

構成銘柄のウェートを用いた 年金マネジャーの投資行動とハーディング

住友信託銀行株式会社 年金信託部 確定拠出年金室

朝倉 庸仁

株式会社格付投資情報センター (R&I) 年金評価部

宇野 陽子

(日本証券アナリスト協会検定会員)

目 次

- | | |
|---------------|--------------------|
| 1. はじめに | 4. 投資行動とパフォーマンスの関係 |
| 2. データ | 5. ハーディング (横並び行動) |
| 3. マネジャーの投資行動 | 6. 結論 |

わが国の年金株式ファンドを対象に構成銘柄のウェートを利用し、運用者の投資行動がモメンタム傾向であるのか、コントラリアン傾向であるのかを明らかにする。さらに投資行動とパフォーマンスの関係を検証する。運用者はまた幾つかの理由で他の運用者と類似した売買行動 (ハーディング行動) をとることが知られている。年金ファンドをカテゴリーに分けて、各カテゴリーにおけるハーディング行動の大きさを調べる。ハーディングの存在は年金スポンサーの効率的なマネジャーストラクチャーに対して重要な示唆を与える。

1. はじめに

近年の市況の低迷は年金資産の運用には厳しい環境であった。巨額の運用資産を抱える年金ファ

ンドのマネジャーの運用パフォーマンスは低く、ポートフォリオに価値を加えるには至っていないようだ。外資系運用機関や国内系投資顧問などの台頭により年金運用の勢力図は変化している。し



朝倉 庸仁 (あさくら のぶひと)

1999年3月、筑波大学第3学群社会工学類経営工学専攻卒業。同年、(株)第一勧業銀行 (現 株式会社みずほ銀行) 入社。2004年3月、横浜国立大学大学院国際社会科学部研究科会計・経営システム専攻修了。同年、住友信託銀行(株)入社。



宇野 陽子 (うの ようこ)

1990年津田塾大学国際関係学科卒業、1992年ニューヨーク市立大学大学院MBA課程修了、同年日本公社債研究所 (現、格付投資情報センター) 入社。以来、年金コンサルティング業務に従事し、現在に至る。国際公認投資アナリスト。

かし国内の伝統的運用機関である信託、生保の受託資産規模は依然として大きく、これらの年金運用におけるプレゼンスは高い。では信託、生保のマネジャーはポートフォリオを構成する株式銘柄に対してどのような売買行動をとっていたのであろうか？パフォーマンスとマネジャーの投資行動の間には一定の関係があるのだろうか？なお、本稿で対象とする運用商品は合同運用を行うものであり、その運用動向は多くの委託者に影響を及ぼす。はじめに上記の問題について明らかにする。

米国のファンドを分析対象とした投資行動の研究はGrinblatt, Titman, Wermers (1995) (以下ではGTW (1995)) をはじめとして数多く報告されている。そしてその多くが過去のリターンが高かった銘柄のウエートを引き上げ、低かった銘柄のウエートを引き下げるといったモメンタム戦略に基づいた投資行動をとると結論付けている。本稿ではファンドの構成銘柄のウエートを用いた指標により、わが国の年金ファンドを対象として投資行動(モメンタム戦略に基づいた投資行動をとるか、コントラリアン戦略に基づいた投資行動をとるか)を観察する。各マネジャーの投資行動分析に加え、業態別(信託、生保)、スタイル別(バリュアー、グロース)に分けてそれぞれの平均的投資行動に差異が認められるかを調べる。さらに年金ファンドのパフォーマンスと投資行動の関係を調べることにより、投資行動がパフォーマンスに与える影響についても検証する。

次にマネジャーのハーディングについて調査する。マネジャーが異なる投資行動をとることは容易に予想できる。異なる投資行動をとるマネジャーを採用することは投資成果を安定させるための方法の一つとなる。その一方で売買対象とする銘柄が特定の銘柄に集中するなど、同時期に他のファンドと類似した売買行動をとるマネジャーを

採用する場合、コスト面でマネジャーストラクチャーに非効率性をもたらす可能性がある。では実際にはある年金ファンドにおける売買行動は他の年金ファンドの売買行動と独立したもののなのであろうか？私たちはこの問いに答えるために個別の銘柄に対して、業態、運用会社、スタイルが同じファンド同士、これらが異なるファンド同士でハーディング(横並び行動)が起きているのか、つまり時を同じくして同一銘柄に対して類似した売買行動をとる傾向があるのかについて明らかにする。年金ファンドの個別銘柄に対する売買行動を明らかにすることで、より効率的なマネジャーストラクチャー構築が可能となる。

2. データ

今回の分析では株式会社格付投資情報センターが運用評価を委託されている国内株式型ファンドから国内の信託銀行年金合同口アクティブファンド、生命保険第一特約総合口の国内株式全構成銘柄の半期ごとのウエートデータを用いた。対象期間は1995年3月末から2002年9月末としている。このデータを利用することで各マネジャーが期間中にどれだけ各銘柄を売買したのかを把握している。

対象ファンドは信託合同口47ファンド(うちバリュアー19本、グロース12本、その他16本)、生保6ファンド(総合口6本)の合計53ファンドである。スタイルの分類は各運用会社が自己申告したスタイルに従っている。信託合同口その他16本の投資対象には特定の株式特性への集中は見られない。ここでは、期間サンプルが10期分以上存在するファンドのみを分析対象としている。分析対象を限定したのは、期間サンプルが少数である場合、投資行動指標が時期に依存して極端な値をとる恐

れがあること、各指標の数値の統計的有意性を調べるに当たり、少数サンプルでは有意な結果が得られにくく、見掛け上有意なファンド数が少なく見積もられ、評価が偏ることが考えられるためである。

3. マネジャーの投資行動

本論では、年金ファンドマネジャーの投資行動とパフォーマンスの関係について分析を進める。年金ファンドのマネジャーの投資傾向が株価のモメンタム現象に基づく傾向があるのか、リターンリバーサル現象に基づくのかを明らかにしたい。モメンタム戦略とリターンリバーサルに基づくコントラリアン戦略については多くの議論がなされてきた。GTW (1995) は構成銘柄のウエートの変化とリターンの関係からモメンタム戦略と異常リターンの関係を分析した。ミューチュアルファンドは過去のリターンが高い株式を買うモメンタム傾向があり、積極的グロース株ファンド、グロース株ファンドの順にモメンタム傾向は強かった。過去のリターンが高い株式を買う傾向のないファンドは有意な異常パフォーマンスを示さず、モメンタム傾向のあるファンドがコントラリアン傾向のファンドをアウトパフォームすることを明らかにした。

Badrinath, Wahal (2002) はGTW (1995) 同様に構成銘柄のウエートを使った指標により業態ごとに投資行動を分析し、業態によって投資行動が有意に異なるとしている。投資顧問とミューチュアルファンドで過去のリターンに対する感応度が高く、年金基金と銀行は感応度が低い。また、機関投資家全体の投資行動は平均で若干のモメン

