

## 日本の株式市場における投資主体別行動

浅子 和美<sup>(1)</sup>

江口 武久<sup>(2)</sup>

### 要 約

株式市場はさまざまな投資主体によって構成され、これら投資主体が「買い方」と「売り方」に分かれることによって取引が成立する。ある時点において、需要側と供給側に分かれるのはどのような要因によるのであろうか。本稿は、こうした投資主体別の株式需給の動向を探ることを目的としている。この際に、危険資産の集計量としての株式全体に対する需要を問題とし、個別の株式に対する需要を対象とするものではない。しかもフローとしてのネットの買い越し額を問題とし、ストックとしての保有動機を対象とするものでもない。株式市場を構成する投資主体としては、[a]個人、[b]外国人、[c]保険(生保・損保)、[d]銀行(年金信託を含む)、[e]投資信託、そして[f]事業法人の6部門を考える。

本稿のアプローチは、厳密なミクロ的基礎付けに基づくものではなく、むしろ日本の株式市場の現実のデータから帰納的にファクト・ファインディングを目指すものである。より具体的には、株式のネットの買い越し額に対する需要関数を定式化(関数形自体は各投資主体に共通)し、パラメータの推計結果によって投資主体別の行動を理解するという方法をとる。ネットの買い越し額に影響を与えるものとしては、以下の5つの要因を考える。

(i)過去の取引ポジションの歴史(=過去12か月分のラグ値)、( )株価上昇率(=過去12か月間の各月から当月までのTOPIX上昇率)、( )安全資産の利率(=東証上場債券利回り)、( )リスクの指標(=過去12か月間のTOPIXの月間上昇率の分散に株式保有残高を乗じたもの)、そして( )タイム・ホライズンの指標(=過去1年間の売買回転率)。これらの5つの要因はまた、履歴効果[(i)]、収益率効果[( )及び( )]、選好要因[( )および( )]の3つに大別することができる。

投資主体別の株式売買が如何なる要因によって左右されるか、要因別の検証結果をまとめると以下ようになる。なお、実証分析の対象期間は1978年4月から1983年3月までの120か月の月次データを基礎とする。

まず履歴効果は、銀行を除くどの投資主体にも認められる(実は、銀行の場合も1年超の履歴効果が存在することが追加的考察によって明らかになる)。収益率効果の存在は、すべての投資主体について認められる。ただし、債券利率単独の効果については、投資信託および個人に見られるのみである。株価上昇のパターンとして、継続的上昇の場合と急騰によってジャンプが起こる場合の2通りを考えてみる。すると、いずれの場合も個人と投資信託にとっては売り越し要因、銀行にとっては買い越し要因となる。外国人は継続的上昇は売り越し、急騰の場合は買い越し。逆に、保険と事業法人については継続的上昇は買い越し、急騰の場合には売り越し要因となる。

\*<sup>(1)</sup>大蔵省財政金融研究所主任研究官、横浜国立大学経済学部助教授

<sup>(2)</sup>大蔵省財政金融研究所研究員(安田総合研究所)

選好要因は、銀行および個人について効果があると認められるが、その他の投資主体についてはそれほど有意ではない。リスクについて見てみると、リスクの上昇は個人と投資信託にとっては買い越し要因に、銀行と事業法人にとっては売り越し要因となっている。タイム・ホライズンについては、その短縮化は個人と外国人の売り越し要因、銀行の買い越し要因となっているが、全般的にあまり強くない。なお、選好要因がかなり強く効いている銀行は、12か月間をとった場合に履歴効果が認められない唯一の投資主体であった。しかし、履歴効果と選好要因を合わせて考えると、銀行も含めてすべての投資主体の株式需要に対する有意な影響が認められ、株式取引が収益率効果のみでは説明し尽くせないことが分かる。

以上が要因別の分析結果の概要である。投資主体別に特徴的な点としては、次のようにまとめることができる。

[ a ]個人はいずれもの要因が説明力をもつ唯一の投資主体である。履歴効果については、5～6か月周期で自律的な買い越さないし売り越しが起こっている。株価については、対1か月前上昇率のみが有意であり、その他の保有期間の上昇率は影響がない。債券利子率の上昇やリスクの増大は買い越し要因、売買回転率の上昇は売り越し要因となっている。

[ b ]外国人は、定式化されたネットの買い越し需要関数の当てはまり具合がもっとも良好な投資主体である。ただし、選好要因は有意ではない。履歴効果については、個人とほぼ同様の自律的取引が認められる。株価上昇率は、ほぼすべての期間の上昇率が有意であり、株価の変化に敏感であることが示唆される。

[ c ]保険は検証に用いたすべての要因の効果が相対的に小さく、推定式の総体的な当てはまり具合も最も悪い。保険の場合株式の長期保有傾向が顕著であり、短期的なフローのネットの買い越し需要に反映しにくいと考えられる。

[ d ]銀行は、履歴効果の存在しない唯一の投資主体である（ただし、ラグを長くすると1年を超える履歴効果は認められる）。その反面、選好要因が重要となっており、特にリスクの増大が売り越し要因として大きな効果をもっている。また、相対的に保有期間が長い株価上昇率の効果が大きく、買い越し要因として働く。債券利子率は有意でない。

[ e ]投資信託については、履歴効果および売買回転率の水準から判断して、過去の売買ポジションの反対売買を頻繁に行っていることが分かる。リスクの増大が買い越し要因となっているのも、積極的な投資戦略を反映したものと判断される。債券利子率の上昇は株式の売り越し要因として強い効果をもっており、株式と債券の代替性が高く、株式売買に債券市場の動向が大きく影響することを示している。

[ f ]事業法人の履歴効果は、短期的には反対売買、より長期的にはトレンド的な売買が行われていることを示す。収益率効果としては、債券利子率は全く有意でなく、株価上昇率も短期の保有期間のものが売り越し要因として有意になっているだけである。これらの整合的解釈は、短期的にはキャピタル・ゲイン狙い、より長い履歴効果は株価には影響されない株式取得が中心ということになる。なお、リスクの増大が売り越し要因として有意であるが、売買回転率は有意ではない。

以上、本稿のファクト・ファインディングの一端を紹介してきた。ネットの買い越し額の需要関数の定式化も、その推定法も初歩的なものであり、もとより本稿の分析のみによってすべてが解明されたというのとはほど遠い。本稿の結論部分では、われわれ自身が意識している問題点や今後の発展方向についても指摘してあるが、いずれにしても本稿の分析を出発点として、より精微な実証研究が行われることが望まれる。

## はじめに

近年，わが国の株式市場をめぐる実証研究が急速に蓄積されつつある。日本の株価は高すぎるのではないか？ 1987年10月の「ブラック・マンデー」は投機的バブルが崩壊した結果ではないか？ 日本の株式市場は効率的市場であろうか？ CAPMやAPT理論のあてはまり具合は？ 株式持ち合いの効果は？ 低金利と過剰流動性，地価上昇，あるいは企業のリストラクチャリングの可能性が株価をどのくらい高めるのか？ 株高が実体経済に与える影響は？ 等々，実証研究の対象となるべきテーマは多い。<sup>(注1)</sup> 本稿の目的も，日本の株式市場の実態を把握しようとするものであるが，この際に投資主体別の行動に注目する。

そもそも，株式市場で売買が成立するということは，その株式を需要する経済主体と供給する経済主体が同時に存在することを意味する。ある時点で，需要側と供給側に分かれるのはどのような要因によるのであろうか？ 投資家毎に情報量が異なり，それが買い方と売り方に分けるというのがひとつの解釈であろう。別の解釈は，たとえ情報量が同じとしても投資家によってその処理の仕方や選好（効用関数の形状）が異なり，それが「強気」と「弱気」を分けるという考えかたもできる。もちろん，第3の解釈としては，制度的要因や流動性制約などによって取引が制限

されている可能性もある。たとえば，信用取引による空売りが利用できないとすれば，もともと保有していないものを売りたいくても売れないということになる。あるいは，保有株式がある程度のキャピタル・ゲインをもたらした場合に，それをとりあえず実現するというのが投資家の主要な行動原理かもしれない。

日本の株式市場において，こうした取引の成立要因として何が重要かを探るのが，本稿の主要な目的である。本稿のアプローチは，厳密なミクロ的基礎付けに基づくものではなく，むしろ日本の株式市場の現実のデータから帰納的にファクト・ファイディングを目指すものである。

