外は正か負によって分類している。

Condition	+	-	Difference
ROR	0.01	-0.01	0.02
ROR.4W	0.21	-0.16	0.37
ROR.10W	0.13	-0.09	0.23
TOR	0.07	-0.07	0.14
TOR*	0.07	-0.08	0.15
MBO/CAP	0.37	-0.42	0.79
MBO	0.39	-0.40	0.79
MBO/CAP*	-0.08	0.06	-0.14
MBO*	0.12	-0.12	0.24
MSO/CAP	0.15	-0.18	0.33
MSO	0.09	-0.08	0.17
MSO/CAP*	0.02	-0.04	0.06
MSO*	0.12	-0.13	0.25

表 10 市場全体の信用残高動向が分位ポートフォリオに与える影響

一番左に示される変数を用いて、各時点を2つの状態に分類し、それぞれの状態における等金額投資による分位ポートフォリオのリターン格差を集計した。ユニバースは東証1部・2部上場銘柄を対象とした。リターン格差は十分位ポートフォリオの最小特性値ポートフォリオ(D1)のリターンから、最大特性値ポートフォリオ(D10)のリターンを引いたものとして定義している。「+」のカラムが一番左の変数がプラスあるいはメディアンよりも大きい状態の時のCAPMによる超過リターンの単純平均を意味し、「-」のカラムが一番左の変数がマイナスあるいはメディアンよりも小さい状態の時のリターン格差の単純平均値を示している。一番左のカラム内の*印は「+」と「-」の状態分類を、メディアンを用いて行ったことを意味する。それ以外は正か負によって分類している。リターンの集計にはローリングCAPMによる超過リターンを用いた。Diffは2つの状態の平均CAPMによる超過リターンの差を示している。括弧内はt値を示している。

Condition	ME Decile portfolios' D1 - D10 Returns			AGE Decile portfolios' D1 - D10 Returns			B/M Decile portfolios' D1 - D10 Returns			HVOLA Decile portfolios' D1 - D10 Returns		
	+	-	Diff	+	-	Diff	+	-	Diff	+	-	Diff
MBO/CAP	1.05 (5.96)	-0.71 (-3.38)	1.76	0.14 (1.14)	-0.10 (-0.81)	0.24	-0.66 (-4.32)	-0.19 (-1.11)	-0.47	-0.92 (-5.19)	1.11 (4.92)	-2.03
MBO	0.98 (4.37)	-0.61 (-3.56)	1.59	0.19 (1.42)	-0.12 (-0.96)	0.31	-0.63 (-3.32)	-0.29 (-2.07)	-0.34	-0.70 (-3.21)	0.86 (4.20)	-1.55
MBO/CAP*	0.19 (1.33)	0.23 (0.96)	-0.03	-0.10 (-0.82)	0.12 (1.01)	-0.22	-0.33 (-2.43)	-0.55 (-3.11)	0.22	0.25 (1.70)	-0.11 (-0.45)	0.36
MBO*	0.36 (2.18)	0.02 (0.09)	0.34	0.05 (0.33)	0.03 (0.25)	0.02	0.05 (0.33)	0.03 (0.25)	0.02	0.12 (0.77)	0.03 (0.13)	0.08
MSO/CAP	0.65 (3.19)	-0.29 (-1.51)	0.94	0.15 (1.19)	-0.12 (-1.01)	0.27	-0.49 (-3.07)	-0.36 (-2.22)	-0.14	-0.40 (-1.95)	0.56 (2.63)	-0.96
MSO	0.34 (1.56)	0.05 (0.27)	0.29	-0.04 (-0.26)	0.11 (1.04)	-0.15	-0.66 (-3.62)	-0.27 (-1.78)	-0.39	0.01 (0.04)	0.13 (0.64)	-0.12
MSO/CAP*	0.22 (1.26)	0.20 (0.91)	0.01	0.21 (1.65)	-0.20 (-1.83)	0.42	-0.41 (-2.87)	-0.48 (-2.72)	0.07	0.16 (0.88)	-0.05 (-0.22)	0.21
MSO*	0.33 (1.87)	0.06 (0.24)	0.27	0.21 (1.52)	-0.13 (-1.10)	0.34	0.21 (1.52)	-0.13 (-1.10)	0.34	0.01 (0.04)	0.15 (0.60)	-0.14

表 11 市場全体の信用買残高動向が分位ポートフォリオに与える影響の詳細

MBO/CAP 変数を用いて、各時点を 2 つの状態に分類し、それぞれの状態における等金額投資による分位ポートフォリオのリターン格差を集計した。分位ポートフォリオは一番左に示されている特性値を用いて昇順ソートされている。「Positive」の行は MBO/CAP が正あるいはゼロのときの CAPM による超過リターンの単純平均を意味し、「Negative」のカラムは同変数が負の時のリターン平均値を示している。ポートフォリオは等金額ポートフォリオとし、リターンの集計にはローリング CAPM によるリスクを調整した超過リターンを用いた。「Difference」の行は 2 つの状態の平均 CAPM による超過リターンの差を示している。括弧内は t 値を示している。

Characteristics	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D1-D10	
B/M	Positive	0.20 (2.48)	0.15 (1.96)	0.17 (2.08)	0.26 (2.97)	0.31 (3.21)	0.33 (3.30)	0.39 (3.42)	0.46 (3.92)	0.56 (4.32)	0.86 (5.27)	-0.66 (-4.32)
	Negative	-0.52 (-5.61)	-0.44 (-5.61)	-0.48 (-5.38)	-0.41 (-3.86)	-0.40 (-3.72)	-0.40 (-3.29)	-0.40 (-3.05)	-0.36 (-2.53)	-0.37 (-2.43)	-0.33 (-1.65)	-0.19 (-1.11)
	Difference	0.72	0.59	0.65	0.67	0.71	0.73	0.79	0.82	0.93	1.18	-0.47
	Low B/M Stock					High B/M Stock						
AGE	Positive	0.43 (4.61)	0.34 (4.10)	0.39 (4.32)	0.40 (3.63)	0.43 (3.60)	0.31 (2.85)	0.43 (3.54)	0.42 (3.66)	0.29 (2.88)	0.29 (2.70)	0.14 (1.14)
	Negative	-0.43 (-4.57)	-0.39 (-4.43)	-0.41 (-3.65)	-0.45 (-3.54)	-0.52 (-3.76)	-0.43 (-3.55)	-0.46 (-3.08)	-0.45 (-3.30)	-0.32 (-2.71)	-0.32 (-2.46)	-0.10 (-0.81)
	Difference	0.85	0.73	0.80	0.85	0.94	0.74	0.89	0.86	0.62	0.61	0.24
	Young					Old						
ME	Positive	1.00 (5.68)	0.61 (4.13)	0.51 (3.90)	0.49 (3.81)	0.37 (3.14)	0.33 (3.10)	0.24 (2.65)	0.15 (1.94)	0.09 (1.47)	-0.06 (-1.56)	1.05 (5.96)
	Negative	-0.61 (-2.86)	-0.66 (-3.64)	-0.65 (-3.97)	-0.59 (-3.89)	-0.58 (-4.21)	-0.56 (-4.58)	-0.33 (-3.27)	-0.20 (-2.54)	-0.10 (-1.53)	0.10 (2.98)	-0.71 (-3.38)
	Difference	1.60	1.27	1.16	1.08	0.95	0.89	0.57	0.35	0.19	-0.16	1.76
	Small CAP					Large CAP						
HVOLA	Positive	-0.05 (-0.94)	0.07 (0.90)	0.14 (1.66)	0.24 (2.57)	0.30 (2.94)	0.40 (3.67)	0.48 (4.22)	0.52 (4.04)	0.67 (4.67)	0.87 (4.81)	-0.92 (-5.19)
	Negative	-0.04 (-0.77)	-0.11 (-1.41)	-0.15 (-1.55)	-0.23 (-2.20)	-0.33 (-2.93)	-0.39 (-3.11)	-0.40 (-2.96)	-0.58 (-3.72)	-0.74 (-4.07)	-1.15 (-4.88)	1.11 (4.92)
	Difference	-0.01	0.18	0.29	0.46	0.62	0.79	0.88	1.10	1.41	2.02	-2.03
	Low Historical Volatility Stock					High Historical Volatility Stock						

表 12 信用買残高の予測に基づいた状態分離分析

テーブルは市場全体の信用買残高変化のインサンプル予測モデルによる状態分離の結果を示している。「MBO/CAP」、「MBO」の行に示される結果は表 10 の結果を再度掲載したものである。「E(MBO/CAP)」、「E(MBO)」に示されているものが予測による結果である。分析方法は表 10 の方法に従っている。一番左に示される変数を用いて各時点を 2 つの状態に分類し、それぞれの状態における等金額投資による分位ポートフォリオのリターン格差を集計した。ユニバースは東証 1 部・2 部上場銘柄を対象とした。リターン格差は、十分位ポートフォリオの最小特性値ポートフォリオ (D1) のリターンから、最大特性値ポートフォリオ (D10) のリターンを引いたものとして定義している。「+」のカラムは一番左の変数がプラスあるいはメディアンよりも大きい状態の時の CAPM による超過リターンの単純平均を意味し、「-」のカラムは一番左の変数がマイナスあるいはメディアンよりも小さい状態の時のリターン格差の単純平均値を示している。一番左のカラム内の * 印は、「+」と「-」の状態分類をメディアンにより行ったことを意味する。それ以外は正か負によって分類している。リターンの集計にはローリング CAPM のによる超過リターンを用いた。Diff は 2 つの状態の平均 CAPM による超過リターンの差を示している。括弧内は t 値。なお、「E(MBO/CAP)」、「E(MBO)」のインサンプルの予測モデルの結果は次式のとおりである。次式の括弧内は t 値を示している。

$$\Delta MBO/CAP_t = 0.003/1000 + 0.532 MBO/CAP_{t-1} + 0.052/1000 \text{ 株式リターン}_{t-1} \quad (R^2:0.29)$$

(0.37) (10.83) (13.21)

$$\Delta MBO_t = 3346 + 0.371 MBO_{t-1} + 9677 \text{ 株式リターン}_{t-1} \quad (R^2:0.23)$$

(0.97)(8.87) (7.57)

Condition	ME Decile portfolios'			AGE Decile portfolios'			B/M Decile portfolios'			HVOLA Decile portfolios'		
	D1 - D10 Returns		Diff	D1 - D10 Returns		Diff	D1 - D10 Returns		Diff	D1 - D10 Returns		Diff
+	-	+		-	+		-	+		-	+	
MBO/CAP	1.05 (5.96)	-0.71 (-3.38)	1.76	0.14 (1.14)	-0.10 (-0.81)	0.24	-0.66 (-4.32)	-0.19 (-1.11)	-0.47	-0.92 (-5.19)	1.11 (4.92)	-2.03
MBO	0.98 (4.37)	-0.61 (-3.56)	1.59	0.19 (1.42)	-0.12 (-0.96)	0.31	-0.63 (-3.32)	-0.29 (-2.07)	-0.34	-0.70 (-3.21)	0.86 (4.20)	-1.55
E(MBO/CAP)	1.11 (5.37)	-0.63 (-3.86)	1.74	0.28 (2.33)	-0.25 (-2.18)	0.53	-0.71 (-4.05)	-0.20 (-1.46)	-0.51	-0.50 (-2.51)	0.57 (2.79)	-1.07
E(MBO)	1.02 (4.94)	-0.78 (-4.23)	1.79	0.29 (2.35)	-0.26 (-1.98)	0.55	-0.71 (-4.13)	-0.17 (-1.08)	-0.54	-0.47 (-2.37)	0.71 (3.06)	-1.18

表 13 大型株ポートフォリオと小型株ポートフォリオのリターン予測

表は MBO のインサンプル予測値を説明変数として大型株ポートフォリオ(D10)と小型株ポートフォリオ (D1) のリターンを単回帰で予測した結果を示している。カラム「R-squared」は重決定係数を意味し,カラム「DW Ratio」はダービンワトソン比を意味する。括弧内は t 値を示している。MBO の予測モデルは;

$$\Delta MBO_t = \alpha + \beta TopixReturn_{t-1} + \gamma \Delta MBO_{t-1} + \varepsilon$$

サイズリターンの回帰は;

$$Y_t = \alpha + \beta E_{t-1}(\Delta MBO_t) + \varepsilon$$

ここで, $E_{t-1}[\Delta MBO_t]$ は, t-1 時点における ΔMBO_t 予測値を意味する。また, White(1980) の不均一分散調整後の標準誤差を利用している。

Y	(×1000000)		R-squared	DW Ratio
TOPIX	-0.08 (-0.63)	-6.51 (-1.30)	0.00	2.04
ME D10(Large) Portforlio Return	-0.04 (-0.31)	-6.03 (-1.28)	0.00	2.03
ME D1(small) Portforlio Return	0.08 (0.47)	33.00 (4.40)	0.06	1.80

表 14 長期における回帰係数の安定性

回帰係数の安定性を確認する目的で、長期で利用可能な東証公表データを用いた市場全体の信用買残高の変化の回帰結果、およびサブピリオドでの回帰結果を示している。説明変数には MBO/CAP を利用し、データは 1987 年 5 月 9 日～2004 年 7 月 24 日のものを用いた。3 つのサブピリオドには、1987 年 5 月 9 日～1993 年 7 月 24 日 (Sub1)、1998 年 10 月 24 日～1993 年 2 月 6 日 (Sub2)、1998 年 10 月 31 日～2004 年 7 月 24 日 (Sub3) を用いた。回帰モデルは、次式のとおり。テーブルの括弧内は t 値を示している。

$$\Delta MBO/CAP_t = \alpha + \beta MBO/CAP_{t-1} + \gamma \text{株式リターン}_{t-1}$$

Coef.	Total	Sub1	Sub2	Sub3
	1987/05/09 to 2004/07/24	1987/05/09 to 1993/01/30	1998/10/24 to 1993/02/06	1998/10/31 to 2004/07/24
*1000	0.001 (0.11)	0.004 (0.16)	-0.000 (-0.05)	0.006 (0.44)
	0.453 (12.87)	0.548 (8.22)	0.557 (11.65)	0.404 (6.38)
*1000	0.062 (14.24)	0.092 (8.28)	0.041 (12.26)	0.057 (8.89)
Adj-R ²	0.2100	0.2133	0.4113	0.2096
Obs.	899	300	299	300

表 15 インデックスのリターン格差の予測可能性

テーブルは、信用買残高の変化と指数間のリターン格差の相関を調査した結果である。テーブルの数値はすべて相関係数を意味し、上端は、指数格差と MBO/CAP との相関、下端は MBO/CAP のインサンプル予測値との間の相関係数を表している。カラムは指数間のリターン格差による小型株 / 大型株リターン格差を意味し、「TPX-225」は TOPIX 指数と日経 225 指数とのリターン格差、「TSE2-TPX」は東証 2 部指数と TOPIX 指数とのリターン格差、「SM-100」は TOPIXSmall 指数と TOPIX100 指数とのリターン格差、「TPX-100」は TOPIX 指数と TOPIX100 指数のリターン格差、「TPX-150」は TOPIX 指数と TOPIX/SP150 指数とのリターン格差、「TSE2-100」は東証 2 部指数と TOPIX100 指数とのリターン格差をそれぞれ示している。

	TPX-225	TSE2-TPX	SM-100	TPX-100	TPX-150	TSE2-100
CORREL(MBO/CAP)	-0.0355	0.4482	0.3793	0.3807	0.2075	0.5112
CORREL(E(MBO/CAP))	-0.0133	0.2931	0.1840	0.1667	0.0859	0.3217

第3章 個別銘柄の信用取引動向と株価

概要

本章³⁴では個別銘柄の信用取引残高と個別銘柄間でのリターン格差との関係について分析した。その結果、信用買残高が増加している銘柄は翌週も信用買残高が増加する群れ行動の傾向があることを見出した。さらに、銘柄間での信用取引の格差と株式リターンの関係を分析した。分析の結果、信用買残高の変化の指標が、翌1週間～翌4週間の短期的な銘柄間の株式リターン格差を予測することを確認した。この予測効果は、代表的なリスクモデルである Fama-French の3ファクターモデルでリスクを調整した後でも観測されるアノマリー現象である。

また、過去にリターンの低い銘柄群を購入するというネガティブフィードバックトレーディングの特徴が大型株を中心に見られた。この信用買いによるアノマリー効果をサイズ別に調査したところ、ネガティブフィードバックトレーディングの傾向は大型株で見られ、小型株では市場レベルの分析で見られたようなポジティブフィードバックトレーディングの特徴が観測された。この結果は、信用買いのインパクトが特に小型株で大きく、大きな株価インパクトを与えているとする前章での結果と整合する。また、大型株で信用買残高の増加の説明力が低下しないのは、効果の一部がリターンリバーサル効果によって説明されている可能性がある。

信用買いに起因したアノマリーが日本で顕著に観測される短期リバーサル効果と独立かどうかを調査した。その結果、信用買いのアノマリーは短期リバーサル効果とは独立であることが分かった。

最後に、信用取引が流動性よりも優れた投資家心理の代理変数かを検証するために、流動性の増減と信用取引の関係を分析した。その結果、流動性の変化では、信用買いによ

³⁴ 本章の内容は日本ファイナンス学会第12回大会(2004)、第2回行動経済学ワークショップ(2004)で報告した内容を含んでいる。また、本章の一部は Hirose, Kato and Bremer (2006)に掲載している。

る株式リターンの予測効果は説明できないことを見出した。このことは、信用買いが流動性より優れた投資家心理の指標であることを支持する。

1 . はじめに

本章の目的は、個別銘柄の信用取引残高情報を通じて、信用取引を行っている投資家の特徴を明らかにするとともに、信用取引における残高の変化と株価の関係を個別銘柄レベルで検証することにある。

前章では、(1) 信用買いの主な利用者は個人投資家である一方、信用売りの主な利用者は必ずしも個人投資家ではないこと、(2) 信用買いには群れ行動が原因とみられる過去の信用買いとの自己相関バイアスがあること、(3)信用買いには自己帰属バイアスによる自信過剰と整合的な市場リターンに関するポジティブフィードバックトレーディングのバイアスがあること、(4)信用買い・信用売りの増加がマーケットボラティリティの減少につながっていること、(5)市場全体の信用取引動向による市場レベルでの株価インパクトは非常に小さいこと、(6)高水準の信用買残高のときに市場ボラティリティが高く、高水準の信用売残高のときに市場ボラティリティが低いこと、などの結果を確認した。また、アノマリー現象として、市場レベルに積み上げた信用取引によって企業規模間のリターン格差が予測可能なことを示した。

ここでは、個別銘柄の信用取引が銘柄間の株式リターンとどのような関係があるかを調査する。本章では、信用取引と銘柄間の将来リターンとの関係を信用取引でソートした等金額ポートフォリオによる分位分析を用いて分析する。前章の分析結果より、信用買い取引は個人投資家の売買動向と密接に関係していることから、信用取引によるアノマリーの発見は個人投資家とアノマリーとの関係、さらには個人投資家とミスプライスの発生との関係を結ぶ重要な証左となる可能性が考えられる。

本章の以降の構成は次のとおりである。2 節で関連研究を説明し、3 節で利用したデータについて説明する。4 節は分析結果である。銘柄間における信用取引残高と株価の関係

を、残高変化を示す指標を用いた分位分析にて分析する。また、アノマリーとして知られる短期リバーサル効果との関係や、投資家心理の代理変数として知られる流動性との関係を明らかにする。5 節はまとめである。

2. 関連研究

2.1 小型株効果

Banz (1981)は、小型株が大型株に比べて平均的に株式リターンが高いことを示した(小型株効果)。Keim (1981)は米国での小型株が特に1月に集中してみられることを報告した。米国では、税金の確定が12月末日となっているため、12月に節税効果の高い含み損銘柄を売却することで、年末に小型株が下がりすぎ、年初に小型株が上がるというものであった。しかし、日本市場でも、Kato and Schallheim (1985)が同様の効果を確認しており、この税金仮説の説明力には疑問が残るが、小型株のパフォーマンスと個人投資家の行動との関連性については、古くから着目されている。

伝統的ファイナンスでは、小型株効果は企業の本源的なリスク(ファンダメンタルリスク)の1つの側面を捉えていると考えられている(Fama and French 1993)。Fama-Frenchの3ファクターモデル(Fama and French 1993, 1996)では、SMBファクターとしてリスク指標の1つに組み込まれている。一方で、行動ファイナンスでは個人投資家の心理との関連性が指摘されている。Lee, Shleifer and Thaler (1991)は、クローズドエンドファンドのディスカウントが、個人投資家の楽観的なときに縮小する(あるいは、プレミアムで取引される)ことを示した。そこで彼らは、個人投資家が特に小型株の重要な株主であり、取引主体であることから、個人投資家の心理の動きはクローズドエンドファンドと小型株に同様の影響を与えるはずだという仮説に基づき、時価総額による分位ポートフォリオ(十分位)の月次リターンとクローズドエンドファンドのディスカウントとの共変動について調査している。その結果、クローズドエンドファンドのディスカウントが拡大すると小型株のパフォーマンスが悪くなること、ポートフォリオの規模が大きくなるに従って、クロ

ーズドエンドファンドのディスカウントとの共変動の大きさも小さくなることを示した。これらの結果は、個人投資家の取引が小型株でより取引シェアを占め、株価に与えるインパクトも大きいために、個人投資家が楽観的なときに小型株のリターンが高くなるものと解釈できる。しかし、クローズドエンドファンドのディスカウントとサイズリターンの関係については、Chen, Kan and Miller (1993)がその脆弱さを指摘しており、頑健な結果が示されているわけではないようである。

2.2 モメンタム効果・リバーサル効果

1ヶ月以下の短期ではリバーサル(Jegadeesh 1990, Lehmann 1990)、3ヶ月～1年の中期の間ではモメンタム(De Bondt and Thaler 1985)、3年～5年の長期の間ではリバーサル効果(Lakonishok, Shleifer and Vishny 1994)が起こることが知られている。行動ファイナンスでは、あるときは順張り、またあるときは逆張りと言尾一貫しない玉虫色の説明をすることがしばしば非難されるが、異なるタイムスパンでの異なるモメンタム・リバーサル現象についての共通の枠組みが形成されるようになってきた。

この中期的なリターンの正相関の原因については、市場過小反応モデル、行動モデル、Conrad and Kaul (1998) のモデルなど様々な説明が行われてきた³⁵が、市場で観測される1年未満の短期的なモメンタムと3年～5年の長期的なリバーサルを一貫して説明するという点から、行動モデルによる説明が優れているようである。過小反応仮説、行動モデル、Conrad and Kaul の仮説はいずれも、中期的なモメンタムによる超過リターンを肯定しているが、その後（一般にポストホールディング期間という）の超過リターンが、過小反応仮説ではゼロ、行動モデルでは負、Conrad and Kaul の仮説では正、と異なることが予想される。実際の市場では、ポストホールディング期間には負の超過リターンが観測されることから、中期的なモメンタムと長期的なリバーサルを同時に説明する行動モデルでの説

³⁵ 過小反応仮説・行動モデルは Barberis, Shleifer and Vishny (1998) を参照されたい。なお、Jegadeesh and Titman (2001) がモメンタムストラテジーにおけるこれら3つのモデルの包括的な議論を行っている。

明が一般的となってきた。

短期のリバーサル効果も Fama-French の 3 ファクターモデルでは説明のつかないアノマリーとして知られている。Iihara, Kato and Tokunaga (2004)では、日本市場のデータを用いて Fama-French の 3 ファクターモデルでは週次のリバーサル効果が説明できないことを指摘している。

2.3 過剰流動性と投資家心理

伝統的ファイナンスにおける CAPM では、全ての投資家は市場ポートフォリオと呼ばれるポートフォリオを保有し、そのポートフォリオの期待リターンがリスクとの見合で最も好ましいとされる。そのため、いかなるパブリック情報が生じても取引高は常にゼロとなる。しかし実際の市場では高い取引高が観測されており、伝統的ファイナンスではパズルとして扱われてきた。一方で、行動ファイナンスでは、市場レベルの高い株式リターンが投資家を自信過剰にし(Gervais and Odean 2001)、その過信によって将来の取引高も増加する(Odean 1998) と説いている。Statman, Thorley and Vorkink (2006) はアメリカにおける月次の市場レベル実データを用いて、自信過剰と取引高の増加の関係を支持する結果を得ている。また、Baker and Stein (2004) は、非合理的な投資家が存在する空売り制約のある市場では、時系列的な高水準の流動性はポジティブな投資家心理のサインであると述べている。彼らによれば、投資家心理が良くなることで非合理的投資家の取引が増加し流動性は増加するが、空売り制約による裁定の限界から、合理的な投資家は市場から退場する。その結果、高い流動性は非合理的な投資家によるオーバーバリュエーションの指標となる。さらに Baker and Stein (2004) は「流動性がオーバーバリュエーションの代理変数となる結果、企業経営者や投資家はファンダメンタルバリュエーションを知らなくとも、流動性によって市場価格のオーバーバリュエーションを知ることができる」という仮説を唱えている。

個別銘柄毎に対する投資家心理を示す指標として、過剰流動性という代理変数（プロキ

シー)はあるものの、それ以外に個別銘柄に対する投資家心理を示す適切な代理変数はほとんど存在しないようである。

2.4 群れ行動

Nofsinger and Sias (1999)は、機関投資家と個人投資家の持ち株比率の変化と株価の関係を分析した。そこで、機関投資家の持ち株比率と株価の変動との間には正の関係があり、機関投資家が大きく買い越した銘柄群は売り越した銘柄群をその後もアウトパフォームすることが示されている。これらの結果は、機関投資家がより群れ行動を起こしやすいか、あるいは機関投資家の群れ行動によるインパクトが個人投資家よりも大きいことを示している。また、彼らは、機関投資家の群れ行動が、過去のリターンと正の相関があることを示した。このことは、米国の機関投資家が群がってポジティブフォードバックトレーディングを行っていることを示している。日本では、Iihara, Kato and Tokunaga (2001)が年次データを利用して分析している。分析では、投資家を個人投資家、機関投資家、外国人投資家の3つに分類し、保有率の変化から群れ行動を分析している。それによると、機関投資家と外国人投資家の群れ行動が株価にインパクトを与えるが、外国人投資家の投資行動とは異なり、機関投資家のそれには過剰反応の傾向が見られることが示されている。

3. データ

本章では、東京証券取引所1部・2部上場銘柄における過去約8年半(1994年12月17日~2003年5月17日)の週次信用取引残高と株式リターンの関係を分析した。分析に用いた信用取引残高データは、制度信用取引による残高を毎週金曜日基準で翌火曜日に東京証券取引所が公表した数値である。分析期間(440時点,延べ834,491銘柄)において、信用買残高と信用売残高が取得可能な銘柄を分析対象とした結果、431時点,491,460銘柄となった。信用買残高・売残高は株式分割による調整を行い、時系列的・クロスセクションでの比較を容易にするために、売買取引単位で株数を除した単元株数を信用取引残

高・発行済株式数の単位として利用した。

本章の研究でも第2章と同様に、短期的な株式リターンと信用取引の関係に着目し、信用取引残高の変化を中心とした分析を行う。信用取引残高の変化幅は正味の信用取引契約の増減を意味する。つまり、信用買残高の増加は、その計測期間中に正味の信用買の契約（新たな契約 - 清算分）が増えたことを示し、逆に減少は、信用買い取引が正味で清算されたことを意味する。

本章では、銘柄ごとの信用取引残高の変化の違いが銘柄間の株式リターンの違いに与える影響を分析することを目的としているが、信用残高の変化幅の銘柄間の格差が単純に取引高の格差に起因する可能性も考えられる。そのため、信用取引残高の変化幅を発行済株式数で除した指標を作成し、分析を行った³⁶。なお、リターンの計測は図5のとおりである。定義などは第2章と同じである。

4. 分析結果

信用取引と個別銘柄の株価に関係があるとする、リスクを調整した後でも、信用取引の銘柄間格差により銘柄間の将来における株式リターンに有意な格差が生じるはずである（以降、リスクを調整したリターンを超過リターンと呼ぶこととする）。また、信用取引と短期リバーサル効果との関係、投資家心理のもう1つの代理変数と考えられる流動性との関係についても分析する。

4.1 翌週の信用取引の傾向

前章の市場全体での結果では、特に信用買いは短期的に群れ行動の傾向が示されている。もし、信用買いを行っている投資家がこのようなバイアスのかかった取引を行っている、信用買いが行われている銘柄群はその後買われる可能性がある。そこでまず、銘柄間に

³⁶ 廣瀬(2004)では、信用残高の変化そのもの、信用残高の変化をその週の株式取引高で除した変数を中心に説明を行っている。本章では、信用残高の変化を発行済株式数で除した変数を用いているが、これらの変数のどれを用いても結果に大きな差異は生じない。

も市場レベルで観測されたものと同様の信用取引の取引バイアスが存在するかどうかを確認することにした。分析は、信用取引に関する各指標でソートした5つのポートフォリオを各時点で構築し、構築したポートフォリオのソートに用いた指標の $K = -1 \sim K = 1$ の特性値を計測する方法で行った。Q1 はソートに用いた指標が最も小さい銘柄群を意味し、Q5 はソートに用いた指標が最も大きな銘柄群を意味する。

結果は表 16 のとおりである。K = 0 に示す値はポートフォリオを構築した時点における各指標での特性を示し、K = -1, 1 に示す値はそれぞれ、その前週、翌週での特性を示す。信用買いに関する結果（MBO/OUTS）から見ていく。信用買いに関する指標の結果を見ると、信用買残高が増加している銘柄は、その前週でも翌週でも残高が増加し、信用買残高が減少している銘柄群はどの前週でも翌週でも減少している。また、Q5 から Q1 になるに従って、信用買残高の増加傾向が次第に小さくなっていくという特徴が前週でも翌週でも観測される。一番右のカラム「Q1-Q5」は両端のポートフォリオにおける特性値の格差についての統計値である。この値から、K = -1, 1 における信用買いは K = 0 でのその約 1/3 程度で継続している。以上のことから、信用買いには、買われている銘柄がその後も買われ続けるという傾向（群れ行動バイアス）があることが分かる。この結果は 2 章における市場全体での結果と整合的である。信用買いを行っている投資家、主に個人投資家は数週間特定株に群がる傾向があるようである。

次に、信用売りに関する結果（MSO/OUTS）を確認する。信用売りに関する指標には、信用買いで見られたような取引銘柄の継続性は、弱くではあるが同様に見られるようである。しかしながら、変数を発行済株式数で割るのをやめるなどの変数作成方法を変更すると、信用売りで見られている継続性は消滅することから、強い結果ではないと思われる。

4.2 超過リターン

信用買いでは、銘柄間においても非合理的な特性（特定銘柄への群れバイアス）が観測された。もし、信用取引による株価インパクトが大きければ、信用取引により将来リター

ンを予測できる可能性が考えられる。そこで、ここでは信用取引によって伝統的なリスクモデルは説明できないような価格格差を生じているかを分析することにした。

検証方法は信用取引に関する各指標に従い銘柄をソートし、銘柄数が等しくなるような5つの等ウェイトポートフォリオを各分析時点で構築し、そのポートフォリオの超過リターンを計測する方法で行った。つまり、分析に用いたポートフォリオは週次リバランスとなる。ポートフォリオは、指標の値が小さいほうから Q1, Q2, ..., Q5 とし、各ポートフォリオの過去・将来における Fama-French の3ファクターモデルでの超過リターンを集計した。

市場リターンには TOPIX を利用し、全サンプル期間のデータを用いてリスク調整を行った(インサンプルモデル)。集計した超過リターンは、3節で示した図5の定義に従い $K = -20, -4, -1, 0, 1, 4, 20$ のリターンとした。なお、結果を示す表中の超過リターンは計測期間中の週あたりの平均リターンで示している。そのため、例えば、 $K=4$ で0.25%の超過リターンは計測期間4週間の累積で1%であることを意味する。各ポートフォリオの超過リターン、および、ポートフォリオ Q1 とポートフォリオ Q5 の超過リターン格差が有意にゼロとは異なるかの検定は Fama-MacBeth の t 検定(Fama and MacBeth 1973)により行った。

信用買残高の変化の結果は表17のとおりである。ポートフォリオ Q1 は信用買残高が最も減少した銘柄群によるポートフォリオ、ポートフォリオ Q5 は信用買残高が最も増加した銘柄群によるポートフォリオを示す。左端のカラムは超過リターンの計測期間を示し、表の数値は計測期間における平均超過リターン(週率)を示す。括弧内の数値は t 値である。なお、一番右のカラム「Q1-Q5」はポートフォリオ Q1 とポートフォリオ Q5 の超過リターンの差とその t 値を示す。

表17の過去の株式リターン($K = -20, -4, -1, 0$)に着目すると、過去1週間および同時点の超過リターンが高い銘柄で信用買残高が減少し、低い銘柄で信用買残高が増加している。このことから、信用買いを行っている投資家は、過去リターンの低い銘柄を買っているこ

とが分かる。つまり、信用買いを行っている投資家の個別銘柄の選択については、ネガティブフィードバックトレードとなっており、市場レベルで観測されたポジティブフィードバックトレーディングとは一致しない。この点については、サイズ別の分析でさらに詳しい結果を後述する。次に、信用買残高の変化と $K = 1, 4$ における超過リターンとの関係を調べてみると、ポートフォリオ Q5 の超過リターンが高く、ポートフォリオ Q5 からポートフォリオ Q1 へ向かうに従って超過リターンが低くなる。また、ポートフォリオ Q1 とポートフォリオ Q5 の超過リターンの t 値から統計的にも有意にゼロとは異なる。このことは、信用買いが Fama-French の 3 ファクターモデルでは説明できないアノマリーを捉えていることを示している。

最後に信用買残高の変化による指標から得られる将来リターンの経済的な有意性を見積もる。ポートフォリオ Q1 とポートフォリオ Q5 の超過リターンの格差は翌週の 1 週間で -0.48% である。また、翌 4 週間 (約 1 ヶ月) では、 $-0.16 \times 4 = -0.64\%$ となる。取引コスト等を考慮しても、このリターン格差は経済的にも有意な水準である。

次に、信用売りに関する結果を確認する。信用売残高の変化についての結果は表 18 のとおりである。過去リターンとの関係を見てみると、カラム「Q1-Q5」の株式リターン格差では統計的に有意なものもあるが、ポートフォリオ Q1 ~ ポートフォリオ Q5 の個別のポートフォリオの過去リターンに明確な関係は存在しない。次に、同時点 ($K = 0$) の株式リターンとの関係を確認すると、リターンの高い銘柄の信用売残高が増加し、リターンの低い銘柄の信用売残高が減少するという顕著な関係が見てとれる。この結果は、信用売りが上がった株を売って、下がった株を買い戻していることを意味している。信用売りの利用が主に投資家の将来の予測 (相場) のツールではなく、実物ポジションのヘッジであるという前節での結果と整合的である。また、信用売りがファンダメンタルバリューへと引き戻そうと働いていることを示している。

次に、 $K = 1, 4, 20$ の超過リターンとの関係を確認する。カラム「Q1-Q5」の超過リターン格差を確認すると、 t 値の絶対値で 3 程度の関係が全期間の超過リターンについて見られ

る。この結果から、信用売残高の変化も将来の超過リターンと何らかの関係を有しているようである。しかし、ポートフォリオ Q1~ポートフォリオ Q5 の個別のポートフォリオの超過リターンを見てみると、ポートフォリオ Q1 の超過リターンが低いこと以外に明確な特徴が見られず、信用売残高にはアノマリーと呼べるほどの株式リターンの予測効果はないようである。また、超過リターン格差の向きは、信用売りが投資家心理に起因するとしたときに期待される向きとは逆であることから、投資家の悲観といった投資家心理に基づくバイアスを含む取引ではないと考えられる。また、超過リターン格差は翌週 1 週間で -0.14%、翌 4 週間では、 $-0.08 \times 4 = -0.32\%$ であり、経済的に有意な水準とは言いがたい。一方で、 $K=0$ 時点における信用売りがファンダメンタルバリューへ引き戻そうとして働いているために、信用売りが将来のリターンを予測する能力は限定されているのかもしれない。これらの結果は、信用売りをを行っている投資家が情報トレーダーであるという前章での見方に整合する。

4.3 信用取引特性値の推移

前節での超過リターンが信用取引と密接に関係しているかを調査する目的で、ポートフォリオの信用取引動向に関する特性値の推移について調査する。クロスセクションでの結果では、市場全体での信用取引動向で見られたポジティブフィードバックトレーディングではなく、むしろネガティブフィードバックトレードとなっていた。また、一方で特定銘柄への群れ行動が観測された。信用買いを行っている投資家が彼らのポジションを増(減)させたとき、その期間継続して株価が上昇(下落)するようである。このような関係をより詳しく分析するために、信用買残高の変化(MBO/OUTS)による分位ポートフォリオについて、そのポートフォリオの前後 10 週間における MBO/OUTS と MSO/OUTS 特性値の推移を計測した。

図 6-A は MBO/OUTS による Q1 ポートフォリオの前後 10 週間における超過リターン、および MBO/OUTS と MSO/OUTS 特性値の推移、図 6-B は MBO/OUTS によ

る Q5 ポートフォリオの前後 10 週間における超過リターン，および MBO/OUTS と MSO/OUTS 特性値の推移を示している。「Excess return」で示されている線は Fama-French の 3 ファクターモデルによるリターンの推移，MBO で示されている線は MBO/OUTS 特性値の推移，そして，MSO で示されている線は MSO/OUTS 特性値の推移をそれぞれ示している。

まず，図 6-A の信用取引特性値に関する結果から確認する。MBO で示される線の推移を見ると，ポートフォリオを構築した $K = 0$ を中心とした V 字の形状している。つまり， $K = 0$ での信用取引残高の減少が最も大きく，前後に期間がずれるに従って，その増加幅が小さくなっていることを示している。そして，過去・将来の 10 週以上に渡って信用買残高増加（MBO の線が正）が継続している。また，反対ポジションである MSO も同様の推移を示すが，MBO に追従するように増加している様子が見える。同様に図 6-B の信用取引特性値に関する結果を見ると，図 6-A と対照的な結果が確認できる。 $K = 0$ を中心とした山形の形状をしていて，信用買いは過去・将来の 5 週～6 週に渡って継続している。

次に，リターン動向を確認する。図 6-A から，株価が上昇し信用買残高が減少していた銘柄群が Q1 ポートフォリオということを示している。この結果はこれまでのネガティブフィードバックトレーディングバイアスの結果と一致する。将来リターンは翌週のみ大きな負のリターンとなる。信用買いによる株価インパクトは 1 週間程度ということになる。一方で，図 6-B からは，株価が下落し信用買残高が増加している銘柄群が Q5 ポートフォリオということがわかる。ここでの結果もネガティブフィードバックトレーディングバイアスということになる。そして，将来リターンは将来数週間に渡って正のリターンとなる。信用買いは，大きな株価インパクトを将来に渡り与えているようである。

アノマリーとしての結果が，Q1 ポートフォリオの結果に比べ Q5 ポートフォリオでの結果でより顕著なことは，信用買いは買いのポジションを取るときにより多くの情報を含んでいるということを示唆しているように思われる。また，反対売買である MSO が同様の動きをしている。信用買残高の増加による買いと信用売残高の増加による売りが錯綜して

いることから、信用買いによるアノマリー効果は信用売りの影響で予測能力を弱められている可能性が考えられる。

最後に信用売りに関する結果を簡単に説明する。図 6 に対応する MBO/OUTS での結果が図 7 である。これまでの市場レベル・個別銘柄レベルでの分析から、信用売りが情報トレーダーによる過剰な株価反応への裁定取引ではないかという議論を行ってきた。図 7 の結果はその結果を視覚的により鮮明に表している。図 7-A の結果でも図 7-B の結果でも 0 期と-1 期での株価に反応するかのように、リターンに対応した分の信用売残高が変化している。信用買いでの結果とは異なり、信用取引で期待される株価インパクトの方向とは逆であることから、株価に対応して裁定取引が行われ株価を安定させるかのように働いている。将来リターンについても、大きなアノマリー減少は発生していない。この結果も信用売りが株価を安定させるように働いた結果と考えられる。以上のことから、信用売りは株価の安定に働いているようである。

4.4 サイズ別の分析

企業規模（サイズ）は投資家心理の分析を行う際には重要な要素と考えられている。小型株はより流動性が低く、よりボラティルであることから、小型株でより顕著な結果が導かれる可能性があるためである。また、取り扱っている心理指標は個人投資家の心理を代理する指標であると考えられることから、個人投資家の影響力がより強い小型株での特徴を捉えることは重要である。ここでの分析は、小型株でより顕著な結果が得られることを期待して行った。なお、本節以降、アノマリーが観測された信用買いでの結果にフォーカスする。

このような目的のために、まずダブルソートポートフォリオを構築する方法でサイズ別の信用買いのアノマリー効果を検証した。ダブルソートはまず時価総額で 3 つに分類し、その後 MBO/OUTS で 5 つに分類した。結果は表 19 のとおりである。K = 0 はポートフォリオを構築した週の超過リターンと MBO/OUTS 特性値、K = -1, K = 1 はそれぞれ、