タム傾向を示した。投資スタイル別に見ると、グロースファンドとグロース&バリューフンドはモメンタムであり、バリューフンドはコントラリアンであることを明らかにしている。Burch, Swaminathan (2001) も業態別の投資行動の違いについて分析している。投資顧問が最もアクティブなモメンタム投資家であり、最もモメンタムが弱いのが銀行（信託部門）と保険であると報告している。Jones, Lee, Weis (1999) もまた運用機関の業態ごとに投資行動を分析している。彼らは1984年から1993年にかけて、ほとんどの業態が株式の購入時、売却時共にモメンタム取引を行っていることを示した。

このように機関投資家のモメンタム投資傾向を支持する研究が多い中、Gompers, Metrick (2001) は運用資産規模の大きな機関投資家がモメンタム投資家とは言えないと報告している。彼らは機関投資家の株式保有比率を被説明変数とし、株式の属性を説明変数としてOLS法によるクロスセクション回帰を行った。モメンタム要因の回帰係数はほぼすべての期間で有意に負であり、過去のリターンの高い銘柄の保有ほど少ない傾向にあるとしている。

日本ではIihara, Kato, Tokunaga (2001) が各銘柄ごとに機関投資家の保有比率の変化（1年間）とその前1年間の超過リターンを比較することで投資行動を観察している（注1）。前年の超過リターンが高い銘柄の保有比率が1年前に比べて高まれば、投資家はその銘柄に対してモメンタム傾向を示し、こうした銘柄への保有比率が低下すれば、投資家はその銘柄に対してコントラリアン傾向を示す。私たちの研究ではファンドを構成する全銘柄のウエート変化と過去のリターンの関係を示し

（注1） 彼らは投資家を機関投資家、個人投資家、外国人投資家に分けて投資行動を分析している。

ており、彼らの個別銘柄に主眼を置いたアプローチとは異なるアプローチを採っている。彼らによると高リターンの銘柄群のモメンタム傾向は他の銘柄群に比べてかなり大きく、全体としてはモメンタムに偏る可能性が高いようである。また、投資家の投資行動を企業規模別に調べたところ、大型株に限定したようなモメンタム取引が日本の機関投資家に確認される。このような結果から特に大型株中心であるファンドの投資行動はモメンタムを示すと推測できる。

3.1 投資行動指標の測定

ポートフォリオの構成銘柄のウエートの変化とリターンを利用して、マネジャーがモメンタム投資を行っているのか、コントラリアン投資を行っているのかを調べる。投資行動を表す指標に以下を用いた。

$$\text{投資行動指標} = \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^N R_{j,t-k,t} (w_{j,t+1} - w_{j,t}) / T \quad (1)$$

$w_{j,t}$ は銘柄 j の t 期末時点でのポートフォリオウエート、 $w_{j,t+1}$ は銘柄 j の $t+1$ 期末時点でのポートフォリオウエート、 $R_{j,t-k,t}$ は銘柄 j の $t-k$ 期末から t 期末のリターンを表している。N はファンドの構成銘柄数、T はウエートの変化を計測できる期間の数（期間サンプル数）を表す（注2）。

算式からも分かるように、投資行動指標では過去のリターンとその後のウエート変化の積をとる。ファンド全体として、過去にプラスのリターンであった銘柄を買い（売り）、ウエートを上げる（下げる）と指標はプラス（マイナス）となる。逆にマイナスのリターンの銘柄を買い（売り）、ウエートを上げる（下げる）と指標はマイナスとなる。この指標が正であるか負であるかによって

モメンタム戦略に基づき投資しているのか、コントラリアン戦略に基づいて投資しているのかを判別する。同時に指標の絶対値の大きさはモメンタム、コントラリアンの程度を表す。

投資行動について以下のファンド期間投資行動指標による分析も試みた。

ファンド期間投資行動指標

$$= \sum_{j=1}^N R_{j,t-k,t} (w_{j,t+1} - w_{j,t}) \quad (2)$$

これにより各マネジャーの各半期の投資行動を調べることができ、多くのサンプルが得られる。ここでのウエートは

$$w_{j,t} = \frac{P_{j,t} H_{j,t}}{\sum_{j=1}^N P_{j,t} H_{j,t}} \quad (3)$$

で表現される。 $P_{j,t}$ は銘柄 j の t 期末における株価、 $H_{j,t}$ は銘柄 j の t 期末における保有株数を示す。

本研究では上記の投資行動指標に加えてドリフトを調整したウエート変化を用いた分析も同時に行った。 $w_{j,t}$ を以下で表す $w_{j,t}^*$ に置き換えることでドリフトを調整した。

$$w_{j,t}^* = \frac{\frac{P_{j,t+1}}{P_{j,t}} w_{j,t}}{\sum_j \frac{P_{j,t+1}}{P_{j,t}} w_{j,t}} \quad (4)$$

ドリフトを調整することで得られた結果と調整しないウエートを用いた場合の結果の解釈は若干異なる。ドリフトを調整することで得られた上記の指標の数値は、マネジャーの意思によるウエートの傾斜のみに焦点を当てている。これに対し、ドリフトを調整しないウエートを用いた指標は、マネジャーが保有株数を変えなくても、市場で評

(注2) この指標はGTW (1995) を基礎としている。ただし、GTWの指標とはウエートの変化とリターンのラグの取り方、ウエート計測期間のバリエーションに若干の違いがある。

価される特定の銘柄の資産価値がポートフォリオ全体の価値の上昇率より高まれば（低くなれば）ウエートは高まる（低くなる）。したがって、ドリフト調整なしのウエートを用いた指標はこうした意図しないウエート変化による影響も含んでいる。今回の分析では年金運用において運用者が過去のリターンに関連してどのような投資行動をとっているのかという観点から投資行動を明らかにするため、ドリフト調整ウエートを用いた投資行動指標を重視しつつ検証を行う（注3）。

3.2 分析結果（投資行動）

3.2.1 ファンド全体

ドリフト調整の有無、リターン計測期間の違いによる次の四つの指標によって投資行動を調べる。ドリフトを調整したウエートを用い、リターンの計測期間を1年（ $k=2$ ）としたもの、6カ月（ $k=1$ ）としたものをそれぞれドリフト調整行動指標1年（drift-adjusted behavior measure 1 year; DABM1yr）、ドリフト調整行動指標6カ月（DABM6m）とした。またドリフト調整を行わないウエート変化を用いた場合もリターンの計測期間の違いにより、ドリフト調整なし行動指標1年（BM1yr）、ドリフト調整なし行動指標6カ月（BM6m）と二つの指標に分けている。なお、投資行動指標ではウエート変化の計測期間は6カ月としている。すべての分析対象ファンドについて、各投資行動指標において正あるいは負の値を持つファンド数、有意に0と異なるファンド数を調べ、結果を表1に示した（紙面の制約によりドリフト

表1 投資行動と有意性（全ファンド対象）

	標本数	符号別	有意水準	
			1%	5%
DABM1yr	53	正 46 負 7	1 0	7 0
DABM6m	53	正 37 負 16	3 0	3 0

（注）有意水準1%、5%は両側検定の下での有意水準を示す。

調整指標に限定している）。

表1からファンド別に投資行動を見ると投資行動が正のファンドが圧倒的に多い。わが国の年金ファンドではコントラリアン戦略よりモメンタム戦略に基づいた運用が行われていると思われる。投資行動の有意性について見ても、有意に正のファンドが幾つか存在するのに対し、有意に負のファンドは一つも見られなかった。詳細な結果は省略するが、ファンド期間指標でもやはり正のファンド期間が過半数を占める。しかしながら、その割合は時系列平均の投資行動指標より低い。これは負のファンド期間における指標数値の絶対値が正のファンド期間より小さいことを示唆している。