本稿の以下の構成は次の通りである。まず第2節では，株式取引の成立に関係しそうな要因をリスト・アップした株式のネットの買い越し額の需要関数を定式化する。関数形自体は各投資主体に共通とし，パラメータの推計結果によって，投資主体別の行動を理解するという立場をとる。第3節は，計測に用いたデータ・ソースおよび主要データの時系列的特徴について説明する。計測期間は，1978年4月から1988年3月までの120月の月次データを基本とする。第4節は計測結果の報告とその解釈にあてられ，第5節では若干の追加的考察がなされる。第6節は全体のまとめである。

---

(注1) 日本の株価水準については，最近『日本の株価水準研究グループ報告書』(日本証券経済研究所，1988)や『日本経済研究』の「資産価格変動の経済分析」特集号(日本経済研究センター，1989)が相次いで刊行され，論争を引き起こしている。ブラック・マンデーの原因については，米国での『ブレイディ委員会報告書』があり，わが国でも類似の指摘がなされている。日本の株式市場の実証研究としては，米沢・丸(1984)，櫻庭(1987)，日本証券経済研究所のスタッフによる一連の『計測室テクニカル・ペーパー』等がある。株式市場の効率性については，浅子・倉沢(1987)や倉沢(1989)の展望論文がある。特に後者は，わが国の株式市場についての実証研究を，包括的にサーヴェイしたものである。

## ．基本的考え方

本稿での分析目的は投資主体別の株式需要の動向を探るものであるが、この際に危険資産の集計量としての株式全体に対する需要を問題とし、個別の株式に対する需要を対象とするものではない。しかもフローとしてのネットの買い越し額を問題とし、ストックとしての保有動機を対象とするものでもない。もっとも、フローとしてのネットの買い越し額は異なる時点における株式保有額の差額として捉えることが可能であるから、フロー需要関数もストック需要関数の差分ですべて説明可能とする立場もあろう。本稿ではこうした立場はとらず、フロー需要関数の特定化から出発する。ただし、資産需要に対する理論は基本的にストックとしてのポートフォリオ選択理論によって説明されることから、おのずからその成果を借用することになる。

いま完全競争下の投資家を考え、資産としては、危険資産としての株式と安全資産の2種類しか存在しないものとしよう。<sup>(注2)</sup>このような状況では、最適な危険資産と安全資産の保有比率は、株式と安全資産の収益率ならびに株式のリスク、および投資家の選好（効用関数の形状）に依存することになる。株式需要の絶対額を問題にする場合は、総資産の額にこの保有比率を乗じればよい。ポートフォリオ選択理論における期待効用最大化アプローチないし平均・分散（2母数）アプローチは、こうした依存関係を厳密な形で明らかにしたものである。

ポートフォリオ選択理論の問題点は、過去

の資産保有の歴史にかかわらず資産間のシフトが瞬時に可能としていることであろう。われわれが理論に忠実にストック需要の差分としてフロー需要を導出しないのも、一面ではこの前提を受け入れるのに臆躍するからである。資産間のシフトに有形無形の調整コストが存在すると考えると、フロー需要は過去め資産保有、したがって過去のフロー需要の歴史にも依存して決まってくると考えられる。もっとも、こうした認識が正しいか否かは基本的には実証研究にまたねばならず、それを初歩的な枠組み内で試みようとするのがわれわれの目的の一部を構成するものでも、ある。

### A．需要関数の定式化

以上を踏まえて、t期における投資主体iの株式のネットの買い越し額 $x_{it}$ は以下の様に表せるものと定式化する。

$$(1) \quad x_{it} = \sum_{j=1}^J \alpha_{ij} x_{it-j} + \sum_{j=1}^J \beta_{ij} \Delta P_t(-j) + \gamma_i r_t + \phi_i R_{it} + \psi_i T_{it} + u_{it}$$

ここで、各変数は

- $x_{it}$  : t期における投資主体iのネットの買い越し額,
- $R_{it}$  : 同じくリスクの指標,
- $T_{it}$  : 同じくタイム・ホライズンの本旨標,
- $\Delta P_t(-j)$  : t期における対j期前株式収益率,

(注2) 危険資産が複数種類存在する場合には、分離定理を援用する。分離定理とは、「危険資産相互の保有比率は安全資産の収益率と個別株式の特性のみによって決まり、投資家の選好には依存しない」というものである。したがって、危険資産に対する投資額全体を一種の複合財と考えると、複数種類の株式もあたかも1つの株式（マーケット・ポートフォリオと呼ぶ）と見なして構わないことになる。

$r_t$  : t期の安全資産の利子率,

$u_{it}$  : 投資主体 i の回帰式の t 期における  
攪乱項,

を表し,ギリシャ文字  $\beta_{it}, \gamma_{it}, \delta_{it}, \epsilon_{it}$ ,  
 $\rho_{it}$  は,各説明変数に対応する係数パラメータである。

繰り返しになるが,(1)式は厳密な意味でミクロ的基礎に基づいて導出されたものではない。ここでは,t期における投資主体 i のネットの買い越し額を左右しそうな要因を,とりあえずリスト・アップしたものと解釈するのが適当であろう。要因としては,各投資主体に共通のものと,個別投資主体別の特殊要因を考える。

共通要因としては,株式収益率  $\Delta P_t(-j)$  と安全資産の利子率  $r_t$  を考える。いうまでもなく,これらの収益率変数はどの投資主体にとっても市場で直接観察可能なものであり,取引を決定する際のシグナルとなるべき情報である。なお,株式収益率については,複数の保有期間を同時に考慮し,投資主体によって異なった保有期間に対応することもチェック項目とする。これは,以下でふれるように,過去の売買ポジションを説明変数リストに含めていることと関連する。もし過去の  $X_{it,j}$  が今期の取引を誘発するならば,同じ j 期間に対する株式収益率  $\Delta P_t(-j)$  が最も有用なシグナルになると考えられよう。もっとも, $X_{it,j}$  のラグ構造次第では単純な対応は観察しにくいかもしれない。

各投資主体別のイディオシンクラティックな要因としては,過去の取引の歴史と主観的な選好を代表するものを考える。

過去の取引の歴史が今期の取引ポジションに影響を及ぼすというのは,いわば広い意味での履歴効果(hysteresis)といえよう。既述のように,資産間のシフトに調整コストが存在するとすれば,当期の株価や利子率が全く同じとしても過去の取引の経緯によって,現在の取引ポジションが異なりうる。もちろん,他にもさまざまな原因が考えられる。た

えば,新しい情報入手に伴う確認過程や学習過程における打診的・部分的取引,あるいは「フィルター・ルール」などの満足化基準に基づく取引の存在は,一連の連続取引が前提となる。何らかの理由により期間当たりの取引量に制約がかかる場合もあるし,また単純にキャピタル・ゲインを実現するには反対売買が必要ということもある。

投資主体別の主観的選好を表す要因としては,リスクとタイム・ホライズン(時間的視野)の指標を考える。リスクについては,他の事情が一定としても,危険回避度の差異のみによって安全資産と危険資産の需要が異なってくるということが知られている。強気(bull)と弱気(bear)を分けるのも,リスクに対する選好の差異である。これに対して,タイム・ホライズンはややつかみにくい概念かもしれない。

タイム・ホライズンの長短は,時間選好率の高低と密接な関係にある。時間選好率(rate of time preference)とは,現在と将来を比較する割引率であり,それが高い(低い)場合には将来よりも現在をより重視(軽視)することになる。時間選好率が低くタイム・ホライズンが長い場合には,株式保有も「長期投資」に徹したものになると考えられるのに対し,時間選好率が高くタイム・ホライズンが短い場合には短期的なキャピタル・ゲインを積極的に実現したり(いわゆる,「利食い」),キャピタル・ロスを覚悟の上での「損切り」も認められよう。もちろん,投資家のタイム・ホライズンの長短には純粹に主観的な要素ばかりではなく,個人投資家のライフ・サイクルの局面の違い,投資信託の満期の違い,あるいは法人の決算期の違い,等も関係してきそうである。予想された税制の変更(マル優廃止,キャピタル・ゲイン課税の導入等)やさまざまな規制の導入や撤廃(銀行の自己資本規制や年金資金の運用形態制限等)も,それが施行されるまでの時期には,施行日の接近とともに各投資主体の取引