その前週と翌週の超過リターンと MBO/OUTS 特性値を示している。サイズは「Small」で示される行は3つに分類した最小型株のポートフォリオ、「Large」で示される行は最大型株のポートフォリオを示している。また、これまで同様括弧内は t 値を示している。

まず、大型株-Q1 ポートフォリオ（信用買残高減少）の結果から確認する。大型株-Q1 ポートフォリオでは $K = -1, 0$ の超過リターンが高く、 $K = 1$ の超過リターンが低い。つまり、ネガティブフィードバックトレードとなっている。一方で信用買残高の変化は $K = -1 \sim 1$ まで一貫してマイナスであることから、これまで観測されていたような群れバイアスが存在している。これらの結果はサイズ区分を行っていないデータ観測された表 16 および表 17 と整合的な結果である。

次いで、大型株-Q5 ポートフォリオ（信用買残高増加）の結果を確認する。大型株-Q5 ポートフォリオでは $K = -1, 0$ の超過リターンは低く、 $K = 1$ の超過リターンは高い。つまり、ネガティブフィードバックトレードとなっている。また、信用買残高の変化は $K = -1 \sim 1$ まで一貫してプラスとなっていることから、やはり群れバイアスが存在する。この結果も、サイズ区分を行っていないデータが観測された表 16 および表 17 と整合的な結果である。

次にカラム「Small」に示される小型株での結果を確認する。小型株-Q1 ポートフォリオの結果を見ると、小型株での観測結果は市場全体や大型株で観測されたものと若干異なる。小型株-Q1 ポートフォリオでは $K = -1 \sim K = 1$ の全期間を通じて負の超過リターンが観測される。しかし、その t 値はどの時点においても有意ではない。一方で信用買残高の変化を示す特性値は、すべての期間について一貫してマイナスの係数となっており、信用買残高が減少していることがわかる。この結果はこれまで観測された群れバイアスと整合的である。小型株での一貫した低い超過リターンはこの群れバイアスによる株価インパクトと整合する。このことから、やはり小型株で信用取引による株価インパクトが相対的に大きいことがわかる。

次に、小型株-Q5 ポートフォリオの結果を確認する。ここでも小型株-Q1 ポートフォリ

オと同様の結果をより強固に確認することができる。小型株-Q5 ポートフォリオのリターンは $K = -1 \sim K = 1$ の全期間を通じて高い。また、MBO/OUTS の特性値も一貫して増加している。これらの結果は信用買残高の増加が小型株で大きな株価インパクトを与えているということを示している。一方で、これは、大型株や市場全体で観測されてきた信用買いの効果とは異なっている。大型株や市場全体で観測されてきた信用買いの効果の一部には、短期のリターンリバーサルの影響があると考えられる。短期リバーサル効果との関係については、次節で検証する。

表 19 の結果を視覚的に確認したものが図 8 である。図の見方は前節で説明した図 6 および図 7 と同じである。まず、小型株-Q1 ポートフォリオの結果（図 8-A）から確認する。図 6 で確認されているように、MBO で示される信用買残高の線はゼロを中心とした V 字型をしている。これまで観測されたように群れバイアスによる正の自己相関は同じように観測される。一方で、リターンは過去数週間から将来 1 週に渡って低いリターンとなっている。これは信用買いの解消売りによる株価のネガティブインパクトと解釈できるが、図 6-A で確認されていたものと整合しない。図 6-A では、Q1 ポートフォリオの銘柄群は過去数週間に渡って高いリターンを示している。つまり、小型株では市場全体での分析で見られたものと同様のポジティブフィードバックトレーディングの傾向が見られる。

小型株-Q5 ポートフォリオの結果（図 8-B）を確認すると、より顕著な結果がわかる。信用取引動向を示す特性は図 6-B と大きく変わらず、長期に渡って信用残高の増加傾向が継続している。また、信用買残高の変化と信用売残高の変化が同じように動いていることも、これまで同様に確認できる。一方で、リターンの動向を確認すると、図 6-B で見られたものとは異なる結果である。信用買いの動きに連動するかのように超過リターンも高い水準で継続している。リターンは $K = 1$ をピーク（ $K=0$ とほぼ同水準）に過去・将来 4 週程度に渡って高いリターンを継続している。小型株-Q5 ポートフォリオでの顕著な結果は、小型株ではより信用取引による株価インパクトが大きく、信用買残高の変化のうち、信用買いのポジションを構築するときが最も重要な情報を含むとするこれまでの考え方と整合

している。

次に大型株での結果を確認する。図 8-C,D の結果から、大型株では信用売残高の変化が信用買残高の変化とは反対に動いている。図 8-C の MBO は $K = 0$ を中心に V 字の形状をしているのに対して、図 8-C の MSO は $K = 0$ を中心に山形の形状をしている。つまり、大型株では信用買残高の減少による売りと信用売残高の増加による売りが同時に起こる。大型株では信用売りがヘッジとして働いていないことを示している。図 8-D も、図 8-C と同様の結果（図 8-C は上下対称の結果）を得ている。つまり、Q5 ポートフォリオでは信用買残高の増加による買いと信用売残高の減少による買いが同時に起こっている。表 19 の結果で、大型株での信用買残高の予測能力が小型株に比べて、予想されるほどには低下していない理由としては、ヘッジポジションとなっている信用売残高の変化が逆方向に動いていることが影響しているように思われる。

次にリターンの動向を確認すると、図 8-C では翌週のリターンが低い超過リターンを示しており、大型株-Q1 ポートフォリオのリターン予測能力は 1 週間ということになる。この結果は、小型株や銘柄全体でのそれと同様のものである。図 8-D では翌週のリターンが高い超過リターンを示している。このことから大型株-Q1 ポートフォリオのリターン予測能力は 1 週間程度ということになる。大型株での予測能力は小型株に比べると短期にとどまっているようである。東京証券取引所による信用取引データは金曜日末の残高情報を翌週の火曜日に公表することに鑑みると、信用買残高の変化によるアノマリーを利用した取引を大型株で行うことは難しいと考えられる。また、大型株での効果の一部はおそらく短期リバーサル効果で説明されるものである。大型株の信用買残高は過去リターンが悪かった銘柄群で増加し、これらの銘柄群のリターンが翌週に高いリターンを示しており、リターンリバーサル効果と類似の指標となっている可能性がある。大型株での信用買残高の予測能力が小型株に比べて、予想されるほどには低下していないもう 1 つの理由として、効果の一部がリターンリバーサル効果と密接に関係していることが考えられる。

4.5 短期リバーサル効果との関係

これまでの結果から、信用買残高の変化は、同時点株式リターンの高い銘柄が翌週には低くなっており、短期リバーサル効果と同一の効果の可能性も考えられる。Iihara, Kato and Tokunaga (2004) では、Fama-French の3ファクターモデルでリスク調整を行った後も、短期リバーサルが顕著に観測されると指摘されていることから、信用買いによる株式リターンの予測効果と短期リバーサル効果の関係を分析する。

分析は、同時点リターンを用いて五分位ポートフォリオを作成した後、5つの各ポートフォリオをさらに信用買残高の変化で五分位し、合計25のポートフォリオを組成することで、信用買残高の変化の効果が残るかを確認した。この方法により、リバーサルによるリスクを調整した後の信用買残高の変化の指標の効果を計測することができる。リバーサルに影響されずに、信用買残高の変化でソートした変数によるアノマリー効果が残っているのであれば、信用買残高の変化の指標はリバーサル効果の影響を受けていないと考えられる。なお、同時点リターンの悪い銘柄群を敗者株、良い銘柄群を勝者株と以降呼ぶこととする。

結果は表20のとおりである。最初にソートした変数(同時点リターン)を行に示した。Q1で示される行が敗者株、Q5で示される行が勝者株である。2番目にソートした信用買いに関する変数(MBO/OUTS)は列に示しており、Q1はMBO/OUTSが最も小さい銘柄群、Q5はMBO/OUTSが最も大きい銘柄群を示す。「Q1-Q5」で示された行は各列における行Q1のポートフォリオの超過リターンから行Q5のポートフォリオの超過リターンを引いたものである。また、カラム「Q1-Q5」に示される値は、同じような同時点リターンを示す銘柄の中でMBO/OUTSを分類し、その株式リターン格差を調べたものである。もし、リバーサル効果と信用取引による予測効果が互いに独立であれば、行「Q1-Q5」、カラム「Q1-Q5」に示される超過リターンの格差は有意なままのはずである。なお、これまで同様括弧内はt値を示している。行「Q1-Q5」、カラム「Q1-Q5」に示される全ての格差は統計的に有意な水準で残っている。また、5×5のマトリックス全体を見ても、左下

(信用買残高が減少した勝者株)の超過リターンが低く、右上(信用買残高が増加した敗者株)の超過リターンが高いという傾向が見てとれる。この結果から、信用買いと短期リバーサルは独立した効果であることが分かる。

表中に示されている行「average」はそのカラムに示されている5つのポートフォリオの単純平均を示している。例えば、カラム「Q1」に示されている行「average」は、信用取引が最も減少している5つのQ1ポートフォリオの単純平均値を意味する。よって、「average」で示されている行は、リバーサルを調整した後に残っている信用買残高の変化によるポートフォリオの超過リターンの大きさを意味する。なお、行「Q1-Q5」のカラム「average」に示される数値は純粋なリバーサル投資によるアノマリー効果を示している。

表20でまず純粋なリバーサル効果(行「Q1-Q5」のカラム「average」)を確認すると、リターン格差は1.37%、t値は17.73と高い有意性を有することがわかる。次に、このリバーサル効果を調整した信用買いの効果を確認すると、MBO/OUTSのポートフォリオQ1とポートフォリオQ5の格差は各リバーサル水準での単純平均(カラム「Q1-Q5」の列「Q1-Q5」)で-0.34%、t値は-7.21(表17より調整前は-0.48%、t値は-8.55)である。調整によって超過リターンの減少もほとんど起こっていないことから、信用買いで説明される効果と短期リバーサル効果は異なる効果であることが分かる。

4.6 流動性との関係

信用取引に起因した株式リターンの予測効果が、従来から知られたアノマリーとは異なる効果であるという証左を得たが、投資家心理と信用取引の関係はどうであろうか。Odean (1998) や Baker and Stein (2004) は、自信過剰な投資家によって高い流動性がもたらされるという議論を行っている。流動性の増加が投資家心理によってもたらされるとすると、信用買いと流動性の増加が同様の予測効果を示す可能性が考えられる。そこで最後に、信用取引による予測効果と、従来から知られた投資家心理の代理変数である流

動性による予測効果との関係进行分析することにした。

分析は、前節で用いた方法を用いて信用買いによる株式リターンの予測効果が流動性の増加を調整することで消滅するか検証した。信用買いが流動性よりも優れた投資家心理の代理変数であるならば、信用買いによる予測効果は流動性の増加を調整しても消滅しないと考えられる。

結果は表 21 のとおりである。行方向に示されている TOR でまず 5 つに分類し、その後、それぞれの分位ポートフォリオをさらに MBO/OUTS で五分類し、計 25 のポートフォリオを構築し、それぞれのポートフォリオの超過リターンを記載している。カラム「Q1-Q5」は、TOR の効果を調整した MBO/OUTS 分位超過リターンを示している。行「Q1-Q5」のカラム「average」に示される数値は純粋な TOR の効果を示しており、行「average」のカラム「Q1-Q5」に示される数値は TOR の効果調整した後の MBO/OUTS の効果（両端の分位リターン格差）を示している。

表 21 の結果を確認する。まず、純粋な TOR の効果（両端分位のリターン格差）は -0.17% でその t 値は -3.05% である。流動性が増加した銘柄群のリターンが、減少した銘柄群のリターンよりも高いことを示している。TOR によるこの効果を調整した後の MBO/OUTS の効果が行「average」のカラム「Q1-Q5」に示されている。Q1 ポートフォリオと Q5 ポートフォリオのリターン格差は -0.46% で、その t 値は -9.40 である。表 17 より調整前は -0.48% であることから、流動性によって信用買残高の予測効果はほとんど影響を受けないことがわかる。

5. まとめ

本章では、個別銘柄の信用取引残高の変化を利用し、週次での信用取引における残高の変化と株価の関係を個別銘柄レベルで分析した。

その結果、信用買いが行われている銘柄群は、その後も買われ続けるという銘柄選択の群れ行動のバイアスが観測された。そして、このような取引特性を持つ信用買いによって

個別銘柄間のリターンに格差が生じるかを検証した。その結果、信用買残高が増加している銘柄は翌1週間～翌4週間の短期的な株式リターンが高いことを見出した。この結果は、信用買いに見られる群れ行動のバイアスと整合的である。信用買いによるリターン格差は、Fama-French の3ファクターモデル(Fama and French 1992, Fama and French 1993)によるリスク調整を行っても消滅していないことから、新たなアノマリー現象である。一方で、信用売りではポートフォリオ間の明確な関係が表れておらず、アノマリー現象としての効果は確認できない。

次に、信用買いを示す変数による買い持ちポートフォリオの信用取引動向の特性値の推移を確認した。その結果、信用買残高の増加（減少）に合わせて、信用売残高が増加（減少）していることを確認した。その週、および前週の株価変化に反応するように信用売残高が増えているという事実は、信用売りが裁定やヘッジとして用いられ、株価安定に資していることと矛盾しない。また、この結果は同時に、信用売りが信用買いによる将来リターンの予測力を低下させている可能性を示唆している。

信用買いを行っている投資家は過去リターンが低かった銘柄を購入する（ネガティブフィードバックトレーディング）という結果が市場全体で観測された。この結果を時価総額（サイズ）毎に分析した。その結果、小型株ではポジティブフィードバックトレーディングであり、特に信用買残高が増加しているときにその傾向が強いことを確認した。このことは、信用取引による株価インパクトが小型株でより大きいこと、信用買いのポジション構築時により大きな株価インパクトが生じることを示している。また、大型株でその予測効果が低下しない理由の1つは効果の一部がリターンリバーサル効果と密接にかかわっているためと考えられる。また、大型株では、信用買残高の増加（減少）に合わせて、信用売残高が増加（減少）するという現象が確認されないことを見出した。この結果も、信用買残高の変化による予測効果が大型株であまり低減していないことと密接にかかわっているようである。また、大型株でのリターン予測能力は1週間程度と短く、小型株で4週間程度と長いことがわかった。東京証券取引所による信用取引データは金曜日末の残高情報

を翌週の火曜日に公表することに鑑みると、信用買残高の変化によるアノマリーを利用した取引を大型株で行うことは難しいと考えられる。

次に、信用買いのアノマリー効果と短期リバーサル効果との独立性について検証した。その結果、信用買いに起因した効果は、短期リバーサル効果とも異なる独立の効果であることを見出した。最後に、信用取引による予測効果と、従来から知られた投資家心理の代理変数である流動性による予測効果との関係を分析した。流動性の増加においても、信用買いと同様の短期株式リターンでの予測効果を確認した。流動性の増加を調整しても信用買いの効果が残ることは、信用買いに関係した指標の方が流動性よりも優れた投資家心理の代理変数であるといえる。

参考・引用文献

- Banz, Rolf W. (1981) "The relationship between return and market value of common stocks", *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.
- Baker, Malcolm and Jeremy C. Stein (2004) "Market liquidity as sentiment indicator", *Journal of Financial Markets*, 7(3), 271-299.
- Barberis, Nicholas, Andrei Shleifer and Robert Vishny (1998) "A model of investor sentiment", *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307-343.
- Brown, Gregory W. and Michael T. Cliff (2004) "Investor sentiment and the near-term stock market", *Journal of Empirical Finance*, 11(1), 1-27.
- Chen, Nai-Fu, Raymond Kan and Merton H. Miller (1993) "Are the discounts on closed-end funds a sentiment index?", *Journal of Finance* 48(2), 795-800.
- Conrad, Jennifer S. and Gautam Kaul (1998) "An anatomy of trading strategies", *Review of Financial Studies*, 11(3), 489-519.
- De Bondt, Werner F.M. and Richard Thaler (1985) "Does the stock market overreact?", *Journal of Finance*, 40(3), 793-805.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1992) "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1993) "Common risk factor in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, Eugene F. and James D. MacBeth (1973) "Risk return and equilibrium: Empirical test", *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1996) "Multifactor explanations of asset pricing evidence", *Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Gervais, Simon and Terrance Odean (2001) "Learning to be overconfident", *Review of Financial Studies*, 14(1), 1-27.

- Hirose, Takehide, Hideaki K. Kato and Marc Bremer (2006) "Can margin traders predict future stock returns in Japan?", working paper.
- Iihara, Yoshio, Hideaki K. Kato and Toshifumi Tokunaga (2001) "Investors' herding on the Tokyo stock exchange", *International Review of Finance*, 2(1-2), 71-98.
- Iihara, Yoshio, Hideaki K. Kato and Toshifumi Tokunaga (2004) "The winner-loser effect in Japanese stock returns", *Japan and the World Economy*, 16(4), 471-485.
- Jegadeesh, Narasimhan (1990), "Evidence of predictable behavior of security returns", *Journal of Finance*, 45(3), 881-898.
- Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman (2001) "Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations", *Journal of Finance*, 56(2), 699-720.
- Keim, Donald B. (1983) "Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence", *Journal of Financial Economics*, 12(1), 13-32.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny (1994) "Contrarian investment and extrapolation, and risk", *Journal of Finance*, 49(5), 1541-1578.
- Lee, Charles M.C., Andrei Shleifer and Richard Thaler (1991) "Investor sentiment and the close-end fund puzzle", *Journal of Finance*, 46(1), 75-109.
- Lehmann, Bruce N. (1990) "Fads, martingales and market efficiency", *Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 1-28.
- Nofsinger, John R. and Richard W. Sias (1999) "Herding and feedback trading by institutional and individual investors", *Journal of Finance*, 54(6), 2263-2295.
- Odean, Terrance (1998) "Volume, volatility, price, and profit when all traders are above average", *Journal of Finance*, 53(6), 1887-1934.
- Statman, Meir, Steven Thorley and Keith Vorkink (2006) "Investor overconfidence and trading volume", *Review of Financial Studies*, 19(4), 1531-1565.

図 5 リターンの計測期間

$K=0$ で示すときは信用取引の変化を計測した週における株式リターン（週次）を意味し， $K=-n(n > 0)$ のときは，信用取引残高を計測した前の週から数えて n 週間の平均リターンを意味する．また， $K=n(n > 0)$ のときは，信用取引残高を計測した以降の n 週間の平均リターンを意味する．なお，定義は第 2 章と同じである．

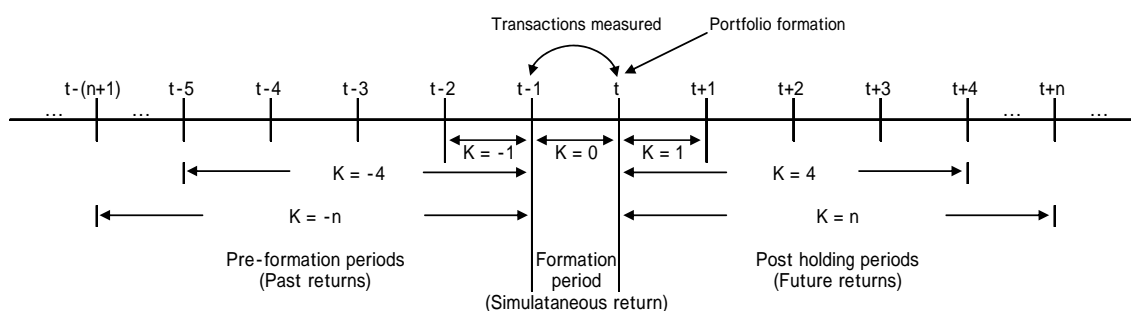


図 6-A MBO/OUTS による Q1 ポートフォリオの超過リターン および MBO/OUTS, MSO/OUTS 特性値の推移

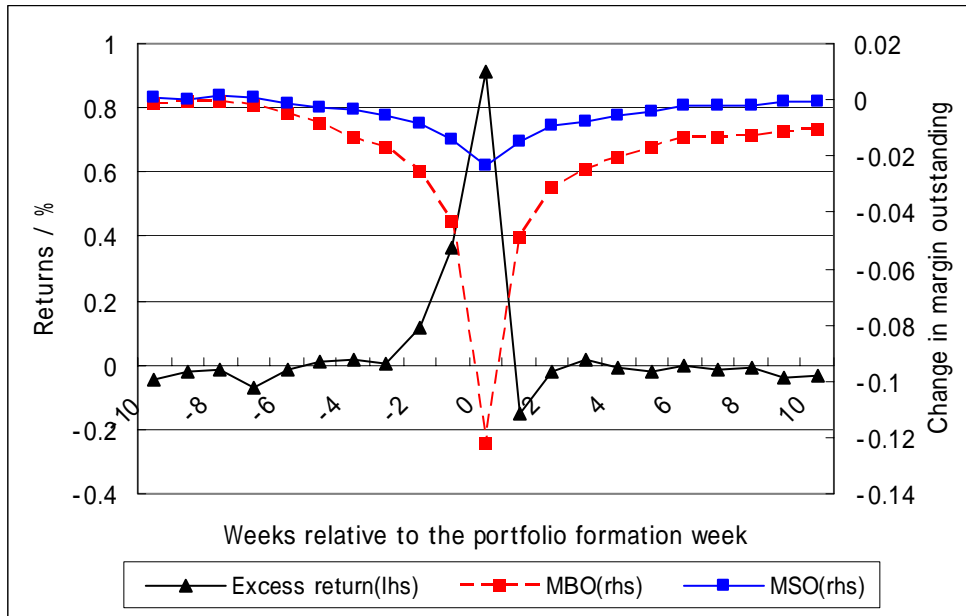


図 6-B MBO/OUTS による Q5 ポートフォリオの超過リターン および MBO/OUTS, MSO/OUTS 特性値の推移

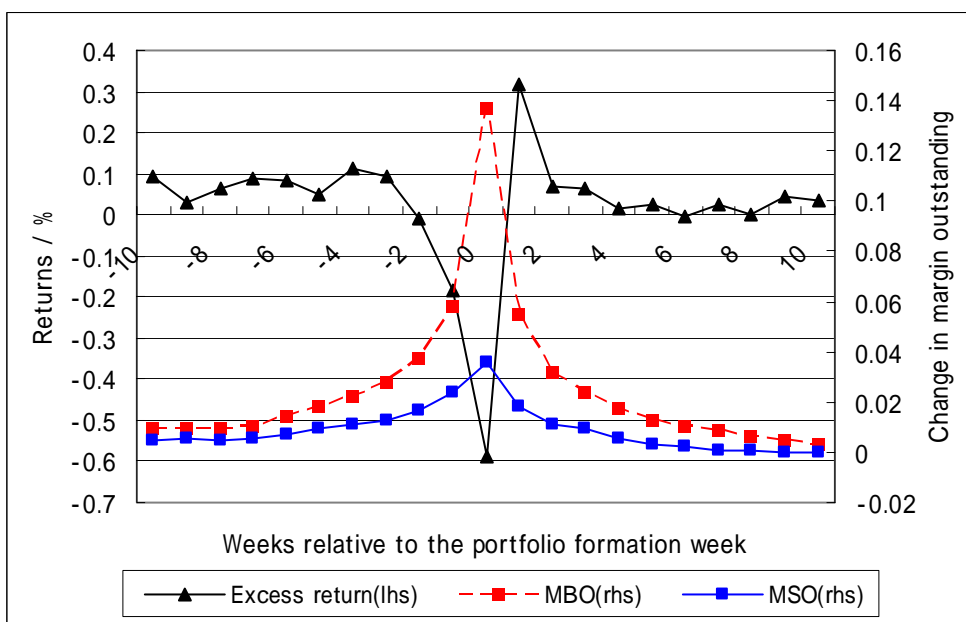


図 7-A MSO/OUTS による Q1 ポートフォリオの超過リターン および MBO/OUTS, MSO/OUTS 特性値の推移

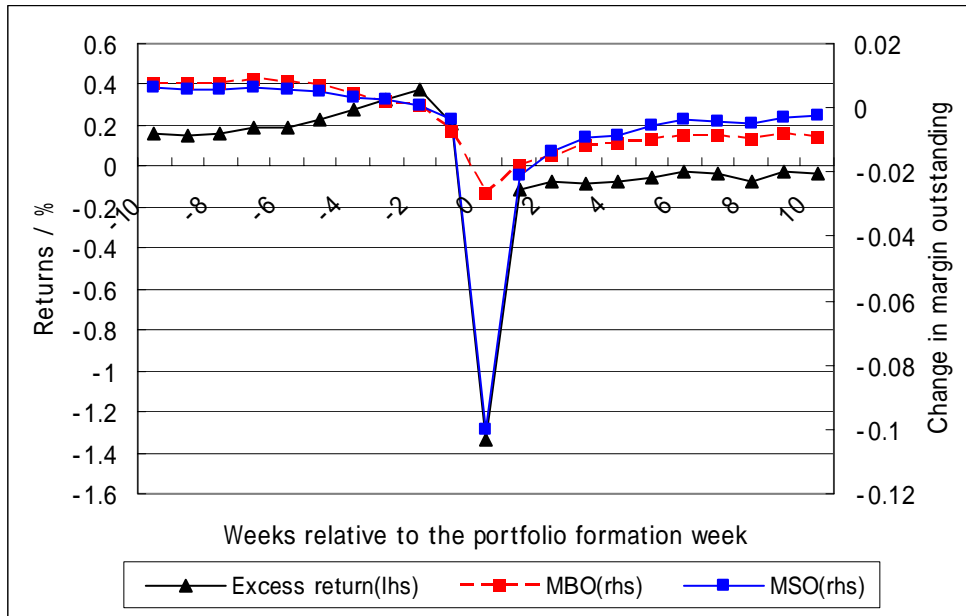


図 7-B MSO/OUTS による Q5 ポートフォリオの超過リターン および MBO/OUTS, MSO/OUTS 特性値の推移

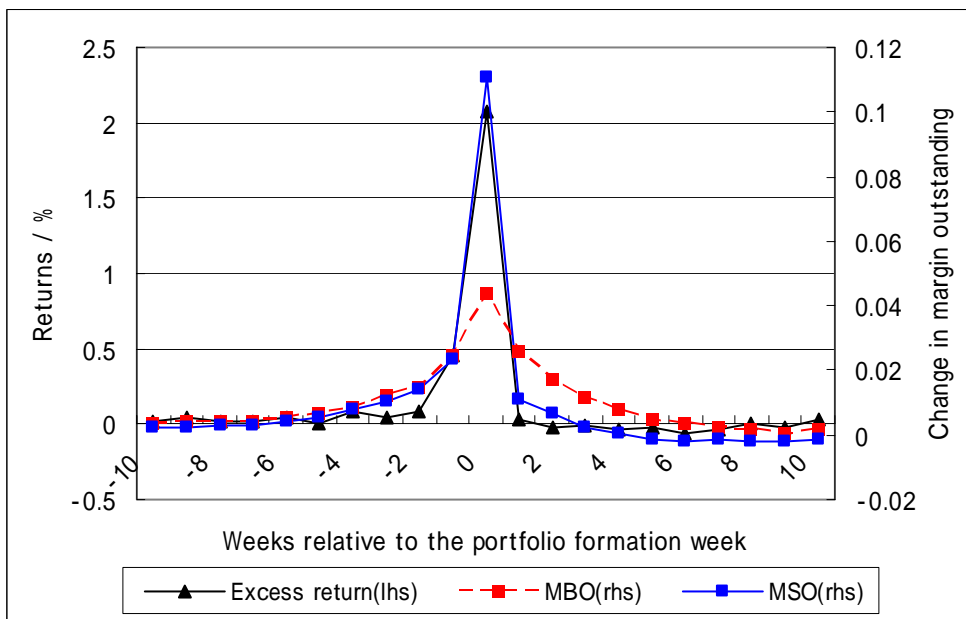


図 8-A 小型株-Q1 ポートフォリオの超過リターン および MBO/OUTS, MSO/OUTS

特性値の推移

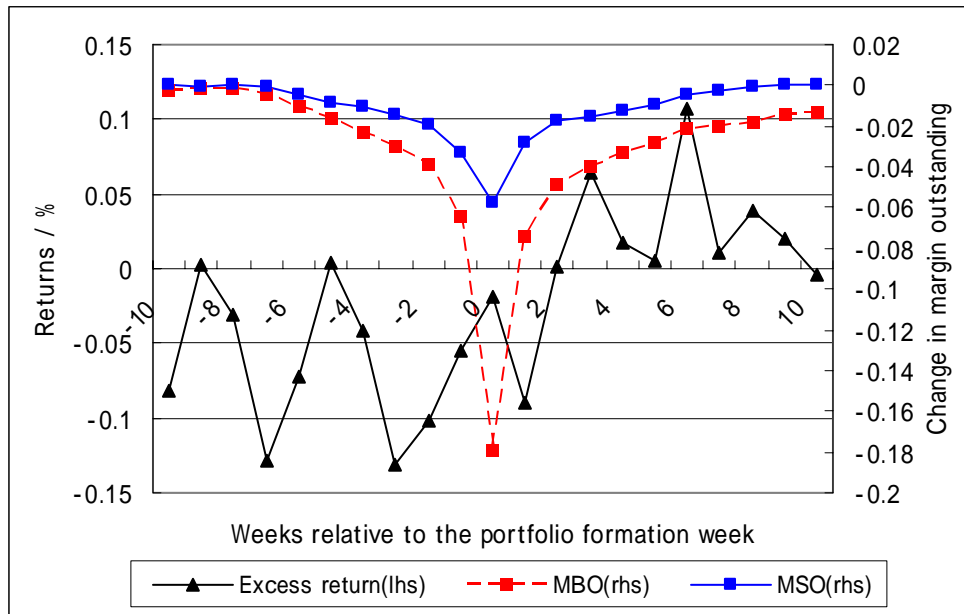


図 8-B 小型株-Q5 ポートフォリオの超過リターン および MBO/OUTS, MSO/OUTS

特性値の推移

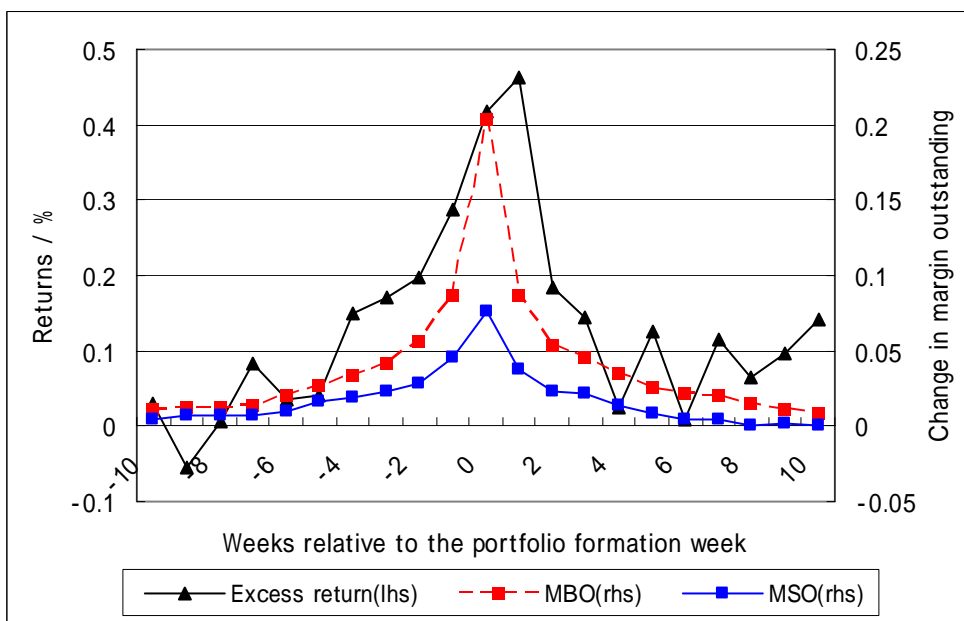


図 8-C 大型株-Q1 ポートフォリオの超過リターン および MBO/OUTS, MSO/OUTS

特性値の推移

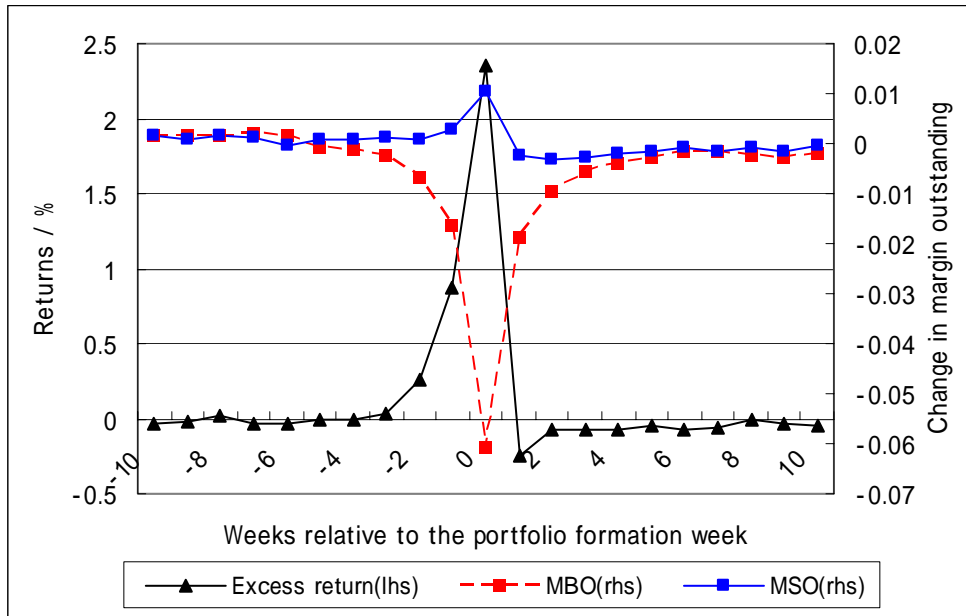


図 8-D 大型株-Q5 ポートフォリオの超過リターン および MBO/OUTS, MSO/OUTS

特性値の推移

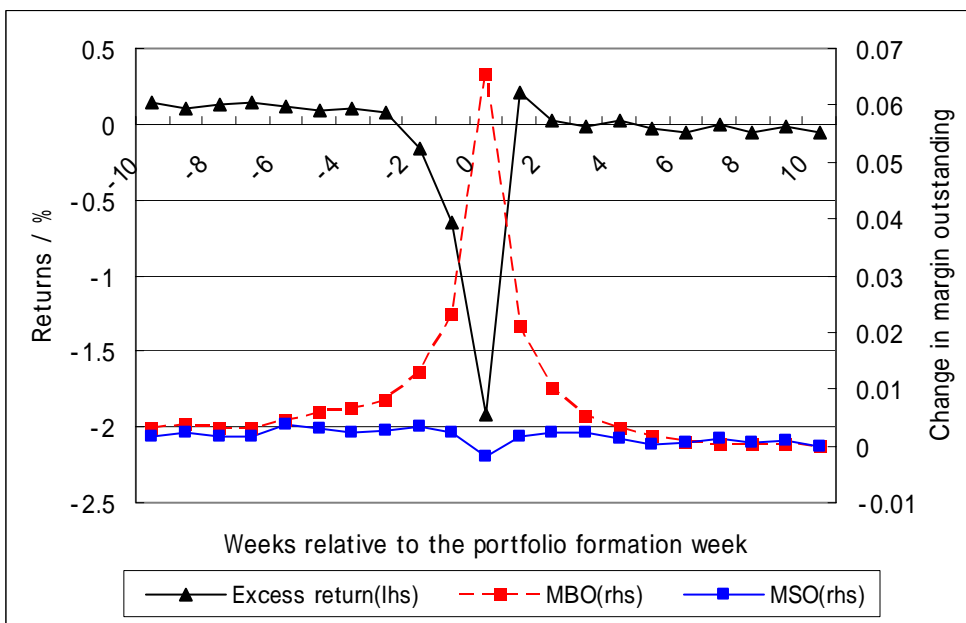


表 16 信用取引の継続性

図は一番左に示された信用取引変数の推移である。東証1部・2部銘柄の貸借銘柄を対象として、一番左に示されている変数でソートした五分位ポートフォリオの特性値の推移が示されている。MBO/OUTS は信用買残高の変化を発行済株式数で除した変数、MSO/OUTS は信用買残高の変化を発行済株式数で除した変数をそれぞれ示している。K=0 に示す値はポートフォリオを構築した週での特性値を示し、K=-1, 1 に示す値はそれぞれ、その前週、その翌週でのポートフォリオの特性値を示している。Q1 は、ソートに用いた指標が最も小さな銘柄群を意味し、Q5 は最も大きな銘柄群を意味する。Q1-Q5 は両端のポートフォリオの格差である。括弧内は t 値である。

	Period	Q1 (dec.)	Q2	Q3	Q4	Q5 (inc.)	Q1-Q5 (diff.)
MBO/OUTS	K=-1	-0.043 (-15.36)	-0.009 (-12.90)	-0.003 (-7.02)	0.003 (5.47)	0.058 (19.76)	-0.101 (-34.46)
	K=0	-0.122 (-46.78)	-0.019 (-30.58)	-0.002 (-8.33)	0.011 (18.91)	0.137 (32.67)	-0.259 (-56.54)
	K=1	-0.049 (-17.85)	-0.007 (-8.80)	-0.000 (-0.15)	0.006 (9.19)	0.055 (18.37)	-0.104 (-33.64)
MSO/OUTS	K=-1	-0.004 (-2.06)	-0.004 (-10.28)	-0.005 (-14.26)	-0.005 (-12.27)	0.023 (18.29)	-0.027 (-13.31)
	K=0	-0.100 (-60.00)	-0.012 (-30.28)	-0.001 (-4.65)	0.008 (21.91)	0.111 (57.11)	-0.211 (-80.44)
	K=1	-0.021 (-16.70)	0.005 (11.42)	0.006 (13.22)	0.005 (10.23)	0.011 (6.62)	-0.032 (-16.76)

表 17 信用買残高の変化でソートした分位ポートフォリオの Fama-French 3 ファクタ

ーモデル超過リターン

週末に、その週の信用買残高の変化（MBO/OUTS）に従って、五分位ポートフォリオを構築した結果である。MBO はその週の信用買残高の変化、OUTS は発行済み株式数を示している。ポートフォリオは等金額ポートフォリオで構築している。Q1 は指標が最も小さい銘柄群、Q5 は最も大きい銘柄群である。K=0 は変化幅を計測した時点における株式リターン、K=-1 はその前の週の株式リターン、K=-4、-20 は、それぞれポートフォリオ構築の 5 週、21 週前からポートフォリオ構築 1 週前までの平均リターン（週率）を意味する。また K=1,4,20 は、ポートフォリオ構築後、1 週、4 週、20 週の平均リターン（週率）をそれぞれ意味する。なお、リターンには Fama-French の 3 ファクターモデルによる超過リターンを用いた。括弧内は、帰無仮説「超過リターン（あるいは格差）=0」の検定統計量に対する t 値である。t 値の算出は Fama and MacBeth (1973) に倣った。

	Q1 (dec.)	Q2	Q3	Q4	Q5 (inc.)	Q1-Q5 (diff.)
K = -20	-0.03 (-1.74)	-0.03 (-2.32)	0.02 (2.01)	-0.00 (-0.19)	0.04 (2.63)	-0.06 (-5.92)
-4	0.12 (3.54)	0.06 (2.28)	0.02 (1.09)	-0.12 (-5.13)	-0.00 (-0.14)	0.13 (4.91)
-1	0.37 (5.02)	0.27 (5.11)	-0.00 (-0.02)	-0.31 (-6.33)	-0.18 (-2.57)	0.55 (10.19)
0	0.92 (12.14)	0.53 (9.84)	0.01 (0.10)	-0.76 (-14.76)	-0.59 (-6.47)	1.50 (18.54)
1	-0.16 (-2.25)	-0.19 (-3.54)	-0.09 (-1.85)	0.08 (1.60)	0.32 (4.63)	-0.48 (-8.55)
4	-0.07 (-2.07)	-0.08 (-3.08)	-0.05 (-2.16)	0.02 (0.61)	0.09 (3.11)	-0.16 (-7.16)
20	-0.03 (-1.95)	-0.01 (-0.90)	-0.01 (-1.10)	0.00 (0.33)	0.00 (0.17)	-0.03 (-3.57)

表 18 信用売残高の変化でソートした分位ポートフォリオの Fama-French 3 ファクタ

—モデル超過リターン

週末に，その週の信用売残高の変化（MSO/OUTS）に従って，五分位ポートフォリオを構築した結果である．MSO はその週の信用売残高の変化，OUTS は発行済株式数を示している．ポートフォリオは等金額ポートフォリオで構築している．Q1 は指標が最も小さい銘柄群，Q5 は最も大きい銘柄群である．K=0 は変化幅を計測した時点における株式リターン，K=-1 はその前の週の株式リターン，K=-4，-20 は，それぞれポートフォリオ構築の 5 週，21 週前からポートフォリオ構築 1 週間までの平均リターン（週率）を意味する．また K=1,4,20 は，ポートフォリオ構築後，1 週，4 週，20 週の平均リターン（週率）をそれぞれ意味する．なお，リターンには Fama-French の 3 ファクターモデルによる超過リターンを用いた．括弧内は，帰無仮説「超過リターンあるいは格差 = 0」の検定統計量に対する t 値である．t 値の算出は Fama and MacBeth (1973) に倣った．