3.2.2 業態別（信託銀行、生保）

ここで更に業態に分けて投資行動を観察する。分析対象ファンド全体の投資行動の基礎統計と検定結果を表2に示した。信託、生保別の投資行動の正負と有意性についても同様に調べた（表3、表4参照）。表2からすべての指標で平均が正であり、その平均は有意に0とは異なる（有意水準

（注3） マネジャーの投資行動を調査するとき、価格ドリフトの調整の有無が結論に影響を及ぼすことが考えられる。ドリフト調整しない指標を用いた先行研究ではマネジャーの投資行動をミスリードしている可能性がある。ドリフト調整を行わない指標の分析結果は、ドリフト調整した指標と対比させることによりその可能性を検証するための利用にとどめる。

表2 投資行動基礎統計と検定結果(業態別)

	標本数	平均	標準偏差
信託			
DABM1yr	47	3.376	8.779
		<u>t 値 2.636</u>	<u>(0.011)</u>
DABM6m	47	1.703	4.437
		<u>t 値 2.631</u>	<u>(0.012)</u>
BM1yr	47	2.377	4.494
		<u>t 値 3.626</u>	<u>(0.001)</u>
BM6m	47	1.203	2.432
		<u>t 値 3.390</u>	<u>(0.001)</u>
生保			
DABM1yr	6	14.140	11.274
		<u>t 値 3.072</u>	<u>(0.028)</u>
DABM6m	6	5.776	4.743
		<u>t 値 2.983</u>	<u>(0.031)</u>
BM1yr	6	5.498	1.203
		<u>t 値 11.190</u>	<u>(0.000)</u>
BM6m	6	2.706	1.025
		<u>t 値 6.468</u>	<u>(0.001)</u>

(注) 平均、標準偏差はそれぞれ年率百分率表示である。下段は各業態で各指標の平均が有意に0と異なるかを検定した結果である。下段左はt値、括弧内はp値を示す。

表3 投資行動と有意性(信託銀行)

	標本数	符号別	有意水準	
			1%	5%
DABM1yr	47	正 40 負 7	1 0	5 0
DABM6m	47	正 31 負 16	1 0	3 0

表4 投資行動と有意性(生保)

	標本数	符号別	有意水準	
			1%	5%
DABM1yr	6	正 6 負 0	0 0	2 0
DABM6m	6	正 6 負 0	2 0	0 0

(注4) t検定では二つの母集団は共に正規分布に従っているという前提が置かれている。母集団の正規性という前提を緩めて母平均の差を検定するため、分布の型によらないノンパラメトリックな手法としてU検定を用いた。

5%)。ドリフト調整指標、ドリフト調整なし指標の検定結果に大差なく、ここでは価格ドリフト要因が投資行動指標に与える影響は小さいようである。業態にかかわらず過去のリターンの高い銘柄を買い、低い銘柄を売る傾向があると言える。表3、表4から分かるとおり正の投資行動つまりモメンタム投資を行うファンドが圧倒的に多い。特に生保では6ファンドすべてがモメンタム投資を示しており、信託でも指標によって異なるが約2/3以上のファンドがモメンタム傾向を示す。

信託銀行、生保共にモメンタム行動をとる傾向があるが、両者の投資行動の平均に差はあるのだろうか?これをt検定、マン・ホイットニーのU検定(注4)(ノンパラメトリック手法)により検証した。その検定結果を表5に示している。t検定ではすべての指標で投資行動に有意な差があるとの結果を得た。U検定においては三つの指標で投資行動に有意な差がある。生保の方がよりモメンタム投資の傾向が強く、その有意性は強いようだ。ファンド期間指標でも業態にかかわらず全指標で平均が正であり、生保のファンドの投資行動平均は信託の平均を上回る。業態別のファンド属

表5 平均差の検定結果(生保-信託)

指標	t 値	p 値	p 値(U 検定)
DABM1yr	2.742	0.008**	0.003**
DABM6m	2.103	0.040*	0.009**
BM1yr	3.810	0.001**	0.023*
BM6m	2.740	0.016*	0.152

(注) p値の**、*はそれぞれ有意水準1%、5%の下で各母集団の平均が等しいという帰無仮説を棄却できることを表す。p値(U検定)は帰無仮説が真である場合にU検定のz値が実際に観測されたz値の絶対値を上回る確率を表す。

性の違いを明らかにし、投資行動の差がどういった原因によるものなのかの説明は今後の課題としたい。

3.2.3 スタイル別

サンプル数の制約上、スタイル別の分析対象をバリュースタイル、グロースに限定した。通常、バリュースタイルは割安な水準にある銘柄が投資対象になる。割安な水準に到達する過程ではリターンがマイナスとなることが多いと考えられるため、結果としてバリュースタイルファンドは過去のリターンが低い銘柄に投資する傾向がある。米国における研究ではバリュースタイル投資はリターンリバーサルと整合的であるとの結果が確認されている。一方、グローススタイルでは成長性が高い産業を中心に買われる。こうした銘柄は企業の成長過程で資産価値が上昇している段階で買われることが多く、結果としてモメンタム投資と投資行動が整合的である。

以上から投資行動の指標はバリュースタイルでは負、グローススタイルでは正の値をとることが予想できる。グロースでは12ファンド中11ファンドの指標が正であった。グロースに限らずバリュースタイルにも正の値をとるファンドが多く見られ、中には指標が有意に正であるものも存在する(表6、表7参照)。また、表8が示すようにバリュースタイル、グロース共に投資行動の平均は正である。検定結果からグロースでは有意なモメンタム傾向が確認でき、特に価格ドリフト要因を除外した指標の有意性が高い。しかし、バリュースタイルではこの傾向に有意性は認められない(有意水準5%)。バリュースタイル、グロース共にドリフト調整の有無により、指標平均に大きな差が見られ、価格ドリフト要因の影響が強く表れていることが分かる。バリュースタイルではドリフトを調整した指標の方が値は小さく、グロースでは値が大きい。マネジャーの意図した投資行

表6 投資行動と有意性(バリュースタイル)

	標本数	符号別	有意水準	
			1%	5%
DABM1yr	19	正 14 負 5	1 0	1 0
DABM6m	19	正 9 負 10	0 0	1 0

表7 投資行動と有意性(グロース)

	標本数	符号別	有意水準	
			1%	5%
DABM1yr	12	正 11 負 1	0 0	3 0
DABM6m	12	正 11 負 1	1 0	1 0

表8 投資行動基礎統計と検定結果(スタイル別)