ポジションに少なからぬ影響を与えたと指摘される場合も多い。信用取引や先物取引の決済日の存在も、タイム・ホライズンを考える場合に無視できない制度的要因となろう。

#### B. 帰無仮説

(1)式の需要関数の定式化をもとに、各投資主体別のネットの買い越し額に影響を及ぼす要因を峻別するために、以下の5つの帰無仮説を考える。

##### a. 履歴効果

過去の取引ポジションの影響を見るには、どの $X_{it,j}$ も現在の取引に影響しないという帰無仮説

$$H_1: \alpha_{ij} = 0 \quad (j = 1, \dots, J),$$

を検定すればよい。 $H_1$ が受容されるようならば、投資主体*i*には資産間のシフトに伴う調整コストがないともいえよう。

$H_1$ が棄却されるようならば、 $\alpha_{ij}$ の値が問題となる。特に、係数の和の絶対値が1よりも小さいことが、 $X_{it}$ の時系列が定常であるための必要条件の1つとなる。すなわち、もし $\sum_j \alpha_{ij} = 1$ ならば、これだけで $X_{it}$ は発散過程にあることが判明する。

##### b. 収益率効果

すべての投資主体にとって共通要因である収益率については、株式収益率だけをとった場合と、安全資産の利子率も同時に考慮した場合の2つの帰無仮説を考える。すなわち、

$$H_2: \beta_{ij} = 0 \quad (j = 1, \dots, J),$$

$H_3: \beta_{ij} = 0 \quad (j = 1, \dots, J), \gamma_i = 0,$ とする。 $H_3$ は収益率効果が全く存在しないことを意味しており、ネットの買い越し額に対する需要がシステムティックなものであるとしたならば、それは履歴効果ないし選好要因によることになる。

##### C. 選好要因

投資主体別の主観的選好要因の効果については、選好要因単独の場合と、履歴効果も同時に考慮する場合の2つの帰無仮説を考える。

$$H_4: \phi_i = 0, \quad \psi_i = 0,$$

$$H_5: \alpha_{ij} = 0 \quad (j = 1, \dots, J), \phi_i = 0, \quad \psi_i = 0,$$

$H_5$ の帰無仮説は、それが受容されるならば、需要関数で収益率効果のみが重要であることを示す。ただし、収益率効果も同時に有意でない可能性( $H_2$ の受容)もあり、その場合は需要の決定は全くランダムな要因によるものと解釈されることになる。

## . データの説明

本節では、実証分析で用いたデータ・ソース、データの加工法、ならびに主要データの時系列的特徴について説明する。

#### A. 投資主体とシェア

株式市場の投資主体としては、[a]個人、[b]外国人、[c]保険(生保・損保)、[d]銀行(年金信託を含む)、[e]投資信託、[f]事業法人、の6部門に分類する。なお、残り(政府・地方公共団体、[c][d][e]を除く金融機関、および証券会

社)は一括して「その他」とし、明示的な分析対象とはしない。

表1は、こうして分類された投資主体別の株式保有比率の推移を、1978-1988の11年間について示したものである。数字は各年の3月末時点での、全国上場会社の時価総額に占める各投資主体の構成比である。同表より以下の特徴が窺われる。

まず第1に、ほぼ一貫して個人、事業法人、銀行、保険の上位4主体が90%前後のシェアを占めていることである。ただし、これらの

日本の株式市場における投資主体別行動

表1 投資主体別株式保有比率（市場価格ベース）の推移

1978-1988（3月末）

（単位＝％）

	個人	外国人	保険	銀行	投資信託	事業法人	その他
1978	31.3	3.0	15.3	17.5	2.9	25.9	4.1
1979	30.7	2.7	15.5	17.6	2.8	26.5	4.2
1980	29.5	3.0	15.1	18.0	2.3	26.6	5.5
1981	27.9	5.8	16.1	17.9	1.9	26.2	4.2
1982	26.9	6.4	16.4	17.9	1.6	26.6	4.2
1983	26.3	7.6	16.4	18.4	1.6	25.4	4.3
1984	24.2	8.8	15.9	17.8	1.5	27.6	4.2
1985	23.0	7.4	16.2	17.9	1.5	29.5	4.5
1986	22.3	7.0	16.4	19.2	1.7	28.8	4.6
1987	20.1	5.3	16.8	20.3	1.9	30.1	5.5
1988	20.4	4.1	16.4	20.9	2.6	30.2	5.4

a) その他とは、政府・地方公共団体、保険・銀行・投資信託を除く金融機関、証券会社である。  
（出所）株式分布状況調査（全国証券取引所協議会）

表2 投資主体別株式売買構成比（東証第一部，総合証券会社）

1978-1988

（単位＝％）

	総合証券会社売買高 億円	自己	個人	外国人	保険	銀行	投資信託	事業法人	その他
1978	429,134	20.4	48.6	5.0	1.4	2.4	10.5	7.2	4.5
1979	472,088	22.3	48.0	4.1	1.2	3.6	8.1	7.7	5.0
1980	493,998	26.0	43.6	7.4	1.1	3.5	6.2	7.3	4.9
1981	714,964	27.0	42.2	10.9	0.8	2.9	5.0	6.9	4.4
1982	514,061	29.0	40.9	11.3	1.1	2.8	4.5	5.8	4.6
1983	744,750	23.7	43.0	14.8	0.9	2.8	4.4	6.2	4.2
1984	942,772	20.3	42.7	15.2	0.8	4.6	4.7	7.7	3.9
1985	1,159,297	22.8	37.9	13.4	0.8	8.2	4.9	7.5	4.5
1986	2,577,041	24.2	30.6	11.4	0.7	13.0	5.4	10.1	4.6
1987	4,060,102	23.3	27.6	10.4	0.7	17.0	5.8	10.7	4.5
1988	4,713,064	25.3	25.1	7.5	0.7	18.2	6.7	12.3	4.2

a) その他とは、政府・地方公共団体、保険・銀行・投資信託を除く金融機関である。  
（出所）証券統計年報（東京証券取引所）

中での順位は固定しておらず、1978年の時点では、個人（31.3%）、事業法人（25.9%）、銀行（17.5%）、保険（15.3%）の順であったのが、1988年の時点では、事業法人（30.2%）、銀行（20.9%）、個人（20.4%）、保険（16.4%）の順になっている。順番の逆転が生じたのは、この間ほぼ一貫して個人部門のシェアが低下したのに対し、他の主体のシェアが高まったことによる。すなわち1978年か

ら1988年にかけて、個人のシェアは約11%ポイント減少したのに対し、事業法人、銀行、保険のシェアはそれぞれ4.3%、3.4%、1.1%ポイント上昇した。なお、個人部門のシェア低下はこの期間に特有のことではなく、戦後ほぼ一貫してみられる特徴でもある（ちなみに、1955年時点では50%を上回っていた）。

第2に、外国人と投資信託についてみると、いずれも期間中に変動を経験した（中間時点

では外国人の場合はシェアの増加，投資信託の場合はシェアの減少)ものの，結果的には1978年と1988年でほぼ同じシェアを占めるにいたっている。したがって，これらの主体については長期的なトレンドは認められず，むしろ経済環境に応じて株式の保有比率を決定していると考えられる。もっとも，より長期的に眺めると，外国人のシェアについては1970年代に入ってから上昇傾向にあり，特に1980年の第2次資本自由化以降著しい増加を示した。したがって，表1に見られる最近年の減少傾向は一時的なものかもしれない。投資信託についても，かつて1950年代後半から60年代の初めにかけては10%に達するまでのシェアを誇っていたことを踏まえると，1965年の証券不況を契機として著しくシェアが低下したのは否めない。その意味では，表1の1988年の数字は長期トレンドの反転の始まりかもしれない。

さて，表1が特定の時点でのストックとしての保有比率を見たものであるのに対し，表2はフローである年間(暦年)売買高をもとに，各投資主体別構成比を示したものである。表1と表2を対照すると明らかなように，ストックとして相対的に多くの株式を保有している投資主体が，フローの流通市場でも相対的に多くの売買をしているというわけではない。フローでみた場合には，一貫して個人のシェアが際立って高く，ついで証券会社の自己取引，外国人と続いている。個人のシェアはここでも趨勢的に減少しており，逆にシェアが高まっているのが外国人と銀行ということになる。事業法人と保険のシェアは相対的に安定しており，投資信託については若干減少傾向にある。

なお，フローの取引においては，証券会社の自己売買のシェアが常時4分の1前後を占めており，かなり高いのが注目される。株式市場での証券会社の役割には興味深い問題もあるが，とりあえず本稿の分析では証券会社は「その他」の投資主体に一括して分類され

ており，明示的な分析の対象とはしていない。

## B. 投資主体別ポジション

われわれの基本モデルの被説明変数となるネットの買い越し額(=購入金額-売却金額)を，1978年4月から1988年3月について投資主体別にプロットしたのが図1である(各図の縦軸の目盛りは異なる)。対象は東京証券取引所の一部上場会社の株式に限っており，「投資部門別株式売買状況」(東証統計年報)からとったものである。表1の株式保有比率の推移からも直観的に窺われるように，各投資主体のネットの買い越し額については，以下の特徴が読み取れる。