	Q1 (dec.)	Q2	Q3	Q4	Q5 (inc.)	Q1-Q5 (diff.)
K = -20	0.16 (11.50)	-0.02 (-1.18)	-0.08 (-6.29)	-0.08 (-6.39)	0.03 (2.11)	0.13 (14.63)
-4	0.29 (9.15)	-0.03 (-1.30)	-0.19 (-7.47)	-0.15 (-6.21)	0.16 (5.15)	0.12 (5.34)
-1	0.21 (3.33)	-0.12 (-2.41)	-0.29 (-5.79)	-0.13 (-2.59)	0.45 (6.55)	-0.25 (-5.21)
0	-1.34 (-21.90)	-0.85 (-15.81)	-0.33 (-6.61)	0.42 (8.05)	2.07 (24.45)	-3.42 (-45.08)
1	-0.12 (-2.05)	0.07 (1.25)	0.09 (1.71)	-0.07 (-1.35)	0.02 (0.35)	-0.14 (-3.33)
4	-0.11 (-3.94)	0.03 (1.25)	0.04 (1.39)	-0.01 (-0.29)	-0.03 (-1.26)	-0.08 (-4.39)
20	-0.07 (-4.96)	0.01 (0.79)	0.03 (2.23)	0.02 (1.32)	-0.04 (-3.11)	-0.03 (-3.80)

表 19 サイズでのソート後の信用買残高の変化ソートポートフォリオの特性

まず，時価総額で3つのグループに分類し，それぞれのサイズ分類毎に MBO/OUTS に従って， $K=0$ で五分位ポートフォリオを構築した．ポートフォリオは等金額ポートフォリオで構築している．Q1 は指標が最も小さい銘柄群，Q5 は最も大きい銘柄群である．左の値はポートフォリオのリターン，右は MBO/OUTS の平均値を示している．Small は時価総額による3つのグループによる最小型株，Large は最大型株を意味する．Panel A，B，C はそれぞれ， $K=-1, 0, 1$ での平均リターンと MBO/OUTS 特性値の平均値を示している．一番右のカラムは Q1 ポートフォリオと Q5 ポートフォリオの特性値の差である．なお，リターンには Fama-French の3ファクターモデルによる超過リターンを用いた．括弧内は，帰無仮説「超過リターン（あるいは格差）=0」の検定統計量に対する t 値である．t 値の算出は Fama and MacBeth (1973) に倣った．

Panel A $K = -1$

	Q1		Q5		Q1-Q5	
	Return	Δ MBO/OUTS	Return	Δ MBO/OUTS	Return	Δ MBO/OUTS
Small	-0.05 (-0.58)	-0.065 (-12.61)	0.29 (2.86)	0.087 (16.23)	-0.34 (-4.31)	-0.152 (-26.73)
Large	0.87 (15.16)	-0.016 (-15.83)	-0.65 (-11.84)	0.023 (17.01)	1.53 (23.01)	-0.040 (-29.53)
Small-Large	-0.92 (-11.32)	-0.048 (-9.75)	0.94 (9.71)	0.064 (11.91)		

Panel B $K = 0$

	Q1		Q5		Q1-Q5	
	Return	Δ MBO/OUTS	Return	Δ MBO/OUTS	Return	Δ MBO/OUTS
Small	-0.02 (-0.19)	-0.179 (-37.38)	0.42 (3.32)	0.204 (27.60)	-0.44 (-3.78)	-0.384 (-47.41)
Large	2.36 (32.48)	-0.061 (-35.84)	-1.92 (-27.20)	0.065 (29.86)	4.28 (39.80)	-0.126 (-39.11)
Small-Large	-2.38 (-24.44)	-0.119 (-23.20)	2.34 (19.84)	0.139 (18.87)		

Panel C $K = 1$

	Q1		Q5		Q1-Q5	
	Return	Δ MBO/OUTS	Return	Δ MBO/OUTS	Return	Δ MBO/OUTS
Small	-0.10 (-1.08)	-0.075 (-15.01)	0.46 (5.01)	0.086 (15.99)	-0.56 (-6.98)	-0.161 (-27.43)
Large	-0.25 (-4.92)	-0.019 (-17.72)	0.21 (3.84)	0.021 (14.86)	-0.46 (-7.68)	-0.039 (-28.57)
Small-Large	0.15 (1.79)	-0.056 (-11.44)	0.25 (2.89)	0.066 (12.23)		

表 20 ダブルソートポートフォリオの超過リターン：リターン(First) × 信用取引
(Second)

表は、リバーサル効果と信用買残高の変化による2次元分類の結果を示している。まず、K=0時点での生リターンを用いて5つに分類(行方向)した後、各ポートフォリオをさらに、信用買残高の変化(MBO/OUTS)で5つ分類(列方向)し、計25のポートフォリオを構築した。25の各ポートフォリオには概ね同数の銘柄が含まれる。表に示す数値はそれぞれのポートフォリオのFama-French 3ファクターモデルによる超過リターンの平均値(週率)を示す。括弧内は超過リターン(あるいは格差)=0という帰無仮説に対する検定統計量(t値)である。

	Q1 (dec.)	Q2	Q3	Q4	Q5 (inc.)	Q1-Q5 (diff.)	average
Q1 (loser)	0.60 (6.11)	0.65 (8.67)	0.63 (9.00)	0.73 (9.29)	0.94 (9.84)	-0.33 (-3.81)	0.71 (10.01)
Q2	0.17 (2.31)	0.15 (2.23)	0.17 (2.81)	0.22 (3.99)	0.45 (5.78)	-0.28 (-4.12)	0.23 (4.18)
Q3	-0.12 (-1.57)	-0.14 (-2.28)	-0.09 (-1.68)	0.06 (1.06)	0.17 (2.52)	-0.28 (-4.76)	-0.02 (-0.46)
Q4	-0.44 (-5.94)	-0.39 (-6.06)	-0.36 (-6.49)	-0.23 (-4.25)	-0.06 (-0.87)	-0.38 (-6.08)	-0.29 (-5.66)
Q5 (winner)	-0.70 (-8.06)	-0.80 (-11.30)	-0.87 (-14.27)	-0.64 (-9.32)	-0.29 (-2.90)	-0.41 (-4.51)	-0.66 (-10.46)
Q1-Q5	1.31 (11.94)	1.45 (16.53)	1.51 (18.53)	1.38 (15.55)	1.23 (10.81)		1.37 (17.73)
average	-0.10 (-1.44)	-0.11 (-2.00)	-0.10 (-2.22)	0.03 (0.60)	0.24 (3.81)	-0.34 (-7.21)	-0.01

表 21 ダブルソートポートフォリオの超過リターン： TOR(First) × 信用取引(Second)

表は、流動性の変化（TOR）と信用買残高の変化（MBO/OUTS）による2次元分類の結果を示している。流動性(TOR)は週次の取引高を発行済株式数で除した変数である。まず、K=0 時点での流動性の変化（TOR）を用いて5つに分類（行方向）した後、各ポートフォリオをさらに、信用買残高の変化(MBO/OUTS)で5つ分類（列方向）し、計25のポートフォリオを構築した。25の各ポートフォリオには概ね同数の銘柄が含まれる。表に示す数値はそれぞれのポートフォリオのFama-French 3ファクターモデルによる超過リターンの平均値（週率）を示す。括弧内は超過リターン（あるいは格差）=0 という帰無仮説に対する検定統計量（t値）である。

	Q1 (dec.)	Q2	Q3	Q4	Q5 (inc.)	Q1-Q5 (diff.)	average
Q1 (TOR dec.)	-0.22 (-2.55)	-0.20 (-2.74)	-0.13 (-2.16)	-0.02 (-0.33)	0.11 (1.24)	-0.34 (-3.99)	-0.09 (-1.50)
Q2	-0.20 (-2.61)	-0.22 (-3.52)	-0.09 (-1.59)	0.04 (0.70)	0.27 (3.84)	-0.47 (-7.62)	-0.04 (-0.75)
Q3	-0.14 (-2.04)	-0.18 (-2.95)	-0.07 (-1.14)	0.06 (0.98)	0.29 (4.39)	-0.43 (-7.84)	-0.01 (-0.13)
Q4	-0.16 (-2.16)	-0.19 (-3.19)	-0.11 (-2.04)	0.16 (2.65)	0.38 (5.43)	-0.54 (-8.71)	0.02 (0.29)
Q5 (TOR inc.)	-0.12 (-1.34)	-0.14 (-1.98)	-0.01 (-0.13)	0.26 (3.52)	0.40 (3.70)	-0.52 (-4.94)	0.08 (1.24)
Q1-Q5	-0.11 (-1.21)	-0.06 (-0.83)	-0.12 (-1.67)	-0.28 (-3.97)	-0.29 (-2.86)		-0.17 (-3.05)
average	-0.17 (-2.51)	-0.18 (-3.46)	-0.08 (-1.79)	0.10 (2.07)	0.29 (4.56)	-0.46 (-9.40)	-0.01

第4章 制度貸借取引と株価

概要

本章³⁷では、制度貸借取引³⁸残高と株式リターンの関係から、制度貸借取引が株価に与える影響を分析した。貸借取引データには、月次の長期データが利用可能であるという利点のほか、データ公表が日次で翌日には公表されるため実務的な利用価値が高いことから、重要な情報として利用されている可能性がある。本章では、制度貸借残高データを利用し、信用取引での結果の追認、および信用取引データでは不可能であった長期における分析を行うことを目的とした。特に、週次の信用取引データによる結果から、正の自己相関で積み上がった信用取引残高（特に信用買残高）が、長期的には低い株式リターンを伴って減少すると考えられる。このプロセスは長期におけるミスプライスの修正過程に相当する。

本章ではまず、信用取引で観測された小型株の大型株に対する超過リターン（以降サイズリターンと呼ぶ）と同様の予測可能性が制度貸借取引にもあるかを検証した。その結果、予測能力は半分程度に低下するものの、貸借取引データを用いても確認ができた。次に、長期の制度貸借取引残高データと長期株式リターンの関係を分析した。これにより、制度貸借取引残高（特に貸株残高）の極端に高い銘柄群のリスク調整後リターンが、極端に低いという結果を得た。これは貸株規制が少なからず影響しているようである。規制はその後のリスク調整後リターンを低くするが、株価自体が下落するのではなく、貸借融資による過剰な株価上昇が停止する。短期の信用取引の分析を加味すると、投資家心理の加熱により信用買残高が増加し株価が上昇するが、その加熱は規制により終焉するようである。また、ヒストリカル推定したリスクは信用取引・貸借取引による投資家心理の加熱を適切に評価できないために、続く低いリスク調整後リターンを導く。このような影響は、貸借

³⁷ 本章の内容は第29回日本経営財務研究学会(2005)および第4回行動経済学ワークショップ(2005)で報告した内容を含んでいる。

³⁸ 一般には、貸借取引というと制度信用取引における貸借取引をさすが、一般信用取引の登場により一般貸借取引も厳密には存在する。本章では、一般貸借取引と明確に区別するため、本章では明示的に「制度貸借取引」と呼ぶこととする。

取引残高の安定している期間を利用してリスク調整することで排除することができる。的確にリスク調整を行ったイベントスタディ分析の結果は、投資家の過熱によって暴騰した株価は規制後6ヶ月程度高止まりを続け、返済期限の6ヶ月を過ぎて初めて修正が起こり始めることを示唆している。

1. はじめに

本章の目的は、制度貸借取引残高と株式リターンの関係から、制度貸借取引が株価に与える影響を調査することである。制度信用取引および制度貸借取引は日本独特の取引形態であるが、これまで十分な分析が行われてこなかった。

第3章では信用取引残高の変化と将来1週間~20週のリターンの関係を分析し、信用買残高が増えた銘柄群のリターンが将来1週間~1ヶ月において高いことを示した。この結果はミスプライスの発生と整合的である。行動ファイナンスによると、ミスプライスは長期的にはファンダメンタルに収斂すると考えられている。信用取引での結果に当てはめれば、信用取引により発生したミスプライスは、正の自己相関で積み上がった信用残高の減少とともに、長期的に修正されるはずである。しかし、第3章の信用取引に関する分析では、長期データを取得することが困難なことから、長期株式リターンとの関係分析は行っていない。長期データが利用可能な貸借取引残高を利用して、貸借取引残高と長期の株式リターンの関係を分析することが本章の目的の1つである。長期的なファンダメンタルバリューへの収斂を計測できれば、ミスプライス発生・終焉という全プロセスを的確に計測できたことになり、ノイズトレーダーリスクに関する重要な証左を与える。

日本証券金融が公表するデータによると、制度信用取引売残高に占める貸株残高の比率は70%~80%程度、制度信用取引買残高に占める融資残高の比率は40%~50%程度を占めている。なお、信用買いのための資金の融資取引を「融資取引」、信用売りのための有価証券の貸付け取引を「貸株取引」という。貸借取引は投資家からの注文を直接計測しているのではないため、情報の質という意味では信用取引データに劣るが、情報が日次で比較的

迅速に公表されるという利点や、長期のデータが利用可能であるなどの利点がある。本章では、貸借取引残高を用いて、信用取引を行う個人投資家が長期的に株価に与える影響を貸借取引残高と株式リターンの関係や、信用取引では計測しきれない短期の挙動などに着目した分析を行う。特に、株式リターンと信用・貸借取引残高の変化との短期的な正相関からの反転過程、ミspray収斂過程の期間などの提言を行うことが本章の主要なテーマである。

本章では分析対象を貸借銘柄としている。貸借銘柄とは、「貸借取引により金銭及び有価証券の貸付を受けることができる銘柄」を意味し、制度信用銘柄（制度信用取引を行うことができる銘柄）の中から、証券取引所が選定している（東京証券取引所、信用取引・貸借取引規定第10条）。証券会社は、制度貸借取引による貸株取引が利用できない貸借銘柄でない信用銘柄の制度信用売りを提供することはできるが、実際にはそのような取引を提供する証券会社は存在しないことから、貸借銘柄は実質的に制度信用による売りと買いがともに可能な銘柄群を意味する。

以降、2節～4節で実証分析の結果を示す。2節は、まず第2章で観察されたサイズリターンの予測可能性の検証を行い、信用取引データと貸借取引データの情報の質について考察した。3節では、信用分位分析を行い信用残高と長期の株式リターンとの関係について分析している。そして、4節で規制に関係したイベントスタディ分析を行う。5節はまとめである。

2．市場レベル分析

ここでは、市場レベルの信用取引で確認された重要な特性、サイズリターンの予測可能性が貸借取引でも確認できるかを調査する。信用取引の予測可能性やサイズリターンの予測可能性を通じて、信用取引が示していた投資家心理に関する情報が、貸借取引にも存在しているかを調査することがここでの分析目的である。また、週次・月次というサイクルの違いによる影響についても調査する。

市場レベルの信用取引で確認されたサイズリターンの予測効果では、次の2つの特徴が重要であった。それは；

市場全体の信用取引が小型株の株価に大きなインパクトを与えること

過去の信用買いおよび過去の市場リターンとの正の関係から将来の信用買い取引が予測できること

である。ここでは、これらの関係を週次・月次サイクルで分析し、信用取引で見られた現象が貸借取引でどの程度見られるかを確認する。そして最後に、貸借取引によるサイズリターンの予測効果について、同様の比較検証を行う。

2.1 データ

貸借取引残高は1985年12月～2004年12月までの日本証券金融会社が公表する個別銘柄の残高月末値を基に計算した。1998年11月末までのデータは、日本証券金融株式会社が発行する証券金融、1998年12月以降のデータはQUICK社のAMSUSから取得した³⁹。分析は、東証1部・2部普通株銘柄で貸借銘柄であるものを対象とし、ETFなどは集計対象から外している。その結果、期間中延べ259,587銘柄を集計対象とした。

期間中の残高を累積したものの推移を図9、図10に示す。図9は残高に時価をかけたものをマーケット全体で集計したもの、図10は取引単位での残高を集計したものである。インターネット証券の普及による信用取引の普及に伴い、近年の貸借取引残高は増加傾向にあることがわかる。

信用取引での結果との比較、および分析サイクルの違いによる影響を確認するために、分析は週次と月次の2つのサイクルについて信用取引と貸借取引の比較を行っている。分析の期間は、週次では1993年11月27日～2003年5月17日の495オブザベーション、月次では、1986年1月～2004年12月の228オブザベーションのデータを利用している。

³⁹ 過去データを紙ベースから電子化するには大変な作業を要した。過去データは紙ベースでしか存在しないことから、本章で用いた電子化された長期データは非常に貴重である。

分析に用いた変数を表 22 に示した。信用取引に関数変数は比較のために用いたものであり、東証の公表するデータを利用している。一方で、月次の貸借取引に関するデータは、東証 1 部・2 部普通株銘柄で貸借銘柄における残高（株数）を独自に集計した値を利用した。株数は取引単位で除したものを利用している。金額額については月末の残高に時価単価をかけたものを残高金額として利用している。なお、週次の貸借取引データは日証金の公表集計値を利用した。

2.2 貸借取引と個人投資家の関係（時系列分析）

市場全体の貸借取引が小型株の株価に大きなインパクトを与えること、過去の信用買いおよび過去の市場リターンとの正の関係から将来の貸借取引が予測可能であることの 2 つの特徴を確認するのに先立って、貸借取引と個人投資家との間に期待される関係が存在するかを確認する。貸借取引を信用取引の変数の代用として利用しているため、貸借融資と個人投資家の間に強い正の関係が存在することが期待される。

分析は、第 2 章で行った時系列回帰分析を貸借取引データにて行った。貸借取引の変数は週次の CLO、SLO 変数の差分（それぞれ、CLO、SLO）を利用した。この変数は日証金の公表する株数である。それ以外の説明変数は第 2 章と同じである。

貸借融資の分析結果は表 23 である。第 2 章の信用買いの同様の分析で確認された特徴である「1 期前の市場リターンとの正の関係」、「1 期前の取引との系列相関」ともに確認することができる。また、個人投資家との関係についても、信用買いでの結果同様に強い正の関係が得られており、貸借融資取引も信用買い取引同様に個人投資家の行動特性の影響を受けているものと考えられる。この結果は信用買いで得られたものと整合的であり、貸借取引を信用取引の代理として利用するために期待していた特徴である。ただし、説明力という観点では、決定係数は信用買いで得られたものの半分程度となっており、取引バイアスの特徴は貸借取引では信用取引の半分程度に低下しているようである。

次に貸借貸株での時系列回帰の結果を表 24 に示す。第 2 章での信用売りについての分

析結果と同様，貸借貸株の回帰決定係数は低い．信用売りでは高い相関を示していた 取引高との間の関係も低く，符号も向きも変わっている．最後に，貸借貸株と取引主体との関係であるが，期待される負の係数を得ているのは個人投資家の売買動向のみである．これらの結果から，貸借貸株は信用売りよりも個人投資家の売買動向を代理する変数だが，その説明力は決して高くないようである．

2.3 市場レベルの貸借取引が与える小型株へのインパクト

まず，第2章で確認された信用買いによる小型株への株式インパクトと同様の効果が，月次の貸借取引でも観測されるかどうかを確認する．分析は，

$$Small - Big \text{ Return}_t (\equiv D1 - D10) = \alpha - \beta X_t + \varepsilon \quad (1)$$

による時系列回帰を行い，係数 β を確認する方法で行った．左辺の被説明変数は東証1部・2部全銘柄を時価総額で十分位し，最小型銘柄群 (D1) の等金額ポートフォリオのリターンから，最大型銘柄群 (D10) の等金額ポートフォリオのリターンを引いたものとして定義した．また，右辺の変数 X_t は表 22 に示されている信用取引，貸借取引に関連した変数を表している．結果は表 25 のとおりである．

貸借融資・信用買いに関連する結果(表 25 Panel A)のうち，週次の結果から確認する．信用買いに関する変数である MBO，MBO/MV は係数 β の高い t 値と高い自由度調整済み重決定係数を示している．これは，信用買いに関連する変数がサイズリターンを予測することを示しており，第2章で確認された結果と整合的である．続いて，貸借融資に関する変数を確認すると，CLO，CLO/MV とともに高い t 値と高い自由度調整済み重決定係数を示しているが，信用買いに関する変数ほどの説明力は有していないようである．自由度調整済み重決定係数では 40% ~ 60% 程度の説明力に低下している．この結果は，株式インパクトの直接の原因が実際の投資活動となる信用取引であることを示しているも

のと思われる。

次に、貸借融資・信用買いに関連する変数の結果(表 25 Panel A)のうち、月次の結果を確認する。信用買いに関する変数である MBO、MBO/MV は係数 β の高い t 値と高い自由度調整済み重決定係数を示している。週次の同じ変数に比べても、65% ~ 85%の説明力を有している。この結果から、信用買いの変数が月次サイクルでもサイズリターンをある程度予測していることを示唆している。続いて、貸借融資に関する変数を確認すると、CLO、CLO/MV とともに依然説明力を有しているが、説明力は大幅に低下していることがわかる。これは、貸借取引を利用したため、そしてサイクルが週次から月次になったためと思われる。

続いて、貸借貸株・信用売りに関連する結果(表 25 Panel B)を確認する。週次・月次を通じてどの変数も t 値および自由度調整済み重決定係数が低く、同時点のサイズリターンと関連する変数がないことがわかる。これは第 2 章での結果と整合的である。

2.4 将来の市場レベルでの貸借取引の予測可能性

前節の結果から、貸借取引がサイズリターンの予測可能性を導く第 1 の要件である株価インパクトについては要件を満たすことが確認できた。次に、第 2 の要件、将来の貸借取引の予測可能性について検証する。分析には、一期前の市場リターンと一期前の被説明変数の観測値を説明変数とした回帰モデル；

$$X_t = \alpha + \beta \text{TopixReturn}_{t-1} + \gamma X_{t-1} + \varepsilon \quad (2)$$

を利用した。ここで、変数 X_t は表 22 に示されている信用取引、貸借取引に関連した変数を表す。結果は表 26 のとおりである。

まず、貸借融資・信用買いに関連する結果(表 26 Panel A)のうち、週次の結果から確認する。信用買いに関する変数である MBO、MBO/MV はともに係数 $\beta \cdot \gamma$ の高い t 値と高い自由度調整済み重決定係数を示している。この結果は、将来の市場全体の信用取引残高の変化を予測できることを示しており、第 2 章で確認された結果と整合的である。続

いて、貸借融資に関する変数を確認すると、CLO、CLO/MVともに係数 $\beta \cdot \gamma$ の高いt値と高い自由度調整済み重決定係数を示しているが、信用買いに関する変数に比べると説明力は低下している。自由度調整済み重決定係数からは50%程度の説明力に低下している。予測可能性の原因が投資家の非合理的なバイアスと考えると、最も直接的に計測している信用買いでのバイアスが最も大きく、貸借融資では低減しているという解釈が可能である。そして、貸借融資における非合理的なバイアスの影響度は信用取引に比して、半分程度に低下するようである。

次に、貸借融資・信用買いに関連する変数の結果(表 26 Panel A)のうち、月次の結果を確認する。信用買いに関する変数であるMBO、MBO/MVは高い自由度調整済み重決定係数を示しているが、週次の同じ変数に比べて、60%程度まで説明力が低下している。予測は依然可能であるようだが、特に、係数 $\beta \cdot \gamma$ のt値が大きく低下していることが懸念される。続いて、貸借融資に関する変数を確認すると、CLO、CLO/MVともに、説明力は大幅に低下していることがわかる。特に、係数 γ についてはこれまでに分析で期待されるのとは逆の符号を得ており、予測力が大幅に低下していることが伺える。

最後に、貸借貸株・信用売りに関連する変数の結果(表 25 Panel B)を確認する。週次の結果を確認すると、どの変数もt値および自由度調整済み重決定係数が低く、前期の市場リターンとも、前期の貸借貸株・信用売りに関連する変数とも関係がない。この結果は第2章での結果と整合的である。次に、月次の結果を確認すると、ともに高い自由度調整済み重決定係数を示しており、ある程度予測しているようである。係数 $\beta \cdot \gamma$ ともにその係数が負であることから、貸借貸株・信用売りの増加した翌月はそれらの残高は減少し、市場リターンが増加した翌月は残高が低下することを示している。第2章での結果を踏まえると、この結果は、ヘッジ目的で急激に増加した信用売残高が翌月には低下することで、前月の残高の変化との間に負の相関が生まれているのではないかと考えられる。TOPIXとの関係を示す係数 β についても、同様の理由が考えられる。

2.5 サイズリターンの予測可能性

市場レベルの信用取引で確認されたサイズリターンの予測効果が生じるために必要とされる2つ要件；

市場全体の信用取引が小型株の株価に大きなインパクトを与えること

信用買い取引が，過去の信用買いおよび過去の市場リターンとの正の関係から，将来の取引を予測できること

について，信用買いの半分程度の説明力が観測することができた．ここから，貸借取引情報を用いたサイズリターン予測は信用取引を用いたモデルよりは予測力が落ちると考えられるが，同様の予測効果が確認される可能性がある．本節では貸借取引情報を利用した週次・月次でのサイズリターンの予測について検討する．

本節での分析は，貸借融資の予測に従って2つの状態に分類し，それぞれの平均的なサイズリターンとその格差を検証する方法で行った．サイズリターンは，東証1部・2部上場銘柄を対象とした時価総額による十分位等金額ポートフォリオの最小型ポートフォリオ（D1）と最大型ポートフォリオ（D10）のリターン格差で定義した．週次モデルは週次リバランスによるリターン，月次の分析では月次リバランスによるリターンに従っている．2つの状態への分離は，貸借融資の予測には表 25 における週次・月次での CLO の回帰モデルの結果を用いた．翌月・翌週の CLO の予測がプラスになったときにだけ，小型株ポートフォリオ（D1）を買い大型株のポートフォリオ（D10）を空売りするというロングショートストラテジーをとり，CLO の予測がマイナスの時にはタンス預金するというストラテジーと，CLO の予測がマイナスのときだけに先述のロングショートストラテジーをとり，CLO の予測がプラスの時にはタンス預金するという2つのストラテジーを比較する．週次の結果は図 11 のとおりである．図では，参考のために状態を分離せずにロングショートストラテジーをとり続けた時の線を「Unconditional」の線で示している．「 $E(\text{CLO}) = 0$ 」で示されている線は前者のストラテジーによる結果，「 $E(\text{CLO}) < 0$ 」で示されている線は後者による結果を示している．結果からも明確に分離していることがわか

る。

状態分離する前のロングショートストラテジーによるサイズリターンは年率換算⁴⁰平均値で 14.99%、標準偏差は年率 21.74%となり、情報比(IR)は 0.69 となる。これを分離した結果「 $E(\text{CLO}) = 0$ 」では、平均サイズリターンは年率 56.17%、標準偏差は年率 22.66%、情報比(IR)は 2.48 となる。また「 $E(\text{CLO}) < 0$ 」では、平均サイズリターンは年率 -39.14%、標準偏差は年率 17.99%、情報比(IR)は -2.18 となる。標準 2 サンプル t 検定により分離状況を検定すると t 値は 7.03 となり、完全に分離しているという結果となる。この結果からも週次モデルでは貸借取引データを利用してサイズリターンの予測が可能であることがわかる。

次に、月次モデルでの結果を確認する。結果は図 12 のとおりである。図の見方は図 11 と同じである。2 つの分離が週次ほど明確ではないことがわかる。「Unconditional」でのサイズリターンは年率 13.44%、標準偏差は年率 25.90%、情報比(IR)は 0.52 となる。「 $E(\text{CLO}) = 0$ 」では、平均サイズリターンは年率 15.32%、標準偏差は年率 24.63%、情報比(IR)は 0.62、また、「 $E(\text{CLO}) < 0$ 」では、平均サイズリターンは年率 7.82%、標準偏差は年率 28.74%、情報比(IR)は 0.27 となる。標準 2 サンプル t 検定により分離状況を検定すると t 値は 0.58 (p 値は 56.2%) となり、分離できていない。月次モデルではサイズリターンの予測ができていないが、この結果は、先に検証した 2 つの要件が月次の貸借取引ではあまり有効ではなかったためと考えられる。信用取引から貸借取引への利用で情報の質は半分程度に低下し、週次から月次への変化でやはり予測の質は半分程度に低下する。週次程度のサイクルであれば、貸借取引を用いてサイズリターンを予測することは可能なようである。

⁴⁰ 週次データについては週次の期間リターンを 52 倍することで年率換算している。また、標準偏差については $\sqrt{52}$ 倍して年率換算値としている。

3．個別銘柄間での分位分析

ここでは，制度貸借取引月末残高と長期株式リターンの関係を分析する．

3．1 データ

市場レベルの分析で集計した個別銘柄データを利用している．データ期間は 1985 年 12 月～2004 年 12 月までの日本証券金融会社の残高月末値を利用した．1998 年 11 月末までのデータは，日本証券金融株式会社が発行する証券金融，1998 年 12 月以降のデータは QUICK 社の AMSUS から取得した．分析は，東証 1 部・2 部普通株銘柄で貸借銘柄であるものを対象とし，ETF などは外した．その結果，期間中延べ 259,587 銘柄を分析対象とした．リターンは Fama-French の 3 ファクターモデル(Fama and French 1993, 1995)による残差リターン（アルファ）を超過リターンとして集計した．本節の目的は，高い残高の銘柄群が将来低いリターンとなることを確認することである．

3．2 分析方法

リターンは，東証 1 部・2 部銘柄を用いて分析時点過去 5 年のデータから推定した Fama-French の 3 ファクターモデルによるリスク調整を行ったものを集計した．リスクの算出には 1983 年 3 月から 2004 年 12 月までの東証 1 部・2 部上場銘柄（普通株）を用いている．分析時点から 5 年間⁴¹のデータを用いて各銘柄の 3 ファクターに対する感応度を算出している．ファクターリターンは，毎月の B/M と時価総額を用いて，B/M による 3 分位を行い，それぞれをさらに時価増額による 2 分位を行い決定している．HML ファクターは 2 つの最高 B/M ポートフォリオの平均リターンから 2 つの最低 B/M ポートフォリオの平均リターンを引いたもの，SMB リターンは 3 つの小型ポートフォリオの平均リターンから 3 つの大型ポートフォリオの平均リターンを引いたものとして定義している．なお，ポートフォリオは等金額ポートフォリオを組成した．

分析は，分析対象指標による十分位等金額ポートフォリオを組成し，算出した

⁴¹ データが 5 年分なくとも，最低 24 サンプル以上であれば感応度を算出した．

Fama-French の 3 ファクターモデルによるリスク調整を行った個別銘柄リターン（超過リターン）を計測することで行った。リターンは将来 1, 2, 3, 6, 9 ヶ月, 1, 2, 3 年の買い持ちによる平均超過リターンを集計した。

分析に用いた指標は表 22 の Panel B のとおりである。制度貸借融資残高を発行済株式数で除したものの、制度貸借貸株残高を発行済株式数で除したものの、制度貸借融資残高を取引高で除したものの、制度貸借貸株残高を取引高で除したものの、制度貸借貸株残高を制度貸借融資残高で除したものの、そして、参考として流動性指標である取引高回転率（取引高を発行済株式数で除したもの）についても分析した。

3.3 分析結果

3.3.1 貸借取引の継続性

分位分析によるパフォーマンス分析を行うのに先立ち、第 3 章と同様に貸借取引の持続性の確認を行った。分析結果は、表 27 のとおりである。Panel A は CLO/OUTS で五分位ポートフォリオを構築し、Panel B は SLO/OUTS で五分位ポートフォリオを構築している。分位ポートフォリオの組成には昇順ソートを利用しているため、Q1 は残高の減少している銘柄群、Q5 は残高が増加している銘柄群を意味する。一番左に示されている変数名は計測した貸借取引特性値を示している。なお、[T]で示される行は構築時点の特性値、[T+1]で示される行は構築 1 ヶ月後の特性を示している。表中の数値は特性値の値であり、括弧内は t 値である。

表 27 の Panel A の結果から確認する。まず同時点の結果をみると、貸借融資が増加した銘柄群の貸借貸株の残高も増加していることが分かる。このことは、第 3 章での結果と整合している。次に、1 ヶ月後のポートフォリオの特性値を確認すると、第 3 章で見られたような取引持続性の特性はもはや見られない。翌月の動向との明確な関係はなくなっていることから、第 3 章で見られた群れ行動のバイアスは月次の貸借データでは存在しないようである。

次に、表 27 の Panel B の結果から確認する。Panel A の結果と同様に、同時点の結果をみると、貸借株が増加した銘柄群の貸借融資の残高も増加しており、残高が同じように動いていることが分かる。次に、1 ヶ月後のポートフォリオの特性値を確認すると、やはり、翌月の動向との明確な関係はないようである。

3.3.2 分位分析

分位分析の結果を表 28 ~ 表 30 に示す。ポートフォリオは指標値の小さいものから順に D1 ~ D10 という名称で示している。表 28 は制度貸借残高を発行済株式数で除した変数についての結果である。Panel A の CLO/OUTS の将来 1 ヶ月の結果を確認すると、D1 ~ D9 まで、残高が大きくなるにつれて、リターンが大きくなっている。この結果は信用買い取引で見られた短期の正の自己相関と整合的な結果と考えられる。ここで、D10 を見るとこのポートフォリオの将来リターンだけが極端に低いことがわかる。しかも、3 年に渡る長期について、このような傾向は継続している。

次に、Panel B の SLO/OUTS の結果を確認する。将来 1 ヶ月の結果を確認すると、残高が大きいほど将来のリターンが低いことがわかる。このような傾向は将来 3 年に渡り継続している。CLO/OUTS のときと同様に D10 のリターンが非常に有意に低いという点が特筆すべき特徴と考えられる。

続いて、貸借残高を取引高で除した指数(表 29)について確認する。まず、Panel A の CLO/VOL の将来 1 ヶ月のリターンの傾向から確認する。D1 ~ D10 になるに従って高いリターンを示しているものの、明確な特徴ではない。将来 2 ヶ月~3 年の結果についても同様である。次に、Panel B の SLO/VOL の将来 1 ヶ月のリターンの傾向を確認する。D1 ~ D10 になるに従って低いリターンとなっているが、どの分位リターンも統計的に有意なものではなく、こちらの結果も明確な特徴は示していない。将来 2 ヶ月~3 年の結果についても同様である。これらの結果は貸借残高も取引高もともに投資家心理の同様の効果を捉えようとしているために、取引高で割った CLO/VOL, SLO/VOL には明確な特徴が表れなかったものと考えられる。

次に、貸借残高の指標として最も一般的に利用される貸借比率（融資残高 / 貸株残高）、その逆数である LR の結果（表 30 Panel A）を確認する。これまでと同様に将来 1 ヶ月の結果から確認すると、D1 ~ D10 に行くに従って将来リターンが低い。分位間の傾向は比較的線形的に表れており、D10 分位のみ特徴的な傾向を示していたこれまでの 2 つの指標とは異なる。しかしながら、D10 分位の検定値を見ると CLO/OUTS と同程度、SLO/OUTS については長期において SLO/OUTS の方がより有意な検定統計量 t 値を示している。このことから、SLO/OUTS が何らかの情報、特に、非線形的に表れるなんらかの効果を表していると考えられる。この効果については次節で考察する。

最後に、参考として分析した取引高回転率(TOR)の効果を表 30 Panel B で確認する。自信過剰により引き起こされた高い流動性は、続く長期の低リターンを導くとする Baker and Stein (2004)の解釈と整合的な結果が得られている。しかしながら、分位間の特徴は明確ではない。貸借残高は TOR 以上に明確な効果を示しており、投資家心理をより正確に捉えている可能性がある。CLO/VOL や SLO/VOL でリターンの傾向が弱まっているのは、貸借残高と取引高がともに投資家心理を捉える指標であるからと考えられる。

以上のように、融資残高・貸株残高が極端に高い銘柄群のリターンが極端に低いことが分かった。このような傾向は貸株残高を発行済株式数で除した変数で顕著であり、長期的にも低いリスク調整後リターンを示す。次節では、この特徴について解釈する。

3.4 結果の解釈

第 1 分位から第 8 分位までの傾向は短期の信用取引で見られたときと同様の群れバイアスの傾向が見られることから、残高が極端に高くなって初めてリターンの低迷が起こるようである。リターンの低迷がこのような非線形的な傾向を示していることから、このような効果の発端が貸借取引の制限に関係する可能性が考えられる。

まず、信用取引・貸借取引に関する規制・注意喚起について簡単に説明する。信用取引は、仮需要の導入によって市場の取引の厚みを増し、公正・円滑な株価形成を図るために

導入されている。しかしながら、信用取引が行き過ぎると株価暴落により投資家が不測の損害を被る可能性があることから、取引規制や投資家への注意喚起が行われている。主な規制・注意喚起は表 31 Panel A のとおりである。信用取引に関する規制は証券取引所によるもの、制度貸借取引に関するものは証券金融会社によるものである。なお、ガイドラインのカラムはガイドラインが明示されているものには「あり」、ないものには「なし」を記入している。信用取引・貸借取引では、取引の規制・制限が行われる前にまず注意喚起が行われる。貸借取引では、将来、取引の申込制限措置等が実施される可能性がある銘柄（注意喚起銘柄）が、証券会社および投資者に対し通知・公表されている。また、信用取引では、日々公表銘柄として信用取引残高を毎日公表することにより投資者に利用の注意を促している。注意喚起後の取引が異常であると判断されると、続いて取引の制限および停止が行われる。貸借取引では、制度信用取引の売り方の新規売り、買い方の現引き、買い方の転売⁴²の一部、あるいは全部に関係する貸借取引が停止される。また、信用取引では、新規の売付け、買付けについて委託保証金の引き上げを行うことで取引規制⁴³が行われる。

ガイドラインが明示されており貸借取引の注意喚起を意味する「貸借取引注意喚起銘柄」の算定基準を見ていく。表 31 Panel B に日本証券金融の定める注意喚起通知基準を示した。なお、参考に表 31 Panel C には東京証券取引所の定める「日々公表銘柄」の選定基準を示した。表 31 Panel B の内容を確認する。今回の分析と密接に関係すると考えられる注意喚起銘柄の選出基準は 2 つある。そのうち、計量的に示されているのは残高基準の 3 項目のみである。この内容を確認すると、ア・イ・は信用取引残高に起因するものであることから、貸借取引残高に起因した貸借取引注意喚起の要因はウ・のみとなる。ウ・の内容を確認すると、利用されている変数は、貸借貸株残高/上場株式数と貸借貸株残高/貸

⁴² 信用買いの決済方法には「現引き」と「転売」の 2 つがある。現引きは、借り入れていた融資（買付代金相当額）を証券会社に対して返済し、担保となっている買付株券を引き取る方法である。転売は、買い建てていた株式の反対売買を行うことにより差金決済を行う方法である。一般的には、新規売りと買い方の現引きに伴う貸借取引が停止するようである。

⁴³ 引き上げ相当額はすべて現金による差し入れとなっている。（信用取引に係る委託保証金の率の引き上げ措置等に関するガイドライン）

借融資残高である。前者は今回分析に利用した SLO/OUTS とほぼ同等な指標である。また、後者は本稿 LR 変数と同一のものである。今回の分析で SLO/OUTS および LR で良好な結果を得たのは、これらの規制が影響していることが考えられる。

次に、SLO/OUTS および CLO/OUTS の指標値が極端に高い分位のポートフォリオにおいてだけ、将来リターンが非線形的に低い理由を、これらの規制を確認しながら考察する。表 31 Panel B の内容から、規制の対象となるのは SLO/OUTS が 3%以上の銘柄である。その抵触状況を確認する目的で、SLO/OUTS および CLO/OUTS の分位ポートフォリオの特性値を計測した。結果は表 32 のとおりである。Panel A は CLO/OUTS ポートフォリオの特性値、Panel B は SLO/OUTS ポートフォリオの特性値を示している。計測した特性値は CLO/OUTS、SLO/OUTS、TOR(取引高回転率)、VOL(取引高)、B/M(自己資本株価比率)、MKVAL(時価総額)である。ここでは特に SLO/OUTS に着目する。CLO/OUTS においても、SLO/OUTS においても、D10 ポートフォリオの SLO/OUTS 特性値が飛びぬけて高いことがわかる。CLO/OUTS による D10 ポートフォリオの SLO/OUTS 特性値は 0.617、SLO/OUTS による D10 ポートフォリオのそれは 0.913 である。D9 ポートフォリオに比しても極端に特性値が高い。このことから、規制抵触銘柄の多くがこの D10 ポートフォリオに存在し、その結果、この分位のみが極端に低いリスク調整後リターンとなっている可能性が考えられる。また、CLO/OUTS における D10 の将来リターンの低迷度合いが SLO/OUTS に比べて劣っていたのも、CLO/OUTS の SLO/OUTS の特性値の違いとも考えられる。