	標本数	平均	標準偏差
バリュースタイル			
DABM1yr	19	0.147	7.265
		<u>t 値 0.088</u>	<u>(0.931)</u>
DABM6m	19	0.283	3.050
		<u>t 値 0.404</u>	<u>(0.691)</u>
BM1yr	19	1.600	4.478
		<u>t 値 1.557</u>	<u>(0.137)</u>
BM6m	19	0.955	2.349
		<u>t 値 1.772</u>	<u>(0.093)</u>
グロース			
DABM1yr	12	10.206	11.105
		<u>t 値 3.184</u>	<u>(0.009)</u>
DABM6m	12	5.714	5.919
		<u>t 値 3.344</u>	<u>(0.007)</u>
BM1yr	12	3.871	4.980
		<u>t 値 2.693</u>	<u>(0.021)</u>
BM6m	12	2.230	2.469
		<u>t 値 3.128</u>	<u>(0.010)</u>

(注) 下段は各スタイルで各指標の平均が有意に0と異なるかを検定した結果である。下段左がt値、括弧内がp値を示す。

動としては、やはりバリュースタイルよりグローススタイルの方がモメンタムで売買する傾向が強く、その差は大きいようである。スタイルによって投資行動の違いは見られるものの、本研究の結

果はバリュースタイルにおける投資行動がコントロールリアンであるというBadrinath, Wahal (2002)の結果とは一致しない。

その主な理由として、ITバブルの影響が考えられる。次節では期間別に投資行動の推移を観察している。次節の図2（スタイル別のDABM推移）からも分かるようにITバブル期のモメンタムの大きさはバリューファンドでは際立ったものではない。また、グロースファンドに限らずバリューファンドでも過半数以上の期間でモメンタム傾向を示している。ITバブルがバリューのモメンタム傾向に与えている影響は限定的だと言えよう。

投資行動の平均差の検定結果を表9に示した。ドリフト調整ウエートを用いた場合、これらのスタイルによって投資行動に差が見られ、その有意性は高い。ドリフトを調整しない場合は有意性は低くなる。これはバリューファンドに含まれる一部の銘柄の価格が上昇（下落）し、その後も引き続き上昇（下落）を続け、ドリフトによるウエートの変化が投資行動指標に影響を与えている可能性がある。細かい結果は示していないが、ファンド期間指標でもドリフト調整した指標のp値は調整していないものに比べて低く、同様の結果を得ている。今回の分析対象期間では、スタイルにかかわらずモメンタム戦略をとる傾向がある。し

かしバリューとグロースの指標の大きさを考えると、バリューマネジャーは市況に影響されず、モメンタム投資への偏向が小さかったことがうかがえる。

3.2.4 期間別の投資行動

投資行動指標は算出式からも明らかなように各半期の投資行動の時系列平均である。投資行動は期間によってどのように変化しているのだろうか？期間別に投資行動を観察し、その推移を明らかにした。ここで投資行動指標をクロスセクショナルにとらえ、ファンドを超えた各期における投資行動の平均について検討する。分析期間中の投資行動に期間別の差があるかどうかを分散分析、ノンパラメトリック手法であるクラスカル・ウォリス検定（注5）を用いて明らかにし、どの期間に平均的に差があるかをシェフェの方法（注6）による多重比較によって調べた。全指標において、期間により投資行動には有意な差が確認された。マネジャーは経済情勢に合わせて、自らの投資行動を変化させているようだ。

多重比較の結果、すべての指標で幾つかの期間の間に投資行動の差が確認できた。リターン計測期間を1年とした場合、期間の組み合わせ105のうち投資行動に差があるのはドリフト調整したウエートを用いた指標では三つ、ドリフト調整しないウエートを用いた指標では30の組み合わせで投資行動に差があった。リターン計測期間を6カ月とした場合、期間の組み合わせ105のうち投資行動に差があるのはドリフト調整したウエートを用いた指標では一つ、ドリフト調整しないウエート

表9 平均差の検定結果（グロースーバリュー）

指標	t 値	p 値	p 値 (U 検定)
DABM1yr	3.059	0.005**	0.002**
DABM6m	2.942	0.010*	0.002**
BM1yr	1.318	0.198	0.035*
BM6m	1.444	0.160	0.114

(注5) ここでも母集団の正規性を気にせず差を検定するためにノンパラメトリック検定を利用した。母集団が三つ以上の場合にはクラスカル・ウォリス検定が一般的に知られている。

(注6) 多群間の分散分析で有意差が認められた時、どの群間に差があるのかを調べる多重比較の方法の一つであり、各群のデータ数、分散、分布に制限なく用いられる。

を用いた指標では36の組み合わせで投資行動に差があった。期間別の投資行動の変化はマネジャーの意図したポジションの変化の影響は少なく、意図しない株価のドリフトによるウエートの変化がその大きな要因であると考えられる。

投資行動の推移を図1に示す。図1は全ファンドの各期におけるファンド期間指標（年率％）をクロスセクション平均し、それを時系列推移として表したものである。図中の年月は投資行動指標の計算式のtに対応している。スタイル別の投資行動推移（ドリフト調整指標のみ）も図2に示した。全ファンド、スタイル別共にモメンタム傾向を示すファンドが多かったが、分析期間を通して見ると時期によって投資行動も大きく変化している。

4. 投資行動とパフォーマンスの関係

投資行動とパフォーマンスに一定の関係があるのかを分析する。既に求めた各ファンドの投資行動指標BMとパフォーマンス指標の関係を調べる。正（負）の関係であればモメンタム投資の傾向があるファンドは高（低）パフォーマンスを上げ、リターンリバーサル投資の傾向があるファンドが低（高）パフォーマンスを上げているということになる。GTW（1995）は米国のミューチュアルファンドについて、回帰分析により投資行動指標とパフォーマンス指標の関係を調べた。これらの間には正の相関があり、多くの市場で確認されるモメンタム効果を支持する結果となっている。

ここではGrinblatt, Titman（1993）により提案さ

図1 投資行動の時系列推移

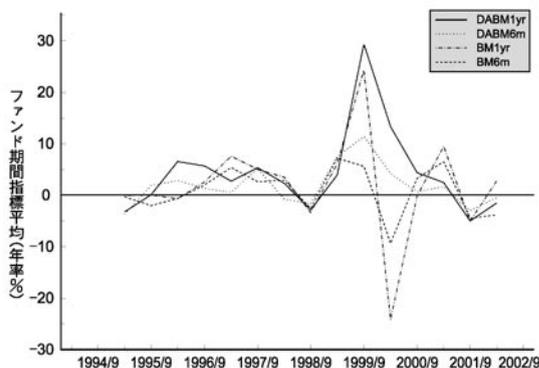
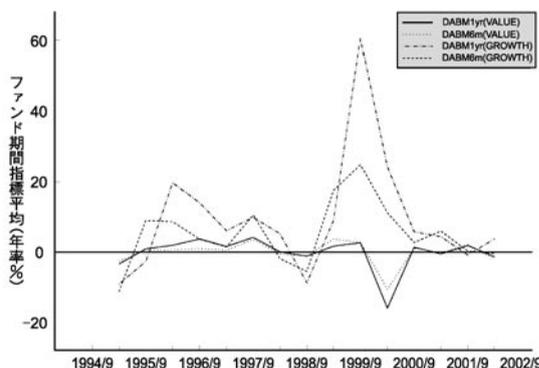


図2 投資行動の時系列推移(スタイル別)