個人[a]はほぼ一貫して売り越しており，唯一の例外ともいえるのが1987年10月の大幅な買い越しである。この月にはいわゆる「ブラック・マンデー」の株価大暴落があり，これを個人が絶好の買い時と見なしたことが窺われる。個人と対照的なのが銀行[d]であり，一貫して買い越し基調がみられる。また銀行ほど一貫したものではないが，保険[c]と投資信託[e]も買い越し基調にあるといえよう。すなわち，保険は1985年の後半から86年にかけてを除き他はおおむね買い越ししており，投資信託も1980年代前半はむしろ売り越し気味であったものの，1985年以降は買い越し基調が顕著に窺われる。ただし，投資信託については，1987年4月と1988年の3月に大きな売り越しを記録していることが注目される。

外国人[b]と事業法人[f]については，全期間を通じた一方的な取引傾向は窺われなない。外国人には買い越し月と売り越し月の連(run)が比較的長期にわたって現れる特徴がある。その中でも，1984年から1987年にかけては，かなり長期の売り越し期間となっている。事業法人の場合は，買い越しと売り越しが頻繁に交錯しており，連は短いものが多い。

一般に各投資主体の取引額は，買い越し額

にせよ売り越し額にせよその絶対額が時とともに増大する傾向にある。唯一の例外は保険であり、各月の買い越しと売り越しの絶対額が全期間を通じてほぼ一様であり、特別増加トレンドが見られない。株式市場の規模が全体として増大していることから、買い越し額や売り越し額に増加トレンドがあるのは自然であり、その意味ではむしろ保険の動向が興味深いといえよう。

### C. 株価上昇率と利子率

株価としては「東証株価指数(TOPIX)」を採用し、その月間平均値を基礎とした。t期の株価を $P_t$ として、各月にとって過去jか月間( $j = 1 \sim 12$ )の株価上昇率を

$$(2) \Delta P_t(-j) = 12(P_t - P_{t-j}) / jP_{t-j},$$

によって年率換算し、100倍してパーセント表示にする。これが実証分析に用いた株式収益率である。もちろん、本来株式収益率を計算する際にはキャピタル・ゲインばかりではなく、配当やその他の権利も考慮しなければならない。採用したTOPIXでは有償・無償増資等の権利落ちは修正されているが、配当落ちは修正されていない。したがって、キャピタル・ゲインとしての株価上昇率だけでは、株式収益率を過小評価してしまう。しかしながら、周知のように日本での配当利回りは極端に低いことから、その程度は軽微と考えられる。ここでは月次データを基礎としていることから、年間当たり1~2度の配当の影響は推定式の攪乱項に吸収されてしまうと考えられることもできよう。(注3)

安全資産の利子率 $r_t$ としては、「東証上場債券利回り」(東証統計月報)を採用した。厳密には債券も安全資産ではなく、満期日到来以前にはキャピタル・ゲインやキャピタル・ロスが発生する。しかし、株式との相对比较においてはリスクははるかに小さく、むし

ろ安全資産とより代替的と考えられる。なお、利子率としては流通利回りの代わりに「長期国債応募者利回り」(日本銀行、経済統計月報)による計測も試みたが、多くの場合推定結果にはほとんど影響がなかった。

### D. リスクとタイム・ホライズン

各投資主体のリスクを表わす指標としては、株価上昇率の分散に株式保有残高を乗じたものを用いる。株価上昇率の分散は、TOPIXの過去12か月間の月間上昇率を基に計算した。各投資主体の株式保有残高は、表1の市場価格ベースの投資部門別株式保有比率に、「全国上場株式時価総額」(東証統計年報)を乗じて求めた。株価上昇率の分散に保有残高を乗じたのは、各投資主体別のリスクをより鮮明に表せる指標を構築するためである。なお、もともとの保有比率のデータは年度末でしか利用できないために、線形内挿法によって月次データを作成した。

図2は、東証株価指数の月間上昇率の分散をプロットしたものである。同図より観察されるのは、分散自体がかなり変動していることであり、特に1986年以降急激に増大していることが窺われる。図3の時価総額の推移と照らし合わせると、分散が大きくなる時期は時価総額が急速に膨張する時期でもあり(いわゆる、ハイ・リスク=ハイ・リターン)、ここでのリスクの指標はやや誇張されたものになっているかもしれない。

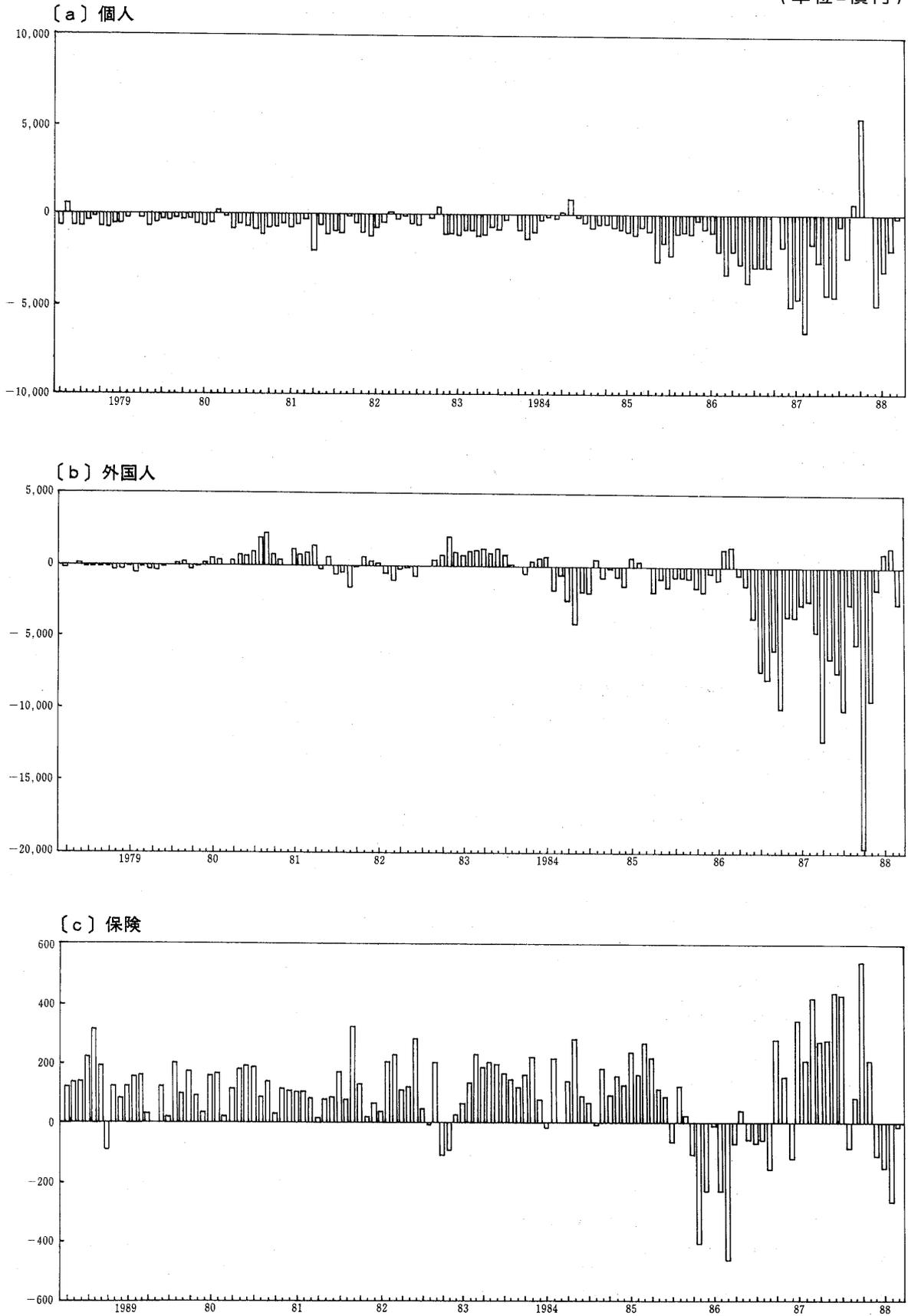
タイム・ホライズンについては、既述のようにさまざまな要因が関与しており、それを表わす適切な指標はない(時間選好率との関連では、一面では安全資産の利子率の水準に反映されているともいえるが...)。そこで、ここでは観察可能な売買回転率によって代理させた。タイム・ホライズンが短い場合には売買回転率が高く、タイム・ホライズンが長い場合には売買回転率が低くなると考えられ