最後に、流動性について簡単にコメントする。表 32 の分位間の特性値の傾向から、CLO/OUTS と SLO/OUTS はともに銘柄間では TOR と順相関している。TOR による銘柄選択は CLO/OUTS や SLO/OUTS と比較的同様の銘柄選択となる。TOR が投資家心理の代理変数として利用されることがあることから、CLO/OUTS や SLO/OUTS も同様の投資家心理の代理変数と考えられよう。

以降では、貸借取引注意喚起銘柄・貸借取引制限銘柄のリスク調整後リターンが公表に

よって長期的に低くなるのかを、イベントスタディにより調査する。

4．イベントスタディ分析

貸株残高を発行済株式数で除した変数が極端に大きな銘柄群において、リスク調整後リターンが極端に低い。これらの貸借残高の高い銘柄群には信用取引、貸借取引の規制に抵触している銘柄が数多く含まれると考えられることから、将来リターンが低迷する原因として、日証金の貸株注意喚起・貸株制限の公示が考えられる。そこで、日証金の制度貸借残高と貸株規制との関係をイベントスタディ分析により調査した。公表によってリターンが低減するのであれば、ここでの分析によって短期の正相関と長期の逆相関の変更タイミングに明確な提言を行うことができる可能性がある。

4．1 データ

2003年4月末～2005年6月末までの各月末に、東証1部・2部普通株銘柄のうち、貸株注意喚起・貸株制限銘柄となっている延べ214銘柄を分析対象とした。内訳は、貸株注意喚起銘柄94銘柄・貸株制限銘柄120銘柄である。貸株注意喚起あるいは貸株制限銘柄に登録された日をイベント日として、イベント前80営業日のデータを用いてCAPMによるリスク推定を行った。分析は推定されたCAPMを用いた累積超過リターン(CARs)、および特性値の推移をイベント前後で計測することで行っている。なお、イベント前80営業日でCAPMリスクを算出し、その後のリターンを適用するのは、注意喚起・規制公表によるリスクの変化を的確に把握するためである。

4．2 分析結果

イベントスタディによる分析結果は図13のとおりである。Panel Aは貸株注意喚起銘柄94銘柄・貸株制限銘柄120銘柄、計214銘柄、Panel Bは貸株注意喚起銘柄94銘柄、Panel Cは貸株制限銘柄120銘柄での結果である。どの結果もほぼ同様の結果を得ている。

注意喚起・制限公表後、それらの株式の CAPM リスク調整後のリターンは低い。しかも、低リターンは 250 営業日という長期に渡り一貫している。

また、公表前を見ると、その前日までの 10~20 営業日に極端に高いリターンを示している。第 2 章および第 3 章で示した 1 週間~1 ヶ月の信用買いでのリターンの持続傾向や、信用買い取引の継続性と整合的な結果である。第 3 章で示される信用買いの継続性の特徴によって、信用買残高が積み上がり、同様に信用売残高も積み上がる。そして大きく信用残高が積み上がった銘柄には貸借規制・注意喚起が行われる。その結果、投資家心理の加熱が終焉するものと考えられる。

これらの現象をさらに詳しく観測するために、貸株注意喚起銘柄・貸株制限銘柄、計 214 銘柄のイベント前後における CLO/OUTS, SLO/OUTS, TOR, 逆日歩の特性値の推移を確認する。結果は図 14 のとおりである。Panel A が CLO/OUTS の推移、Panel B が SLO/OUTS の推移、Panel C が TOR の推移、Panel D が逆日歩の推移である。まず、Panel B の SLO/OUTS の結果から確認する。規制の対象となった当日には平均して 4%以上の SLO/OUTS を示しており、貸借貸株残高/上場株式数 3%以上という証券金融会社の残高基準と整合的な結果である。また、平均的には、SLO/OUTS が翌日には 3%程度、その翌日は 2.5%程度まで低下しており、規制・注意喚起は有効に機能しているようである。一方で、Panel A に示される CLO/OUTS は異なった特性を示す。50 営業日前から徐々に増加していた CLO/OUTS は、公表前 3 営業日ごろから急激に増加しているが、公表後も急激な増加傾向は終焉せず、平均的には 4 営業日後に CLO/OUTS のピークとなる。この結果は、信用取引同様、買いに係る貸借融資が過剰な取引の原動力である可能性を示している。次に、Panel C の TOR の結果を確認すると、SLO/OUTS と比較的類似した特性の推移を示している。TOR は SLO/OUTS と密接に関係していることから、信用売りあるいは貸借貸株が流動性の提供により重要な意味を持つことを示していると思われる。最後に、Panel D の逆日歩の結果であるが、イベント当日に高い逆日歩を示しているものの、明確な結果は得られなかった。

以上のことから、貸借取引における注意喚起・規制が株価の動向に影響を与える可能性があることがわかった。最後に、公表前に異常な株価を付け公表後に市場の過熱が突然消えたために、リスクの推定エラーによって公表後のリスク調整後の低リターンが生じたのか、それとも、公表後に適正と思われる株価水準まで回帰した結果として、低リターンが生じたのかを調査する。

各銘柄の対 TOPIX ベータを 1、切片をゼロとしたリスク調整を行った CARs を計測した。過去の株価動向を用いたリスク推定プロセスのないこの方法を用いることで、実際の株価動向に近い株価変化を計測することができる。結果は図 15 のとおりである。図 15 は図 13 と対応した図となっている。これによると、貸株規制・注意喚起後も株価は高止まりしていることがわかる。つまり、図 13 での結果は過去リターンを用いてリスクを推定した期間のリスクとイベント後のリスクが、明らかに異なっているために生じたものであることがわかる。これは、ヒストリカル推定したリスクは信用取引・貸借取引による投資家心理の加熱を適切に評価することができないために、続く低いリスク調整後リターンを導くこと、貸借取引（あるいは信用取引）の動向は株価に大きな影響を与えていることを示している。

最後に、信用取引あるいは貸借取引による市場の過熱が終焉することによって、長期のリバーサル効果が発生することを確認する。図 15 によると、図 14 の Panel A の CLO/OUTS が減少している 200 営業日においても、リターンは低下していない。しかし、ここまでの分析でリスクの調整に適用する期間に問題があることが分かっている。そこで、リスク調整する期間を変更して同様の CARs 分析をすることとした。図 6 の分析結果から、CLO/OUTS の特性値が比較的安定しているイベント日から起算して +1 営業日目 ~ +81 営業日の期間、-100 営業日目 ~ -180 営業日の期間でリスク推定を行った CARs を計測した。その結果が図 16 である。図 16 の Panel A は +1 営業日目 ~ +81 営業日の期間のリスク推定による結果、図 16 の Panel B は -100 営業日目 ~ -180 営業日の期間でリスク推定による結果を示している。なお、図 16 の Panel C は CLO/OUTS の特性値の推移である。と

もに、100 営業日以降の CLO/OUTS の減少に伴いリターンが低下していることが分かる。CLO/OUTS の低下は信用取引の返済期限いっぱいの 6 ヶ月以降に減少しており、それまで株価の下落は見られないようである。このことから、市場の過熱で高騰した株価は信用取引の返済期限いっぱいまで下落しないようである。これは、ミスプライスの長期化を示す結果と考えられる。

以上のことから、貸株注意喚起・貸株制限銘柄になった銘柄はその後のリスク調整後リターンが低いことが分かった。しかしこの結果は、低リターンは株価自体が低いのではなく、イベント前のリスク推定期間におけるリターンが高いことによってリスク調整が的確に行えていないために生じている。CLO/OUTS の安定している期間を用いてリスクを推定することで、リスク調整のエラーの影響は排除される。そして、的確にリスク調整を行った結果からは、投資家の過熱によって暴騰した株価は 6 ヶ月程度高止まりを続け、返済期限の 6 ヶ月を過ぎて初めて修正が起こり始めるという示唆を与える。

5. まとめ

本章では、制度貸借取引と株価の関係を分析した。本研究ではまず、信用取引で観測されたサイズリターンの予測可能性が制度貸借取引にもあるかを検証した。その結果、予測能力は半分程度に低下するものの、貸借取引データを用いても確認ができた。信用取引は投資家の取引を直接計測しているのに対して、貸借取引は証券会社が自社でまかなえなかった信用取引を貸借取引で調達していることから、このような投資家心理の情報の劣化が起こったものと考えられる。次に、分位分析により制度貸借銘柄群の長期的なパフォーマンスを分析した結果、制度貸借取引残高の高い銘柄群のリスク調整後リターンが極端に低いことを見出した。これには貸株規制が少なからず影響しているようである。規制はその後のリスク調整後リターンを低くするが、株価自体が下落するのではなく、貸借融資取引による過剰な株価上昇が停止する。短期の信用取引の分析を加味すると、投資家心理の加熱により信用買いが膨らみ株価が上昇し、貸株規制という情報によりその過剰反応が終焉

するようである。

次に、貸株規制による影響をイベントスタディ分析で検証した。イベント前のベータによりリスク調整をすると、推定したリスクが信用取引・貸借取引による投資家心理の加熱を適切に評価できていないために、イベント後の低いリスク調整後リターンを導く。このことは、ヒストリカル推定ベータを用いたリスク調整の限界を意味すると同時に、貸借取引が株価に影響を与えていることを示している。貸借融資残高が安定している期間を用いることで、投資家心理の加熱によるベータ推定による影響は取り除ける。このような修正を施したイベントスタディ分析の結果から、貸借融資の返済期限いっぱいである6ヶ月後に、貸借融資の低下とともに株価の下落が起ることを確認した。投資家の過熱によって暴騰した株価は6ヶ月程度高止まりを続け、返済期限の6ヶ月を過ぎて初めて修正が起り始めているようである。ただし、得られた結果は強いものではない。貸借取引での規制を利用していることが要因の1つとして考えられる。信用取引に関する規制データを整備し分析することは今後の課題である。

参考・引用文献

日本証券金融株式会社, 大阪証券金融株式会社, 中部証券金融株式会社 (2006年12月31

日 現在版) 「貸借取引の貸株利用等に関する注意喚起通知その他の措置について」

東京証券取引所 (2005年8月8日 実施版), 「「日々公表銘柄」の指定等に関するガイドラ

イン」

東京証券取引所 (2005年8月8日 実施版), 「信用取引に係る委託保証金の率の引上げ措

置等に関するガイドライン」

Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1993) “Common risk factor in the returns on stocks and bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.

Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1995) “Size and book-to-market factors in earnings and returns”, *Journal of Finance*, 50(1), 131-155.

White, Halbert (1980) “A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity”, *Econometrica*, 48(4), 817-838.

図 9 市場全体で積み上げた貸借残高の推移（残高×時価）

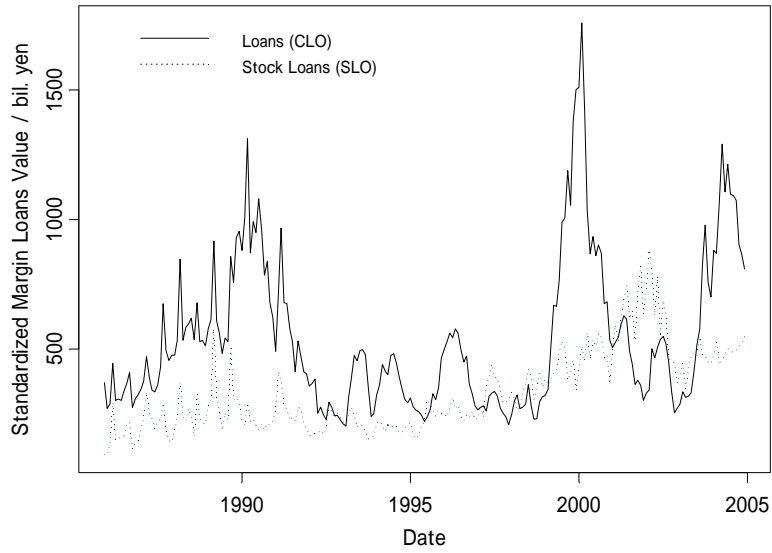


図 10 市場全体で積み上げた貸借残高の推移（取引単位）

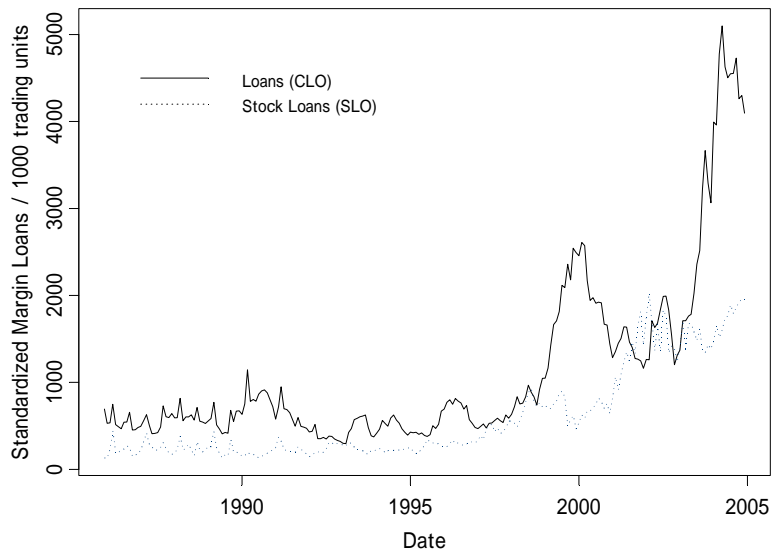
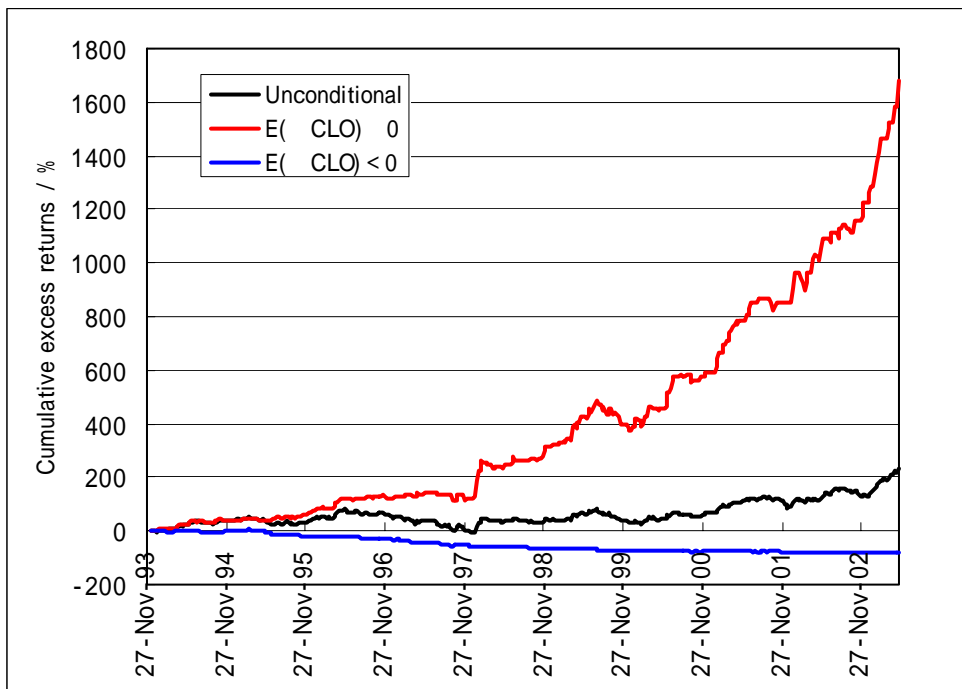


図 11 市場全体の貸借融資残高の変化予測モデルによるサイズリターンの分離（週次）

「Unconditional」で示している線は、サイズリターンの推移を示している。サイズリターンは、東証 1 部・2 部上場銘柄を対象とした時価総額による十分位等金額ポートフォリオの最小型ポートフォリオ (D1) と最大型ポートフォリオ (D10) のリターン格差で定義した。つまり、小型株ロング、大型株ショート of 週次リバランスによるロングショートストラテジーをとり続けた時の線を意味する。「 $E(CLO) = 0$ 」で示されている線は、翌週の予測がプラスになったときにだけ小型株ポートフォリオ (D1) の買い、大型株のポートフォリオ (D10) を空売りするというロングショートストラテジーをとり、CLO の予測がマイナスの時には、タンス預金するというストラテジーを意味する。「 $E(CLO) < 0$ 」で示されている線は、CLO の予測値がマイナスのときにだけロングショートストラテジーをとり、CLO の予測がプラスの時にはタンス預金するという戦略による結果を示している。2 つの状態への分離に用いた CLO (貸借融資の変化) の予測には、表 25 における週次での CLO の回帰モデルの結果を用いた。

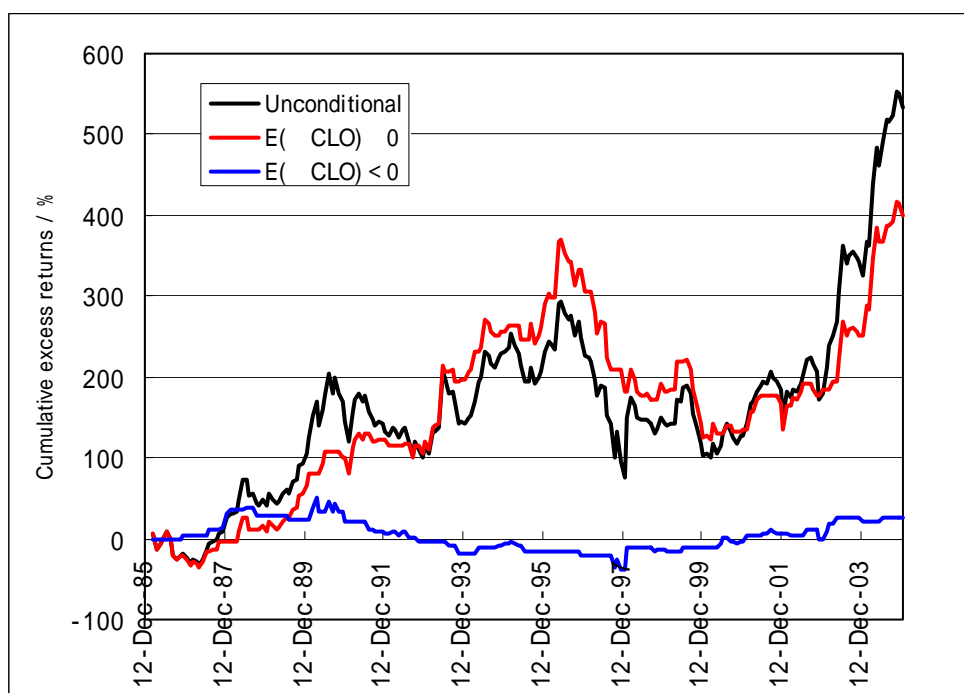


< 補助データ：統計量 >

	Unconditional	$E(CLO) = 0$	$E(CLO) < 0$
Ave	14.99	56.17	-39.14
Stdev	21.74	22.66	17.99
IR	0.69	2.48	-2.18
Obs	493	280	213

図 12 市場全体の貸借融資残高の変化予測モデルによるサイズリターンの分離（月次）

「Unconditional」で示している線は、サイズリターンの推移を示している。サイズリターンは、東証 1 部・2 部上場銘柄を対象とした時価総額による十分位等金額ポートフォリオの最小型ポートフォリオ (D1) と最大型ポートフォリオ (D10) のリターン格差で定義した。つまり、小型株ロング、大型株ショート of 月次リバランスによるロングショートストラテジーをとり続けた時の線を意味する。「E(CLO) = 0」で示されている線は、翌週の予測がプラスになったときにだけ小型株ポートフォリオ (D1) の買い、大型株のポートフォリオ (D10) を空売りするというロングショートストラテジーをとり、CLO の予測がマイナスの時には、タンス預金するというストラテジーを意味する。「E(CLO) < 0」で示されている線は、CLO の予測値がマイナスのときにだけロングショートストラテジーをとり、CLO の予測がプラスの時にはタンス預金するという戦略による結果を示している。2 つの状態への分離に用いた CLO (貸借融資の変化) の予測には、表 25 における月次での CLO の回帰モデルの結果を用いた。



< 補助データ：統計量 >

	Unconditional	E(CLO) = 0	E(CLO) < 0
Ave	13.44	15.32	7.82
Stdev	25.90	24.63	28.74
IR	0.52	0.62	0.27
Obs	228	157	70

図 13 貸株注意勧告・貸株制限公表前後における CARs

イベント前 80 営業日のデータを用いてベータ（対 TOPIX）、超過リターンを推定し、それらのリスクを調整した残差リターンを累積した。Panel A は貸株注意喚起銘柄(94 銘柄)+貸株制限銘柄(120 銘柄)による結果、Panel B は貸株注意喚起銘柄(94 銘柄)による結果、Panel C は貸株制限銘柄(120 銘柄)による結果をそれぞれ示している。

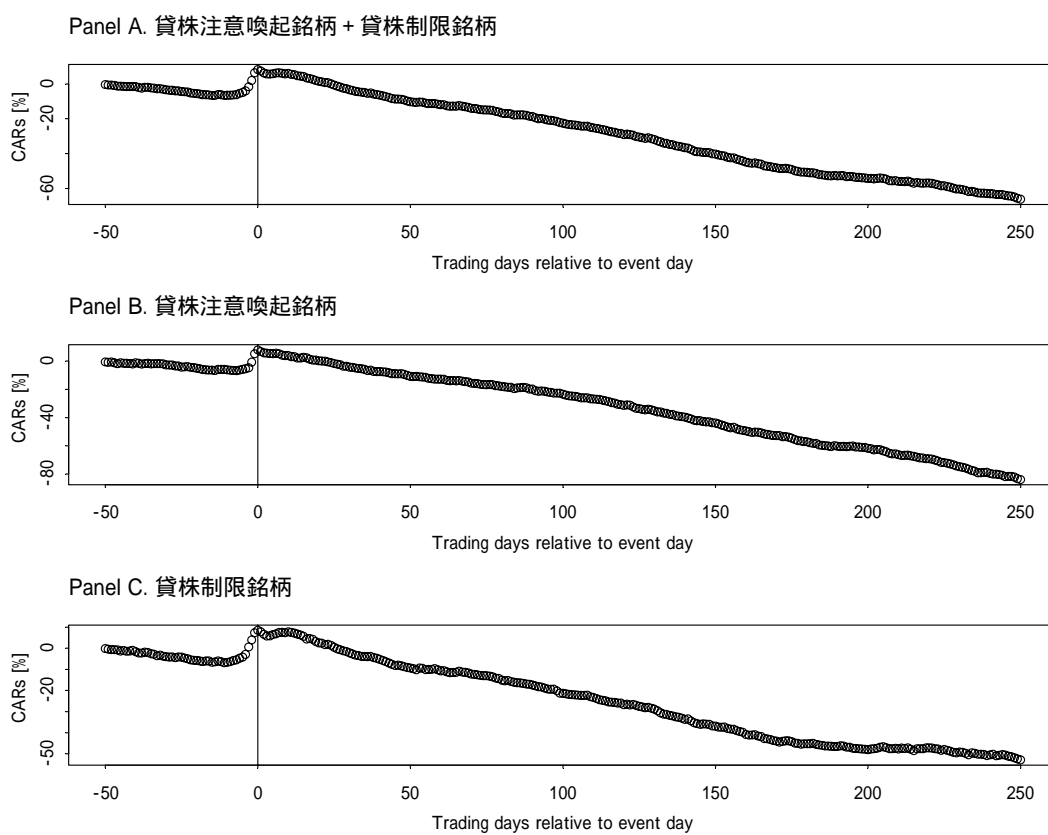
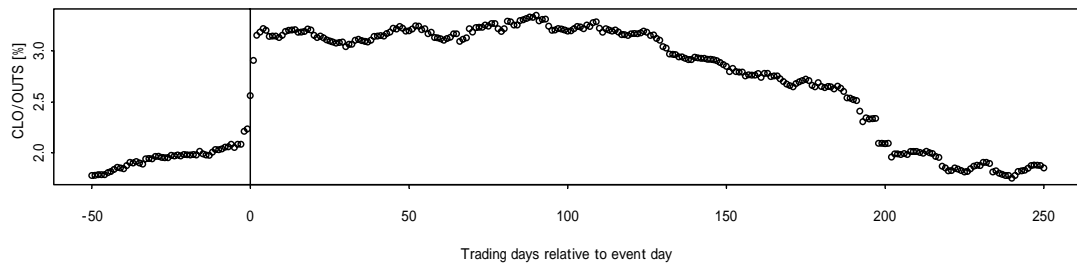
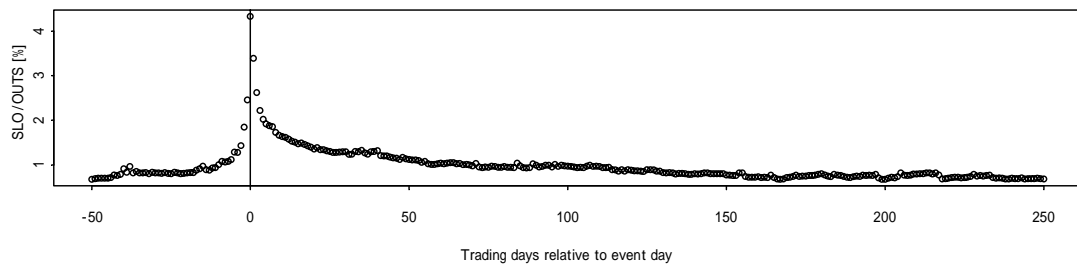


図 14 貸株注意勧告・貸株制限公表前後における特性値の推移

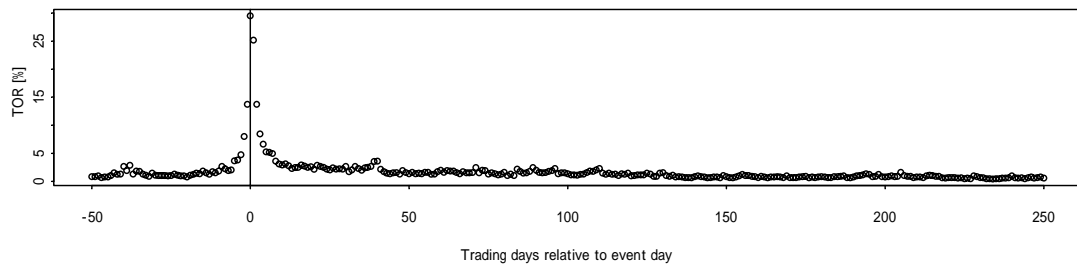
Panel A. CLO/OUTS特性の推移



Panel B. SLO/OUTS特性の推移



Panel C. TOR特性の推移



Panel D. 逆日歩特性の推移

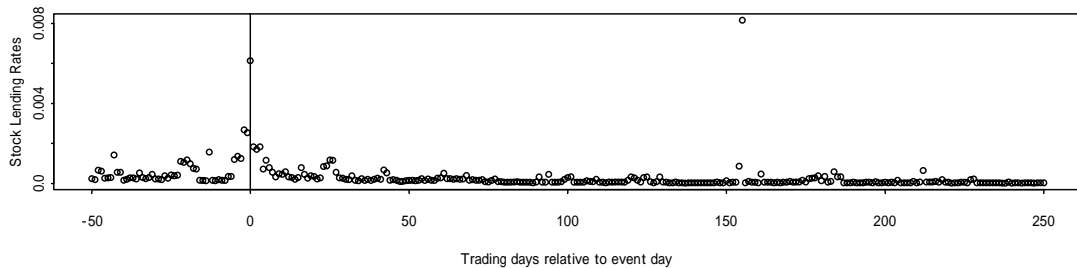


図 15 貸株注意勧告・貸株制限公表前後における CARs(Return - Topix return)

対 TOPIX ベータ = 1, 切片 = 0 として, それらのリスクを調整した残差リターンを累積した. Panel A は貸株注意喚起銘柄(94 銘柄)+貸株制限銘柄(120 銘柄)による結果, Panel B は貸株注意喚起銘柄(94 銘柄)による結果, Panel C は貸株制限銘柄(120 銘柄)による結果をそれぞれ示している.

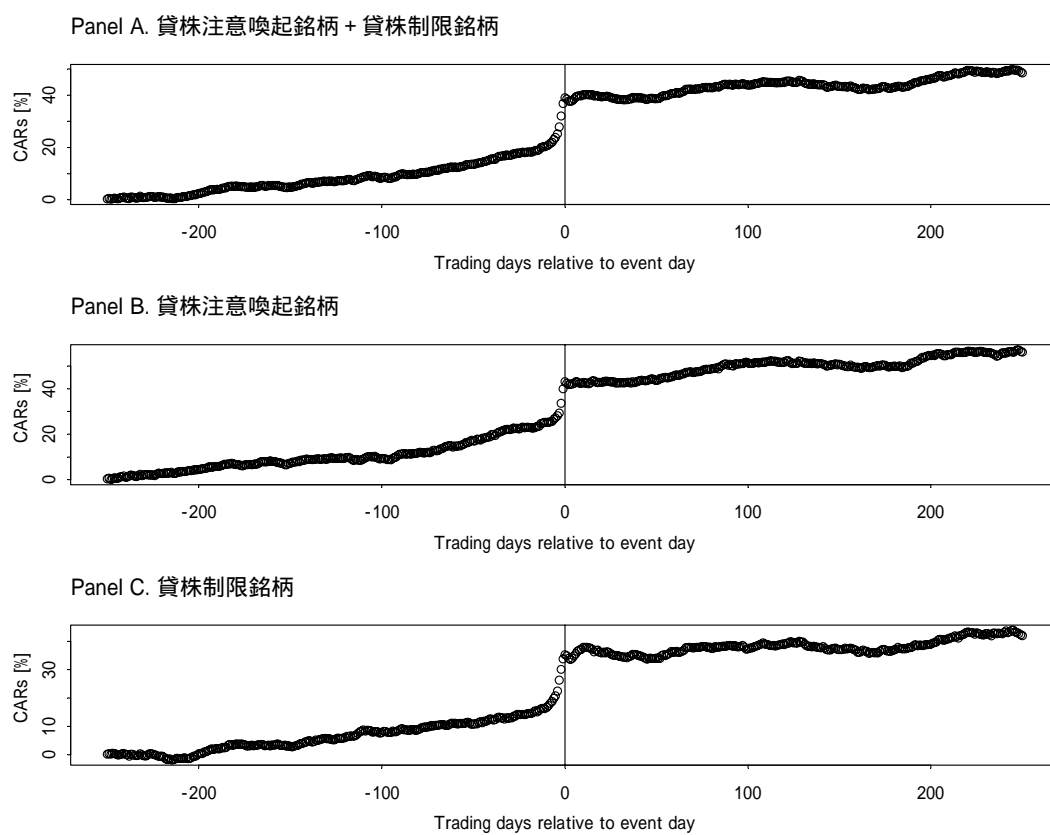


図 16 リスク推定期間を変更した CARs 結果

図はリスク推定期間を貸借融資残高の比較的安定している期間でのリスク推定を用いたイベントスタディ分析結果を示している。Panel A はイベント日+1~81 営業日までを利用してリスク推定したモデルによる CARs 結果である。Panel A の点線は 81 営業日目を示している。Panel B はイベント日-100~-180 営業日でリスク推定を行った CARs の結果を示している。Panel C は CLO/OUTS 特性値の推移を示している。Panel A, B ともに 100 営業日以降から CLO/OUTS の減少に伴いリターンの低下が見られる。

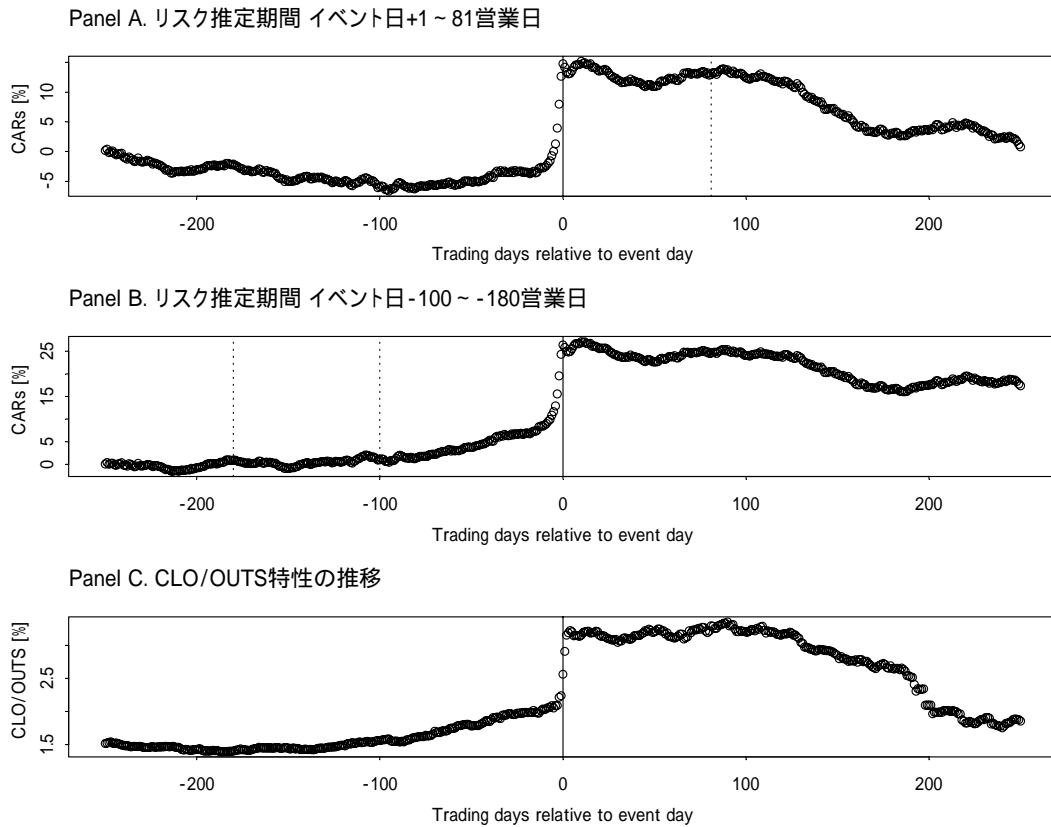


表 22 分位分析に用いた指標

テーブルは分析に用いた変数とその定義を示す。データ期間は、Panel A の週次分析では 1993 年 11 月 27 日～2003 年 5 月 17 日までの、495 オブザベーション、月次では、1986 年 1 月～2004 年 12 月までの 228 オブザベーションのデータを利用している。また、Panel B の分位分析では、1985 年 12 月～2004 年 12 月である。

Panel A 市場レベルの分析で用いた変数

変数	サイクル	定義
MBO	週次	東証公表信用買残高[東証1・2部合計, 株数]の週次変化(1000株単位)
MBO	月次	東証公表信用買残高[東証1・2部合計, 株数]の月次変化(1000株単位)
MBO/MV	週次	東証公表信用買残高[東証1・2部合計, 金額]の週次変化 / 東証1部・2部時価総額合計
MBO/MV	月次	東証公表信用買残高[東証1・2部合計, 金額]の月次変化 / 東証1部・2部時価総額合計
MSO	週次	東証公表信用売残高[東証1・2部合計, 株数]の週次変化(1000株単位)
MSO	月次	東証公表信用売残高[東証1・2部合計, 株数]の月次変化(1000株単位)
MSO/MV	週次	東証公表信用売残高[東証1・2部合計, 金額]の週次変化 / 東証1部・2部時価総額合計
MSO/MV	月次	東証公表信用売残高[東証1・2部合計, 金額]の月次変化 / 東証1部・2部時価総額合計
CLO	週次	日証金公表貸借融資全体残高の週次変化(株株)
CLO	月次	日証金公表個別銘柄の貸借融資残高合計[東証1部・2部を独自に集計]の月次変化(単元株)
CLO/MV	週次	日証金公表個別銘柄の貸借融資残高合計[東証, 金額]の月次変化 / 東証1部・2部時価総額合計
CLO/MV	月次	日証金公表個別銘柄の貸借融資残高合計[東証, 金額]の月次変化 / 東証1部・2部時価総額合計
SLO	週次	日証金公表貸借貸株全体残高の週次変化(株株)
SLO	月次	日証金公表個別銘柄の貸借融資残高合計[東証1部・2部を独自に集計]の月次変化(単元株)
SLO/MV	週次	日証金公表個別銘柄の貸借融資残高合計[東証, 金額]の月次変化 / 東証1部・2部時価総額合計
SLO/MV	月次	日証金公表個別銘柄の貸借融資残高合計[東証, 金額]の月次変化 / 東証1部・2部時価総額合計

Panel B 分位分析で用いた変数

変数	定義
CLO/OUTS	貸借融資残高(CLO) / 発行済株式数(OUTS) * 100
SLO/OUTS	貸借貸株残高(SLO) / 発行済株式数(OUTS) * 100
CLO/VOL	貸借融資残高(CLO) / 株式取引高(VOL) * 100
SLO/VOL	貸借貸株残高(SLO) / 株式取引高(VOL) * 100
LR	CLO=0なら, NA, それ以外は, SLO/CLO(貸借倍率の逆数)
TOR	株式取引高(VOL) / 発行済株式数(OUTS) / 月の営業日数 * 100

表 23 貸借融資 (CLO) の時系列回帰結果

$$\Delta CLO_t = \alpha + \beta \Delta CLO_{t-1} + \eta \text{株式リターン}_t + \kappa \text{株式リターン}_{t-1} + \gamma \Delta \text{取引高}_t + \omega \text{HILO}_t + \sum \theta_j \text{取引主体別売買動向}_j + \varepsilon_t$$

CLO は日証金公表による市場全体での貸借融資残高の週次変化を意味し、単位は株数である。取引高は取引高の週次変化を意味し、その単位は単元株である。株式リターンは TOPIX から算出した。単位は%である。HILO 変数は、週次における TOPIX の最大値から最小値を引いた変数である。取引主体別売買動向は正味買越額を意味し、買い金額から売り金額を引いたものである。単位は百万円である。ラグ項は被説明変数の 1 期前 (前週) の値を意味する。表の数値は回帰係数を意味し、括弧内はその t 値である。また、White(1980)の不均一分散調整後の標準誤差を利用している。

定数項	市場リターン			取引高	HILO	取引主体別売買動向				修正 R2	DW 比
	ラグ項(1)	(同時点)	(1期前)			(個人)	(外人)	(金融)	(証券)		
934 (0.65)	0.25 (3.17)									0.06	2.02
1,181 (0.78)		-182 (-0.26)								-0.00	1.48
1,420 (0.96)			2,439 (3.96)							0.04	1.52
915 (0.64)	0.25 (3.18)	-221 (-0.32)								0.06	2.01
1,126 (0.80)	0.26 (3.29)		2,514 (4.12)							0.10	2.05
1,127 (0.79)	0.26 (3.30)	11 (0.02)	2,515 (4.07)							0.10	2.05
1,185 (0.79)				-0.002 (-1.87)						0.01	1.47
1,117 (0.79)	0.26 (3.39)	29 (0.04)	2,533 (4.10)	-0.002 (-2.19)						0.11	2.04
3,296 (0.83)	0.26 (3.38)	30 (0.04)	2,510 (4.02)	-0.002 (-2.17)	-125 (-0.51)					0.10	2.04
1,541 (0.92)						0.245 (5.13)	0.116 (4.46)	0.040 (1.20)	0.042 (1.59)	0.18	1.72
2,747 (1.53)	0.14 (1.85)	1,525 (1.82)	2,095 (3.20)			0.229 (4.62)	0.079 (2.88)	0.030 (0.90)	0.022 (0.81)	0.21	2.00
5,036 (1.08)	0.14 (1.85)	1,546 (1.84)	2,082 (3.17)		-128 (-0.45)	0.230 (4.71)	0.078 (2.89)	0.030 (0.91)	0.022 (0.84)	0.21	2.00
2,648 (1.48)	0.15 (1.92)	1,474 (1.77)	2,098 (3.22)	-0.001 (-1.36)		0.225 (4.57)	0.079 (2.87)	0.031 (0.91)	0.022 (0.83)	0.22	1.99
4,779 (1.01)	0.15 (1.93)	1,494 (1.79)	2,085 (3.18)	-0.001 (-1.34)	-120 (-0.42)	0.226 (4.66)	0.078 (2.88)	0.031 (0.92)	0.023 (0.86)	0.21	1.99

表 24 貸借貸株 (SLO) の時系列回帰結果

$$\Delta SLO_t = \alpha + \beta \Delta SLO_{t-1} + \eta \text{株式リターン}_t + \kappa \text{株式リターン}_{t-1} + \gamma \Delta \text{取引高}_t + \omega \text{HILO}_t + \sum \theta_j \text{取引主体別売買動向}_j + \varepsilon_t$$

SLO は日証金公表による市場全体での貸借融資残高の週次変化を意味し、単位は株数である。取引高は取引高の週次変化を意味し、その単位は単元株である。株式リターンは TOPIX から算出した。単位は%である。HILO 変数は、週次における TOPIX の最大値から最小値を引いた変数である。取引主体別売買動向は正味買越額を意味し、買い金額から売り金額を引いたものである。単位は百万円である。ラグ項は被説明変数の 1 期前(前週)の値を意味する。表の数値は回帰係数を意味し、括弧内はその t 値である。また、White(1980)の不均一分散調整後の標準誤差を利用している。

定数項	市場リターン			取引高	HILO	取引主体別売買動向				修正 R2	DW 比
	ラグ項(1)	(同時点)	(1期前)			(個人)	(外人)	(金融)	(証券)		
903 (0.63)	0.05 (0.85)									0.00	2.00
1,023 (0.72)		1,021 (1.69)								0.01	1.89
927 (0.65)			-200 (-0.42)							-0.00	1.89
987 (0.69)	0.05 (0.85)	1,028 (1.70)								0.01	2.00
880 (0.62)	0.06 (0.88)		-273 (-0.56)							-0.00	2.00
970 (0.68)	0.05 (0.86)	1,012 (1.64)	-179 (-0.36)							0.00	2.00
937 (0.66)				-0.002 (-1.34)						0.00	1.89
958 (0.67)	0.06 (0.97)	1,027 (1.68)	-170 (-0.34)	-0.002 (-1.41)						0.01	2.01
-666 (-0.12)	0.06 (0.97)	1,027 (1.68)	-153 (-0.31)	-0.002 (-1.45)	93 (0.27)					0.01	2.01
-352 (-0.18)						-0.034 (-0.69)	0.013 (0.51)	0.012 (0.40)	0.011 (0.37)	0.00	1.89
-318 (-0.15)	0.05 (0.85)	237 (0.26)	-434 (-0.75)			-0.028 (-0.56)	0.014 (0.53)	0.012 (0.39)	0.011 (0.34)	0.00	1.99
-2,003 (-0.36)	0.05 (0.86)	222 (0.24)	-424 (-0.73)		95 (0.30)	-0.029 (-0.57)	0.014 (0.54)	0.012 (0.39)	0.011 (0.34)	0.00	1.99
86 (0.02)	0.05 (0.85)	242 (0.27)	-429 (-0.74)	0.000 (-0.12)		-0.029 (-0.57)	0.014 (0.50)	0.012 (0.38)	0.011 (0.33)	0.00	1.99
-1,540 (-0.26)	0.06 (0.86)	229 (0.25)	-414 (-0.71)	0.000 (-0.22)	110 (0.34)	-0.030 (-0.58)	0.014 (0.50)	0.011 (0.36)	0.010 (0.31)	-0.00	1.99

表 25 市場全体の貸借取引の変化による小型株への株価インパクト分析

$$Small - Big \text{ Return}_t (= D1 - D10) = \alpha - \beta X_t + \varepsilon$$

表は上記式における係数 β と修正重決定係数を示している。左辺の被説明変数は東証 1 部・2 部全銘柄を時価総額で十分位し，最小型銘柄群 (D1) の等金額ポートフォリオのリターンから，最大型銘柄群 (D10) の当金額ポートフォリオのリターンを引いたもので定義した。変数 X_t はカラム変数に示されている貸借取引・信用取引動向を示す変数を意味する。Panel A は貸借融資・信用買いに関する分析結果，Panel B は貸借貸株・信用売りに関する分析結果である。括弧内は t 値。

Panel A 貸借融資 (信用買い) に関する変数

サイクル		変数(X)	係数ベータ	Adj. R ²
週次	信用関係	MBO	0.00002 (6.82)	0.13
		MBO/MV	55.990 (8.21)	0.14
	貸借関係	CLO	0.00002 (5.98)	0.07
		CLO/MV	118.221 (5.87)	0.09
月次	信用関係	MBO	0.00001 (5.65)	0.11
		MBO/MV	27.33 (5.56)	0.09
	貸借関係	CLO	0.00001 (3.15)	0.03
		CLO/MV	44.09 (2.18)	0.02

Panel B 貸借貸株 (信用売り) に関する変数

サイクル		変数(X)	係数ベータ	Adj. R ²
週次	信用関係	MSO	0.00001 (2.01)	0.00
		MSO/MV	39.388 (3.30)	0.02
	貸借関係	SLO	0.00000 (0.82)	-0.00
		SLO/MV	6.186 (0.46)	-0.00
月次	信用関係	MSO	-0.00000 (-0.47)	-0.00
		MSO/MV	-4.05 (-0.15)	0.00
	貸借関係	SLO	0.00000 (0.78)	-0.00
		SLO/MV	44.09 (2.18)	0.02

表 26 市場全体の貸借取引の変化の予測

$$X_t = \alpha + \beta TopixReturn_{t-1} + \gamma X_{t-1} + \varepsilon$$

表は上記式における係数 β , γ と修正重決定係数を示している . 左辺の被説明変数 X_t は表中の変数(X)に示される貸借取引・信用取引の変化である . Panel A は貸借融資・信用買いに関する分析結果 , Panel B は貸借貸株・信用売りに関する分析結果である . 括弧内は t 値である .