れたパフォーマンス指標PCM（注7）の数値と本稿の投資行動指標の数値に基づいている。PCMはファンドの全構成銘柄について、過去のウエート変化と次の期のリターンの積をとる。そしてすべての積を期間別に合計し、その時系列平均を計算することで求められる。ファンド全体として、過去のウエートの変更が次の期のリターンを正しく予測できていれば数値は高く、マネジャーのパフォーマンスが優れていることを示す。私たちは今回パフォーマンス指標としてDAPCM 6 m、

（注7） パフォーマンス指標については付録Aを参照いただきたい。

PCM6mを利用した。PCM6mはウエート変化の計測期間とリターン計測期間を共に6カ月とした指標である。DAPCMもそれぞれの計測期間は6カ月だが、ウエートにドリフトを調整したウエートを用いている。ドリフトを調整することでマネジャーの意図したウエートの変更によるパフォーマンスの測定が可能になる。ここではパフォーマンス指標DAPCM6mを被説明変数、DABM6mを説明変数としたもの、パフォーマンス指標PCM6mを被説明変数、BM6mを説明変数としたもの、の二つの回帰分析を試みた(注8)。

推定結果は以下のとおりである(括弧内左は説明変数のt値、右はp値)。

$$DAPCM6m = 0.199 - 0.107DABM6m$$

$$(-1.213, 0.231)$$

$$PCM6m = 0.185 - 0.143BM6m$$

$$(-1.583, 0.120)$$

共に回帰係数は負の推定値をとり、モメンタム傾向の強さとパフォーマンスは負の関係にあるようである。つまりコントラリアン傾向のあるファンドの方がパフォーマンスは高い。しかしながら、パフォーマンスと投資行動の間の負の関係には統計的有意性は認められず、本研究で扱う実在するファンドにリターンリバーサル効果が存在するという強い証拠は得られなかった。日本と米国の差は短期では日本はリターンリバーサル、米国ではモメンタムの傾向があることと関係しているのかもしれない。

5. ハーディング(横並び行動)

複数マネジャー制を採用する年金基金はマネジ

ャーの選定において、銘柄レベルでの分散、スタイル分散の効果を期待している。しかし、異なるスタイルを標榜するファンドへ分散投資しても、実際は同じ銘柄に対して類似した売買行動をとる可能性がある。もしこうした行動を異なるマネジャーがとっているとすれば、年金スポンサーの期待した分散効果が十分に得られず、コストが運用結果に対して割高になる恐れがある。あるマネジャーが大きく保有を増やした銘柄を他のマネジャーも大きく保有比率を上げるなどの類似した行動をとっているならば、この両者を採用する意義は小さい。こうしたマネジャーを集約することで、ファンド規模を拡大し、運用報酬率を下げることもネットの運用パフォーマンスを高めるためには必要となるであろう。

マネジャーが同時期、あるいは幾つかの時期にわたって類似した投資行動をとることをハーディング(横並び行動)と呼ぶ。ここでの類似した投資行動とは同一銘柄への売買の集中を表している。運用会社別、スタイル別等の幾つかのグループについて、マネジャーのハーディングが生じているかどうかを検証し、さらなる運用効率化の可能性を探る。

マネジャーは、①マネジャーがお互いの売買から情報を推測し、私的情報を無視してその情報に従った投資を行うため、②同じシグナルをフォローすることでマネジャーの持つ情報が似通ったものになるため、③マネジャーの名声のために自らの持つ情報に固執せず、他のマネジャーのミミックをするため、④一時的なトレンドに乗って投資するため(注9)、⑤特定の属性(過去の高リターンなど)を持つ銘柄に各マネジャーが同じように魅力を感じ、それに投資するため、などの合理的

(注8) パフォーマンス指標、投資行動指標それぞれの指標の中からリターン計測期間、ウエート計測期間、ドリフト調整の有無といった条件が等しい指標の組み合わせを選んでいる。

な投資行動、群集心理に基づくような非合理的な投資行動をとった結果として各株式銘柄に対する売買が似通ってしまうと考えられる。

Lakonishok, Shleifer, Vishny (1992) は年金基金のハーディングは全体的に小さいことを示した。企業規模別に見ると大型株についてはわずかに確認されるのみであり、小型株の売買のハーディングの方が大きい。しかし、小型株へのハーディングも決して際立ったものではない。Wermers (1999) によるとミューチュアルファンドのハーディングの水準はかなり低いが、年金基金に比べるとハーディング傾向がわずかに強いようだ。全体平均としてはミューチュアルファンドでのハーディングは小さい。ただし、ハーディングの水準はグループによって異なり、グロースファンドではインカムファンドに比べてハーディング水準が高い。彼は小型株については特に売りでのハーディング傾向が強いとしている。またSias (2002) によると、業態によってハーディングは異なり、銀行と保険では異なる業態のマネジャーより同一業態のマネジャーをフォローする傾向が強い。しかし全体的にハーディング指標の示す値は小さく、機関投資家がハーディング行動をとっているという証拠は弱い。ハーディング行動の理論的基礎があるにもかかわらず、多くの研究で機関投資家のハーディング行動が存在するという証拠はほとんど示されていないと言える。

5.1 ハーディングの測定

本研究ではハーディング測定対象ファンドに含まれる構成銘柄のウエート変化の相関によりハーディング傾向を確かめる。したがって、マネジャ

ー単位のハーディングに関して検証していくこととなる。過去のハーディング研究ではLakonishok, Shleifer, Vishny (1992) における評価指標をベースとしている。彼らのモデルではハーディングを個別銘柄について観察しており、どのような特性を持つ銘柄にハーディングの強弱があるのかを明らかにするのに適している。これに対して、今回のハーディングの測定は個別銘柄に対するものではなく、ファンド全体として構成銘柄への売買需要の強弱を調べ、ファンド間のハーディングを調査するものである。こうした特性上、マネジャー間、スタイル別のファンド間、業態あるいは運用会社間のハーディング比較が可能となる。

各業態、同じ運用会社、異なる運用会社、各スタイルのファンド間で構成銘柄のウエート変化の相関を確かめ、幾つかのグループに分けてハーディングの大きさに差があるのかも検証する。ここではマネジャーの投資行動を明らかにするのが目的であるため、ドリフトを調整したウエートを用いてマネジャーの意図による売買行動の類似性を観察する。ハーディング指標 ($\rho_{i,j,t}$) は以下のように定義した。

$$\rho_{i,j,t} = \frac{\text{cov}(w_{i,t+1} - w_{i,t}^*, w_{j,t+1} - w_{j,t}^*)}{\sigma_{i,t+1} \sigma_{j,t+1}} \quad (5)$$

ここで $\rho_{i,j,t}$ は t 期末から t + 1 期末にかけてのファンド i とファンド j 間のウエート変化の相関、 $w_{i,t}^*$ はファンド i の t 期末におけるドリフト調整ウエート (注10)、 $w_{i,t+1}$ はファンド i の t + 1 期末におけるウエート、 $w_{j,t}^*$ はファンド j の t 期末におけるドリフト調整ウエート、 $w_{j,t+1}$ はファンド j の t + 1 期末におけるウエート、 $\sigma_{i,t+1}$ はファンド i が

(注9) Froot, Scharfstein, Stein (1992) は短期トレーダーは同じ情報に群がり、結果としてファンダメンタルズとは関係のない情報に従うことがあるとしている。