(注3) こうした扱いは、本來說明変数にメジャメント・エラーが含まれることを意味する。すると、理論的には最小2乗法では一致性が得られなくなる。

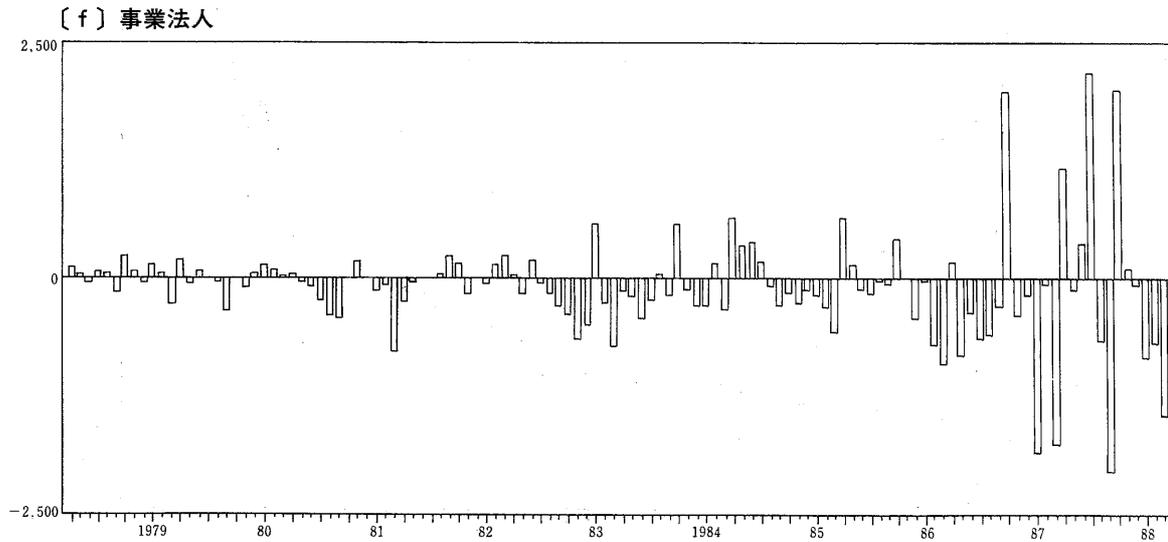
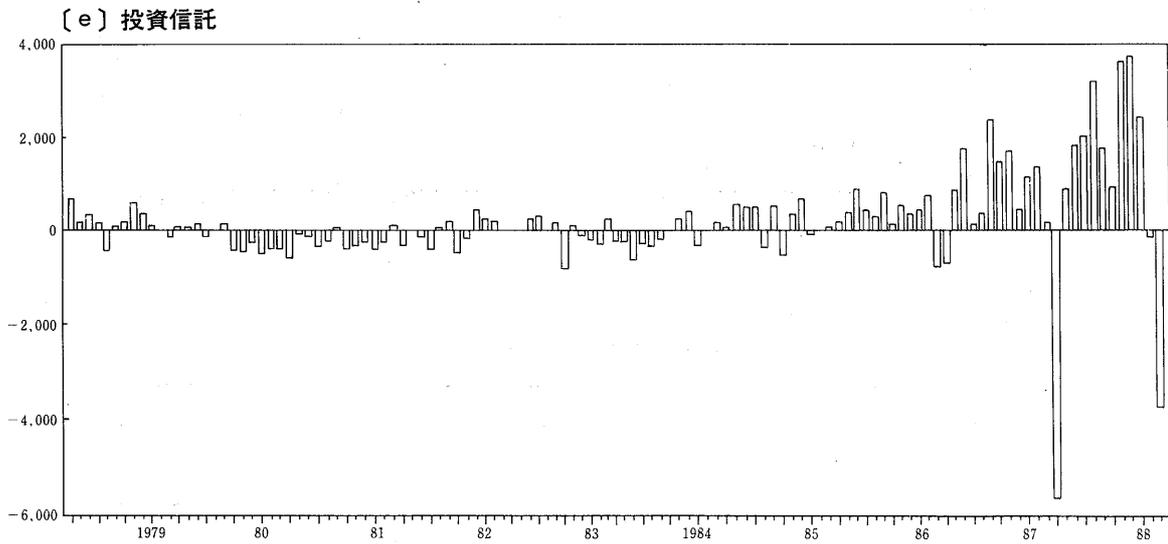
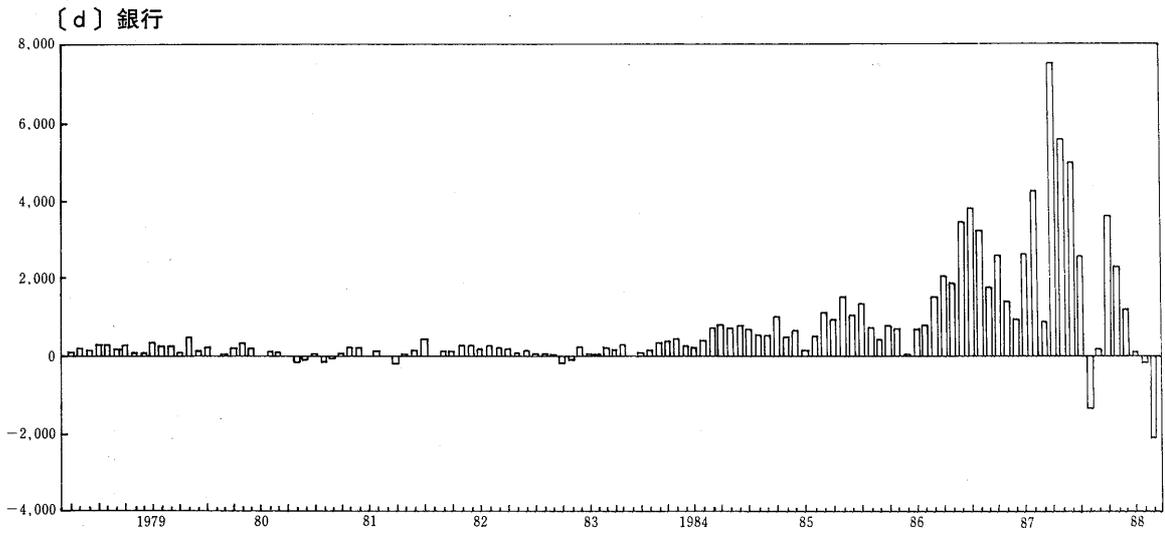
日本の株式市場における投資主体別行動

図1 投資主体別ネットの買い越し額

(単位=億円)