Panel A 貸借融資 (信用買い) に関する変数

サイクル		変数(X)	係数	係数	Adj. R ²
週次	信用関係	MBO	5.448 (5.96)	0.335 (3.24)	0.19
		MBO/MV	0.004 (10.16)	0.462 (5.94)	0.25
	貸借関係	CLO	2.514 (4.12)	0.257 (3.29)	0.10
		CLO/MV	0.001 (6.11)	0.264 (3.45)	0.12
月次	信用関係	MBO	9.758 (2.79)	0.172 (1.79)	0.12
		MBO/MV	0.006 (0.19)	5.756 (2.06)	0.16
	貸借関係	CLO	6.052 (3.26)	-0.026 (-0.27)	0.03
		CLO/MV	0.001 (2.76)	-0.152 (-1.46)	0.05

Panel B 貸借貸株 (信用売り) に関する変数

サイクル		変数(X)	係数	係数	Adj. R ²
週次	信用関係	MSO	58 (0.10)	0.078 (1.31)	0.00
		MSO/MV	0.000 (1.06)	-0.051 (-0.69)	0.00
	貸借関係	SLO	-273 (-0.56)	0.055 (0.88)	-0.00
		SLO/MV	-0.000 (-0.99)	0.005 (0.06)	-0.00
月次	信用関係	MSO	-3.413 (-1.27)	-0.272 (-2.06)	0.08
		MSO/MV	-0.000 (-0.29)	-1.423 (-3.45)	0.08
	貸借関係	SLO	-2.110 (-1.97)	-0.293 (-2.61)	0.10
		SLO/MV	-0.000 (-2.38)	-0.266 (-2.63)	0.09

表 27 貸借取引の継続性

表は貸借取引特性値ポートフォリオの貸借取引特性値の推移である。Panel A は CLO/OUTS で五分位ポートフォリオを構築し，Panel B は SLO/OUTS で五分位ポートフォリオを構築している。分位ポートフォリオは昇順ソートにより構築されているため，Q1 は残高の減少している銘柄群，Q5 は残高が増加している銘柄群を意味する。一番左に示されている変数名は計測した貸借取引特性値を示している。なお，[T]で示される行は構築時点の特性値，[T+1]で示される行は構築 1 ヶ月後の特性を示している。表中の数値は特性値の値を示し，括弧内は t 値である。

Panel A CLO/OUTS

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q1-Q5
(CLO/OUTS)[T]	-0.237 (-26.55)	-0.039 (-15.98)	-0.002 (-1.53)	0.033 (12.89)	0.263 (24.65)	-0.500 (-36.58)
(SLO/OUTS)[T]	-0.039 (-12.41)	-0.003 (-2.60)	-0.003 (-2.35)	0.000 (0.02)	0.053 (14.57)	-0.092 (-20.17)
(CLO/OUTS)[T+1]	0.016 (2.76)	0.014 (5.57)	0.012 (5.67)	0.010 (3.24)	-0.032 (-3.12)	0.048 (4.72)
(SLO/OUTS)[T+1]	-0.003 (-1.24)	0.006 (4.69)	0.006 (5.26)	0.004 (2.58)	-0.006 (-1.60)	0.003 (0.79)

Panel B SLO/OUTS

	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Q1-Q5
(CLO/OUTS)[T]	-0.028 (-5.35)	-0.004 (-1.27)	-0.002 (-0.66)	-0.002 (-0.46)	0.048 (7.69)	-0.076 (-17.84)
(SLO/OUTS)[T]	-0.156 (-34.96)	-0.016 (-17.71)	-0.001 (-2.24)	0.013 (13.65)	0.165 (34.83)	-0.321 (-47.59)
(CLO/OUTS)[T+1]	-0.015 (-3.13)	0.006 (1.75)	0.004 (1.31)	0.008 (2.02)	0.011 (1.81)	-0.026 (-7.26)
(SLO/OUTS)[T+1]	0.002 (0.85)	0.018 (13.49)	0.015 (13.79)	0.010 (7.32)	-0.034 (-7.07)	0.036 (7.12)

表 28 分位分析での結果（その 1）

CLO/OUTS(Panel A)および SLO/OUTS(Panel B)による分位ポートフォリオの Fama-French 3ファクターによる超過リターン（月次リターン換算）の平均値を示したものである。Fama-French の3ファクターは東証1部・2部全銘柄を基に算出している。ここでの分析対象は貸借銘柄である。D1はCLO/OUTSあるいはSLO/OUTSの最も小さい値を示すポートフォリオを意味し、D10はCLO/OUTSあるいはSLO/OUTSの指標値が最も大きい値を示すポートフォリオを意味する。最も左のカラムはリターンの計測期間を意味し、1M、2M、3M、6M、9M、1Y、2Y、3Yはそれぞれ、将来1ヶ月、2ヶ月、3ヶ月、6ヶ月、9ヶ月、1年、2年、3年を意味する。括弧内の数字は超過リターン = 0を帰無仮説とする検定統計量 t 値である。

Panel A. CLO/OUTS											
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D1-D10
1M	-0.32 (-2.02)	-0.04 (-0.35)	0.15 (1.10)	0.08 (0.51)	0.01 (0.06)	0.02 (0.12)	0.21 (1.06)	0.14 (0.67)	0.16 (0.68)	-0.50 (-1.80)	0.17 (0.53)
2M	-0.25 (-2.34)	-0.02 (-0.27)	0.13 (1.32)	0.12 (1.05)	0.01 (0.06)	0.01 (0.06)	0.11 (0.83)	0.13 (0.92)	0.15 (0.94)	-0.52 (-2.95)	0.27 (1.27)
3M	-0.21 (-2.34)	-0.02 (-0.31)	0.12 (1.54)	0.03 (0.36)	0.04 (0.40)	-0.04 (-0.38)	0.10 (0.93)	0.12 (0.98)	0.14 (1.13)	-0.48 (-3.55)	0.28 (1.68)
6M	-0.14 (-2.33)	0.01 (0.19)	0.02 (0.39)	-0.00 (-0.02)	0.02 (0.35)	-0.03 (-0.43)	0.02 (0.28)	0.09 (0.96)	0.14 (1.55)	-0.44 (-4.36)	0.30 (2.49)
9M	-0.13 (-2.81)	0.00 (0.01)	-0.01 (-0.16)	-0.01 (-0.31)	-0.01 (-0.14)	-0.04 (-0.66)	0.01 (0.10)	0.07 (0.98)	0.12 (1.47)	-0.39 (-4.53)	0.27 (2.80)
1Y	-0.12 (-3.57)	-0.01 (-0.27)	-0.03 (-0.74)	-0.02 (-0.42)	-0.01 (-0.30)	-0.04 (-0.83)	0.00 (0.01)	0.06 (1.01)	0.11 (1.58)	-0.35 (-4.79)	0.23 (2.99)
2Y	-0.14 (-6.23)	-0.01 (-0.53)	-0.02 (-0.71)	-0.02 (-0.93)	-0.04 (-1.25)	-0.05 (-1.53)	-0.02 (-0.46)	0.01 (0.25)	0.05 (1.18)	-0.28 (-5.88)	0.14 (2.68)
3Y	-0.14 (-8.33)	-0.01 (-0.43)	-0.02 (-1.16)	-0.04 (-2.08)	-0.05 (-2.05)	-0.06 (-2.30)	-0.04 (-1.36)	-0.03 (-1.02)	0.03 (0.80)	-0.25 (-6.62)	0.11 (2.97)

Panel B. SLO/OUTS											
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D1-D10
1M	0.17 (0.93)	0.13 (0.67)	0.14 (0.81)	0.30 (1.48)	0.00 (0.01)	0.09 (0.40)	-0.03 (-0.14)	-0.16 (-0.69)	-0.30 (-1.31)	-0.64 (-2.26)	0.86 (2.49)
2M	0.06 (0.47)	0.11 (0.81)	0.19 (1.59)	0.20 (1.42)	0.09 (0.57)	0.05 (0.34)	-0.06 (-0.41)	-0.12 (-0.77)	-0.26 (-1.68)	-0.63 (-3.22)	0.71 (2.87)
3M	0.07 (0.62)	0.09 (0.86)	0.19 (1.94)	0.16 (1.38)	0.08 (0.60)	0.04 (0.29)	-0.07 (-0.57)	-0.12 (-0.95)	-0.25 (-1.97)	-0.61 (-3.92)	0.71 (3.55)
6M	0.01 (0.13)	0.01 (0.12)	0.16 (2.21)	0.14 (1.72)	0.04 (0.44)	0.03 (0.30)	-0.05 (-0.49)	-0.12 (-1.26)	-0.19 (-1.98)	-0.60 (-5.52)	0.67 (4.99)
9M	-0.04 (-0.63)	-0.01 (-0.13)	0.14 (2.35)	0.12 (1.90)	0.02 (0.28)	0.01 (0.16)	-0.03 (-0.46)	-0.10 (-1.36)	-0.20 (-2.55)	-0.56 (-6.28)	0.56 (5.47)
1Y	-0.05 (-1.10)	0.01 (0.31)	0.14 (2.73)	0.11 (1.99)	0.02 (0.29)	-0.01 (-0.11)	-0.04 (-0.70)	-0.10 (-1.54)	-0.20 (-2.94)	-0.53 (-6.62)	0.48 (5.29)
2Y	-0.11 (-3.08)	-0.02 (-0.56)	0.09 (2.23)	0.06 (1.49)	-0.01 (-0.19)	-0.03 (-0.70)	-0.05 (-1.51)	-0.11 (-2.94)	-0.18 (-4.67)	-0.47 (-9.62)	0.35 (6.62)
3Y	-0.16 (-4.90)	-0.07 (-1.79)	0.04 (1.14)	0.03 (0.80)	-0.04 (-1.21)	-0.05 (-1.92)	-0.06 (-2.43)	-0.11 (-3.90)	-0.17 (-5.60)	-0.38 (-10.33)	0.20 (5.33)

表 29 分位分析での結果（その 2）

CLO/VOL(Panel A) および SLO/VOL(Panel B) による分位ポートフォリオの Fama-French 3 ファクターによる超過リターン（月次リターン換算）の平均値を示したものである。Fama-French の 3 ファクターは東証 1 部・2 部全銘柄を基に算出している。ここでの分析対象は貸借銘柄である。D1 は CLO/VOL あるいは SLO/VOL の最も小さい値を示すポートフォリオを意味し、D10 は CLO/VOL あるいは SLO/VOL の指標値が最も大きい値を示すポートフォリオを意味する。最も左のカラムはリターンの計測期間を意味し、1M、2M、3M、6M、9M、1Y、2Y、3Y はそれぞれ、将来 1 ヶ月、2 ヶ月、3 ヶ月、6 ヶ月、9 ヶ月、1 年、2 年、3 年を意味する。括弧内の数字は超過リターン = 0 を帰無仮説とする検定統計量 t 値である。

Panel A. CLO/VOL											
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D1-D10
1M	-0.43 (-2.96)	-0.20 (-1.59)	-0.02 (-0.12)	-0.04 (-0.24)	-0.10 (-0.61)	0.16 (0.84)	0.12 (0.69)	0.17 (0.88)	0.14 (0.66)	0.11 (0.51)	-0.53 (-2.33)
2M	-0.34 (-3.38)	-0.16 (-1.70)	-0.03 (-0.34)	-0.05 (-0.44)	-0.04 (-0.33)	0.11 (0.86)	0.04 (0.36)	0.13 (1.02)	0.13 (0.94)	0.07 (0.47)	-0.40 (-2.65)
3M	-0.28 (-3.43)	-0.14 (-1.92)	-0.01 (-0.09)	-0.07 (-0.74)	-0.05 (-0.51)	0.05 (0.46)	0.03 (0.27)	0.08 (0.74)	0.15 (1.33)	0.05 (0.42)	-0.33 (-2.77)
6M	-0.23 (-3.78)	-0.11 (-2.22)	-0.04 (-0.65)	-0.05 (-0.74)	-0.06 (-0.90)	0.02 (0.22)	0.01 (0.19)	0.00 (0.01)	0.11 (1.30)	0.04 (0.44)	-0.26 (-3.07)
9M	-0.17 (-3.61)	-0.08 (-2.06)	-0.03 (-0.54)	-0.06 (-1.17)	-0.06 (-1.13)	-0.01 (-0.14)	-0.03 (-0.57)	-0.01 (-0.23)	0.07 (1.01)	-0.00 (-0.00)	-0.17 (-2.48)
1Y	-0.17 (-4.08)	-0.07 (-2.00)	-0.02 (-0.63)	-0.05 (-1.16)	-0.07 (-1.47)	0.01 (0.14)	-0.04 (-0.76)	-0.02 (-0.42)	0.03 (0.54)	0.00 (0.05)	-0.17 (-2.80)
2Y	-0.11 (-4.03)	-0.06 (-2.55)	-0.01 (-0.58)	-0.05 (-1.82)	-0.08 (-2.92)	-0.04 (-1.39)	-0.08 (-2.31)	-0.07 (-1.88)	-0.02 (-0.61)	0.02 (0.52)	-0.13 (-3.00)
3Y	-0.09 (-3.99)	-0.05 (-3.07)	-0.00 (-0.27)	-0.03 (-1.30)	-0.07 (-3.11)	-0.06 (-2.02)	-0.11 (-3.70)	-0.10 (-3.38)	-0.06 (-1.97)	-0.04 (-1.20)	-0.05 (-1.32)

Panel B. SLO/VOL											
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D1-D10
1M	0.01 (0.05)	0.02 (0.08)	0.14 (0.72)	0.18 (0.91)	0.13 (0.61)	0.03 (0.14)	-0.17 (-0.84)	-0.09 (-0.41)	-0.27 (-1.25)	-0.40 (-1.72)	0.30 (1.45)
2M	-0.06 (-0.45)	0.05 (0.38)	0.18 (1.32)	0.14 (1.01)	0.07 (0.45)	-0.01 (-0.05)	-0.10 (-0.71)	-0.13 (-0.85)	-0.22 (-1.51)	-0.38 (-2.35)	0.22 (1.45)
3M	-0.04 (-0.41)	0.07 (0.67)	0.17 (1.50)	0.12 (1.11)	0.02 (0.18)	-0.01 (-0.10)	-0.09 (-0.81)	-0.10 (-0.88)	-0.22 (-1.80)	-0.40 (-3.12)	0.29 (2.41)
6M	-0.11 (-1.49)	0.02 (0.28)	0.13 (1.73)	0.11 (1.46)	0.04 (0.46)	-0.01 (-0.13)	-0.10 (-1.16)	-0.10 (-1.12)	-0.21 (-2.41)	-0.40 (-4.58)	0.23 (2.91)
9M	-0.11 (-1.82)	0.03 (0.42)	0.13 (2.07)	0.10 (1.62)	0.01 (0.20)	-0.02 (-0.32)	-0.08 (-1.22)	-0.11 (-1.60)	-0.20 (-2.80)	-0.42 (-5.96)	0.25 (4.21)
1Y	-0.11 (-2.15)	0.05 (0.91)	0.14 (2.59)	0.08 (1.53)	0.00 (0.07)	-0.03 (-0.53)	-0.08 (-1.42)	-0.12 (-2.02)	-0.18 (-3.14)	-0.42 (-6.81)	0.24 (4.64)
2Y	-0.13 (-3.42)	0.00 (0.02)	0.10 (2.59)	0.04 (1.26)	-0.01 (-0.25)	-0.03 (-0.77)	-0.08 (-2.40)	-0.12 (-3.52)	-0.20 (-5.56)	-0.41 (-9.80)	0.23 (6.31)
3Y	-0.16 (-4.92)	-0.02 (-0.65)	0.07 (2.14)	0.01 (0.35)	-0.03 (-1.10)	-0.04 (-1.55)	-0.09 (-3.43)	-0.13 (-4.53)	-0.18 (-6.02)	-0.37 (-10.21)	0.18 (6.11)

表 30 分位分析での結果（その3）

LR(Panel A)および TOR(Panel B)による分位ポートフォリオの Fama-French 3ファクターによる超過リターン(月次リターン換算)の平均値を示したものである。Fama-Frenchの3ファクターは東証1部・2部全銘柄を基に算出している。ここでの分析対象は貸借銘柄である。D1はLRあるいはTORの最も小さい値を示すポートフォリオを意味し、D10はLRあるいはTORの指標値が最も大きい値を示すポートフォリオを意味する。最も左のカラムはリターンの計測期間を意味し、1M、2M、3M、6M、9M、1Y、2Y、3Yはそれぞれ、将来1ヶ月、2ヶ月、3ヶ月、6ヶ月、9ヶ月、1年、2年、3年を意味する。括弧内の数字は超過リターン = 0を帰無仮説とする検定統計量t値である。

Panel A. LR											
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D1-D10
1M	0.22 (0.96)	0.23 (0.92)	0.32 (1.48)	0.14 (0.56)	0.00 (0.02)	-0.05 (-0.24)	-0.13 (-0.61)	-0.12 (-0.62)	-0.30 (-1.67)	-0.54 (-2.74)	0.73 (2.29)
2M	0.15 (0.97)	0.21 (1.15)	0.28 (1.81)	0.19 (1.13)	-0.06 (-0.36)	-0.08 (-0.55)	-0.12 (-0.80)	-0.15 (-1.07)	-0.26 (-1.96)	-0.45 (-3.35)	0.53 (2.54)
3M	0.14 (1.13)	0.15 (1.08)	0.26 (2.03)	0.17 (1.25)	-0.08 (-0.60)	-0.08 (-0.69)	-0.10 (-0.86)	-0.17 (-1.61)	-0.25 (-2.25)	-0.40 (-3.61)	0.46 (2.77)
6M	0.01 (0.08)	0.11 (1.09)	0.19 (2.07)	0.13 (1.38)	-0.00 (-0.01)	-0.08 (-0.90)	-0.08 (-0.92)	-0.21 (-2.79)	-0.25 (-3.22)	-0.34 (-4.46)	0.28 (2.52)
9M	-0.02 (-0.29)	0.07 (0.87)	0.17 (2.32)	0.09 (1.20)	-0.02 (-0.30)	-0.09 (-1.14)	-0.08 (-1.10)	-0.18 (-3.08)	-0.25 (-3.88)	-0.31 (-5.13)	0.20 (2.30)
1Y	-0.02 (-0.42)	0.08 (1.15)	0.16 (2.59)	0.08 (1.24)	-0.03 (-0.44)	-0.09 (-1.39)	-0.08 (-1.40)	-0.17 (-3.38)	-0.25 (-4.48)	-0.30 (-5.36)	0.18 (2.36)
2Y	-0.07 (-1.52)	0.01 (0.23)	0.12 (2.64)	0.02 (0.38)	-0.06 (-1.41)	-0.08 (-2.31)	-0.09 (-2.74)	-0.14 (-4.58)	-0.20 (-6.49)	-0.29 (-7.51)	0.15 (2.52)
3Y	-0.12 (-2.87)	-0.04 (-1.00)	0.07 (1.71)	-0.02 (-0.56)	-0.08 (-2.29)	-0.09 (-2.75)	-0.08 (-3.13)	-0.14 (-5.86)	-0.19 (-7.66)	-0.24 (-8.73)	0.09 (1.98)

Panel B. TOR											
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D1-D10
1M	-0.18 (-1.05)	0.06 (0.42)	0.09 (0.50)	0.22 (1.19)	0.12 (0.63)	0.16 (0.83)	0.28 (1.47)	-0.01 (-0.06)	-0.15 (-0.76)	-0.68 (-2.48)	0.50 (1.45)
2M	-0.08 (-0.76)	0.02 (0.22)	0.12 (1.00)	0.15 (1.16)	0.16 (1.16)	0.11 (0.77)	0.16 (1.26)	-0.04 (-0.35)	-0.15 (-1.07)	-0.58 (-3.23)	0.50 (2.17)
3M	-0.05 (-0.57)	-0.01 (-0.14)	0.13 (1.29)	0.11 (1.10)	0.14 (1.28)	0.11 (0.96)	0.12 (1.13)	-0.06 (-0.63)	-0.15 (-1.33)	-0.53 (-3.79)	0.48 (2.62)
6M	-0.05 (-0.72)	-0.03 (-0.47)	0.11 (1.60)	0.10 (1.31)	0.08 (1.06)	0.09 (1.19)	0.04 (0.53)	-0.03 (-0.38)	-0.10 (-1.27)	-0.52 (-5.32)	0.47 (3.59)
9M	-0.08 (-1.70)	-0.05 (-0.92)	0.06 (1.07)	0.06 (0.98)	0.05 (0.91)	0.07 (1.10)	0.02 (0.35)	-0.01 (-0.16)	-0.09 (-1.34)	-0.43 (-5.16)	0.34 (3.40)
1Y	-0.08 (-2.09)	-0.03 (-0.64)	0.02 (0.50)	0.05 (0.96)	0.05 (0.95)	0.04 (0.73)	0.01 (0.17)	-0.03 (-0.54)	-0.07 (-1.13)	-0.37 (-5.07)	0.29 (3.39)
2Y	-0.09 (-3.50)	-0.03 (-0.91)	-0.00 (-0.03)	-0.00 (-0.10)	-0.01 (-0.20)	-0.02 (-0.68)	-0.02 (-0.82)	-0.04 (-1.58)	-0.04 (-1.09)	-0.26 (-5.33)	0.17 (3.06)
3Y	-0.10 (-4.42)	-0.06 (-1.96)	-0.04 (-1.43)	-0.05 (-1.63)	-0.05 (-1.81)	-0.05 (-1.83)	-0.03 (-1.53)	-0.05 (-2.09)	-0.01 (-0.38)	-0.17 (-4.40)	0.07 (1.50)

表 31 制度信用取引・貸借取引に関する規制等

Panel A 制度信用・制度貸借に関するガイドライン概要

制度信用取引	ガイドライン	制度貸借取引	ガイドライン
日々公表銘柄	あり	貸株注意喚起通知	あり
委託証拠金引上げ措置	あり	貸株申込制限措置	なし
代用有価証券の代用掛目の引下げ措置	なし		
信用取引による売付け若しくは買付けの制限又は禁止	なし		

制度信用取引に関するものは、取引所による規制・注意勧告
 貸借取引に関するものは、証券金融会社による規制・注意勧告

Panel B 日本証券金融の定める注意喚起通知基準

いずれかの基準に該当した銘柄

1)	残高基準		
	ア～ウのうち2つ以上の基準に該当した銘柄		
	ア. 制度信用取引売残高/上場株式数 (または制度信用取引売残高)	10%以上 (1万単位以上)	
	イ. 制度信用取引売残高/制度信用取引買残高	60%以上	
	ウ. 貸借取引貸株残高/上場株式数 (または貸借取引貸株残高)	3%以上 (3千単位以上)	
	かつ		
	貸借取引貸株残高/貸借取引融資残高	120%以上	
2)	特性基準		
	株券の調達が困難となるおそれのある銘柄		

出所：日本証券金融株式会社・大阪証券金融株式会社・中部証券金融株式会社、「貸借取引の貸株利用等に関する注意喚起通知その他の措置について」

Panel C 東京証券取引所の定める「日々公表銘柄」の選定基準

1～3のいずれかの基準に該当した銘柄

1)	残高基準		
	ア、イのいずれかに該当する銘柄		
	ア. 制度信用取引売残高/上場株式数	10%以上	
	かつ		
	制度信用取引売残高/制度信用取引買残高	60%以上	
	イ. 制度信用買残高/上場株式数	20%以上	
2)	信用取引売買比率基準		
	3営業日連続して各営業日の株価と各営業日時点における25日移動平均株価との乖離率	30%以上	
	かつ		
	次のいずれかに該当する場合		
	ア. 3営業日連続して信用取引の新規売付け比率 (各営業日の売買高が1,000売買単位以上である場合に限り)	20%以上	
	イ. 3営業日連続して信用取引の新規買付け比率 (各営業日の売買高が1,000売買単位以上である場合に限り)	40%以上	
3)	特例基準		
	証券取引所が必要と判断した場合		

出所：東京証券取引所、「日々公表銘柄」の指定等に関するガイドライン

表 32 ポートフォリオの特性値

CLO/OUTS(Panel A)および SLO/OUTS(Panel B)による分位ポートフォリオの特性値を示したものである。D1 は CLO/OUTS あるいは SLO/OUTS の最も小さい値を示すポートフォリオを意味し、D10 は CLO/OUTS あるいは SLO/OUTS の指標値が最も大きい値を示すポートフォリオを意味する。特性値として、CLO/OUTS, SLO/OUTS, TOR(取引高/発行済株式数×100), VOL(取引高), B/M(自己資本株価比率), MKVAL(時価総額)を示している。各指標値は各銘柄の指標値の単純平均で示されるポートフォリオの特性値を時系列平均したものである。t 値はポートフォリオ特性値の差の時系列平均を、その時系列変動(標準偏差)で除して算出している。

Panel A CLO/OUTS

	(Smallest)										(Largest)	D1-D10	(t-stat)
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10			
CLO/OUTS	0.015	0.051	0.090	0.139	0.200	0.279	0.388	0.548	0.822	1.915	-1.900	(-28.15)	
SLO/OUTS	0.034	0.051	0.059	0.068	0.078	0.091	0.104	0.123	0.166	0.617	-0.583	(-36.47)	
TOR	0.072	0.116	0.142	0.163	0.178	0.196	0.213	0.239	0.291	0.613	-0.541	(-22.40)	
VOL	16.90	31.94	29.34	25.66	22.56	18.79	15.57	13.92	14.02	20.09	-3.19	(-2.68)	
B/M	0.710	0.701	0.701	0.739	0.766	0.783	0.805	0.796	0.809	0.860	-0.150	(-1.49)	
MKVAL	1,008	762	528	374	266	198	139	107	80	69	939	(20.22)	

Panel B SLO/OUTS

	(Smallest)										(Largest)	D1-D10	(t-stat)
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10			
CLO/OUTS	0.179	0.227	0.369	0.329	0.330	0.348	0.370	0.394	0.463	1.099	-0.798	(-35.78)	
SLO/OUTS	0.001	0.006	0.009	0.016	0.028	0.044	0.069	0.110	0.197	0.913	-0.854	(-39.15)	
TOR	0.079	0.108	0.142	0.135	0.150	0.172	0.202	0.246	0.312	0.639	-0.580	(-22.04)	
VOL	8.47	14.09	13.86	15.29	17.95	19.92	22.41	26.01	32.54	42.97	-32.80	(-7.67)	
B/M	0.560	0.486	0.749	0.866	0.803	0.751	0.692	0.645	0.645	0.617	0.128	(4.40)	
MKVAL	443	589	424	388	395	386	393	363	334	223	215	(9.66)	

VOL の単位は 1000 取引単位。

第5章 B/M の銘柄間のばらつきと株式リターンの予測可能性

概要

本章⁴⁴では、低 B/M 株を良い投資先と推論してしまう投資家のシステムティックな誤りが市場全体で進行することで、クロスセクションにおける $\log(B/M)$ のばらつきの増加を引き起こすとの仮説に基づき、 $\log(B/M)$ のばらつきが将来の高 B/M 株の低 B/M 株に対する超過リターンの予測や、市場リターンの予測を導くことを検証する。第2章および第4章では、信用取引や貸借取引により小型株の大型株に対する超過リターン（サイズリターン）が予測できることを指摘した。サイズリターンは、Fama-French の3ファクターモデルでは SMB ファクターとして採用されている。ここでは、Fama-French の3ファクターに採用されているもう1つのファンダメンタルリスク HML ファクターに関連する高 B/M 株の低 B/M 株に対する超過リターンの予測可能性について検証した。ICAPM 等に代表されるリスクの解釈からは HML ファクターの予測は行えないが、行動ファイナンスが予見する投資家心理の解釈では投資家バイアスを利用してファクターリターンの予測を行える可能性がある。また、 $\log(B/M)$ のばらつきを利用した市場リターンの予測可能性についても検証した。日本・アメリカの実データを用いて分析した結果、将来の市場リターンおよび高 B/M 株の低 B/M 株に対する超過リターンや市場リターンを予測するという期待される効果が確認された。これらの事実は、投資家心理が市場価格に影響を与えていることと矛盾しない。そして、B/M のばらつきを用いた指標が投資家心理の新たな代理変数として利用できる可能性を示唆している。

1. はじめに

自己資本簿価を時価総額で除した B/M（自己資本株価比率）はクロスセクション（銘柄横断）における株式リターンの平均的な格差を決定する重要な要因として古くから知られ

⁴⁴ 本章の内容は証券アナリストジャーナル 2003 年 9 月号で発表した内容(廣瀬 2003)を含んでいる。

ている⁴⁵。この効果は、一般に、割安株効果・B/M 効果などと呼ばれており、高 B/M 銘柄（割安銘柄）が低 B/M 銘柄（成長銘柄）よりも平均的に高いリターンを示す。この効果が生じる解釈は、伝統的ファイナンスと行動ファイナンスで異なっている。伝統的ファイナンスによる解釈は、システムティックなリスクの代償というものである(Fama and French 1993, 1996)。行動ファイナンスによる解釈は、投資家心理的バイアスによるもの(Lakonishok, Shleifer and Vishny 1994)である。割安株効果の発生の原因についての議論は、その決定的な実証結果がないことから今なお議論されている。

一方で、1999～2000年にかけてのITバブルに代表される典型的な成長株相場では、B/Mなどの割安を示す指標による投資は必ずしも有効に機能しなかったが、その後には割安株優位の相場が続いた。この期間の現象は、一部の銘柄が極端な高パフォーマンスとなり、その後、修正されるというものであった。このような現象は、行動ファイナンスによる短期のモメンタムと長期のリバーサルを与えるノイズトレーダーリスクが市場全体で極端に起こったかのようにも思える。

B/Mを無視した投資が市場全体で続き、その後、そのような投資を見直したのであるならば、本来評価されるべき指標が評価されずに放置され、その結果、市場全体でのB/Mといった割安指標のばらつきに短期的な増加が生じる可能性も考えられる。そして、このようなB/Mの短期的なばらつきの増加が将来修正されるのであれば、その過程でB/Mのばらつきが株式リターンを予測する可能性も考えられる。もし、このような現象が実データで観測されるのであれば、伝統的なモデルでは説明のつかない現象であり、伝統的なモデルとは別の解釈が必要であろう。

本章では、まず、クロスセクションにおけるB/Mのばらつきと高B/M株の低B/Mに対する超過リターン（以降、B/Mリターンと呼ぶ）との関係を調査する。そして、B/Mのばらつきにより将来のB/Mリターンの予測効果をLakonishok, Shleifer and Vishny (1994)が割安株効果の説明に用いた代表性ヒューリスティックと呼ばれる投資家行動を

⁴⁵ Fama and French (1992, 1993)などを参照されたい。

用いて解釈する。代表性ヒューリスティックは株価や利益の動きにありもしないトレンドを見出してしまうというものである。結果的に、このような投資家はグラマー株・成長株・ブルーチップと呼ばれる企業を良い投資先と誤って推論してしまう(Solt and Statman 1989)。この誤った推論が群れ行動を伴って起これば、ファンダメンタルズを無視して成長株を買い割安株を売る結果、割安株・成長株を区別するようなバリュエーション指標の格差が増加することが考えられる。例えば、Asness, Friedman, Krail and Liew (2001) は 2000 年頃のバリュエーション指標の格差の広がりを観測し、この現象は非合理的な熱狂を反映したものかもしれないと述べている。

そして、解釈により期待される B/M のばらつきと株価との関係を、日本およびアメリカのデータを用いて検証する。その結果、B/M のばらつきと B/M リターンとの関係や、高 B/M 株での $\log(B/M)$ のばらつきと低 B/M 株での $\log(B/M)$ のばらつきの格差と市場リターンとの関係は投資家心理による解釈と整合しており、B/M のばらつきを利用した指標によって、将来の市場リターンや B/M リターンを予測する可能性を支持する。そして最後に、B/M のばらつきと、信用リスクや投資家心理の代理変数との関係を検証する。

以降、2 節で従来の研究を簡単に振り返り、3 節では、分析に用いた日本・アメリカのデータを説明する。4 節では、市場で観測された B/M の水準とばらつきの推移、および B/M のばらつきによる B/M リターンの予測効果を確認する。そして、5 節で B/M のばらつきの時間的な変化を説明する解釈を与え、6 節では解釈に従った実データによる検証を行う。7 節はまとめである。

2. 関連研究

2.1 B/M 効果とその解釈

高 B/M の企業が低 B/M の企業よりも高い平均リターンを示すという B/M 効果は古くから広く知られており、大きく分けて 2 つの解釈がある。1 つは、Fama and French (1993, 1996) の「もし、株価が合理的に価格付けされているならば、B/M はあるリスクファクタ

ーに対するエクスポージャーの代理変数であり、B/M が捉えているリスクは相対的な業績不振ファクターの可能性があり、に代表される、B/M 効果は何らかのリスクの代償であるという解釈である。もう1つは、Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994) などが主張する「投資家が過去高成長を示した成長株の将来について楽観的な期待を立て、このような期待が達成されないと、結果として成長株の低いリターンが実現する」といった、投資家の投資意思決定における様々な心理的・認知的バイアスはその効果を導くという解釈である。この議論ははまだ解決していないが、短期的な株価モメンタムの解釈との整合性から、近年は心理的・認知的バイアスがその原因であるという説明が次第に支持されるようになっている。人間の思考による誤解は一定のバイアスが存在する。このバイアスはファンダメンタルリスクとの本質的な違いである。発生源となる投資家のバイアスを把握することで投資家の誤りを事前に予見できるという点において、ファンダメンタルリスクと心理的バイアスの根本的な違いがある。

2.2 B/M の水準と B/M の格差

B/M の市場全体での水準やクロスセクションでの B/M 格差の大小が将来のリターンを予測するということを示した研究が幾つか知られている。B/M の市場全体での水準が将来の市場リターンを予測する可能性を示した論文としては、Kothari and Shanken (1997)、Pontiff and Schall (1998) などがある。例えば Pontiff and Schall (1998) は、ダウ平均の B/M が月次・年次ベースの市場リターンや小型株リターンを予測することを示している。B/M の他にも、Fama and French (1988) は、配当利回りによる市場リターンの予測能力について報告しているが、B/M や配当利回りによる市場リターンの予測能力は弱いことが知られている。

一方、B/M リターンを予測する可能性を示した論文として、Asness, Friedman, Krail and Liew (2000)、Cohen, Polk and Vuolteenaho (2000) 等のバリュースプレッドを用いた分析がある。これらの分析では両極の分位ポートフォリオにおける平均 B/M の差をバ

リユースプレッドと定義している。また、Asness, Friedman, Krail and Liew (2000)では、B/M 以外の割安株指標を利用した分析も行っている。これらの分析では、バリュースプレッドが広がった時に、将来の割安株のリターンが成長株のリターンを上回るという証左を得ている。しかし、B/M 等の指標のばらつきと将来の株式リターンとの関係についての分析は、これらの他にはまだほとんど行われていない。

2.3 投資家心理を示す代表的な指標

Lee, Shleifer and Thaler (1991) 以降、投資家心理を示す指標についてしばしば議論されるようになった。Lee, Shleifer and Thaler (1991) は、購入者の大多数が個人投資家であるクローズドエンドファンドのプレミアム・ディスカウントと投資家心理の関係を議論している。そこでは、投資家心理が加熱するとディスカウントの減少（あるいはプレミアム）が生じ、心理が冷え込むとディスカウントが大きくなる。

新株発行高や市場取引高回転率などの流動性指標も、投資家心理を表す指標として知られている。Amihud (2002), Jones (2001) は、市場全体における流動性の動きが市場全体のリターンを予測することを示した。これらの分析では、高い市場流動性の時に続くリターンは低く、低い流動性の時に続くリターンは高いことが示されている。そして、Baker and Stein (2004) は非合理的な投資家の存在と空売り制約を利用して、取引高回転率といった流動性指標や新株発行高が投資家心理の代理変数となることを説明している⁴⁶。また、Odean (1998) は投資家の自信過剰によって取引高、ボラティリティが高くなることをモデル化しており、Statman, Thorley and Vorkink (2006)は、取引高について Odean (1998) と整合的な結果を得ている。

第2章および第3章では、日本における信用買いと個人投資家の心理との関係を議論した。特に、制度信用取引は日本特有の取引であり、その参加者の大多数が個人投資家であ

⁴⁶ これ以外にも、投資家心理を捉える代理変数として、クローズドエンドファンドの価格と市場価値の差やIPO 当日のリターンなど、様々なものが検証されている。学術的・実務的に利用されている様々な指標を用いた分析を Brown and Cliff (2004) が行っている。