(注10) 第3章(4)式によるドリフト調整ウエートをここでも利用している。

保有する銘柄の $t+1$ 期中におけるウェート変化の標準偏差、 $\sigma_{j,t+1}$ はファンド j が保有する銘柄の $t+1$ 期中におけるウェート変化の標準偏差を意味する。つまり、この指標はドリフトを調整した場合のウェート変化の相関として表される(注11)。

したがって、マネジャーの売買行動が他のマネジャーと似ていればウェート変化の相関は高くなると考えられるため、指標数値は大きくなり、反対の売買行動をとるにつれて値のマイナス幅は拡大する。ハーディングが大きければマネージャーストラクチャーの効率性は低下することは前述のとおりである。逆にマネジャーが反対の売買行動をとる場合もこうした両マネジャーを採用すると効率性は低くなる。このケースではファンド全体として相殺売買が行われていることになり、売買コストがかさむだけという結果となりかねない。

5.2 分析結果 (ハーディング)

5.2.1 カテゴリーによるハーディング行動の違い

各ファンドの構成銘柄について、6カ月間のウェート変化の相関を求めた(注12)。各カテゴリーの相関の基礎統計と t 検定結果を表10に示した。バリュー、グロースはそれぞれバリューファンド間、グロースファンド間のウェート変化の相関、バリュー・グロースはバリューファンドとグロースファンドの間のウェート変化の相関を表している。同様に信託、生保、信託・生保、同一運用会社、異なる運用会社もそれぞれのカテゴリーに属

表10 ウェート変化の相関の基礎統計と検定結果

	標本数	平均	標準偏差
A.スタイル別			
バリュー	1816	0.085	0.163
		t 値 22.180	(0.000)
グロース	583	0.126	0.223
		t 値 13.577	(0.000)
バリュー・グロース	2232	0.085	0.184
		t 値 21.918	(0.000)
B.業態別			
信託	10654	0.098	0.191
		t 値 52.960	(0.000)
生保	159	0.193	0.285
		t 値 8.547	(0.000)
信託・生保	2568	0.128	0.220
		t 値 29.473	(0.000)
C.運用会社別			
同一運用会社	1271	0.157	0.239
		t 値 23.475	(0.000)
異なる運用会社	12110	0.100	0.194
		t 値 56.576	(0.000)
サンプル全体	13381	0.105	0.199
		t 値 61.028	(0.000)

(注) 各カテゴリーの下段は平均が有意に0と異なるかを検定した結果である。下段左が t 値、括弧内が p 値を示す。

するファンド間のウェート変化の相関を示す。表10からこれらすべてのカテゴリーの相関平均は有意に正であることが分かる(有意水準1%)。

私たちは相関の大きさ、すなわちハーディング傾向の強さに差があるかどうか t 検定によって調べ、その結果を表11に示した。表10と表11の結果は分析期間全体(1995年3月末から2002年9月末)のウェート変化の相関に基づいている。グロースファンド同士ではバリューファンド同士より

(注11) ハーディング測定対象の2ファンドのうち、どちらか一方だけが保有している銘柄についても相関算出時のサンプルに加えた。過去に保有していない銘柄をその後も買わない場合を消極的な売買行動としてとらえている。

(注12) ここでは1年間のウェート変化の相関も同様に求めたが結果には大きな差異は認められなかったため、結果は省略している。1年間のウェートの変化を使った場合、すべてのカテゴリーで相関の平均値が6カ月間のウェート変化を利用したときより大きかった。

表11 ウェート変化の相関の t 検定結果

	t 値	p 値
A.スタイル別		
G-V	4.048	0.000**
G-VG	4.005	0.000**
V-VG	-0.061	0.951
B.業態別		
I-T	4.187	0.000**
T-TI	-6.318	0.000**
I-TI	2.828	0.005**
C.運用会社別		
S-D	8.345	0.000**

(注) p 値の右肩の**、*はそれぞれ有意水準1%、5%の下で各母集団の平均が等しいという帰無仮説を棄却できることを表している。ここではGはグロース、Vはバリュウ、VGはバリュウ・グロース、Iは生保、Tは信託、TIは信託・生保、Sは同一運用会社、Dは異なる運用会社を示している。

ハーディングの傾向が強いと考えられる。グロース株の将来利益に関する精度の高い情報がバリュウ株に比べて限定的である。情報が少ないためにグロースファンド同士ではハーディング行動をとるインセンティブが働くと推測できる。表11から、グロースファンドは他のグロースファンドと類似した売買行動をとる傾向がバリュウファンドに比べて強く、その統計的有意性は高い。この結果はグロースファンドのハーディングはインカムファンドのそれより強いというWermers (1999) の結果を支持するものであると言えよう。バリュウファンド間のウェイト変化の相関はバリュウファンドとグロースファンドといったスタイルの異なるファンド間の相関に比べて平均は極めてわずかではあるが小さく、平均の差には有意性は認められない。その一方でグロースファンド間と異なるスタイル (バリュウとグロース) のファンド間の相関を比較すると、グロースファンド間のウェイト変化の相関が有意に大きくなっている。バリュウファンド同士ではウェイト変化の相関平均は正であり、マネジャーの売買行動は互いに似通ったも

のになる傾向が若干見られる。ハーディング傾向は確認されるが、その傾向はグロースファンドに比べて小さく、バリュウファンドとグロースファンドに投資を分散させた場合と同程度である。したがって複数のバリュウファンドや異なるスタイル (バリュウとグロース) のファンドに分散投資した場合の分散効果は、複数のグロースファンドに投資することで享受できる分散効果より大きい。バリュウとグロースといった異なるスタイルに投資を分散させた方が、同一スタイルのファンドへ複数投資するより分散効果があると考えられている。しかし、バリュウファンドへの複数投資に限って言えば、その限りではないようである。

業態別に見たハーディング傾向は明らかに異なっている。生保ファンド同士の相関平均は信託ファンド同士のその約2倍であり標準偏差も大きい。生保ファンド間の売買行動が信託ファンド間の売買行動に比べて類似したものであることが分かった。ただし、利用できるデータの制約により生保ファンドには第一特約総合口しか含まれていないことに注意する必要がある。第一特約総合口は特定のスタイルを標榜しているわけではない。そのため、信託合同口のようにさまざまなスタイルを標榜するファンドのハーディングとの比較となると第一特約総合口の方が売買行動が類似してくると思われる。分析対象となる商品の特性による影響を除くと、ハーディングの差は縮小されるだろう。また、信託ファンド同士と異なる業態のファンド同士では異なる業態のファンド同士、生保ファンド同士と異なる業態のファンド同士では生保ファンドの方がハーディングが強い。これも信託合同口、第一特約総合口に含まれるファンドの特性の違いが原因と考えられる。

運用会社が同じファンドの間の売買行動と運用会社が異なるファンド間の売買行動も比較してい

る。前者は投資情報に対する解釈の差が小さかったり、会社内の投資基準に影響されるといった理由から売買行動が類似したものになる可能性は高くなるだろう。表10を見ると、同一運用会社のファンド間の相関の方が異なる会社のファンド間の相関に比べて高くなっている。これらの平均の差を見ても、t値は非常に大きくハーディング傾向の強さに違いがあることは明らかである。