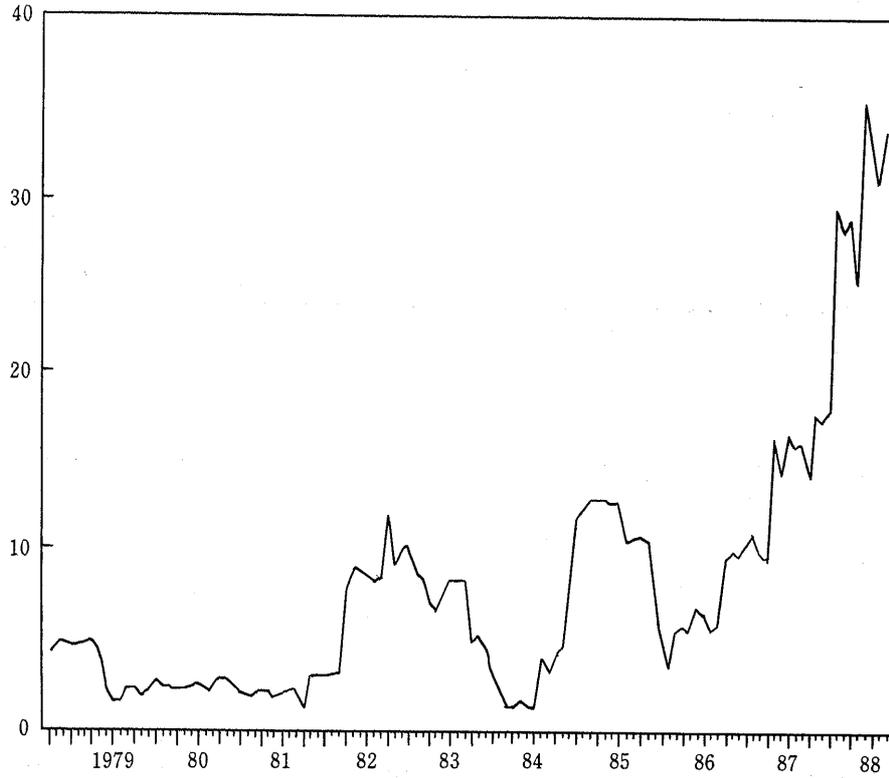


日本の株式市場における投資主体別行動



(%)<sup>2</sup>

図2 月間株価上昇率の分散

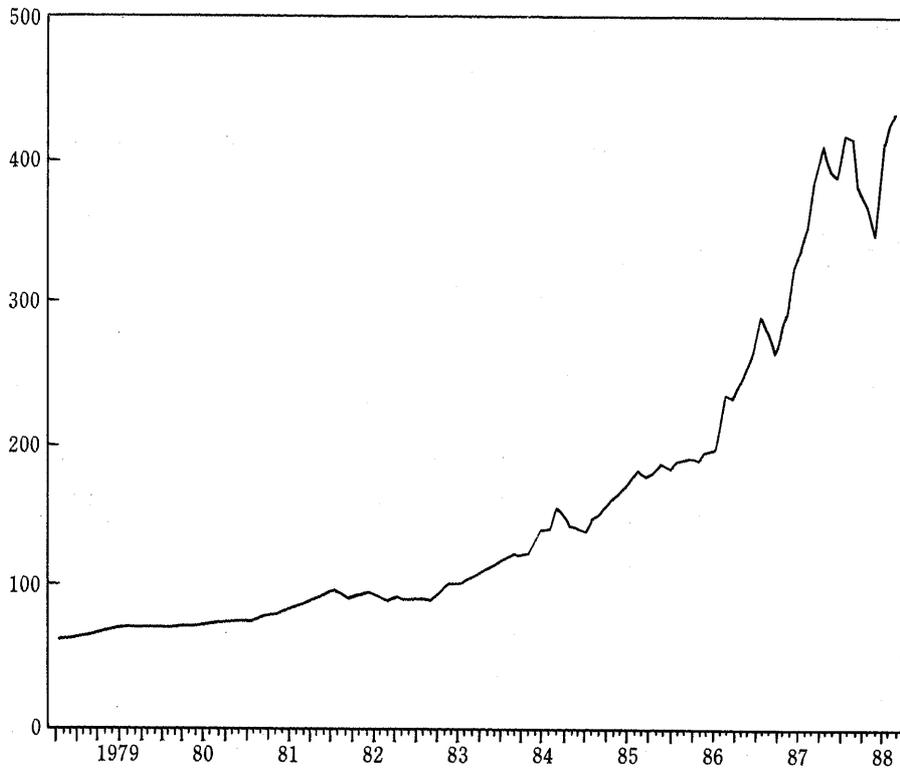


a) TOPIXの過去12か月の月間上昇率をもとに算出。単位=(%)<sup>2</sup>。

(出所) 証券統計月報(東京証券取引所)

(兆円)

図3 全国上場株式時価総額



(出所) 証券統計月報(東京証券取引所)

表3 投資主体別売買回転率の推移

1978-1987 (年度平均)

(単位=回/年)

	個人	外国人	保険	銀行	投資信託	事業法人
1978	.49(.040)	.51(.065)	.03(.001)	.04(.005)	1.19(.096)	.08(.009)
1979	.53(.016)	.51(.031)	.03(.002)	.06(.008)	1.11(.072)	.10(.004)
1980	.51(.031)	.56(.043)	.02(.001)	.07(.007)	.94(.045)	.09(.006)
1981	.59(.051)	.76(.047)	.02(.001)	.06(.004)	1.03(.064)	.10(.009)
1982	.44(.064)	.49(.079)	.02(.001)	.05(.008)	.79(.099)	.07(.013)
1983	.54(.048)	.59(.053)	.02(.000)	.05(.004)	.88(.065)	.07(.006)
1984	.55(.019)	.61(.036)	.02(.001)	.07(.010)	.96(.035)	.09(.003)
1985	.56(.043)	.56(.022)	.02(.001)	.12(.019)	.97(.041)	.08(.005)
1986	.64(.097)	.78(.140)	.02(.002)	.27(.074)	1.34(.205)	.14(.036)
1987	.78(.043)	1.11(.092)	.02(.001)	.47(.040)	1.62(.095)	.21(.013)

a) 括弧内は標準偏差。

b) 売買回転率 = (過去1年間の購入額 + 同売却額) / (当月初首保有残高 + 12か月前の保有残高)。

(出所) 本文を参照。

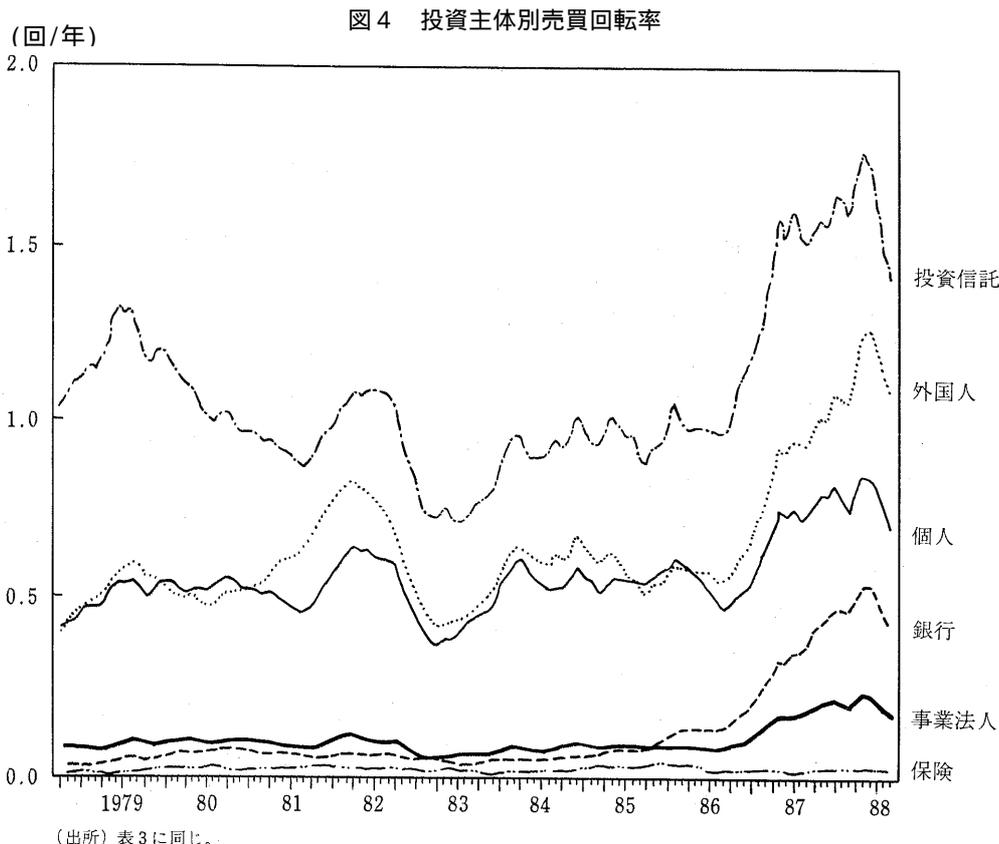
るからである。もちろん、タイム・ホライズンを売買回転率で代表させる問題点も多々ある。最大の難点は、回転率自体が取引に影響を与えるすべての要因が加味されたあとの事後的データによって計算されるために、事前的な観点からは必ずしも選好要因を分離した指標とはならないことであろう。その意味では、本稿の分析はあくまでも第1次接近にとどまっている。

売買回転率の具体的な算出は、各投資主体の過去1年間の株式購入額と売却額の合計を、当月初首の保有残高と12か月前の保有残高の合計で除して求めた。当期の売買高を含めないのは、データの事後性に対処するせめてもの方策である。

投資主体別の売買回転率の時系列的変動をプロットしたのが図4、年度毎の平均と標準偏差をまとめたのが表3である。リスクの指標と同様、回転率も時系列的には結構変動しており、しかも投資主体別に特有な変動が認められる。もっとも、売買回転率の投資主体間の相対的な高低にのみ注目すると、銀行と事業法人が1985年を境にして逆転するものの、他の投資主体間には逆転はほとんど見られない。6つの投資主体は、回転が相対的に速い

投資信託、外国人、個人のグループと、回転が相対的に遅い保険、事業法人、銀行のグループに分けることが可能である。これら2つのグループでは、売買回転率の絶対水準のみならず、その時系列的変動パターンにも共通性が認められる。すなわち、前者のグループについては、売買回転率が高くなる時期と低くなる時期が循環的にあられ、しかも3つの投資主体でこの時期は(若干の先行・遅行があるものの)ほぼ一致している。後者のグループでは、前者のグループのような循環的変動は認められず、時系列的には低位で安定的に推移してきたものが、保険を除いて1986年ごろから急上昇が起こっている。