ること、レバレッジ取引であるので相場観に基づいた戦略にしばしば利用されることなどから、個人投資家の心理の良い代理変数となると考えられる。分析の結果からも、市場全体の信用買い残高の増加と個人投資家の買越額との間に密接な正の関係があることや、信用買いが行われている銘柄の続く1週間から1ヶ月(4週間)のリターンが高いというノイズトレーダーリスクと整合するアノマリー効果などが確認されている。

3. データ

分析に用いた日本・アメリカの月次データ⁴⁷について説明する。日本のサンプルは1983年3月～2001年11月の月末における東証1部上場銘柄とした。データはNRI-PLIADDESを用いて取得している。当該期間における延べ銘柄数は374,408となる。B/Mは、前期実績単独決算B/Mを利用した。データが欠けている企業や自己資本が負の企業を分析対象外とした結果、銘柄数は372,856となった。

アメリカは1987年12月～2001年10月の月末におけるS&P500指数採用銘柄を分析対象とした。当該期間における延べ銘柄数は83,499となる。B/Mはワールドスコープよりデータを取得している。日本のケース同様、データが欠けている企業や自己資本が負の企業を分析対象外とした結果、銘柄数は79,370となった。

クロスセクションにおけるB/Mの集計は、自己資本が負のものを取り除いた後、 $\log B/M$ で3標準偏差以上の銘柄を分析対象から取り除くというウンゾライゼーションを3度行った後の銘柄群による平均と分散を算出している。何度もウンゾライゼーションを行うのは、分散が平均に比し異常値の影響を受けやすいためである。

また、分析には表33に示すサブピリオドを利用した。サブピリオドは図17のプロファイルを参考にして分類した。日本株におけるサブピリオドはそれぞれ、1983年3月～1992年2月(Sub1)、1993年3月～1997年2月(Sub2)、1997年3月～2001年11月

⁴⁷ ただし、6.1節の検証は年次ベースで分析を行っている。また、6.4.3節については、制度信用取引残高が週次での公表であることから、週次データでの結果を示している。

(Sub3) とした。Sub1 は日本におけるバブル期，Sub2 は図 17-B で B/M のばらつきが安定していた時期，そして，Sub3 は二極化および IT バブルの時期に概ね相当する。なお，Total は全分析期間である。アメリカ株における Sub1・Sub2・Sub3 はそれぞれ，1987 年 12 月～1993 年 11 月，1993 年 12 月～1997 年 11 月，1997 年 12 月～2001 年 10 月までのデータによる。Sub1 は 1990 年頃の不景気を含む期間，Sub2 は V_{Total} が安定していた時期，そして，Sub3 は IT バブルの期間にそれぞれ相当する。

4．事前の確認分析

伝統的なファイナンスに従えば，B/M のばらつきは将来の株式リターンと何の関係も無いと考えられる。一方で，近年の IT バブルに代表される典型的な成長相場では，B/M に代表される典型的な割安指標は有効に機能しなかった。しかし，その後の期間では割安指標が非常に有効であった。市場が全体として非合理的な行動を起こすと考えると，このような一連の現象は，近年の IT バブルに代表される典型的な成長相場は投資家の集団的な誤りとその修正とも考えられる。もし，市場全体でそのような現象が存在しているなら，非合理的な価格付けによって市場に何らかの歪みが存在し，それが将来の B/M リターンを予測するかのように機能する可能性も考えられる。B/M のばらつきが B/M リターンを予測するのであれば，伝統的なファイナンスにおける合理的な価格決定に関する反証と考えられる結果である。

そこで，まず，(1) 日本・アメリカのデータを用いて，B/M のクロスセクションでのばらつきの増加が観測されるのか？(2) B/M のクロスセクションでのばらつき増加が B/M のファクターリターンと何らかの関係があるのか？ということを実データを用いて調査する。結果は，(1) B/M のばらつきの大きな増加が経済的に不景気や好景気の時期，あるいは，一部の業種がブームに沸いている時期に非常に大きなばらつきとなること(2) その後に高 B/M 銘柄の低 B/M 銘柄に対する高いパフォーマンスが観測されることを示している。

4.1 B/M の水準とばらつきの推移

まず、過去の B/M の水準の推移、ばらつきの推移について確認する。なお、データの作成方法は 3 節のとおりである。

図 17-A は $\log(B/M)$ の平均値の推移である。以降、 $\log(B/M)$ の平均値を B/M の水準と呼ぶこととする。実線は日本、点線はアメリカにおけるものである。日本は 1980 年代のバブル形成期に B/M の水準が -0.5 から -1.5 へと小さくなり、その後、徐々に大きくなり、現在 0 近辺を推移している。一方、アメリカでは 1990 年頃 -0.5 程度だった B/M の水準が徐々に下がり、現在は -1.0 程度となっている。

次に、クロスセクションの $\log(B/M)$ の分散の推移を図 17-B に示す(以降、 $\log(B/M)$ の分散を B/M のばらつきと呼ぶこととする)。実線が日本におけるもの、点線がアメリカ市場における結果である。日本・アメリカ両市場の IT バブルの時期に、B/M の水準では観測できない大きな変化が B/M のばらつきで観測されており、何らかの市場価格の歪みを捉えている可能性がある。そこで、B/M のばらつきが大きい時点を中心に当時の市場環境を振り返る。

日本においては、1997 年頃からばらつきが増加し、1999 年後半に 0.6 というピークを記録する。1997 年は金融不安が加速し、同年 11 月には大手証券会社が自主廃業するなど、大きな倒産が相次いだ年である⁴⁸。また、ピークを付けた 1999 年頃は、アメリカの IT バブルの流れが日本市場にも影響した時期に一致する。

一方、アメリカでは、1991 年および 1998 年頃以降で B/M のばらつきが増加している。1991 年頃アメリカは大手銀行の経営危機など現在の日本に似た不景気な時期(リセッション⁴⁹)であった。また、1998 年頃から 2000 年のピークへと続くばらつきの増加は、IT

⁴⁸ 内閣府が公表した景気の山は 1997 年 5 月、続く景気の谷は 1999 年 1 月である。そして、2000 年 10 月に次の景気の山が続く。

⁴⁹ NBER が公表した景気の山は 1990 年 7 月、続く景気の谷は 1991 年 3 月である。この期間はちょうど湾岸戦争の時期と一致している。また、その後の景気の山は 2001 年 3 月である。

バブル全盛の時期と一致する。

以上の結果は、B/M のばらつき大きな増加が経済的に不景気や好景気の時期、あるいは、一部の業種が極端なブームに沸いている時期に観測されやすいことを示している。このことから、予想したとおりある時期極端に B/M のばらつきが増加する時期が日本・アメリカで観測されることが分かる。

4.2 B/M のばらつきと将来の B/M リターンとの関係

4.1 節の結果から、B/M のばらつきが極端に増加する時期が存在することが確認された。次に、このような B/M のばらつきと将来リターンとの間に何らかの関係があるのかを分析する。伝統的なファイナンスに従えば、このようなばらつきの増加は将来の B/M リターンと何ら関係がないと考えられる。

表 34 は、B/M のばらつき(以降、 V_{Total} と呼ぶ) が将来 N ヶ月の平均月次 B/M リターンをどの程度説明するかを検証した結果である。投資家心理によるバイアスの影響を市場が受けていたとすると、 V_{Total} の係数() は正となる。分析では図 17 の結果を利用し、3 つのサブピリオドに分けて行った。日本株における「Period」欄の Sub1・Sub2・Sub3 はそれぞれ、1983 年 3 月～1992 年 2 月、1993 年 3 月～1997 年 2 月、1997 年 3 月～2001 年 11 月までのデータによる結果を示している。Sub1 は日本におけるバブル期、Sub2 は図 2 で V_{Total} が安定していた時期、そして、Sub3 は二極化および IT バブルの時期に概ね相当する。また、Total は全分析期間を利用した結果である。

表 34 の Panel A の日本株における結果を見ると、Sub2 を除くすべての期間で、 V_{Total} の係数の t 値、決定係数が高く、将来 3 ヶ月～1 年の平均 B/M のリターンを予測していた。この結果は、 V_{Total} が常に予測力を持つものではないものの、投機的バブルのような特殊な状況下では予測力を有することを意味している。また、決定係数・ V_{Total} の係数の t 値は、長期になればなるほどその予測能力(決定係数)は高くなっており、これらの指標は比較的長期の B/M リターンを予測するようである。バブル期(Sub1)については、異常

と思われるほどの B/M のばらつきの増加は観測されていないにもかかわらず、B/M のばらつきの増加が B/M リターンを予測している。最後に、Total の期間で見ても、 V_{Total} は高い説明力を依然有しており、日本市場において、B/M のクロスセクションでのばらつきが B/M リターンに大きな影響を及ぼしている可能性を示唆している。

次に、表 34 の Panel B でアメリカ株の結果を確認する。アメリカ株における Sub1・Sub2・Sub3 はそれぞれ、1987 年 12 月～1993 年 11 月、1993 年 12 月～1997 年 11 月、1997 年 12 月～2001 年 10 月までのデータによる。Sub1 は 1990 年頃の不景気を含む期間、Sub2 は V_{Total} が安定していた時期、そして、Sub3 は IT バブルの期間にそれぞれ相当する。

日本株と同様に、B/M のばらつきが大きな Sub3 期間における B/M リターンの予測能力が高く、逆に B/M のばらつきが大きく変化しない Sub2 期間では、B/M リターンの予測能力が低いことが予想される。Sub1 と Sub2 の期間における係数の符号が他のものと逆となっているが、その予測力は高いものではない。一方で、Sub3 ではリターンの予測は Sub1 や Sub2 での予測力に比べ高いことが分かる。また日本株同様、全期間では B/M リターンを予測しており、 N が大きくなればなるほど予測能力が上がるという傾向も確認できる。このことから、米国市場においても、B/M のばらつきが B/M を予測する可能性を示している。

日本株・米国株におけるこれらの結果は、B/M のばらつきが B/M リターンを予測するということを示している。B/M リターンと Fama and French (1993) の HML ファクターの作成方法の類似性を考えると、HML ファクターが B/M のクロスセクションのばらつきによって予測可能であることを示唆している。

この結果は、市場の合理性に基づく伝統的なモデルでは説明がつかない。ただし、この結果は B/M 投資による長期的な高パフォーマンスを説明するものではないため、業績不振の代理変数ということを全面的に否定するものではない。次節では、このような現象の解釈を行い、それによって与えられる付随的な仮説などについて述べる。

5 . 解釈

事前分析で得られた結果は伝統的ファイナンスでは説明のつかない現象である．ここでは、この結果を投資家心理と結びつけて解釈する．5.1 節で B/M が投資家心理によるバイアスを計測するのになぜ適するかを簡単に説明し、5.2 節で B/M のばらつきを与える原因を調べるために B/M の分解を行う．5.3 節では 5.2 節を元に、B/M のばらつきが将来についてなんら情報を与えないとする合理的な市場の下での解釈（以降、規範的モデルと呼ぶ）を構築する．規範的モデルでは、B/M のばらつきは株式の長期的な収益性と期待リターンによって与えられるため、短期的には時間的に大きく変化しないという解釈を与える．そして、次に、5.4 節で投資家の心理的バイアスによる影響を考える．ここでは、成長株を将来における良い投資先と推論してしまう投資家のシステムティックな誤りが、B/M のばらつきを増加させるという解釈を与え、その結果生じる投資家心理と B/M のばらつきの関係についてのいくつかの仮説を提示する．ここでの解釈は、長期的には規範的モデルに従うが、短期的には投資家心理が市場に影響を与えるという洞察の上に成り立つ

50 .

5 . 1 B/M と投資家の期待

ここでは、B/M が投資家心理に起因したバイアスを測定する基準として好ましいと考えられる理由を簡単に述べる．ここでの説明は、B/M のばらつきが投資家心理によって引き起こされた市場のバイアスを捉えているのではないかという解釈を行うに至った着眼点を示す．

最初に、Ohlson (1995) によって展開された式を確認する．時価総額は将来配当の現在価値に等しいという割引配当モデル (DDM) とクリーンサープラスの関係式を用いて、時

⁵⁰ 長期的には合理的としても、短期的にはそうではないということ扱ったモデルは古くからある．例えば、Merton (1987) は情報がすぐには市場に伝わらないという不完全な市場をモデル化し、なぜ小型株効果が表れるかを説明している．

価総額は以下のように表すことができる⁵¹。

$$ME_t = BE_t + E_t \left[\sum \frac{X_{t+j}^a}{(1+k)^j} \right] \quad (1)$$

ここで、 $E_t[\cdot]$ は t 時点における期待値を示す関数、 ME_t は t 期の時価総額、 BE_t は t 期における自己資本簿価、 k は期待リターン（あるいは資本コスト）、 X_t^a は当期利益 X_t を用いて $X_t^a = X_t - kBE_t$ で示される異常収益を表すものとする。なお、 ME_t と BE_t は t 時点で観測可能なものとして、期待演算子 $E_t[\cdot]$ の外に出ている。市場評価においては、 $E_t[\cdot]$ は投資家の主観的な期待なので、右辺第 2 項はバイアスが存在する可能性がある。第 2 項は、貸借対照表に記載されていない資産、あるいは取得価格等で評価されている資産による、将来の超過収益フローの現在価値である。これらの資産⁵²は、投資家による評価が困難なので、投資家心理のバイアスが存在し得る。

一方で、右辺第 1 項の BE_t は観測可能なので、投資家のバイアスは存在しない。投資家心理によるバイアスを測定するには、バイアスのあるものとなないものとの比較が重要となるので、B/M は基準の 1 つとして好ましい。

もう 1 つの理由は、B/M が割安株と成長株を区分する指標として、広く利用されているということである。Fama-French の 3 ファクターモデル以降、割安株と成長株に区分するスタイル投資の指標として B/M が頻繁に利用されている。以上のことは、以降で考える成長株に対する楽観や、割安株に対する悲観といったバイアスを捉えるのに優れていると考えられる。

5.2 B/M の分解

B/M が将来の収益性と将来の株式リターンに分解できるという Vuolteenaho (2000) の近似モデルを確認する。この近似モデルは 5.3 節や 5.4 節での議論のベースとなる。

⁵¹ 展開の詳細については、Ohlson (1995) を参照されたい。

⁵² このような資産としては、知的資産やブランドなどの無形資産や、営業に係る固定資産などがあげられる。

5.2.1 個別銘柄の B/M の近似モデル

個別銘柄の B/M が将来の収益性と将来の株式リターンに分解できることを示す。まず、個別銘柄の B/M の対数について考える。t 時点の B/M の対数は次のように計算される。

$$\log B / M_t = \log BE_t - \log ME_t \quad (2)$$

この式から 1 次のテーラー近似を利用して、

$$\Delta(\log(B / M_t)) = \frac{\Delta BE_t}{BE_t} - \frac{\Delta ME_t}{ME_t} \quad (3)$$

を得る。ここで、 Δ を 2 時点間の差分であると解釈すると、右辺は当該期間での時価総額の変化率と自己資本の変化率の差を示している。それぞれを $r_{M,t}$ 、 $r_{B,t}$ とおくと、

$$\Delta(\log(B / M_t)) = r_{B,t} - r_{M,t} \quad (4)$$

を得る。(4) 式における Δ を t-1 ~ t 期における B/M の変化と考え、 $r_{M,t}$ 、 $r_{B,t}$ を当該期間の変化率と考える。

一方で、クリーンサープラスの関係式

$$BE_t - BE_{t-1} = X_t - D_t \quad (5)$$

を用いて $r_{B,t}$ を変形すると、

$$r_{B,t} = ROE_t - YIELD_t / (B / M_{t-1}) \quad (6)$$

となる。(5) 式における、 D_t は配当総額を意味し、(6) 式の $ROE_t = X_t / BE_{t-1}$ 、 $YIELD_t = D_t / ME_{t-1}$ を表すものとする。さらに $\log(1/(B / M_{t-1}))$ がある長期的な水準 a の近傍に分布しているとする⁵³と、1 次のテーラー近似より

$$1/(B / M_{t-1}) = e^a + e^a(-\log(B / M_{t-1}) - a) \quad (7)$$

を得る。(7) 式を(6) 式に代入すると、

⁵³ ここでの仮定と(8) 式から(9) 式への式変換で利用する仮定は、B/M は長期的な水準 e^{-a} のまわりでばらつくものとし、長期的な水準 e^{-a} は 1 のまわりでばらついているという仮定に帰着する。この仮定は強いものであるが、トービンの q 理論とも整合的である。トービンの q 理論によれば、調整コストと呼ばれる生産性を急激に増加させようとする際に生じる追加的なコストの影響で、トービンの q は 1 より大きかったり小さかったりする。トービンの q はすぐには 1 に調整されないが、ゆっくりと時間をかけて 1 にまで調整される。

$$r_{B,t} = ROE_t + e^a YIELD_t \cdot \log(B/M_{t-1}) - e^a YIELD_t (1-a) \quad (8)$$

となる。ここで、 e^a が 1 の近傍で分布しているものとし、1 次のテーラー近似 $1-a \approx e^{-a}$ が利用可能とすると、

$$r_{B,t} = ROE_t + e^a YIELD_t \cdot \log(B/M_{t-1}) - YIELD_t \quad (9)$$

が得られる。さらに、(9) 式を(4) 式に代入すると、

$$\log(B/M_t) - \rho_t \log(B/M_{t-1}) = ROE_t - r_t \quad (10)$$

を得る。ここで、 r_t は $r_{M,t} + YIELD_t$ で示されるトータルリターン、 ρ_t は $1 + e^a YIELD_t$ をそれぞれ意味する。

簡素化のために、(10) 式における ρ_t を期間によらず一定 (ρ) であるとした上で漸化式を解くと、Vuolteenaho (2000)、Cohen, Polk and Vuolteenaho (2000) と同様の式⁵⁴、

$$\begin{aligned} \log(B/M_t) &= \sum_{i=1}^k \rho^{-i} r_{t+i} - \sum_{i=1}^k \rho^{-i} ROE_{t+i} + \rho^{-k} \log(B/M_{t+k}) \\ &= \sum_{u=1}^{\infty} \rho^{-i} r_{t+i} - \sum_{i=1}^{\infty} \rho^{-i} ROE_{t+i} \end{aligned} \quad (11)$$

を導くことが出来る。(11) 式の 1 つ目の等式は、B/M の対数がある将来までの株式トータルリターン(r_t) と収益性(ROE_t)、およびその将来における B/M によって説明されることを意味している。2 つ目の等式はこの関係を無限の将来まで引き伸ばしたもので、B/M の対数は期待リターンと ROE ベースの長期的な収益性によって説明されることを示している⁵⁵。

5.2.2 クロスセクションにおける B/M のばらつきの分解

クロスセクションにおける B/M のばらつきについて考える。右辺から配当利回り(ρ) を

⁵⁴ Vuolteenaho (2000) では ROE と株式リターンが対数ベースになっているが、(7) 式と同様の 1 次のテーラー近似によって両者は同じ式となる。

⁵⁵ M/B の対数と ROE の正相関については、Wilcox (1984) など古くから知られている。また、Fama and French (1995) でも、B/M と ROE ベースの収益性との関係は検証されている。なお、このモデルの有効性については Vuolteenaho (2000) を参照されたい。

消去するため、配当利回りが銘柄に関係なく一定であるとした上で⁵⁶、改めて記号の簡素化のために $\log(B/M_t) = \theta_t$ 、(11) 式の 2 つ目の等号右辺の第 1 項を R_t 、第 2 項を P_t とおき、両辺の分散を計算すると、

$$V(\theta_t) = V(R_t) - 2Cov(P_t, R_t) + V(P_t) \quad (12)$$

となる。ここで $V(\cdot)$ 、 $Cov(\cdot, \cdot)$ はそれぞれクロスセクションにおける分散、共分散を示している。この式から、B/M のばらつきは将来の期待リターンの格差・将来の収益性の格差・将来の収益性と将来の期待リターンの共分散によって説明される。

5.3 規範的なクロスセクションにおける B/M のばらつき

クロスセクションにおける B/M のばらつきに関する合理的投資家を前提としたモデル（以降、規範的モデルと呼ぶ）を仮定する。このモデルでは、B/M のばらつきの違いは、将来の株式のリターンについて何の予測も行わない。以降で、クロスセクションにおける B/M のばらつきに関する規範的モデルを構築する際に利用する仮定を示した上で、規範的モデルによる B/M のばらつきを示す。

5.3.1 規範的モデルに必要な仮定

規範的モデルを構築するために以下のような仮定を利用する。仮定 2 および仮定 3 は、(12) 式の第 1 項・第 3 項（無限期間における企業収益性と期待リターンの加重和のばらつき）が時間経過によって大きく変化しないというものである。この 2 つの仮定は 5.4 節でも同じものを利用する。一方、仮定 1 は規範的モデルでのみ利用され、5.4 節ではこの仮定を修正する。

仮定 1. 長期的な収益性と期待リターンとの相関は、時間に関係なく無相関を保つ。

仮定 2. 銘柄間の長期的な企業収益性の格差（分散）は、時点によらず一定である。

⁵⁶ この仮定はモデルの誤差となる。しかし、Wilcox (1984) は、クロスセクションの $\log M/B$ と ROE の関係において、配当利回りの影響は微弱であると述べている。

仮定 3. 企業間の長期的な期待リターンの格差（分散）も，時点によらず一定である．

仮定 1 は，市場が効率的であれば，資産のリスクと市場のリスク許容度によって期待リターンが決定するため，企業収益性である P_t ($= \sum_i \rho^i ROE_{t+i}$) は期待リターンとは関係がなくなるという考えに基づいたものである．また，収益性と期待リターンが無限期間に基づくものであれば，その関係も安定していると考えられる．仮定 2 は，銘柄間の企業収益性の違いが経済の構造やその企業の構造などを反映しているために，その格差は時点によって大きく変動することはないという考えに起因している．仮定 3 は期待リターンがその企業の収益変動などの潜在的なリスク構造と社会的リスク許容度に起因しているのであれば，それほど変化することはないという考えに起因している．

5.3.2 規範的モデルによる B/M のばらつき

5.3.1 節に示した仮定を用いて，長期的な観点からの B/M のばらつきの特徴を考える．前節での 3 つの仮定が長期的に成り立つとすると，

仮説 a. 「クロスセクションでの $\log(B/M)$ の分散（ばらつき）は時点によらずほぼ一定で推移する」

という仮説が成り立つ．規範的モデルは長期的・理想的にはこのような関係があるという意味から，ベンチマークとなる基本的な設定として本章では扱う．なお，規範的モデルでは，B/M のばらつきは将来について何の情報も与えない．これは，規範的モデルが市場にバイアスやミスプライシングの存在を許容しないためである．

5.4 投資家心理による B/M のばらつき

投資家の心理的・認知的なバイアスを考察し，その効果を考慮したモデルへと，規範的モデルを拡張する．ここでのモデルは規範的モデルでの仮定を緩和し，投資家心理による

B/M のばらつきへの短期的な影響を加味する。

5.4.1 投資家心理の導入

ここでは、ヒューリスティックによる投資家心理のバイアスを取り入れ、先の仮定 1 を投資家心理バイアスを含むものへと変更する。認知バイアスは人間の不十分な情報処理能力によって起こるシステムティックな規範的モデルからの逸脱として定義される。本章では、特に Jegadeesh and Titman (1993) や Shefrin and Statman (1995) などに取り扱われている、「株価の動きにありもしないトレンドを錯覚し、特定の企業の株価変化をそのトレンドで説明してしまう」という投資家行動バイアスについて考える。結果として、このような投資家はグラマー株・成長株・ブルーチップと呼ばれる優良な企業を良い投資先と（誤って）推論してしまう。人間は情報処理能力の限界から、ヒューリスティックと呼ばれる経験的なショートカットを用いて意思決定を行う。このことが誤った行動を導く原因の 1 つと考えられている。ヒューリスティックは複雑な作業を短時間で効率的に行うのには非常に優れているが、逆にある状況では間違った意思決定をシステムティックに導いてしまう⁵⁷。しかも、ヒューリスティックは除去するのが難しい⁵⁸。

一方で、全体として同じように行動してしまう群れ行動が株式市場に影響を与えている可能性を示唆する研究も多い⁵⁹。このような群れ行動が上記のヒューリスティックに影響を与えているとすると、市場ムードといった何らかの原因により、投資家は市場全体として成長株への過信を深めてしまう⁶⁰ことも考えられる。

本章では、投資家心理により、次のような投資家の誤った投資（バイアス）を導くと考える。

⁵⁷ 最も有名な例としては、両端に向きの違う矢尻がついた 2 本の同じ長さの線分の例(Müller-Lyer の錯視)が知られている。人間の脳において、画像解析というのは大量で複雑な情報を即時に処理しなくてはならない最も典型的なものである。この例では我々が生活している 3 次元空間で行っているものと同じ画像処理方法を（誤って）2 次元空間に当てはめてしまうことで、一方の線分が長く見えてしまう。

⁵⁸ 例えば、このようなヒューリスティックが一因と考えられているプライスモメンタムは個別銘柄の挙動の特徴として広く知られてきた。そして Jegadeesh and Titman (2001) の検証から、この効果が広く世の中に知られるようになってからも、安定して存在し続けていることが報告されている。

⁵⁹ 金融市場における群れ行動に関する理論面・実証面のサーベイは Bikhchandani and Sharma (2001) を参照されたい。

⁶⁰ 市場ムードなどによる熱狂の増強メカニズムは Shiller (2000) で議論されている。

1. 市場全体として過度に楽観的あるいは悲観的な状況においては、投資家は市場全体として高収益の企業を過度に魅力的な投資先と推論し、ファンダメンタルズによる企業価値を無視して成長株に過剰投資する。
2. 市場全体として過度に楽観的あるいは悲観的な状況においては、投資家は市場全体として低収益の企業を過度に悲観的な投資先と推論し、ファンダメンタルズによる企業価値を無視して割安株を過剰に売る。
3. 上記 1 ~ 2 のバイアスで生じた市場全体でのファンダメンタルズからの乖離や歪みを、投資家はすぐには修正しない。

これら 3 つのバイアス⁶¹により、市場全体で過大評価・過小評価を引き起こし、さらには、より大きなミスプライシングまで発生させる。そして、投資家はその乖離がある程度大きくなって初めて修正する。この一連のプロセスは行動ファイナンスの個別銘柄における短期的なモメンタムと長期的なリバーサル⁶¹の解釈と同じものであり、ノイズトレーダーリスクと整合的なものである。本章では、この現象が市場全体としても観測されることを想定する。

この結果、上記 1 ~ 3 に示した状況下においては、投資家によるファンダメンタルズを無視した成長株の過大評価・割安株の過小評価の両方、あるいはどちらか一方が起こるために、短期的には収益性と期待リターンとの間に逆相関が生じ、さらには、この関係が無視できないほど大きくなる。これは長期的な収益性と期待リターンとの相関が無相関であるとする先の仮定 1 を変更することに相当する。

5.4.2 投資家心理の影響

5.4.1 節に示した投資家心理によって、 $Cov(P_t, R_t) < 0$ という関係が徐々に進み、無視

⁶¹ バイアス 1・2 はトレンドの錯覚に代表される認知バイアスや、過信、楽観、悲観、後悔回避といった投資家の動機バイアスと整合的なものである。バイアス 3 は確証バイアスによる選択的注意や、情報カスケードなどによる群れ行動と整合的なバイアスである。

できないほど大きくなることもある。この結果、B/M のばらつきは規範モデルで予想されるばらつきよりも大きくなる。逆に、先に示した投資家の心理的・認知的バイアスでは、B/M のばらつきは規範的なモデルでのばらつき以下には減らないため、B/M のばらつきのある下限からの乖離を計測することで投資家の心理的な影響を抽出できる。以上から、

仮説 a'. 「クロスセクションにおける $\log(B/M)$ の分散は長期的には下限のある値に収束するが、投資家の心理的認知的な誤りの影響で、短期的には大きな値になる」

という心理的バイアスを含む B/M のばらつきのモデルが導かれる。

最後に、このモデルの追加的な仮説を説明する。それは、先に仮定したバイアス 1、2 の起こりやすい状況がそれぞれ異なるというものである。投資家が成長株へ過度の期待を起こしやすい状況は、悲観的な状況よりも楽観的な状況と考えられる。つまり、市場全体が楽観的な状況では、バイアス 1 が起こりやすいと考えられるし、市場全体が悲観的な状況では、逆にバイアス 2 が起こりやすいと考えられる。このことから、次の仮説を導く。

仮説 b. 「市場全体として楽観的な状況では、成長株への投資が割安株の売りよりも過度に起こり、市場全体として悲観的な状況では、割安株の売りが成長株への投資よりも過度に起こる。」

この仮説より、成長株における過度の楽観と割安株における過度の悲観を別々に計測できれば、市場全体における楽観・悲観を知ることができる。また、市場全体の過度の楽観は続く市場リターンを低くし、過度の悲観は続く市場リターンを高くすると考えられることから、これらの指標を利用した将来リターンの予測も可能となる。このような現象の観測は投資家心理を加味した解釈の強力なサポートとなる。なお、具体的な分離方法の提案については、6.3.1 節で述べる。

以降では、用いたデータの説明を行った後に、日本・アメリカのデータを用いた実証結果を示す。

6．実証分析

6．1 B/M の分解

近似式((11) 式) について、データを用いて簡単に検証する。ここでの目的は、「クロスセクションにおける B/M の格差が、将来の市場リターンの格差・将来の ROE の水準の格差・将来の B/M の水準の格差で示される」ことを確認することである。そこで、これら変数が既知なものとして、クロスセクションにおける

$$\theta_t = \alpha + \beta \overline{ROE} + \gamma \overline{ROR} + \delta \theta_{t+T} + \varepsilon \quad (13)$$

の推定を行った。データは年次とし、ROE は t+1 ~ t+T 期までの平均実績 ROE、ROR は t+1 ~ t+T 期までの平均年次トータルリターンとする。この式における ROE および ROR は、(11) 式右辺第 1 項と第 2 項の ρ を 1 と仮定して、T で割ったものに相当する。平均的な YIELD は非常に小さいので、この式の 3 つの係数 α 、 β 、 γ は、それぞれ概ね T、 $-T$ 、 ρ^{-T} と期待される。 ε は推定誤差を示し、 ρ を時間や銘柄によらず一定と仮定したこと、ROE、ROR を計算する際に、 $\rho = 1$ を仮定し単純平均を用いたことなどの配当利回りに関する強い仮定や、(11) 式を導出するために用いた近似などから生じる。

ここでは、(13) 式について、t を 1985 年 3 月、T=10 年として OLS で推定した。分析対象銘柄は 1985 年 3 月および 1995 年 3 月に存在するものとし、いずれか一方の時点で自己資本が負の銘柄、3 つの説明変数で前述のウンゾライゼーションを行い異常値となる銘柄を分析対象から外した。その結果、分析対象銘柄は 910 銘柄となった。

結果は表 35 のとおりである。決定係数は 0.51 となっており、クロスセクションにおける B/M の格差が将来の ROE の水準の格差、将来の市場におけるリターン、将来の B/M の格差によって概ね説明できることが確認される⁶²。

⁶² 推定された係数については、予想されたものとは多少異なっている。例えば、 α の水準はゼロが期待

6.2 B/M のばらつきに期待される特徴の検証

B/M のばらつきに期待される2つの特徴について調べる。特徴の1つは B/M のばらつきの変化と B/M リターンとの間に高い相関関係があること、もう1つは B/M のばらつきが単位根を持たないことである。

6.2.1 B/M のばらつきの変化と B/M リターン

仮説 a'が成り立つためには、B/M のばらつきの時間的な変化と、B/M リターンとの間には高い相関がある必要がある。そこで、スタイル指数を利用してこの関係を調べた。日本株については、スタイル指数として RUSSELL/NOMURA スタイル指数を利用し、アメリカ株については、S&P BARRA スタイル指数を利用した。結果は図 18-A (日本)、図 18-B (米国)のとおりである。図中の点線は OLS による回帰直線である。なお、回帰に関するサマリーを表 36 に示した。表中の Panel A が日本に関する結果、Panel B がアメリカに関する結果である。これらの結果は期待したとおりの高い相関を示しており、B/M のばらつきが大きくなる過程では、成長株のリターンが割安株のリターンを上回り、逆に分散が小さくなる過程では、割安株リターンが成長株リターンのそれを上回ることを示している⁶³。

6.2.2 B/M のばらつきの単位根検定

表 36 の結果から、日本では B/M のばらつきが1減ると、85%の B/M リターンが得られると見積もられる。日本における 2000 年のばらつきのピークは約 0.6 であること、過去における平均的な B/M のばらつきは 0.3 程度であったことを勘案すると、ばらつきが元の水準に戻るとすれば、2000 年末におけるばらつきは 25%程度の B/M リターンを生む

されるにもかかわらず、その係数は有意にゼロとは異なる。この原因としては、利益・自己資本決算書に記載されているデータをそのまま利用したために、ダーティーサープラス項目の影響を受けたものと思われる。日本では子会社等の持合い株式の含み損益の資本直入が許されている。ここでの分析期間(1985年～1995年)では、市場全体として株価が下落しており、その結果として、 θ_{t+T} が期待される水準よりも市場全体として小さくなり、正の定数項が生じたと考えられる。

⁶³ 図 18 の結果から、特にアメリカの結果については、3つの外れ値によって負の回帰係数が得られているのではないかという指摘もある。しかしながら、これらの3つのオブザベーションを取り除いても、傾きの係数の t 値は-6.84、回帰の決定係数は 0.23 となり、依然高い水準の関係を維持する。

ポテンシャルを有していたことになる。同様にアメリカについては、B/M のばらつきが1減ると、52%の B/M リターンが得られると推定される。2000 年に記録した B/M のばらつきのピークは約 0.9 であり、過去における平均的な B/M のばらつきは約 0.4 なので、もし、ばらつきが元の水準に戻るとすれば、2000 年時点ではやはり割安指標に投資することで、このような追加的な B/M リターンを獲得するためには、少なくとも B/M のばらつきがランダムウォークではなく定常性を有する必要がある。そこで、ADF(Augmented Dickey-Fuller) による単位根検定を行った。検定に用いたモデルは次のとおりである

$$\Delta V_t (\equiv V_t - V_{t-1} \equiv V(\theta_t) - V(\theta_{t-1})) = \alpha + \beta V_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta V_{t-i} + \varepsilon \quad (14)$$

この(14) 式における β が有意に負であるかを調べる。結果は表 37 のとおりである。ADF による検定統計量は係数 β の t 値であり、帰無仮説(H_0) は $\beta = 0$ 、対立仮説(H_1) は $\beta < 0$ である。参考として、回帰の決定係数、ダービンワトソン比、検定統計量の 10%有意水準を表中に示した。どのモデルの結果からも単位根を持つことを棄却できなかった⁶⁴。

B/M のばらつきが無限大に発散するという事は、時価総額の評価において自己資本簿価に情報が全くないことと同義である。一方で、無形資産を含む全ての資産がフェアバリューで評価され完全な競争環境下であれば、全ての企業で B/M は 1 となる⁶⁵ことから、B/M のばらつきは貸借対照表の情報尺度としての解釈もできる。近年の会計における時価会計・減損処理などの流れを考えれば、このような B/M のばらつきが発散の方向に向かっているとは考えづらい。また、薄井(2001) は、Ohlson モデルにおける異常利益が平均回帰することを示しており、この結果も、B/M のばらつきが発散することを支持しない。このようなことから、B/M のばらつきは定常性を有するものと期待されるが、それを支持することはできなかった。この点については、モデルを支持するための重要な特徴であるので、

⁶⁴ Phillips-Perron の単位根検定、Dickey-Fuller の単位根検定のどのモデルを用いても、単位根を持つことを棄却できなかった。

⁶⁵ ただし、市場におけるミスプライシングはないものとする。

十分な長期データを利用した検証が必要である。この点については今後の課題としたい⁶⁶。

6.2.3 B/M のばらつきと B/M リターンとの共和分検定

前節の結果から B/M のばらつきが定常性を有するという結果は得られなかったが、これはバブル期における過剰なばらつきの増加が少なからず影響するものと考えられる。この期間 B/M リターンがマイナスであったと考えられることから、B/M のばらつきと累積した B/M リターンの間に共和分関係があることが期待される。ここでは、これらの関係について、Engle and Granger 検定(以降、EG 検定と呼ぶ)、および尤度比を用いた Johansen 検定の 2 つを用いて、共和分検定を行った。累積 B/M リターンは各期の B/M リターンを系列的に累和していくことで計算している。なお、ADF による検定を行うと B/M のばらつきおよび B/M リターンはともに I(1)となる。ここで期待する結果は、ともに I(1)である B/M のばらつきと B/M リターンを回帰した残差が I(0)となっていることである。

まず、EG 検定の結果を確認する。結果は表 38 のとおりである。Panel A は B/M リターンを説明変数、B/M のばらつきを被説明変数とした回帰結果である。低いダービンワトソン比(DW)が示すように見せかけの回帰を行っている可能性がある。また、日本での結果は決定係数が低く回帰が行えていないことがわかる。本来であれば表 38 Panel A 中の係数は負になることが期待される。日本での結果は期待される符号の結果が得られていない。次に、Panel A の米国の結果を確認すると、高い決定係数と期待される負の回帰係数が得られている。しかし、この関係が見せかけの関係である可能性があるため、次に、共和分の検定結果を確認する。表 38 の Panel B は用いたモデルである。切片だけを持つモデル、切片とトレンド項を持つモデルの 2 つを利用した。Panel C に日本・米国の結果を示す。最大ラグ数については 1 ~ 3 までのモデルを利用した。日本における共和分の検定を見ると、OLS での回帰説明力がないこともあり、残差項の単位根検定結果はすべて有意

⁶⁶ この結果から、B/M のばらつきに関する結果において、見せかけの相関の影響を否定することはできない。その点についても注意が必要となる。また、再検証には多くのサンプルが必要であることから、十分な時間経過後の再検証となる。

水準 5%において帰無仮説を棄却できない。つまり、B/M リターンと B/M のばらつきの間
に共和分の関係を見出すことはできない。日本データを用いた EG モデルによる共和分検
定は期待される OLS の回帰結果が得られていないために、共和分の関係が得られなかつ
たと考えられる。次に、表 38 の Panel C の米国の結果を確認する。こちらの結果もすべ
てにおいて、残差項の単位根検定結果はすべて有意水準 5%において帰無仮説を棄却でき
ない。Panel A の回帰は期待される結果であったが、みせかけの相関である可能性を否定
できない。この米国でのデータは、日本でのデータに比べてサンプル数が少ないことも原
因の 1 つと考えられる。

EG 検定では芳しい結果が得られなかったが、次に、同じデータを用いて Johansen 検
定を行った。Johansen 検定は共和分ベクトルと共和分の数を同時に検定する最尤法であ
る。検定結果を表 39 (日本)、表 40 (米国) に示した。Panel A は用いたモデルである。
5 つのモデルを検証した。Panel B は検定統計量の尤度比の数値、Panel C は共和分式の
うち、 $V(\log(B/M)) = \alpha + \beta$ 累積 B/M リターンの係数 に対応する数値を示した。この
負になることが期待される。ラグ項については、表 38 と同様に最大ラグが 1~3 までのモ
デルを利用した。また、「# of C.E」に示される数値は、ランク数、あるいは、帰無仮説に
おける共和分式(C.E)の数を意味する。つまり、「# of C.E」がゼロの行は共和分式(C.E)が
ないことを帰無仮説とした分析結果となる。

まず、日本での結果(表 39)を確認する。Panel B の結果から、Model 1, Model 2, Model
5 の 3 つのモデルにおいて、共和分の存在を支持する結果を得ている。次に、Panel C の
係数をみるとトレンド項を含む Model 4 および、Model 5 で期待される向きの係数が得ら
れている。このことから、Model 5 において、B/M リターンと B/M のばらつきの中に期
待される共和分関係があることが確認できる。次に、米国での結果(表 40 の Panel B)
を確認すると、こちらはすべてのモデルにおいて、共和分の存在を確認できない。「# of
C.E」が 1 の行で有意なものがいくつか存在するが、「# of C.E」が 0 の行が有意でないこ
とから、共和分はないものと考えられる。米国での結果は EG 検定でも Johansen 検定で

も共和分の存在を確認できなかったが、十分な長期データを利用していないことも原因の1つと考えられる。この検定については十分な時間経過が必要であり、その後に再度確認する必要がある。

6.3 楽観・悲観の分解による市場リターンの予測

6.3.1 成長株への楽観と割安株への悲観の計測

ここでは、成長株に対する楽観と割安株に対する悲観を分離する方法を考える。仮説 b. では、市場全体が楽観的なときには、成長株でより顕著に過度の楽観が起き、成長株への楽観によって低 B/M 株における B/M のばらつきが増加する。一方で、市場全体が悲観的なときには、割安株でより顕著に悲観が起きること高 B/M 株における B/M のばらつきが増加する。その結果、成長株・割安株でのばらつきを計測することで、市場全体の楽観・悲観を計測できるのではないかという仮説を示した。そこで、計測方法の1つとして、中央値(メディアン)を用いて銘柄を2分割し、クロスセクションにおける B/M のばらつきを次のように2つに分解する方法について考える。分解は次のとおりである。

$$V_S = \frac{\sum_{i \in S} \{\theta_i - \text{median}(\theta_i)\}^2}{n} \quad (15)$$