5.2.2 期間別に見たハーディング行動

以上ではカテゴリーによって売買行動の類似性にどのような違いがあるのかを調べた。こうして明らかになった売買行動の違いは分析期間中の特定期間に他のカテゴリーより大きく上回ったため、あるいは下回ったためなのかもしれない。売買行動の類似性の違いは分析期間中一貫したものであろうか？分析期間中のウェイト変化の相関は時期によってどのように変化しているのだろうか？私たちはこうした疑問についての解答を試みるために期間別のハーディング行動も観察した。

各カテゴリーにおける各期の相関平均を時系列推移によって示したのが、図3、図4である。図中の年月は投資行動と同様にハーディング指標の計算式のtに対応している。図3は相関比較の対象をスタイル区分で分類しており、図4は業態、運用会社が同じであるか否かによって分けて示した。二つの図から分かるように1995年3月のグロースファンドを除き、全カテゴリーの相関平均が分析期間中は一貫して正の値をとっている。そしてすべてのカテゴリーで相関平均の変動は似通ったパターンに従っている。特に1999年3月末から1999年9月末、2001年3月末から2002年3月末にかけてのウェイト変化の相関平均は大きい。図の1998年9月から1999年3月の値はハイテク関連

図3 ハーディングの推移（スタイル別）

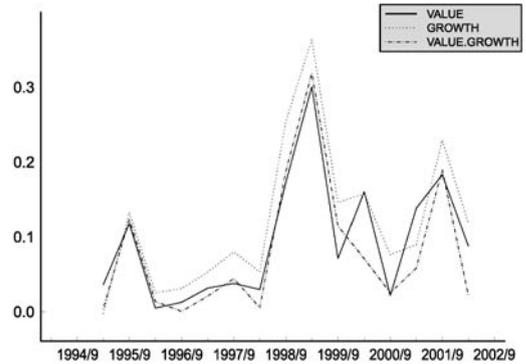
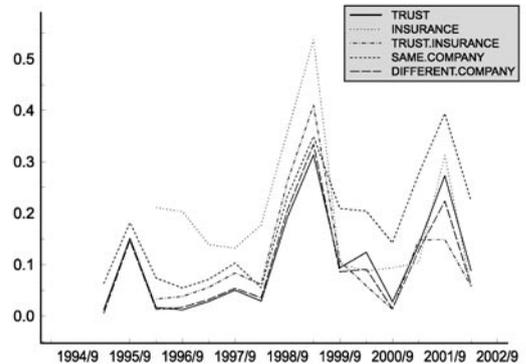


図4 ハーディングの推移（業態別・運用会社）



株が買われて株価が急上昇した時期に重なる。このような局面ではグロースファンド同士の売買行動の類似性は高まるのが容易に予想できる。しかし、その他のファンド間のハーディング傾向も同様に高まっており、スタイルが異なるファンドへ投資しても分散効果はさほど大きいものではない。また2001年9月末以降は米国の同時テロによる経済の混乱期に当たる。混乱の中で航空、旅行などの需要の落ち込みが大きな銘柄に対して売りが集中したことが売買行動に影響を与えた要因であると考えられる。

このように時期によってハーディング行動は異なり、大きなイベントの発生はその大きさに影響

を与えているようだ。しかしながら、ハーディングの大きさに有意な差が確認されるカテゴリー間（例えばグロースファンド同士とバリューフンド同士）では、ほとんどの期間で相関平均に差がある。以上の結果から、ハーディングの大きさの違いは期間を通じてほぼ一貫したものであると言えよう。

ここでさらに期間別のハーディングの差を細かく検証するために、各期の各カテゴリー間のウェイト変化の相関平均に有意な差があるかどうかをt検定により調べた（注13）。分析期間全体を通じたウェイト変化の相関の検定では、グロースファンド同士とバリューフンド同士（V-G）、グロースファンド同士とスタイルの異なるファンド（G-VG）、生保ファンド同士と信託ファンド同士（I-T）、信託ファンド同士と業態の異なるファンド（T-TI）、生保ファンド同士と業態の異なるファンド同士（I-TI）、同一運用会社のファンド同士と異なる運用会社のファンド同士（S-D）の間に相関の差が確認された。期間別に見てもこれら六つのカテゴリー間において、いずれかの期間で有意な差が認められ、分析期間全体に対する結果を支持している。また、バリューフンド同士と異なるスタイルのファンド同士を比較すると、15期間中五つの期間でバリューフンド同士の相関平均が有意に高かった。逆にバリューフンド同士の相関平均が統計的有意性を持って異なるスタイルのファンド同士の相関平均より低い期間は存在しなかった。長期の運用を前提とした場合、複数のバリューフンドへの投資は異なるスタイルのファンド（バリューとグロース）へスタイル分散投資を行うのに比べても売買行動の類似性に差はなく、非効率であるとは言えないようである。

しかし、全体の1/3の期間ではバリューフンド同士の方が似通ったポジションをとっていることから、短期の投資期間を想定すると複数のバリューフンドへの投資も非効率なものになる可能性を含んでいる。

6. 結論

投資行動については全体的にモメンタムに偏った運用をしているという結果を得た。ファンドグループを信託、生保に分割すると生保の方がよりモメンタム投資の傾向が強く、その差は統計的に有意であった。また、バリューフンド、グロースファンド別に見るとグロースファンドのモメンタム傾向の方が強いという証拠を得た。スタイル間の投資行動の差も統計的に強く有意であると言える。しかしながら、米国での研究結果とは異なり、バリューフンドもわずかながらモメンタム傾向を示した。日本のマネジャーはバリューフンドにおいて、米国に比べてモメンタム投資の傾向が強い可能性がある。投資行動について、ファンド期間指標を用いてより多くのサンプルを分析した。その結果も上記の結果とほぼ同様の結果が得られたため、検証の信頼性は高いと言えよう。また、パフォーマンスと投資行動の指標間には負の関係があり、モメンタム傾向が強いほどパフォーマンスは低くなる。しかし、負の関係は統計的には有意とは言えない。

ハーディング行動を調べた結果、グロースファンド同士、同一運用会社のファンド同士、生保ファンド同士（第一特約総合口）では順にバリューフンド同士、異なる運用会社のファンド同士、信託ファンド同士に比べてハーディング傾向が強

（注13） 詳しい分析結果は付録Bをご参照いただきたい。

かった。現在、運用報酬がパフォーマンスに与える影響を考えると、運用機関を集約するなどしてマネジャーストラクチャーの見直し、運用報酬の削減を検討する必要がある。今回調査したカテゴリー別のハーディング行動の結果は効率的な運用委託を行う上で有益な情報となり得るだろう。

本研究ではウエートの変化の計測期間を6カ月としている。6カ月間のウエートの変化に基づいた指標の数値は暗黙のうちに期間中にポジションの変更が一度しか行われなことを前提としている。見掛け上、6カ月の間にウエートの変更がなくても、実際は期間中にウエートを引き上げ、同期間中に前期末の水準までウエートを引き下げ直している可能性もある。また、半期末時点でのポジション変更を仮定することになるため、期中の変更に関してはバイアスを回避できていない。こうした可能性を排除し、マネジャーのポジションの変更を正確に投資行動の評価に反映させるためには四半期データを用いるなどのより詳細な分析が望まれる。