売買回転率の絶対水準を見ると、最も高い投資信託の場合でも1987年度の1.62が最高であり、この場合でも約7か月半に1度の割合で株式の総入れ換えをしているに過ぎない。投資信託のほかに年間回転率が1を超えるのは、わずかに1987年に外国人が記録するだけである。個人の場合には、最近年を除くと時系列的にはおおむね0.5~0.6に収まっており、平均保有期間は2年弱ということになる。保険、事業法人、銀行の売買回転率が低いのは、いわゆる株式の「持ち合い」によっておおむ



ね安定株主となっていることが主要な原因と考えられる。

1986年以降の回転率の上昇は、保険を除く他の投資主体に共通の現象であり、低金利でのいわゆる「財テク」boomによって、一様

に投資期間の短縮化が起こったことと無縁ではない。事業法人や銀行の回転率が高まったのには、特金（特定金銭信託）の積極的運用の開始という制度的要因とも関係していよう。

## 計測結果

各投資主体の計測式の比較および帰無仮説  $H_1 - H_5$  に対する F 検定の結果は表4, 投資主体別の計測結果は表5 - 表10としてまとめである。以下では、まず表4に基づき各計測式および帰無仮説の検定結果について比較し、次いで投資主体別の計測結果について見てゆく。

推定は単純最小2乗法により、サンプル期間は1978年4月から1988年3月までの120月である。なお、ラグの長さは12か月 ( $J = 12$ )

とした。推定法について2つコメントを付しておこう。まず第1に、(1)式を推定するに当たって、説明変数リストの中に被説明変数と同期の株価（12個の株価上昇率変数を通して）や安全資産の利子率が含まれている。このことから、単純最小2乗法では同時性バイアスが生じるとの批判があるかもしれない。しかし、ここでは投資主体別の需要関数を考えており、いわばこうした価格変数を所与としている。したがって、理論的には同時性バ

イアスは生じない(ただし、この点については後に議論する)。同時推定に関連しては、むしろ以下の第2点を指摘しておこう。

すなわち、投資主体別の需要関数が見かけ上独立としても、各回帰式の誤差項同士は相互に何らかの関係をもっている可能性が高い。すべての投資主体に共通に影響を及ぼすマクロ経済要因の存在がその最有力候補となるが、さらにいまの場合、ある投資主体の買い越しは別の誰かの投資主体の売り越しを意味するから、この問題はより重要である。ただしデータの上では、対象とした6つの投資主体以外の「その他」の投資主体の存在により、取引の総和がネット・アウトされる制約は明示的には課されない。いずれにしてもこのような場合には、推定上の効率性の観点からは本来SUR(seemingly unrelated regression)による同時推定が望まれるところであろう。この点については、われわれも将来の課題と考えている。

A. 推定式の比較

さて、推定結果を回帰式の「あてはまり具合」でみるならば、決定係数( $R^2$ )[ないし自由度修正済決定係数( $\bar{R}^2$ )]は最小でも保険の0.583[0.460]であり、最低でもサンプル期間中のネットの買い越し額の変動の約6割が説明されるという意味では、パフォーマンスは決して悪くないと判断される。決定係数はとりわけ外国人、銀行、投資信託がこの順に大きく、個人、事業法人、保険と続く。

表4(5)の過去の取引ポジションにかかる係数の合計値をみると、外国人と投資信託のそれを除き0と1の間にあり、定常性の必要条件をとりあえず満たしている。外国人と投資信託の場合は絶対値が1を超えており、時系列的に定常とはいえない。しかしこの場合でも、推定が無意味になるわけではなく、係数の一致性等は満たされる。ところで、投資信託の係数の和は-1.444と唯一マイナス

表4 代表的な統計量と帰無仮説の検定結果

		個人	外国人	保険	銀行	投資信託	事業法人
(1) $x_t$ のサンプル平均		-1,007	-1,149	99	712	188	-98
(2) 同標準偏差		1,377	3,095	154	1,270	1,022	563
(3) $R^2$		.685	.834	.583	.778	.712	.645
(4) S E R		882	1,440	113	683	626	383
(5) $\sum \alpha_j$		.812	1.033	.430	.943	-1.444	.208
(6) $\sum \beta_j$		-3.0	-34.0	.9	24.9	-8.6	.7
(7) $\sum 12 \beta_j / j$		-201.9	-174.9	-11.8	37.7	-83.5	-94.3
(8) CHOW検定	(28, 64)	1.18	.83	.84	1.16	1.50	.61
(9) 帰無仮説							
$H_1 : \alpha_j = 0$	(12, 92)	6.24**	7.24**	3.45**	1.20	6.57**	5.43**
$H_2 : \beta_j = 0$	(12, 92)	3.96**	5.63**	3.38**	3.82**	3.26**	5.40**
$H_3 : \beta_j = 0, \gamma = 0$	(13, 92)	4.38**	6.55**	3.12**	4.26**	4.12**	4.99**
$H_4 : \phi = 0, \psi = 0$	(2, 92)	3.17*	1.67	.58	10.16**	1.87	2.24
$H_5 : \alpha_j = 0, \phi = 0, \psi = 0$	(14, 92)	6.13**	8.04**	3.50**	4.32	5.65**	5.25**

a) (1), (2), (4)は単位=億円。

b) \*は5%水準で有意, \*\*は1%水準で有意。

c) (8)と(9)の(a, b)はF検定の自由度。

になっている。1階の自己回帰型時系列の場合には、自己回帰係数がマイナスの場合には直接変動周期が短いことを意味するが、おそらくここでも同様のことがいえるのかもしれない(図1の[e]参照)。

投資主体によっては時系列的定常性が満たされていないことから、サンプル期間を通しての計測式の安定性をチェックしておく必要がある。図1を眺めると、保険を除く投資主体では、買い越し額にせよ売り越し額にせよその絶対額が時とともに増大する傾向にあり、一見何らかの構造変化が起こっているようである。そこで、サンプル期間を前半と後半の半分ずつに分けて、構造変化の検証に利用されるチャウ検定(Chow test)を行ってみた。結果は、どの投資主体についても、「パラメータに変化がない」という帰無仮説は棄却されなかった[表4(8)]。すなわち、絶対額の増大は構造変化の結果としてもたらされたわけではなく、説明変数の動きによって説明可能ということになる。ただし、サンプル期間を分割した場合に、後半のほうが前半よりは回帰式の誤差項の分散が大きくなるという不均一分散の傾向(heteroscedasticity)は、どの投資主体についても認められる。絶対額の増大に応じて、誤差額の絶対値も大きくなっているわけである。このような場合、単純最小2乗法ではパラメータ推定の効率性が低下してしまうことが知られている。しかし、ここでは特に効率性を高める推定法(一般化最小2乗法)による再計測は行わなかった。

## B. 帰無仮説の検定

投資主体別の株式売買がどのような要因によって左右されるか、要因別に帰無仮説の検証結果を見てゆこう[表4(9)]。

### a. 履歴効果

過去の取引ポジションの歴史については、それが現在の取引ポジションに影響を与えないという帰無仮説( $H_1$ )は、銀行を除くと

の投資主体にとっても1%の有意水準で棄却される。F検定値の自由度が全く同じであるから、F値の大小で比較可能と考えると、外国人、投資信託、個人、事業法人、そして保険という順番で、履歴効果が大きい。

### b. 収益率効果

収益率の変数については、株価上昇率のみの影響( $H_2$ )をみても、債券利子率と合わせた効果( $H_3$ )をみても、すべての投資主体について1%有意水準で判断して取引動向に何らかの影響を与えていることが分かる。債券利子率単独の効果については、それぞれの推定式のt検定値で判断するかぎり、投資信託が1%水準および個人が10%水準で有意となるのを除くと、他は有意でない。

当期の株価上昇の総合効果を見るために、次の2通りの状況を考えよう。第1は、株価が過去1年間年率100q%の割合で直線的に上昇している場合であり、すべてのjについて $\Delta P_t(-j)=q$ 、すなわち

$$(3) P_t = (1 + j q/12) P_{t-j}$$

であったものとする。このとき、1%ポイントの株価上昇率の増加がもたらす総合効果は $\beta_{ij}$ で表すことができる。第2は、過去1年間株価が一定水準にとどまっており、当期にいたって初めて上昇した場合である。このときは(2)式において $\Delta P_t(-j)$ に $j/12$ を乗じたものが一定値となるから、1%の株価のジャンプに対する総合効果は $\sum 12 \beta_{ij}/j$ で表すことができる。