ここで、 n は割安と成長2つの銘柄群の合計銘柄数を意味し、 $\text{median}(\theta_i)$ はその全銘柄群における $\log(\text{B/M})$ の中央値を意味する。また S は、Value で示すとき、二分位による割安銘柄群 (B/M の上位銘柄群) とし、Growth で示すとき、成長銘柄群 (B/M の下位銘柄群) を示すものとする。 V_{Value} によって割安株への悲観が計測でき、 V_{Growth} によって成長株への楽観が計測できると考えられる。

(15) 式によって分解した日本市場・アメリカ市場における B/M のばらつきの推移は、それぞれ図 19-A, 図 19-B のとおりである。なお、 $V_{\text{Value}} + V_{\text{Growth}}$ は図 17-B でのばらつき(以降、図 17-B でのばらつきを V_{Total} と呼ぶ)にほぼ一致する。

4 節で述べたとおり、分析期間において悲観的な考え方が支配的になった時期(不況)は、

アメリカでは 1999 年頃であり、日本では 1998 年以降である。図 19 中の点線を見ると、ともに不況下では V_{Value} が大きく増加している。このことは割安銘柄の B/M が業績不振ファクターによって説明される可能性を示している。一方で、2000 年頃のアメリカにおける V_{Value} の増加は業績不振ファクターでは説明が難しく⁶⁷、必ずしも業績不振ファクターだけでは説明がつかない。

次に、図 19 の実線に注目すると、 V_{Growth} の変動に比べ V_{Value} の変動は小さい。これは、 V_{Total} の時間的な変動の大部分が V_{Growth} によるものであることを示している。また、 V_{Value} で見られたような業績不振ファクターによって説明されるばらつきの増加も、アメリカではほとんど見られない(図 19-B の 1991 年頃)。これは業績不振ファクターではない他の要因が、 V_{Growth} のばらつきの増加の主因である可能性を示している⁶⁸。最後に、図 19 から V_{Value} と V_{Growth} が同じようには動いていないことが分かる。このことは、 V_{Value} と V_{Growth} の格差が 5.4.1 節で説明したような市場リターンを予測する可能性を示唆する。

以上の結果から、第 1 に、ばらつきの変動が成長株で大きく割安株で小さいことから、成長株では、投資家心理がより重要な要因の可能性があること、第 2 に不況下でのばらつきの増加の程度から、割安株では成長株に比べて業績不振ファクターが重要な要因のようであることが示唆される。これら 2 点の特性については、6.4 節で再度検証する。

6.3.2 V_{Value} , V_{Growth} に期待される特性の検証

仮説 b. が示す内容に従えば、次の 2 つのような特性が市場で確認されるはずである。まず 1 つは、 V_{Growth} が増加するときというのは、成長株のリターンが高く、逆に、 V_{Value} が増加するときは、割安株のリターンが低すぎるというものである。そしてもう 1 つは、市場全体が楽観的になるときに V_{Growth} が増加し、市場全体が悲観的になるときに V_{Value} が増加するというものである。市場全体が楽観的になれば、平均的には市場全体のリターンが高

⁶⁷ NBER によるとアメリカの景気は 2001 年 3 月に景気の山を迎えた。つまり、その後は景気後退が続いていることになるが、このリセッションの時期と B/M のばらつきが大きい時期とは一致していない。

⁶⁸ 大部分の人は客観的な水準以上に、楽観的にものごとを見る傾向がある(ポジティブイリュージョン)。この結果はこのようなバイアスと整合的な結果と考えられる。なお、ポジティブイリュージョンに関する日本語での説明は、Bazerman (1998) 兼広訳などを参照されたい。

いと考えられることから、これは、 V_{Growth} が増加するときには市場全体が平均的に高いリターンを示し、 V_{Value} が増加するときには市場全体が平均的に低いリターンを示す特性と解釈できる。2つの特性は、過度に楽観的な相場は成長株の過剰投資主導で起こり、過度に悲観的な相場は割安株の過剰売却主導で生じるという考えを反映している。そして、これらの特性が観測されれば、 V_{Growth} 、 V_{Value} を用いた市場リターンの予測が行える可能性がある。そこで、ここではこのような傾向が観測されるかをB/Mによる分位ポートフォリオリターンとB/Mのばらつきから調査する。

はじめに、前者について検証する。分析は次のように行った。まず、分析時点における個別銘柄をB/Mに従って昇順ソートし、等金額十分位ポートフォリオを構築する。つまり、第1分位は低B/M(成長)銘柄群、第10分位は高B/M(割安)銘柄群となる。そして、それぞれの十分位ポートフォリオ構築後1月の平均リターンを、当該期間の V_{Growth} が増加した時・減少した時、 V_{Value} が増加した時・減少した時で計測する。結果は表41のとおりである。まず、 V_{Growth} の結果(V_{Growth})の行)から確認する。なお、(V_{Growth})は V_{Growth} の差分を意味する。予見したとおり、 V_{Growth} が増加したときは、低B/M株のリターンが高く、高B/M株のリターンが低い。そして、 V_{Growth} が減少した時にはこの関係は逆になる。PositiveとNegativeの格差を示す「Diff」の行を確認するとD1の格差は2.39%となる。

(V_{Value})に示される「Diff」は1.55%であることから、 V_{Growth} の方が割高株でのパフォーマンスの違いをよりの確に捉えていることが分かる。これらの結果は、 V_{Growth} が低B/Mへの楽観バイアスを示す指標として期待されたものと整合する。次に、 V_{Value} について確認する。 V_{Value} が増加した時には、割安株のリターンが非常に低いことが分かる。次に、 V_{Value} が減少したときを確認すると、割安株のリターンは非常に高い。「Diff」の行に示されている数値を(V_{Value})と(V_{Growth})と比較すると、 V_{Value} の方が大きい差であるものの、大きな差ではない。この結果も V_{Value} が悲観を示す投資家心理のバイアスを示す指標として期待されたものと整合するものの、 V_{Growth} ほど顕著には捉えていないようである。

次に、後者について検証する。結果は表42のとおりである。表42は V_{Growth} 、 V_{Value} の

増減したときの平均リターンを計算したものである。「時価加重」の欄は時価加重ポートフォリオによる市場リターンの平均値を示し、「等金額」の欄は等金額ポートフォリオによる市場リターンの平均値を示している。 V_{Growth} が増えたとき、市場リターンは平均的には高いリターンである。一方、 V_{Growth} が減ったとき、市場リターンは増加した時に比べて低い。 V_{Growth} が増えたときと、 V_{Growth} が減った時の市場リターンの格差に着目すると、等金額ポートフォリオによる市場リターンの格差はないものの、時価加重ポートフォリオによる市場リターンの格差は大きい。このことから、 V_{Growth} は市場全体の楽観に起因した大型成長株の株価挙動を捉えている可能性が考えられる。

次に、 V_{Value} について確認すると、 V_{Value} が増加したとき市場リターンは低く、 V_{Value} が減少したとき市場リターンが高いことがわかる。 V_{Value} が増えたときと、 V_{Growth} が減った時の市場リターンの格差に着目すると、時価加重ポートフォリオによる市場リターンの格差は大きくないものの、等金額ポートフォリオによる市場リターンの格差は大きいことが分かる。このことから、 V_{Value} は市場全体の悲観に起因した小型割安株の株価挙動を捉えていると考えられる。

これら2つの特性は、市場が楽観的になると割安株以上に過度に成長株を買う結果、 V_{Growth} が増加し、逆に、市場全体が悲観的なときには、成長株に比べ割安株が低いリターンとなり、 V_{Value} が増加するという仮説と整合する。そして、 V_{Growth} と V_{Value} を用いて市場リターンが予測できる可能性を支持する。次節ではこれについて検証する。

6.3.3 市場リターンの予測

B/Mのばらつきが投資家心理の影響を受けていたとすると、B/Mのばらつきと将来のリターンの間に2つの重要な特徴が観測される可能性がある。1つはB/Mのばらつき(V_{Total})が将来のB/Mリターンを予測するというもの、そしてもう1つは V_{Growth} と V_{Value} の差($V_{Growth} - V_{Value}$)が将来の市場リターンを予測するというものである。前者は長期的には規範的モデルに従うため、高いB/Mのばらつきは将来B/Mリターンを伴って小さくなることに起因する。後者は、投資家心理によるバイアスが成長株と割安株のいずれに顕著である

かを利用すれば、将来の市場リターンが予測できるというものである。

他方、Fama and French (1993) が議論しているように、B/M リターンが I-CAPM や APT におけるリスクファクターを意味しているのであれば、将来の B/M リターンは予測できないはずである。同様に将来の市場リターンも予測できないはずである。もし、2 つのリターンが B/M のばらつきで予測できるのであれば、投資家心理が市場に大きな影響を与えていることへの確証となり得る。

前者については、4.2 節に示されているので、ここでは、後者の V_{Growth} と V_{Value} の差 ($V_{Growth} - V_{Value}$) が将来の市場リターンを予測するかを検証する。表 43 は、 $V_{Growth} - V_{Value}$ が将来の市場リターンをどの程度説明するかを検証したものである。予想では $V_{Growth} - V_{Value}$ が大きいときには将来市場価格が下がる可能性が増し、逆に $V_{Growth} - V_{Value}$ が小さいときには将来市場価格が上がる可能性が高くなる。結果的に、表 43 の β は負となることが予想される。

日本における結果は表 43 の Panel A のとおりである。 $V_{Growth} - V_{Value}$ の係数が不安定ではあるが、すべての期間で予想した向きの係数と有意な t 値となった。また、予測期間 (N) が長いほど決定係数や t 値が高くなる傾向があり、 $V_{Growth} - V_{Value}$ はある程度長期(1 年程度)の予測を行うようである。

アメリカにおける結果は表 43 の Panel B のとおりである。分析期間 Sub2 については、予想した向きでの係数 β を得ることはできなかったが、それ以外の期間では予想どおりの結果となり、概ね良好な結果を得た。また、予測期間 (N) が長いほど決定係数や t 値が高くなる傾向は日本株同様、アメリカでも見られた。

以上の結果から、 V_{Growth} と V_{Value} の格差によって、長期の市場リターンを予測できるようである。この結果は、同時に、B/M のばらつきにおいて投資家心理が重要であることを示唆するものである。

6.4 B/M のばらつきと他指標との関係

業績不振・投資家心理の2つの側面から、B/M のばらつきと代表的な指標との関係を調べる。6.3.1 節で V_{Growth} が投資家心理と関係が深く、 V_{Value} が業績不振指標と関係が深いのではないかという洞察を示したが、ここではそれらについて検証する。ここでの結果は、その洞察と整合するものであった。以降では、これら B/M のばらつきと、信用リスク・投資家心理との関係を、それらの代理変数を用いて検証する。

6.4.1 景気循環や信用スプレッドとの関係

B/M のばらつきが景気循環や信用リスクといった業績不振ファクターの代理変数との程度関係があるかを確認する。景気循環の代理変数として B/M の水準を利用し、信用リスクの代理変数としては社債における信用スプレッドを利用して分析を行った。

まず、B/M の水準を用いた景気循環との関係について調べる。不景気な時期は一般的に B/M の水準が低く、好景気ときには B/M の水準は高いと考えられることから、B/M の水準に対する B/M のばらつきをプロットした。結果は図 20-A (日本)、図 20-B (アメリカ) である。

まず、図 20-A と図 20-B の B/M の水準が-0.5 近辺に着目する。B/M の水準が低い不景気なときには、B/M のばらつきが増加している。この B/M のばらつきの増加を業績不振ファクターという共通リスクファクターで解釈することは可能である。しかし、米国市場の B/M の水準が-1.3 近辺 (2000 年頃のアメリカの市場) における異常なばらつきの増加に注目する⁶⁹ と、これを業績不振リスクというリスクファクターで説明するのは難しい。

次に、 V_{Total} 、 V_{Growth} 、 V_{Value} と信用リスクとの関係を、信用スプレッドを用いて分析する。

⁶⁹ 日本の 1990 年頃の好景気においては、B/M のばらつきの異常な増加は起こっていない。本章では、成長株への継続的な過剰投資が B/M のばらつきの異常な増加をもたらすとしているが、この期間 B/M のばらつきが増加しなかったことは、この期間株価の全体的な底上げが起こっており、成長株への継続的な過剰投資は起こっていなかったことを意味する。また、日本の不景気 (低 B/M) の時期では、アメリカの IT バブルに影響されて、一部の業種においてアメリカ同様の現象が起こったために、大きなばらつきの増加を示している。これらの結果は B/M のばらつきを増加させるような成長株への過剰な投資と景気サイクルとは必ずしも一致しないことを示している。

なお，データの都合上アメリカのデータのみを分析することとし，信用スプレッドは Moody's の Baa 格の社債利回りから Aaa 格の社債利回りを引いたものとして定義した．分析の結果は表 44 のとおりである．

表中の Level (左 3 つのコラム) は水準そのものの相関係数を調べたもので，Difference (右 3 つのコラム) は階差の相関係数を示している．Period に示される期間は表 34 におけるものと同じの期間である．結果から，これまでの分析で予想されたとおり， V_{Value} の相関は水準・階差どちらも高く，相応の説明力はあるようだ．しかし， V_{Total} ， V_{Growth} に関する結果を見ると，Period 1 を除くすべての係数が有意ではない．このことから， V_{Total} ， V_{Growth} の動きは信用リスクでは説明できないことが分かる．

6.4.2 流動性指標との関係

業績不振リスクでは説明できない B/M のばらつきの時間的変化が投資家心理というファクターを示しているのかどうかを，投資家心理を示す代表的な指標を用いて検討する．本章では，Baker and Stein (2004) が投資家心理を示す指標であると説明している市場取引高回転率を用いた．市場取引高回転率は東証 1 部銘柄の東証・大証・名証の取引高の合計値を用いて，

$$TOR = \frac{\sum_i \text{月次取引高}_i \times \text{月末株価}_i}{\sum_i \text{月末時価総額}_i} \quad (16)$$

で定義した．なお，分析は日本における 1984 年 12 月以降の月次データによるものである．

流動性指標は高流動性のときにオーバーバリューとなっていることを示す投資家心理の指標である．一方で，本章で導入した投資家心理指標は，成長株を良い投資先と誤って推論してしまうことによって生じる市場でのバイアスをもとに計測される投資家心理の指標である． V_{Total} は投資家の楽観・悲観のどちらによってもその値が増加し， V_{Growth} ， V_{Value} は楽観によってその値が増加し，悲観によって減少する．ここでは，流動性指標と同様の特性が期待される V_{Growth} ， V_{Value} について，その相関を分析した．

結果は表 45 のとおりである。また、参考として市場流動性と V_{Growth} V_{Value} の推移を図 21 に示す。実線が TOR、破線が V_{Growth} V_{Value} の推移である。予想したとおり、ほとんど全ての期間で TOR と V_{Growth} V_{Value} が高い相関を有していた⁷⁰。このことは、TOR と V_{Growth} V_{Value} が異なった仮定を利用しているにもかかわらず、同じような投資家心理を捉えている可能性を示唆している。このことから、クロスセクションにおける B/M のばらつきの時間的な変化に関しては、投資家心理が重要な要因であると思われる。

6.4.3 市場全体での信用買い動向との関係

最後に、市場全体での信用買い動向と、 V_{Growth} との関係を簡単に報告する。第 2 章では、市場全体での信用買い動向が個人投資家の楽観の指標となる可能性を指摘した。本章では、週次における V_{Growth} を計算し、第 2 章で用いられた信用買い動向と V_{Growth} の関係を調査する。

ここまでの結果は、 V_{Growth} が投資家の楽観の指標と整合的であったが、楽観の指標であるならば、個人投資家の楽観の指標である信用買い動向とも強い関係があるはずである。図 22 に市場レベルでの信用買残高の推移と V_{Growth} の推移を示した。2000 年頃における両者の推移は非常に類似しており、両指標ともに 2000 年の初めにピークをつける。また両者のレベル間での相関を計測すると 0.79 に達する。しかし、差分での相関は 0.01 となり、無相関となっている。これらの結果から、 V_{Growth} が捉えている心理は個人投資家の心理ではないようである。

7. まとめ

B/M の銘柄間の格差の時系列的な推移を観測すると、短期的に非常に大きくなる可能性があることを報告し、その原因について議論した。伝統的なモデルでは、クロスセクショナルな B/M のばらつきの増加は将来のリターンには何ら影響を与えないはずである。しかし

⁷⁰ 幾つかの時点で TOR と V_{Growth} V_{Value} は同じように動いてはいない。2000 年頃の大きな差については、市場全体としては低 B/M となる不景気な時節にもかかわらず、一部の銘柄で IT バブルが起こったために、クロスセクションのばらつきで観測する V_{Growth} V_{Value} は大きく増加し、市場平均で計測する TOR はそれほど増加しなかったためと思われる。また、どちらの指標も会計制度の変更や証券取引規制の変更（手数料自由化など）による影響を受けるため、このことも原因の 1 つとして考えられる。

ながら、B/M のばらつきと将来リターンとの関係を分析すると、B/M のばらつきが将来の（長期的な）B/M による超過リターンを予測する。これは伝統的なモデルでは説明がつかない。

本章では、成長株に過剰に群がる投資家心理が、このような B/M のばらつきを引き起こすのではないかという視点から解釈を行った。まず、Vuolteenaho (2000) のモデルを用いて B/M の銘柄間格差の原因を解釈し、その上で B/M のばらつき増加の原因についての仮説を与えた。本章での解釈は、投資家のシステマティックな誤りが B/M のばらつきを短期的に大きく増加させるというものである。この解釈の下では、B/M のばらつきが市場リターンを予測する可能性についても示唆することから、その点を含め、投資家心理を用いた解釈と整合的な結果が得られるかどうかを、日・米のデータを用いて分析した。

分析の結果、B/M のファクターリターンと B/M のばらつきの変化との間に高い負の関係を見出した。次に、B/M のばらつきが単位根を有するかを検証したが、期待される結果は得られなかった。さらに、B/M のファクターリターンと B/M のばらつきの変化との間の共和分について検証したところ、日本市場で期待する共和分の関係を見出した。米国市場では期待される共和分の見出されていないが、この点についてのさらなる検証は今後の課題である。次に、成長株と割安株における B/M のばらつきの格差が市場リターンを予測するという、解釈から生じる仮説を検証した。B/M のばらつきと市場リターンの間には投資家心理による解釈と整合的な関係が観測されることを確認し、その上で、成長株と割安株における B/M のばらつきの格差と将来の市場リターンとの関係を分析した。その結果、当該指標が長期的な市場リターンを予測するという証左を得た。

最後に、B/M のばらつきと、信用リスク・投資家心理の代理変数との関係についても調査した。その結果、B/M のばらつき、特に成長株における B/M のばらつきの増加は、信用リスクの指標との関係が弱く、投資家心理の代理変数である流動性との関係が強いことが分かった。この結果は、B/M のばらつきも投資家心理の変数の 1 つである可能性を支持する。一方で信用買いとの関係については、指標の動きに類似性は認められるものの、必

ずしも高い相関関係ではなかった。これらの結果は、信用買いが捉えている投資家心理と成長株投資に群がる投資家心理とは必ずしも同一ではないことを示唆しているものと思われる。2つの変数が同一の投資家心理ではないことは、Fama-French の3ファクターモデルが SMB ファクターと HML ファクターの2つを独立した変数として扱われていることと整合していると考えられる。一方で、流動性指標については、信用買いが示す投資家心理とも成長株へ群がる投資家心理とも高い相関関係があるようである。流動性が捉える投資家心理は、様々な種類の投資家心理を含んだ投資結果を示しているためと考えられる。

本章での結果は、投資家の心理的なバイアスが市場価格に大きな影響を与えていることを支持するものとなった。ただし、データの制約などで本章における仮説の十分な検証が行えたとは言えない。特に単位根・共和分に関する結果は十分な証左を得たとは言えない。この分析は、結果を左右しかねない重要な要件であるが、これらの問題点を検証するには十分なサンプルが必要である。十分な時間の経過後に再度この検証を行いたい。

第2章の分析では、信用買い取引の推定値を用いて、サイズリターンの予測が可能であることが分かっている。本章で示された B/M リターンの予測可能性の結果を含めた2つの実証結果は、Fama-French の HML ファクター・SMB ファクターのどちらのファクターリターンも投資家心理の影響を受けているようである。Fama-French の3ファクターモデルの解釈については様々な議論がされているが、少なくとも Fama-French(1993)が主張するファンダメンタルリスクという側面だけでは説明がつかないようである。

参考・引用文献

- 薄井彰(2001) 「企業評価とファンダメンタル分析」, 経営分析研究, 17, 2-9.
- 廣瀬勇秀 (2003) 「投資家心理によるクロスセクションでのPBRのばらつき増加と, 市場リターンおよび割安株効果の予測可能性」, 証券アナリストジャーナル, 41(9), 80-98.
- Amihud, Yakov (2002) "Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects", *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56.
- Asness, Clifford S., Jacques A. Friedman, John M. Liew and Robert J. Krail (2000) "Style timing: value versus growth", *Journal of Portfolio Management*, 26(3), 50-60.
- Baker, Malcolm P. and Jeremy C. Stein (2004) "Market liquidity as a sentiment indicator", *Journal of Financial Markets*, 7(3), 271-299.
- Bikhchandani, Sushil and Sunil Sharma (2001) "Herd behavior in financial markets", IMF Staff paper.
- Bazerman, Max (1998) *Judgement in managerial decision making* (4th ed.), John Wiley & Sons, 邦訳: 『バイアスを排除する経営意思決定』, 兼広崇明(訳), 1999, 東洋経済新報社.
- Brown, Gregory W. and Michael T. Cliff (2004) "Investor sentiment and the near-term stock market", *Journal of Empirical Finance*, 11(1), 1-27.
- Cohen, Randolph B., Christopher Polk and Tuomo Vuolteenaho (2003) "The value spread", *Journal of Finance*, 58(2), 609-641.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1988) "Dividend yields and expected stock returns", *Journal of Financial Economics*, 22(1), 3-26.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1992) "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1993) "Common risk factors in the returns

- on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1995) "Size and book-to-market factors in earnings and returns", *Journal of Finance*, 50(1), 131-155.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1996) "Multifactor explanations of asset pricing evidence", *Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Jegadeesh, Narasimhan and Sheridan Titman (1993) "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock efficiency", *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- Jegadeesh, Narasimhan and Sheridan Titman (2001) "Profitability of momentum strategies: An evaluation of alternative explanations", *Journal of Finance*, 56(2), 699-720.
- Jones, Charles M. (2001) "A century of stock market liquidity and trading cost", Columbia University working paper.
- Kothari, S.P. and Jay Shanken (1997) "Book-to-market, dividend yield, and expected market returns: A time-series analysis", *Journal of Financial Economics*, 44(2), 169-203.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny (1994) "Contrarian investment and extrapolation, and risk", *Journal of Finance*, 49(5), 1541-1578.
- Lee, Charles M. C., Andrei Shleifer and Richard H. Thaler (1991) "Investor sentiment and the closed-end fund puzzle", *Journal of Finance*, 46(1), 75-109.
- Merton, Robert C. (1987) "A simple model of capital market equilibrium with incomplete information", *Journal of Finance*, 42(3), 483-510.
- Odean, Terrance (1998) "Volume, volatility, price and profit when all traders are above average", *Journal of Finance*, 53(6), 1887-1934.
- Ohlson, James A. (1995) "Earnings, book value, and dividends in securities valuation", *Contemporary Accounting Research*, 11(2), 661-687.

- Pontiff, Jeffrey and Lawrence D. Schall (1998) "Book-to-market ratios as predictors of market returns", *Journal of Financial Economics*, 49(2), 141-160.
- Shefrin, Hersh M. and Meir Statman (1995) "Making sense of beta, size, and Book-to-Market", *Journal of Portfolio Management*, 21(2), 26-34.
- Shleifer, Andrei(2000) *Inefficient market*, Oxford University Press, 邦訳: 『金融バブルの経済学』, 兼広崇明(訳), 2001, 東洋経済新報社.
- Shiller, Robert J. (2000) *Irrational exuberance*, Princeton University Press, 邦訳: 『根拠なき熱狂』, 沢崎冬日(訳), 植草一秀(監訳), 2001, ダイヤモンド社.
- Solt, Michael E. and Meir Statman (1989) "Good companies, bad stocks", *Journal of Portfolio Management*, 15(4), 39-44.
- Statman, Meir, Steven Thorley and Keith Vorkink (2006) "Investor overconfidence and trading volume", *Review of Financial Studies*, 19(4), 1531-1565.
- Thaler, Richard H. (1992) *The winner's curse*, The Free Press, 邦訳: 『市場と感情の経済学』, 篠原勝(訳), 1998, ダイヤモンド社.
- Vuolteenaho, Tuomo (2000) "Understanding the aggregate book-to-market ratio and its implications to current equity-premium expectations", Harvard University working paper.
- Wilcox, Jarrod W. (1984) "The P/B-ROE valuation model", *Financial Analyst Journal*, 40(1), 58-66.

図 17-A $\log(B/M)$ の平均の推移

日本のサンプルは1983年3月～2001年11月の月末における東証1部上場銘柄とした。アメリカは1987年12月～2001年10月の月末におけるS&P500指数採用銘柄を分析対象とした。クロスセクションにおけるB/Mの集計は、自己資本が負のものを取り除いた後、 $\log B/M$ で3標準偏差以上の銘柄を分析対象から取り除くというウンゾライゼーションを3度行った後の銘柄群により平均を算出している。

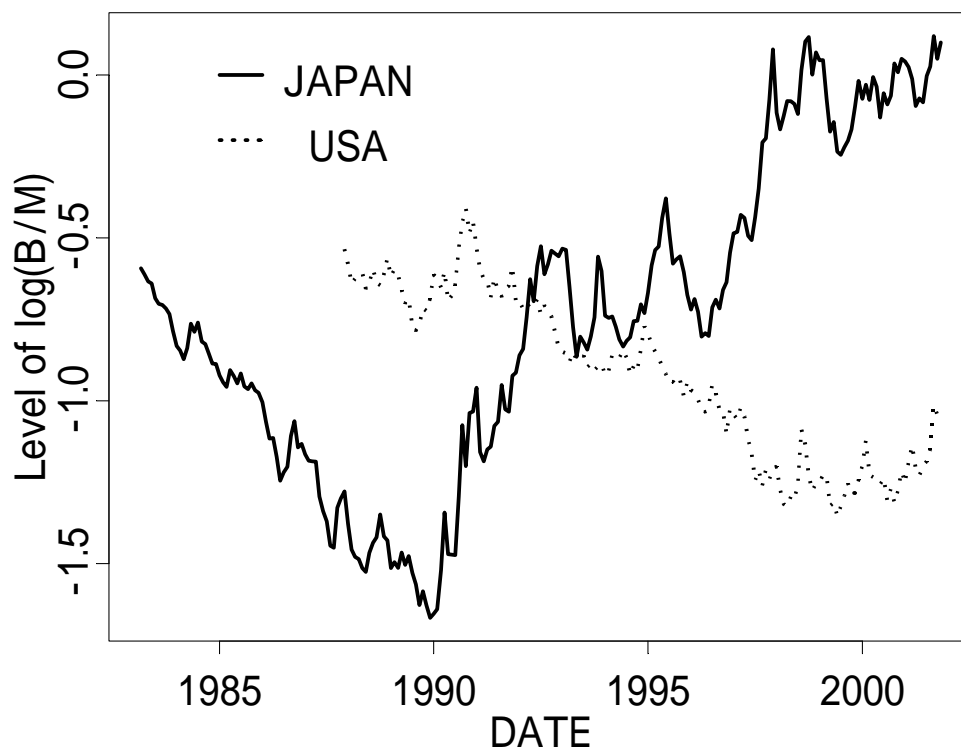


図 17-B $\log(B/M)$ の分散(ばらつき)の推移

日本のサンプルは1983年3月～2001年11月の月末における東証1部上場銘柄とした。アメリカは1987年12月～2001年10月の月末におけるS&P500指数採用銘柄を分析対象とした。クロスセクションにおけるB/Mの集計は、自己資本が負のものを取り除いた後、 $\log B/M$ で3標準偏差以上の銘柄を分析対象から取り除くというウンゾライゼーションを3度行った後の銘柄群により分散を算出している。

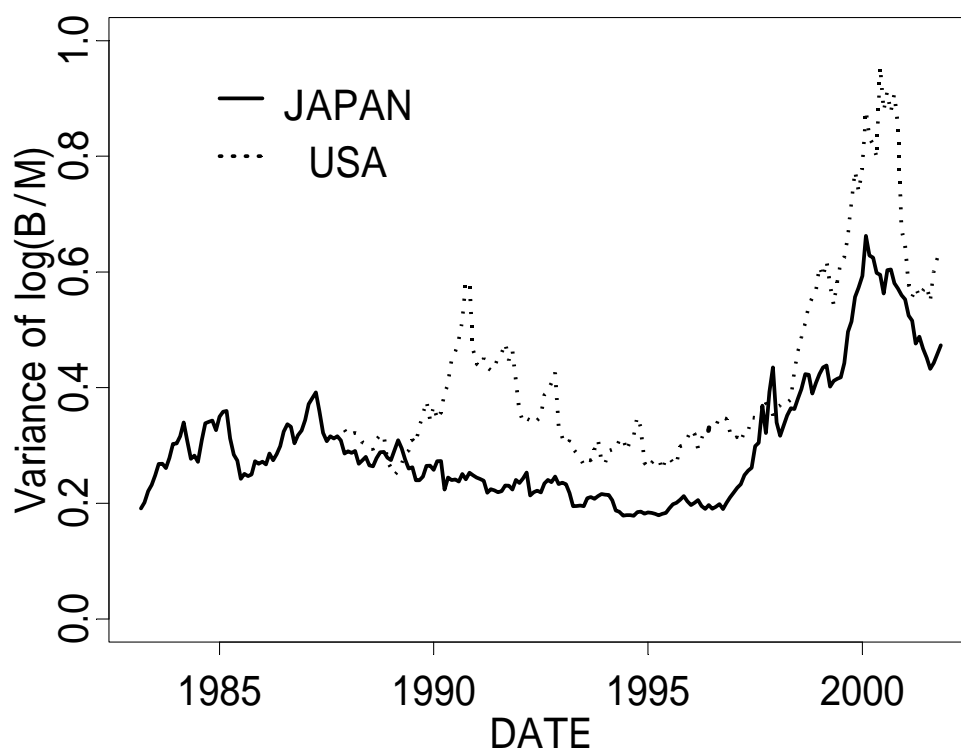


図 18-A B/M のばらつきの変化と B/M リターン(日本)

図は日本における B/M のばらつきの変化と同時点の B/M リターンをプロットしたものである。B/M リターンは、RUSSELL/NOMURA スタイル指数を利用した。

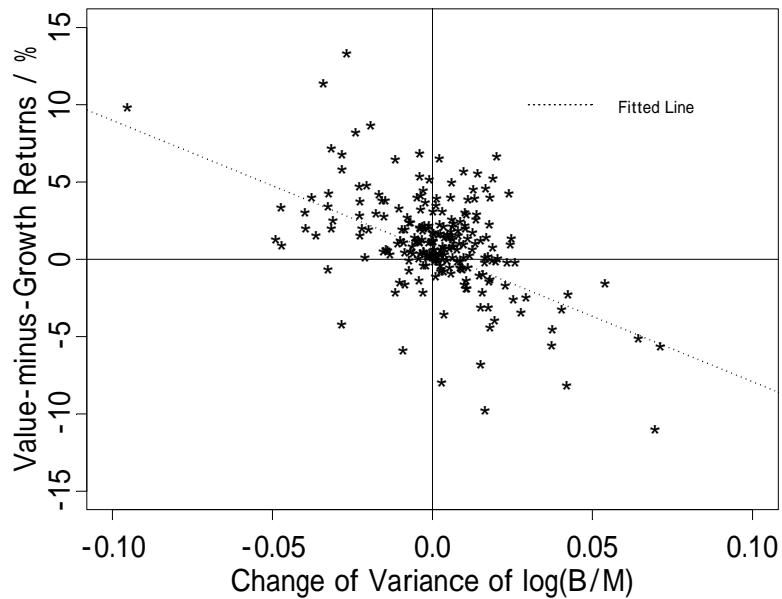


図 18-B B/M のばらつきの変化と B/M リターン(米国)

図は米国における B/M のばらつきの変化と同時点の B/M リターンをプロットしたものである。アメリカ株については、S&P BARRA スタイル指数を利用した。

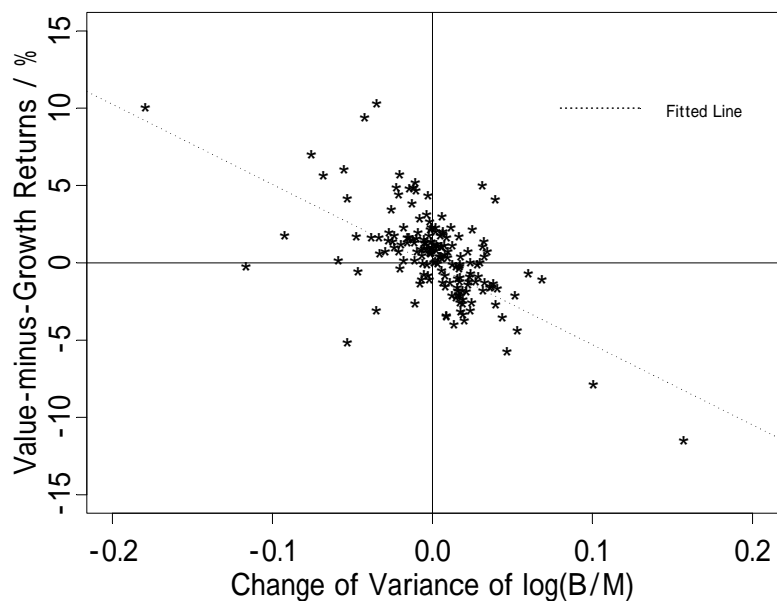


図 19-A B/M のばらつきの分解 (日本)

図は日本における成長株と割安株におけるばらつきの推移を示している。分解はB/Mのメ
ディアンを用いて分類し、メディアンよりも小さい銘柄群によるばらつきを Growth、メ
ディアンより大きい銘柄群によるばらつきを Value で示した。ばらつきの算出は本章(15)
式を用いた。

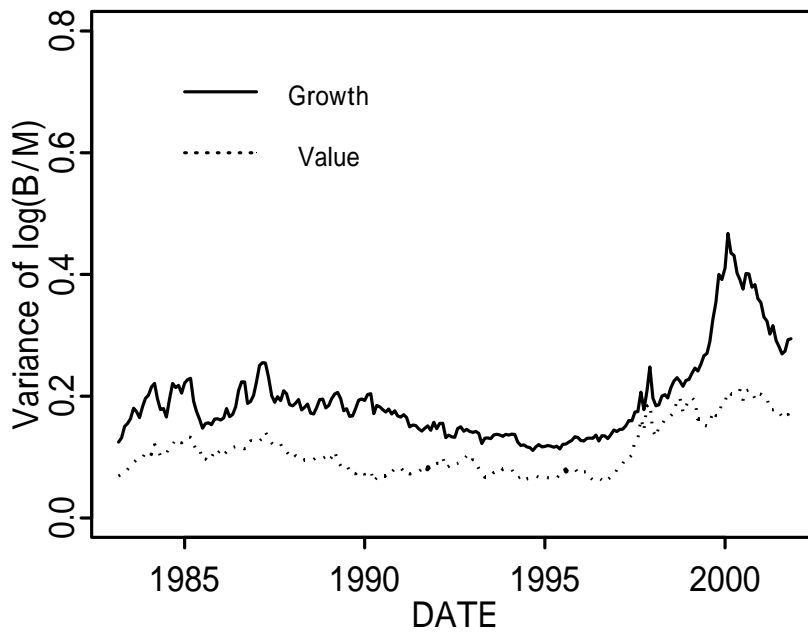


図 19-B B/M のばらつきの分解 (米国)

図は米国における成長株と割安株におけるばらつきの推移を示している。分解はB/Mのメディアンを用いて分類し、メディアンよりも小さい銘柄群によるばらつきを Growth、メディアンより大きい銘柄群によるばらつきを Value で示した。ばらつきの算出は本章(15)式を用いた。

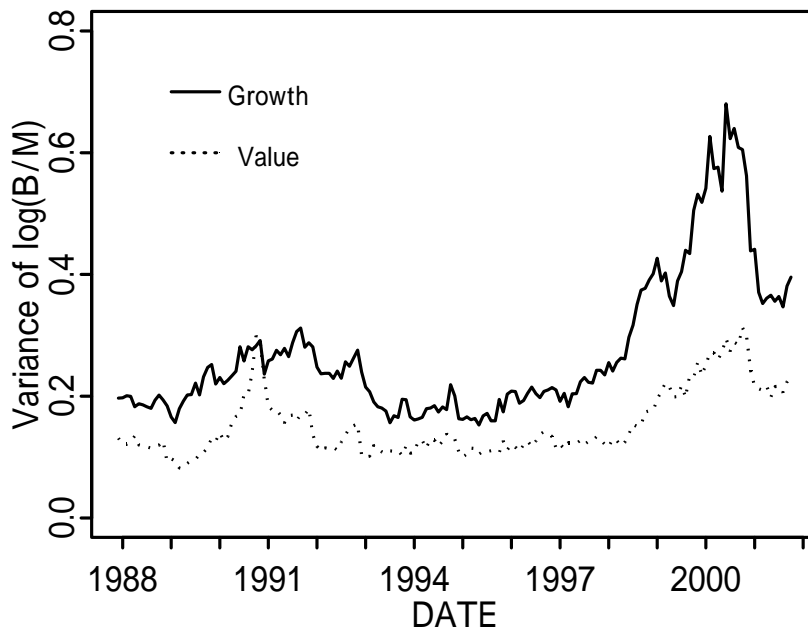


図 20-A B/M の水準とばらつき (日本)

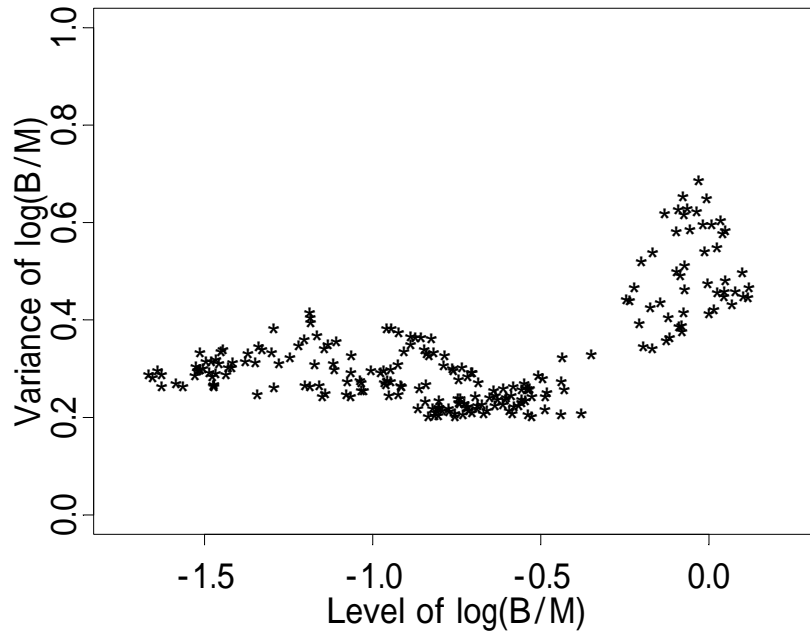


図 20-B B/M の水準とばらつき (米国)

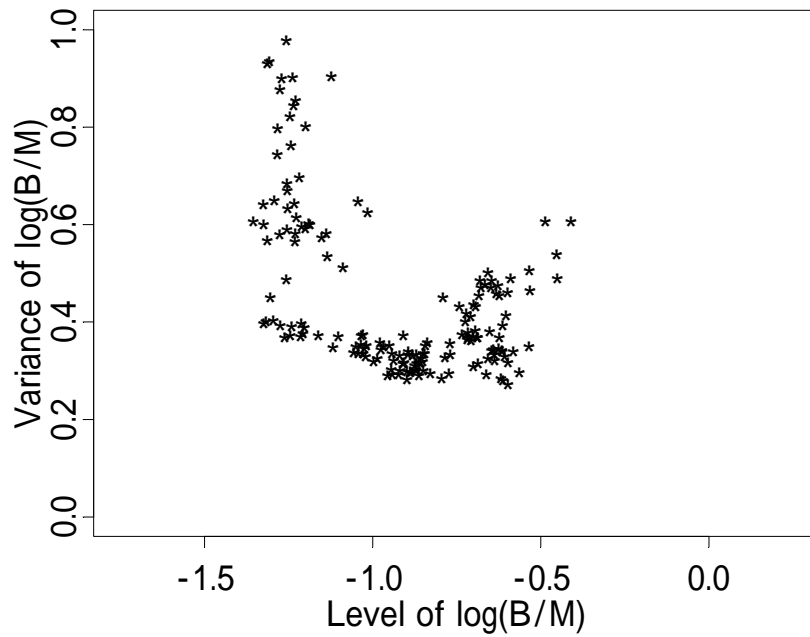


図 21 TOR と $V_{Growth} - V_{Value}$ の推移比較 (日本)