本論文は格付投資情報センターのFT研究会における研究成果をまとめたものである。朝倉は横浜国立大学大学院国際社会科学研究所在学中にこの研究会に参加し、宇野と共同でこの研究を行った。研究会を指導された浅野幸弘氏（横浜国立大学）、有益な助言を頂いた河野和彦氏をはじめとする格付投資情報センター年金評価部の方々、および貴重なコメントを頂いたレフェリーにこの場を借りてお礼申し上げる。なお、本稿の内容は筆者の所属する組織を代表するものではなく、個人的見解に基づくものである。また、本稿に残されたすべての誤りは筆者の責に帰するものである。

(本稿は投稿原稿を採用したものです。)

〔参考文献〕

- [1] 朝倉庸仁、宇野陽子、2003年10月「構成銘柄のウェイトを用いた年金パフォーマンスと投資行動」、R&I調査レポート (<http://www.r-i.co.jp>)
- [2] Badrinath, S.G., and S. Wahal, 2002, "Momentum Trading by Institutions," *Journal of Finance* 57,2449-2478.
- [3] Burch, T. R., and B. Swaminathan, 2001, "Are Institutions Momentum Traders?," workingpaper, University of Miami and Cornell University.
- [4] Froot, K. A., D. S. Scharfstein, and J. C. Stein, 1992, "Herd on the Street: Informational Inefficiencies in a Market with Short-Term Speculation," *Journal of Finance* 47,1461-1484.
- [5] Gompers, P., and A. Metrick, 2001, "Institutional investors and equity prices," *Quarterly Journal of Economics* 116,229-260.
- [6] Grinblatt, M., S. Titman, 1993, "Performance Measurement without Benchmarks: An Examination of Mutual Fund Returns," *Journal of Business* 66,47-68.
- [7] Grinblatt, M., S. Titman, and R. Wermers, 1995, "Momentum investment strategies, portfolio performance and herding: A study of mutual fund behavior," *American Economic Review* 85,1088-1105.
- [8] Iihara, Y., H. K. Kato, and T. Tokunaga, 2001, "Investors' Herding on the Tokyo Stock Exchange," *International Review of Finance* 2,51-78.
- [9] Jones, S., D. Lee, and E. Weis, 1999, "Herding and Feedback Trading by Different Types of Institutions and the Effect on Stock Prices," working paper, Indiana University-Indianapolis Campus, Kennesaw State University, and Merrill Lynch.
- [10] Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny, 1992, "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices," *Journal of Financial Economics* 32,23-43.
- [11] Sias, R., 2002, "Institutional Herding," working paper, Washington State University.
- [12] Wermers, R., 1999, "Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices," *Journal of Finance* 54,581-622.

【付録A パフォーマンス指標】

パフォーマンス指標であるPCM（ドリフト調整なし）、DAPCM（ドリフト調整あり）は以下のように定義した。

$$PCM = \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^N R_{j,t+1} (w_{j,t} - w_{j,t-k}) / T$$

$$DAPCM = \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^N R_{j,t+1} (w_{j,t} - w_{j,t-k}^*) / T$$

$$w_{j,t-k}^* = \frac{\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-k}} w_{j,t-k}}{\sum_j \frac{P_{j,t}}{P_{j,t-k}} w_{j,t-k}}$$

$R_{j,t+1}$ はt+1期における銘柄jの収益率、 $w_{j,t-k}$ はt-k期末における銘柄jのウェイト、 $P_{j,t-k}$ はt-k期末における銘柄jの株価、その他の変数は投資行動指標と共通である。PCM式の $w_{j,t-k}$ を $w_{j,t-k}^*$ に置き換えることでドリフト調整を行っている。

【付録B ウェイト変化の相関のt検定】

表1 ウェイト変化の相関のt検定結果
(期間別：スタイル別)

	G-V		G-VG		V-VG	
	t値	p値	t値	p値	t値	p値
1995年3月	-1.918	0.060	-0.348	0.729	3.085	0.002**
1995年9月	0.482	0.632	0.310	0.757	-0.349	0.727
1996年3月	1.032	0.307	0.578	0.566	-0.906	0.365
1996年9月	0.783	0.437	0.732	0.467	1.164	0.245
1997年3月	0.948	0.347	1.405	0.165	1.169	0.243
1997年9月	2.027	0.046*	1.707	0.092	-0.593	0.553
1998年3月	1.106	0.272	2.265	0.026*	2.434	0.015*
1998年9月	2.349	0.021*	2.074	0.039*	-0.664	0.507
1999年3月	1.861	0.064	1.288	0.199	-0.745	0.457
1999年9月	1.723	0.090	0.808	0.420	-1.810	0.071
2000年3月	-0.050	0.960	1.870	0.067	3.117	0.002**
2000年9月	0.897	0.391	0.835	0.423	-0.205	0.838
2001年3月	-0.725	0.472	0.377	0.714	2.672	0.009**
2001年9月	0.504	0.618	0.583	0.563	-0.112	0.912
2002年3月	0.501	0.627	1.633	0.135	3.471	0.001**

(注) p値の右肩の**、*はそれぞれ有意水準1%、5%の下で各母集団の平均が等しいという帰無仮説を棄却できることを表している。

表2 ウェイト変化の相関のt検定結果(期間別：業態別、運用会社別)

	I-T		T-TI		I-TI		S-D	
	t値	p値	t値	p値	t値	p値	t値	p値
1995年3月	-	-	-	-	-	-	3.385	0.001**
1995年9月	-	-	-	-	-	-	7.742	0.000**
1996年3月	0.599	0.610	-1.192	0.235	0.548	0.639	3.680	0.000**
1996年9月	3.670	0.002**	-2.623	0.009**	4.082	0.000**	2.293	0.024*
1997年3月	1.886	0.080	-2.817	0.005**	1.405	0.181	2.619	0.009**
1997年9月	1.352	0.198	-3.357	0.001**	0.795	0.439	3.094	0.002**
1998年3月	2.695	0.017*	-3.696	0.000**	2.083	0.055	0.690	0.492
1998年9月	2.779	0.006**	-4.518	0.000**	1.555	0.121	1.221	0.222
1999年3月	5.165	0.000**	-5.579	0.000**	1.940	0.053	0.615	0.539
1999年9月	0.144	0.885	-0.854	0.393	-0.088	0.930	4.133	0.000**
2000年3月	-0.432	0.672	3.023	0.003**	0.440	0.661	3.487	0.001**
2000年9月	1.228	0.239	1.254	0.211	1.489	0.158	3.756	0.001**
2001年3月	-0.407	0.690	-0.522	0.602	-0.514	0.615	3.258	0.002**
2001年9月	0.277	0.782	3.691	0.000**	1.237	0.221	2.955	0.004**
2002年3月	-0.089	0.937	1.849	0.067	-0.005	0.996	6.841	0.000**

(注) p値の右肩の**、*はそれぞれ有意水準1%、5%の下で各母集団の平均が等しいという帰無仮説を棄却できることを表している。