図は TOR と $V_{Growth} - V_{Value}$ の推移を示している。実線が TOR, 破線が $V_{Growth} - V_{Value}$ である。TOR は東証 1 部銘柄における東証・大証・名証での取引高を用いて本章(16)式により算出した。

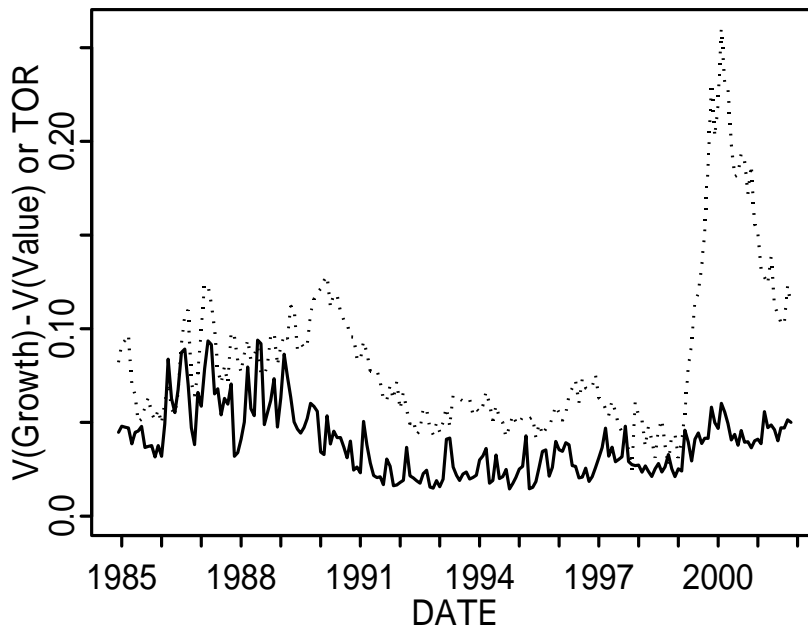


図 22 信用買残高と V_{Growth} の推移比較（日本）

MBO で示される実線は信用買残高，V.Growth で示される破線は V_{Growth} を示す．信用買残高は，東証 1 部・2 部の貸借銘柄における単元株数を独自に集計した．

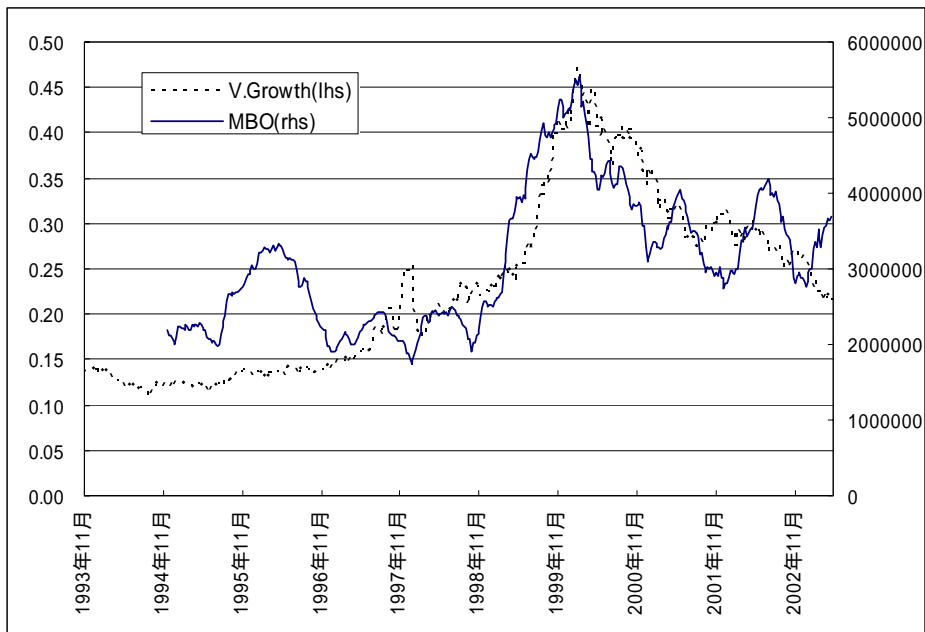


表 33 サブピリオドの定義

表は分析に利用したサブピリオドを示している。サブピリオドは図 1、図 2 の B/M の水準やばらつきの推移を参考に定義した。

		From	To
Japan	Sub1	1983年3月	1992年2月
	Sub2	1992年3月	1997年2月
	Sub3	1997年3月	2001年11月
	Total	1983年3月	2001年11月
US	Sub1	1987年12月	1993年11月
	Sub2	1993年12月	1997年11月
	Sub3	1997年12月	2001年10月
	Total	1987年12月	2001年10月

表 34 B/M のばらつきと将来の B/M リターン

$$\text{Subsequent } N \text{ months average Value-minus-Growth returns} = \alpha + \beta V_{TOTAL} + \epsilon$$

表は、上式における α と自由度調整済み重決定係数を示したものである。カラム「N」は計測したリターン期間を意味している。Panel A は日本での結果，Panel B は米国での結果を示している。

Panel A Japan

Period	N	(t-stat.)	Adj. R ²
Sub1	3	18.3 (5.7)	0.228
Sub1	6	16 (8.6)	0.407
Sub1	12	13.2 (11.4)	0.546
Sub2	3	0.5 (0.1)	-0.017
Sub2	6	1.7 (0.4)	-0.014
Sub2	12	1.8 (0.5)	-0.014
Sub3	3	13.9 (4.1)	0.227
Sub3	6	13.6 (6.2)	0.430
Sub3	12	10.4 (6.7)	0.500
Total	3	4.1 (3.6)	0.051
Total	6	4.3 (5.3)	0.109
Total	12	3.9 (6.2)	0.152

Panel B United States

Period	N	(t-stat.)	Adj. R ²
Sub1	3	-3.2 (-1.6)	0.020
Sub1	6	-1.3 (-0.9)	-0.003
Sub1	12	-0.3 (-0.3)	-0.013
Sub2	3	-1.8 (-0.5)	-0.016
Sub2	6	-2.5 (-1.1)	0.007
Sub2	12	-6.8 (-5.2)	0.359
Sub3	3	10.6 (5.0)	0.359
Sub3	6	11.3 (8.1)	0.616
Sub3	12	9.2 (10.7)	0.769
Total	3	3.2 (3.9)	0.082
Total	6	3.7 (6.0)	0.181
Total	12	3.7 (8.1)	0.298

表 35 B/M の分解

$$\theta_t = \alpha + \beta \overline{ROE} + \gamma \overline{ROR} + \delta \theta_{t+T} + \varepsilon$$

表はB/Mの分解を上式に基づく銘柄間での回帰結果を示している。式中の θ_t はt期のB/M, \overline{ROE} はt+1期~t+T期までの平均ROE, \overline{ROR} はt+1期~t+T期までのRORを示している。また, T=10年とした。分析対象は1985年3月および1995年3月の銘柄とした。

	Coef.	Std. Error	t-stat.	p-val.
α	-0.75	0.03	-22.45	0.00
β	5.08	0.19	26.93	0.00
γ	-4.80	0.48	-10.04	0.00
δ	0.72	0.03	21.44	0.00
Sample				910
R-squared				0.52
Adj. R-squared				0.51

表 36 B/M リターンとばらつきの変化の回帰結果

$$R_{Value} - R_{Growth} = \alpha + \beta \Delta(V(\log(B/M))) + \varepsilon$$

上式による回帰結果を示している。左辺は高 B/M 株と低 B/M 株のリターン格差 (B/M リターン), $(\Delta(V(\log(B/M))))$ は $V(\log(B/M))$ の変化を示している。

Panel A Japan

	Coef.	Std. Err.	t-stat.	P-val.
α	0.53	0.18	2.99	0.003
β	-84.56	9.20	-9.19	0.000
Sample				224
R-squared				0.28
Adj. R-squared				0.27

Panel B United States

	Coef.	Std. Err.	t-stat.	P-val.
α	-0.12	0.17	-0.67	0.505
β	-51.86	5.17	-10.13	0.000
Sample				166
R-squared				0.38
Adj. R-squared				0.38

表 37 V(log(B/M)) の単位根決定の結果

$$\Delta V_t (\equiv V_t - V_{t-1} \equiv V(\theta_t) - V(\theta_{t-1})) = \alpha + \beta V_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta V_{t-i} + \varepsilon$$

表は ADF(Augmented Dickey-Fuller) による単位根検定の結果を示している。ADF による検定統計量は係数 β の t 値であり, 帰無仮説(H_0) は $\beta = 0$, 対立仮説(H_1) は $\beta < 0$ である。 R^2 は回帰の決定係数, DW はダービンワトソン比, Critical Val. は検定統計量の 10% 有意水準を示している。

Country	k	R^2	DW	β		10%
				Coef.	T-stat.	Critical Val.
Japan	1	0.008	2.000	-0.013	-1.097	-2.574
Japan	2	0.008	2.003	-0.013	-1.062	-2.574
Japan	3	0.014	1.993	-0.024	-1.149	-2.574
USA	1	0.014	2.010	-0.019	-1.201	-2.576
USA	2	0.020	1.998	-0.021	-1.300	-2.576
USA	3	0.020	2.000	-0.021	-1.300	-2.576

表 38 V(log(B/M)) と累積 B/M リターンの共和分分析(EG 検定)

表は Engle and Granger の共和分検定の結果である。V(log(B/M)) と累積 B/M リターンはともに I(1)である。Panel A は下式による回帰結果である。EG 検定は回帰残差 u に対する ADF 検定により行った。利用したモデルは Panel B のとおりである。検定結果は Panel C である。検定の結果 5%以上有意な検定統計量は存在しない。

$$V(\log(B/M)) = \alpha + \beta \times \text{累積}Value - minus - GrowthReturn + u$$

Panel A OLS regression

		T-stat of	Adj R2	DW
Japan	0.000	0.09	-0.00	0.03
United States	-0.007	-18.38	0.67	0.08

Panel B Model

	Model1	Model2
Intercept	Yes	Yes
Trend	No	Yes

Panel C ADF Test Statistic

Lag	Model	Japan	United States
1	1	-1.10	-1.90
2	1	-1.07	-1.75
3	1	-1.15	-1.65
1	2	-1.41	-1.77
2	2	-1.42	-1.61
3	2	-1.53	-1.48

表 39 V(log(B/M)) と累積 B/M リターンの共和分分析(日本, Johansen 検定)

表は日本でのデータを用いた V(log(B/M)) と累積 B/M リターンの共和分検定結果を示している。検定には Johansen's 尤度比検定を利用した。Panel A には用いたモデルを示した。Panel B の数値は検定量となる尤度比を意味する。*は有意水準 5% で棄却されるもの。**は有意水準 1% で帰無仮説が棄却されるものを意味する。「Lag」で示されるカラムは VAR における最大ラグを意味し 1~3 を利用した。また、「# of C.E」は、ランクの数、あるいは、帰無仮説における共和分式(C.E)の数を意味する。つまり、「# of C.E」がゼロの行は共和分式(C.E)がないことを帰無仮説とした分析結果となる。Panel C は共和分式のうち、 $V(\log(B/M)) = \alpha + \beta$ 累積 B/M リターンの に対応する係数を意味する。

Panel A Model

	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5
Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Intercept in C.E.	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Trend in C.E.	No	No	No	Yes	Yes

Panel B Likelihood Ratio

Lag	# of C.E	Model1 LR	Model2 LR	Model3 LR	Model4 LR	Model5 LR
1	0	18.17 **	20.27 *	8.71	19.66	18.64 *
1	1	0.64	1.87	0.78	7.92	6.95 *
2	0	19.07 **	21.18 *	8.91	16.96	15.66
2	1	1.39	1.92	0.28	6.08	5.18 *
3	0	21.01 **	23.39 *	10.27	18.21	16.55
3	1	1.25	1.93	0.37	7.72	6.86 **

Panel C Coefficient

Lag	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5
1	0.002	0.005	0.004	-0.006	-0.006
2	0.002	0.006	0.005	-0.013	-0.011
3	0.002	0.005	0.005	-0.032	-0.013

表 40 $V(\log(B/M))$ と累積 B/M リターンの共和分分析(米国, Johansen 検定)

表は米国でのデータを用いた $V(\log(B/M))$ と累積 B/M リターンの共和分検定結果を示している。検定には Johansen's 尤度比検定を利用した。Panel A には用いたモデルを示した。Panel B の数値は検定量となる尤度比を意味する。*は有意水準 5% で棄却されるもの。**は有意水準 1% で帰無仮説が棄却されるものを意味する。「Lag」で示されるカラムは VAR における最大ラグを意味し 1~3 を利用した。また、「# of C.E」は、ランクの数、あるいは、帰無仮説における共和分式(C.E)の数を意味する。つまり、「# of C.E」がゼロの行は共和分式(C.E)がないことを帰無仮説とした分析結果となる。Panel C は共和分式のうち、 $V(\log(B/M)) = \alpha + \beta$ 累積 B/M リターンの に対応する係数を意味する。

Panel A Model

	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5
Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Intercept in C.E.	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Trend in C.E.	No	No	No	Yes	Yes

Panel B Likelihood Ratio

Lag	# of C.E	Model1 LR	Model2 LR	Model3 LR	Model4 LR	Model5 LR
1	0	5.30	13.08	12.03	14.28	13.04
1	1	0.03	5.07	4.56 *	5.89	5.09 *
2	0	5.39	11.37	10.60	13.67	12.44
2	1	0.01	5.29	5.20 *	5.40	5.18 *
3	0	5.82	9.64	8.90	12.39	10.61
3	1	0.02	3.63	3.32	3.62	2.77

Panel C Coefficient

Lag	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5
1	-0.021	-0.007	-0.008	-0.013	-0.011
2	-0.022	-0.003	-0.007	-0.048	-0.147
3	-0.021	-0.114	-0.037	-0.057	-0.117

表 41 V_{Value} , V_{Growth} と B/M 分位ポートフォリオリターンとの関係

表は (V_{Value}) および (V_{Growth}) が正のとき、負のときにおける、B/M による十分位ポートフォリオの平均的なリターンを計算した結果である。分析対象は東証 1 部とし、D1 は低 B/M ポートフォリオ、D10 は高 B/M ポートフォリオのリターンから、D1 ~ D10 のポートフォリオリターンの平均値を引いたものを示す。ポートフォリオのリターンは等金額投資によるリターンである。括弧内は t 値を示す。

		D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9	D10	D1-D10	
		低B/M									高B/M	差	t-stat
$\Delta(V_{Growth})$	Positive	0.32	0.54	0.04	-0.00	-0.03	-0.24	-0.23	-0.03	-0.13	-0.24	0.56	(1.52)
	Negative	-2.07	-1.23	-0.87	-0.48	-0.12	0.16	0.49	0.85	1.14	2.14	-4.21	(-8.08)
	Diff	2.39	1.77	0.91	0.48	0.10	-0.41	-0.71	-0.88	-1.27	-2.38	4.77	
$\Delta(V_{Value})$	Positive	-0.10	0.37	-0.06	0.11	0.26	0.18	-0.05	-0.01	-0.21	-0.50	0.40	(1.08)
	Negative	-1.65	-1.05	-0.77	-0.60	-0.41	-0.27	0.31	0.83	1.21	2.39	-4.04	(-7.52)
	Diff	1.55	1.43	0.71	0.71	0.67	0.45	-0.35	-0.84	-1.42	-2.89	4.44	

表 42 V_{Value} , V_{Growth} の変化と市場リターンの関係

(V_{Value}) および (V_{Growth}) が正のとき,負のときにおける,平均的な市場リターンを計算した結果である.時価加重に示されるリターンは,東証1部全銘柄の時価加重リターン,等金額に示されるリターンは東証1部全銘柄の等金額リターンを示す.

		平均リターン	
		時価加重	等金額
(V_{Growth})	> 0 (増えた時)	0.53	0.50
	0 (減った時)	-0.26	0.48
	> 0 (増えた時)	-0.04	-1.01
(V_{Value})	0 (減った時)	0.31	2.01

表 43 $V_{Growth} - V_{Value}$ と将来の市場リターン

$$\text{Subsequent } N \text{ months average market returns} = \alpha + (V_{Growth} - V_{Value})\beta$$

表は、上式における α と自由度調整済み重決定係数を示したものである。カラム「N」は計測したリターン期間を意味している。Panel A は日本での結果、Panel B は米国での結果を示している。

Panel A Japan

Panel B United States

Period	N	(t-stat.)	Adj. R ²	Period	N	(t-stat.)	Adj. R ²
Sub1	3	-41.2 (-2.3)	0.039	Sub1	3	-17 (-2.7)	0.079
Sub1	6	-40.0 (-3.1)	0.074	Sub1	6	-14.9 (-3.7)	0.153
Sub1	12	-40.3 (-4.2)	0.136	Sub1	12	-10.1 (-4.2)	0.192
Sub2	3	-130.5 (-2.8)	0.023	Sub2	3	6.2 (0.5)	-0.016
Sub2	6	-103.6 (-3.2)	0.136	Sub2	6	11.2 (1.4)	0.021
Sub2	12	-94.3 (-5.0)	0.136	Sub2	12	5.2 (0.9)	-0.002
Sub3	3	-9.3 (-1.4)	0.018	Sub3	3	-3.2 (-0.5)	-0.017
Sub3	6	-12.3 (-2.5)	0.095	Sub3	6	-7.2 (-1.9)	0.058
Sub3	12	-16.4 (-5.0)	0.349	Sub3	12	-15.8 (-8.4)	0.671
Total	3	-14.1 (-2.5)	0.023	Total	3	-6.7 (-3.0)	0.047
Total	6	-15.6 (-3.8)	0.058	Total	6	-7.3 (-5.1)	0.135
Total	12	-17.2 (-5.7)	0.129	Total	12	-8.3 (-8.7)	0.328

表 44 B/M のばらつきと信用スプレッドの相関関係 (米国)

表は、B/M のばらつきと、信用スプレッドの相関関係を示したものである。信用スプレッドは、Moody's の Baa 格の社債利回りから Aaa 格の社債利回りを引いたものとして定義した。「Level」は水準間での相関、「Difference」は1階差間での相関を示している。括弧はピアソンの積率相関係数の検定統計量 (t 値) を示している。なお、*は片側 5%、**は片側 2.5%、***は片側 1%で有意であることを示す。

Period	Level			Difference		
	V _{Value}	V _{Growth}	V _{Total}	V _{Value}	V _{Growth}	V _{Total}
Sub1	0.37 (3.31)	0.172 (1.45)	0.477 (4.51)	0.053 (0.44)	-0.056 (0.47)	0.126 (1.06)
Sub2	-0.15 (0.10)	-0.076 (0.52)	0.114 (0.78)	-0.147 (1.01)	-0.072 (0.49)	-0.161 (1.11)
Sub3	0.216 (1.49)	0.153 (1.04)	0.323 (2.29)	0.044 (0.29)	-0.076 (0.51)	0.265 (1.85)
Total	0.075 (0.96)	0.012 (0.15)	0.192 (2.50)	0.04 (0.51)	-0.057 (0.74)	0.159 (2.07)

表 45 $V_{Growth} - V_{Value}$ と市場流動性の相関関係 (日本)

表は日本における市場流動性 TOR と $V_{Growth} - V_{Value}$ との相関を示したものである。TOR は分子を各銘柄の月次の取引高に月末株価をかけたものの東証 1 部銘柄の集計値, 分母を月末時価総額の集計値で計算したものである。括弧はピアソンの積率相関係数の検定統計量 (t 値) を示している。なお, *は片側 5%, **は片側 2.5%, ***は片側 1%で有意であることを示す。

Period	Level	Difference
Sub1	0.350 (3.45) ***	0.462 (4.77) ***
Sub2	0.167 (1.29)	0.121 (0.93)
Sub3	0.737 (8.08) ***	0.280 (2.17) **
Total	0.421 (6.60) ***	0.325 (4.88) ***

第6章 結語

本論文では、株式リターンの予測可能性というアノマリー現象を通じて、投資家心理が株式市場に与える影響について包括的に分析した。第1章では本論文の基礎となっているファイナンスの歴史的・理論的な背景を説明した。そして、第2章～第5章で、投資家心理と株価変動の関係を株式リターンの予測可能性という視点から調査している。特に第2章～第3章で用いた信用取引データは個人投資家の投資家心理を示す最も優れた指標となる可能性がある。

以降、1節ではまず本論文の第2章～第5章の分析結果を概観する。2節では本論文の分析結果と従来の研究の関係、および従来の研究に与える示唆についてコメントする。3節は今後の課題である。

1. 分析結果概要

第2章・第3章では、個人投資家の心理が株式市場に与える影響を、信用取引データを利用して分析した。分析では、まず信用取引を行っている投資家主体および投資行動の特徴を明らかにした。信用買いの取引主体は個人投資家と考えられる一方、信用売りの取引主体は必ずしも個人投資家ではないという結果を得た。一般に機関投資家である信託銀行、生命保険会社、投信会社は顧客からの多くの資金を有しているため、信用買いによる資金融資を受けることはほとんどない。その点において、証券会社から融資を受けて株式を購入する信用買いの利用主体が個人投資家であるという結果は妥当である。一方で信用売りは、証券会社や機関投資家も利用する。この点で、信用売りが必ずしも個人投資家が主な取引主体ではないとする第2章での結果は妥当である。

一般に個人投資家はノイズトレーダーであると考えられているが、信用取引を利用した第2章・第3章での結果はそれを支持するものとなった。信用買いには過去の市場リターンが高い時に活発になるというポジティブフィードバックトレーディングバイアスや、信

用買いの傾向が数週間に渡って継続するという自己相関のバイアスが存在する。ポジティブフィードバックトレーディングバイアスは、Gervais and Odean (2001) が指摘する自己帰属バイアスによる自信過剰が原因の1つと考えられる。また、過去取引との自己相関のバイアスは、群れ行動に起因したバイアスと考えられる。信用取引を行っている個人投資家は、過去の市場リターンが高いほど積極的な購入を行い、他人が多数あるいは活発に投資すればするほど、彼らは自分の投資スキルに対する自信を増したかのように積極的に投資するようである。これらはすべて、信用買いを行っている投資家がノイズトレーダーであることを支持する。一方で、信用売りは株価の安定に資するようであった。過去・将来のトレードとは何の関係もなく、過去・将来の市場リターンとの明確な関係は観測されない。一方で、信用売りが活発なときには流動性が増す。また、信用売りの増加は流動性の増加の他に、ボラティリティの低下を導いているようであることから、信用売りは過剰な価格反応の緩衝材の役割を果たしている。この結果は、信用売りの主体がファンダメンタルバリューをより正確に知り得ている情報トレーダー、あるいは裁定取引者である可能性を示唆する。信用売りの取引主体が必ずしも個人ではなく、機関投資家との関連も高いことなどからも、ノイズトレーダーの取引と考えられる信用買いとは異なり、信用売りは株価安定や裁定という役割を株式市場で果たしているようである。

第2章では、市場全体の信用買い動向を予測することで、小型株の大型株に対する超過リターン（サイズリターン）が予測可能であることを示した。このような予測効果は、信用買残高の変化が、過去の市場リターンと過去の信用買残高の変化から予測可能であること、市場全体の市場買残高が増加したとき、小型株により大きなインパクトを与えること、から生じる。の信用買い取引の予測可能性は投資家心理のバイアスによってもたらされるようである。また、のインパクトは自信過剰になった個人投資家が、小型・高ボラティリティ株を積極的に取引するために引き起こされるものと考えられる。個人投資家が投資主体である信用買残高とサイズリターンが密接に関連し、しかもその動きを投資家心理のバイアスを元に予測できるという結果は、Fama and French (1993)が主張するよ

うな SMB ファクターが何らかのファンダメンタルズに起因したリスクファクターであるという解釈にも疑問を投げかける。

第3章では、銘柄間の信用取引残高の変化によるアノマリー現象を報告した。信用買残高の増加している銘柄群が将来1週間~4週間に渡って高い超過リターンを示す。このアノマリーは Fama-French の3ファクターモデルによるリスク調整を行っても消滅しない。このアノマリー現象は、特定銘柄への信用買いが将来に渡って継続するという群れ行動の特性によって引き起こされる。また、この現象はミスプライスの発生過程におけるものと考えられることができる。

市場全体の信用取引動向では、過去の市場リターンに対してポジティブフィードバックトレーディングバイアスを有していたが、東証全体での銘柄選択ではネガティブフィードバックトレーディングバイアスを有していた。しかしながら、サイズ別にこのような現象を確認してみるとネガティブフィードバックトレーディングによる銘柄選択は大型株で顕著に見られた。小型株では信用買いによるインパクトが大きいため、ネガティブフィードバックトレーディングの傾向はなくなり、ポジティブフィードバックトレーディングの傾向が現れる。大型株では個人投資家の取引がプライステーカーとしての特徴が増していると考えられる。アノマリーも1週間程度でほとんど消滅してしまっていることから、大型株における信用買残高の変化を利用したアノマリー戦略で超過リターンを獲得することは難しいと考えられる。大型株で見られるこれらの現象から、大型株における信用買いによる効果の一部はリターンリバーサル効果によって説明されるものと考えられる。しかしながら、市場全体でみると、信用買残高の増加によるアノマリー現象はリターンリバーサルとも独立で、投資家心理の代理変数としてしばしば利用される流動性指標よりも優れたアノマリー指標であるようである。

第4章では、第3章で確認されたミスプライスの発生が収斂するプロセスを把握することを主な目的として検証した。信用取引の継続性で積み上がった信用買残高は、残高の減少とともに低いリターンが計測されるはずである。分析では、長期の月次データが利用可

能な貸借取引データを利用した。貸借取引データは信用取引データに比べて情報の低下が懸念されることから、貸借取引に信用取引と同様の投資家心理の代理性が存在するかをサイズリターンの予測効果を元にまず検証した。その結果、半分程度に予測能力は落ちるものの、貸借取引にも依然予測効果があることを見出した。次に、銘柄間における貸借残高と長期リターンとの関係を分析した。その結果、貸借融資残高、貸借貸株残高の極端に高い銘柄群のリターンが極端に低いことを見出した。これらの銘柄群は信用取引や貸借取引の規制に抵触している銘柄群が多く含まれていることが分かった。そこで貸株規制銘柄とリターンの関連をイベントスタディ分析によって調査した。その結果、投資家の過熱によって暴騰した株価は規制発生後約6ヶ月程度高止まりを続け、返済期限いっぱいの6ヶ月を経て初めて修正が起り始めるという示唆を得た。この結果はミスプライスが長期に渡り存在し続けることを示唆している。

第5章では、Fama-Frenchの3ファクターモデルのリスクファクターであるHMLファクター、つまり、高B/M株の低B/M株に対する超過リターン（以降、B/Mリターンと呼ぶ）の予測可能性について検証した。分析では代表性ヒューリスティックによる投資家の誤りが市場全体でおこる結果、クロスセクションにおけるB/Mのばらつきが大きく増大し、その増大は将来の高いB/Mリターンを予測するという仮説を検証している。日本・アメリカの実データを用いてこの仮説を検証した結果、将来の市場リターンおよび高B/M株の低B/M株に対する超過リターンや市場リターンを予測するという期待される効果が確認された。第2章でのサイズリターンの予測と第5章で示されるB/Mリターンの予測の結果は、Fama-Frenchモデルで新たに追加されたHMLファクター・SMBファクターのファクターリターンが投資家心理の影響を受けていることを示唆している。Fama-Frenchの3ファクターモデルの解釈については、様々な議論がされているが、少なくともFama and French (1993)が主張するファンダメンタルリスクという側面だけでは説明がつかないようである。

2. 従来の研究との関係

ここでは従来の研究に与える示唆や、当論文の結果に対する解釈について述べる。

2.1 ファンダメンタルリスク

Fama-French の 3 ファクターモデルには CAPM に 2 つのリスクファクターが追加されている。1 つは SML (Small-minus-Large) ファクター , もう 1 つは HML (HighB/M-minus-LowB/M) ファクターである。前者は第 2 章および第 3 章で検証したサイズリターン , 後者は第 5 章で検証した B/M リターンと密接に関係する。伝統的ファイナンスによるこれらのファクターの解釈は , システマティックなリスクの代償というものである (Fama and French 1993, 1995, 1996) 。 Fama and French(1993, 1995, 1996) は 2 つのファクターが捉えているものは業績不振というファンダメンタルリスクであると解釈している。一方で , 行動ファイナンスでは , 投資家心理的バイアスによって引き起こされていると考える。例えば Lakonishok, Shleifer and Vishny (1994) は , 割安株効果を「投資家が過去高成長を示した成長株の将来について楽観的な期待を立て , このような期待が達成されないと , 結果として成長株の低いリターンが実現するという現象による」と述べている。このように , 行動ファイナンスでは投資家の投資意思決定における様々な心理的・認知的バイアスはその効果を導くという解釈している。また , Lee, Shleifer and Thaler (1991) はクローズドエンドファンドパズルの検証の中で , クローズドエンドファンドのプレミアムとサイズリターンの共変動の結果を示し , サイズリターンが個人投資家の心理と関連する可能性を示した。

本論文における第 2 章および第 5 章の結果は , サイズリターンおよび B/M リターンが少なからず投資家心理の影響を受けていることを示している。これらの結果から , Fama and French (1993) が SMB と HML ファクターがファンダメンタルのリスク (おそらく , 業績不振に関連したリスクだろうと述べている) の違った側面を捉えているという解釈には疑問が生じる。特に投資家心理のバイアスから将来の SMB ファクターリターンや HML フ

アクターリターンが予測可能であるという結果はサイズプレミアムとバリュープレミアムの発生理由の解釈に重要な証左を与える。

2.2 個人投資家

従来より、個人投資家はノイズトレーダーであると考えられてきた。例えば、Lee, Shleifer and Thaler (1991)では個人投資家が主要な投資家であるクローズドエンドファンドのプレミアムパズルを利用して、個人投資家の特異な行動バイアスを分析している。本論文が用いた信用買いに関する分析結果も、同様の個人投資家の行動バイアスを分析したものであるが、クローズドエンドファンドによる計測方法よりもはるかに投資家心理を反映したものである可能性が考えられる。それは、個人投資家の主体的な投資行動をより直接計測している、信用取引によるレバレッジが投資家心理をより顕著に発生させる可能性がある、ためである。

分析からも、これらの予測を支持する結果が得られている。クローズドエンドファンドのプレミアムでも観測されたサイズリターンとの共変動は、信用取引ではより顕著に観測される。また、過去の市場リターンとの関係や、過去の信用買い取引との自己相関は、個人投資家に期待されるバイアスに非常に整合的であり、本論文の結果は個人投資家の行動バイアスに対する重要な証左を与える。

本論文が個人投資家の投資バイアスとして計測した特徴は、ポジティブフィードバックトレーディングバイアスと、群れ行動バイアスである。前者は、特に市場レベルで計測される。過去の市場リターンが高いほど個人投資家の株式投資は活発化する。本来将来に関する情報で投資を行うべきであるということに鑑みると、彼らの投資行動は非常に特異である。このバイアスは、市場レベルおよび個別銘柄レベルで観測される。市場全体の信用買残高はいったん増え始めると継続する傾向がある。また、信用買残高が増加し始めた銘柄群の信用買残高は継続して増加する傾向がある。これらは群れ行動バイアスに起因したものであると考えられる。特に金銭が関係する投資の世界では、100万円を1億円にしたと

いう成功話や、株で2億円儲けたという儲け話は、自分もやれば儲かるという大きな刺激を与えるのかもしれない。また、特に日本人は街中でも群れ行動のバイアスを顕著に見ることができる。このバイアスが日本に顕著なものかどうかは分からないが、合理的な投資行動とは言えないように思われる。Welch (2000)はアナリスト投資レーティングにおけるハーディング行動を分析し、その中で、最近のパフォーマンスが良く、コンセンサスが楽観的であればあるほど、ハーディングの傾向が強いことを示している。また、Nofsinger and Sias (1999)では、機関投資家のハーディングが過去のリターンと密接に関係していることを示している。これらを勘案すると程度の違いこそあれ、個人投資家、機関投資家、アナリストに限らず、人はみな群れをなす傾向があるようである。

2.3 不十分な裁定

De Long, Shleifer, Summers and Waldmann (1990)は、「裁定取引者がミスプライスに対する資金や時間的猶予を確保することが出来なければ、裁定は十分に働かず、ファンダメンタル価格の乖離 ミスプライスは長期化し、しかも乖離の幅を広げていく」ことを理論的に記述した。そして、裁定取引が現実には極めてリスクな取引で十分には働かないことが認識されるようになった。

本論文での信用売りの結果も、不十分な裁定と整合する結果と解釈することができる。信用買いが個人投資家によるノイズトレードと考えられる一方で、信用売りは信用買いによる過剰反応を抑制するように働いているようであった。信用買残高の増加とともに、信用売残高も増加していることから、信用買いによる株価の上昇を信用売りは抑えようと働いているようである。しかし、信用買残高の増加している銘柄群が将来にわたり超過リターンを獲得することなどから、信用売りによる裁定は十分には働いていないようである。結果として、本論文で示されたような信用買いによる株価上昇の証左が得られていると考えられる。

では、なぜ信用売りによる裁定が十分に働かないのだろうか？ 1つには、借株のコスト

が考えられよう。株式を借りて株式を売るには、貸してくれる株がなければ売ることではできない。制度信用取引では貸借取引を利用しているため、規制銘柄でない限り株を貸してくれるが、株不足が生じると逆日歩が発生し過剰なコストがかかる。一方で、信用買いは現金の貸付であることから、過剰なコストが発生するリスクはない。(ただし、信用規制銘柄になることで、現金による追加証拠金を要求されることはある。)制度信用による逆日歩はその証券を借りている投資家すべてに発生することから、信用買いに比べるとはるかにコストのかかる取引である。このことが不十分な裁定を発生させる要因になっていると考えられる。また、信用売りによる損失が青天井であるということに対する心理的負担も考えられよう。信用買いでは、株券が紙切れになり、投資資金が回収できなくなるというのが最大の損失となるが、信用売りでは無限に損害を被る可能性がある。このことが信用売りに何らかの心理的負担を与えている可能性も考えられる。特に低位株では信用売りにおけるこのような心理的負担が大きくなると考えられる。一方で、信用買いでは低位株は最大損失が小さいことから、信用買いに対する安心感が生まれる可能性がある。これらから、値高株と低位株での効果の違いを分析することで投資家の心理的負担の影響度を検証することも出来よう。そして、もう1つは空売りに係る規制の影響が考えられる。裁定取引を積極的に行っているのはおそらく機関投資家である。空売りは株価の下落をもたらすことから、価格規制が掛けられている。一般的にはアップティックルールと呼ばれるものである。日本における価格規制は、1998年10月23日に最初の規制が施行された。その際の規制は、公示価格(直近の市場価格)未満での空売りを禁止するというもので、信用取引は除かれていた。そして、その後の株価低迷を受けて、2002年3月6日に規制が強化され、価格下落局面での公示価格以下での空売りが禁止された。また、2002年9月17日には、有価証券の空売りに関する内閣府令の一部が改正され、信用取引が空売りの規制対象となった。特に現在の規制下では信用売りを行う際、成行で空売りを執行する機会はないことから、必然的に空売りは売板となる。空売りでは、買い注文が売り板を叩かなければ売買は成立しない。このようなことから、信用買いによる株価の押し上げ圧力が発生して

いる状況であっても、信用売りは売り板を厚くするという手段でしか価格制御が行えない。その結果、信用買いによる株価押し上げ圧力に信用売りが十分に対処することは難しくなる。また、信用売りは流動性の提供指標となるのも、このことが一因として考えられる。ここに示した3つの要因のうちどれが最も重要な要因であるかを特定する分析は将来の課題であろう。

3. 今後の課題

本論文では、投資家心理が市場価格に与える影響を分析し、その証左を示した。しかし、依然詳細な分析を必要とする部分も数多く残されている。ここではそのようなオープンプロブレムを簡単に列挙する。

(1) 個人投資家の売買動向に関する分析

信用買いの投資主体は個人投資家であるようだが、日本では投資主体別売買動向データが利用できる。このデータはより直接個人投資家の売買動向を把握していることから、市場レベルでの分析と同様の検証を、投資主体別売買動向を用いて分析する必要があると考えられる。信用買いを行っている個人というのは、特殊であるという批判もあり得る。また、特にレバレッジ取引を利用してまで株を購入する投資家であるが故に、自信過剰バイアスが顕著に観測された可能性も考えられる。個人投資家の売買動向に関する分析を行い、信用買いの結果との比較を行うことによって、投資家特性のさらなる解明が可能となろう。

(2) 低位株と値高株での信用取引効果

この分析は信用売りによる損失が青天井であるということに対する心理的負担に対する分析である。信用買いでは、株券が紙切れになり、投資資金が回収できないというのが最大の損失となるが、信用売りでは無限に損害を被る可能性がある、このことが信用売りに何らかの心理的負担を与えている可能性も考えられる。特に低位株では、信用売りにおけるこのような心理的負担が大きくなるだろう。一方で、信用買いでは低位株は最大損失が小さいことから、信用買いに対する安心感が生まれる可能性がある。値高株と低位株での

効果の違いを分析することで、投資家の心理的負担の影響度を検証できる可能性がある。米国では株価はおおむね 100 ドル程度（高くとも 200 ドル程度）に収まるような株価がついているのに対して、日本市場では、取引単位の違いを考慮しても価格の分布はかなり広い。分割による取引単位の変更は、ライブドア株の 100 分割以降、日本市場のホットトピックとなっていることから、投資家心理が株価水準に与える影響を分析することは有益と考えられる。

（ 3 ）信用取引規制と株価動向

第 4 章の結果から、貸株規制が行われた株の株価が低迷しているようであった。しかし、貸株の規制が信用買いの停止を引き起こすという理論的展開には無理がある。一般に貸株取引規制が発生した銘柄は、信用取引規制がほぼ同時期に起こることが多い。信用取引規制では、信用売りだけでなく信用買いにも規制が行われる。信用取引の規制では、新規申し込みに対して委託保証金率を引き上げ、その引き上げ分は全額現金で預け入れることとしている。この結果、信用買いのレバレッジ効果は低下し、十分な現金資金を有していない個人投資家には大きなインパクトを与える。第 4 章と同様の分析を、信用規制データを用いて分析することで、より顕著な結果が得られると考えられる。

（ 4 ）長期データを利用した B/M のばらつき増加の再検証

第 4 章における B/M のばらつきにおける単位根・共和分に関する結果は仮説を支持する十分な証左を得たとは言いがたい。この検証は重要な要件であるので、再度検証する必要がある。しかしながら、そのためにはサンプルを確保するための十分な時間経過が必要である。サンプルを十分増やした後、単位根および共和分の検証を行いたい。

（ 5 ）経営者判断への影響

本論文の結果から、過去リターンが高いときに個人投資家によるオーバープライスが起るようである。Baker and Stein (2004)は経営者が流動性指標によってオーバーバリュエーの程度を知ることができるということを議論しているが、経営者が流動性や信用買いによるオーバーバリュエーの情報を正しく利用しているかどうかを検証することは、市場価格

の形成を考える上で重要であろう。オーバーバリュエーションのとき、経営者は株式の増資を行う最良のタイミングである。またアンダーバリュエーションのときには、自社株買いや減資を行う最良のタイミングである。これらの関係を調査することは株式市場を分析する上で重要な示唆を与えるものと考えられる。

参考・引用文献

- Baker, Malcolm P. and Jeremy C. Stein (2004) "Market liquidity as a sentiment indicator", *Journal of Financial Markets*, 7(3), 271-299.
- De Long, Bradford, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers and Robert J. Waldmann (1990) "Noise trader risk in financial markets", *Journal of Political Economy*, 98(4), 703-738.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French (1993) "Common risk factor in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French (1996) "Multifactor explanations of asset pricing evidence", *Journal of Finance*, 51(1), 55-84.
- Gervais, Simon and Terrance Odean (2001) "Learning to be overconfident", *Review of Financial Studies*, 14(1), 1-27.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny (1994) "Contrarian investment and extrapolation, and risk", *Journal of Finance*, 49(5), 1541-1578.
- Lee, Charles M. C., Andrei Shleifer and Richard H. Thaler (1991) "Investor sentiment and the closed-end fund puzzle", *Journal of Finance*, 46(1), 75-109.
- Nofsinger, John R. and Richard W. Sias (1999) "Herding and feedback trading by institutional and individual investors", *Journal of Finance*, 54(6), 2263-2295.
- Welch, Ivo (2000) "Herding among security analysts", *Journal of Financial Economics*, 58(3), 369-396.