以上の想定の下での投資主体別の株価上昇の総合効果[表4の(6)(7)]は、個人と投資信託はいずれの場合も売り越し、銀行はいずれの場合も買い越しとなる。外国人は第1の継続的上昇の場合には売り越し、第2の株価のジャンプが起こる場合には買い越しとなる。保険と事業法人については、継続的上昇の場合には若干の買い越し、急騰の場合には売り越しとなる。なお、債券利子率が有意な投資主体についてみると、利子率の上昇にとも

なって、個人が買い越し、投資信託が売り越しとなる。

C. 選好要因

株価上昇率の分散で代表させたリスク関連指標については、銀行が1%水準で、個人と事業法人が5%水準で、そして投資信託が10%水準で有意になっている。このうち、個人と投資信託はリスクの上昇は買い越し要因に、銀行と事業法人は売り越し要因となっている。一方、回転率で代表させたタイム・ホライズンの影響は、個人、外国人、銀行が10%水準で有意となるのにとどまっている。タイム・ホライズンの短縮化(回転率の上昇)は、個人と外国人の売り越し要因、銀行にとっては買い越し要因である。

2つを合わせた選好要因の帰無仮説(H<sub>4</sub>)は、銀行と個人を除くと有意でない。しかし、選好要因と過去の取引動向とを合わせて考え、それらがネットの買い越し額に全く影響を及ぼさないとの帰無仮説(H<sub>5</sub>)は、すべての投資主体について1%有意水準で棄却される。H<sub>1</sub>が棄却されなかった銀行も、H<sub>5</sub>は棄却されることに注意されたい。すなわち、すべての投資主体について、株式取引は株価上昇率と債券利子率の収益率効果のみでは説明し尽

くせないということになる。

C. 投資主体別推定結果

本項では、推定結果を投資主体別に見てゆく。特に、履歴効果のラグ・パターン、収益率効果が有意となる対象(保有)期間、リスクとタイム・ホライズンに対する反応、等をやや詳しく見てゆく。

a. 個人

個人(表5)は、H<sub>1</sub>からH<sub>5</sub>までのすべての帰無仮説が棄却される唯一の投資主体である(選好要因を単独に取り上げたH<sub>4</sub>のみが5%、他は1%有意水準)。すなわち、いずれもの要因が説明力をもつ。しかしながら、全体の説明力はR<sup>2</sup> = .685と、他と比べて相対的には必ずしも高いものではない。履歴効果については、1(+), 2(-), 6(+), 8(-), 11(+ )か月前の取引が有意(括弧内は係数の符号)であり、おおまかには5~6か月周期で自律的な買い越さないし売り越しが起こり、間の期間に調整的な反対売買が行われていることが窺われる。実際は、図1[a]に見られるように対象期間中個人はほぼ一貫して売り越しており、この周期も売り越し額の大小を決定するようなものに

表5 推定結果：個人

x(-1)	.409** (3.86)	ΔP(-1)	-20.2** (4.62)	CONST	522 (.45)		
x(-2)	-.290** (2.61)	ΔP(-2)	12.0 (1.22)				
x(-3)	.141 (1.23)	ΔP(-3)	-13.6 (.92)			r	177.8 # (1.83)
x(-4)	-.052 (.44)	ΔP(-4)	-3.3 (.17)			R	.924×10 <sup>-4</sup> * (2.38)
x(-5)	.002 (.02)	ΔP(-5)	26.3 (1.11)			T	-4,214 # (1.70)
x(-6)	.289* (2.01)	ΔP(-6)	-20.9 (.71)			R <sup>2</sup> = .685 (R̄ <sup>2</sup> = .593)	
x(-7)	.133 (.91)	ΔP(-7)	-24.3 (.70)				
x(-8)	-.320* (2.13)	ΔP(-8)	55.0 (1.39)				
x(-9)	-.056 (.37)	ΔP(-9)	-46.4 (1.02)				
x(-10)	-.060 (.39)	ΔP(-10)	1.2 (.02)				
x(-11)	.508** (3.27)	ΔP(-11)	-6.2 (.12)				
x(-12)	.109 (.71)	ΔP(-12)	37.4 (.98)			SER = 882	

a) 推定期間：1978; 4 - 1988; 3 の120月

b)  $\bar{x}$  と SER は単位 = 億円。

c) “#”は10%水準で有意, “\*”は5%水準で有意, “\*\*”は1%水準で有意。括弧内は t 値の絶対値。

なっている。ただし、個人の売買回転率（表3）は最近時を除いてもおおよそ1年当たり0.5~0.6であったから、売り越し基調とはいえ反対売買もかなり行われていることになる。収益率効果について特徴的なのは、株価上昇率のみを考慮した場合（ $H_2$ ）でも有意であったものの、実際は対1か月前の上昇率のみに負うところが大きいことである。つまり、他の期間当たりの上昇率は個別には全く有意でない。<sup>(注4)</sup>  $\beta_1$ の符号は負であり、当期の株価上昇は売り越し要因（利食い売り）となる。これは全体の効果を総合した場合でも同様であり、 $\beta_j$ も  $12 \beta_j / j$ も負となっている[表4の(6)(7)]。後者の方がかなり大きくなるのは、より短期間の株価上昇率に重いウエイトをかけるからであり、 $\beta_1$ のみがマイナスで有意なことのあらわれでもある。

債券利利率は10%水準で有意であり、その上昇は買い越し要因として働く（1%ポイントの上昇は約180億円の買い越し）。一般に安全資産の利利率が上昇すると、株式から安全資産へのシフトが起こり、したがって株式の売り越しが起こりそうである。しかし、この直観的なロジックは必ずしも正しくなく、基礎的なポートフォリオ選択理論でも代替効果と所得効果の大小（すなわち、効用関数の形状）によって、どちらが起こってもおかしくないことが示されている。ここでの結果は、ポートフォリオ選択理論の枠組み内で解釈するならば、個人の場合には代替効果を上回る所得効果が働いていると解釈されることになる。

債券利利率の効果と同様のことは、リスクの増大が有意（5%水準）に買い越し要因となることについてもいえる。すなわち、リスクの増大は直観的には投資家の株式需要を減少させそうであるが、たとえ危険回避的投資家であっても理論的にはこれも危険回避度の

程度等に依存することが知られている。もちろん、危険愛好家とすれば、何の不思議もない。ただし、確かに短期の「仕手戦」に積極的に参加する個人投資家が少なからず存在するが、個人を全体として見た場合に危険愛好家と即断するには慎重さが要求されよう。ここではむしろ、一般的にリスクが増大するときにはリターンも高いものが期待され（ハイ・リスク＝ハイ・リターン）、株価上昇によるハイ・リターンの収益率効果は個人の場合売り越しであったことを指摘しておきたい。このような場合、リスク増大の単独効果が買い越し要因になってもおかしくないということかもしれない。ちなみに、このようなハイ・リスクとハイ・リターンの効果の組み合わせば、以下でみる投資信託や事業法人の場合と同様である。

タイム・ホライズンの代理変数としての売買回転率は、それが上昇した場合に売り越し要因となっている。ただし、有意水準は10%であり、それほど強い効果というわけではない。既述のように、タイム・ホライズンを売買回転率で代表させるには問題点もあるが、リスクの指標同様株価上昇と回転率の上昇が正の相関をもつことから、タイム・ホライズンの短縮化は、とりあえずの利食い売りをもたらすのが関係していそうである。

#### b. 外国人

外国人（表6）については、まず決定係数が  $R^2 = .834$  と絶対水準の意味でも他の投資主体との相対的比較の意味でも、かなり高いことが注目される。それだけ(1)式の定式化の「あてはまり具合」が良好ということであるが、5つの帰無仮説についてみると  $H_4$  は棄却されず、選好要因は有意ではない（ただし、売買回転率は個別には10%水準で有意であり、売り越し要因となっている）。すなわち、決定係数を高めているのは、もっぱら履歴効果

(注4) ただし、履歴効果としてラグ付きの  $x_{it}$  が有意とすれば、結局  $P_t(-j)$  のラグ付き変数も  $x_{it}$  に影響を及ぼすことになる。

表6 推定結果：外国人

x(-1)	.573** (5.44)	△P(-1)	32.9** (3.86)	CONST r R T  R <sup>2</sup> = .834 ( $\bar{R}^2 = .785$ ) $\bar{x} = -1,140$ SER = 1,440	1,070 (.79)
x(-2)	-.368** (2.97)	△P(-2)	-31.5# (1.68)		138.6 (.77)
x(-3)	.058 (.42)	△P(-3)	12.3 (.43)		5,240×10 <sup>-4</sup> (1.30)
x(-4)	.055 (.40)	△P(-4)	43.0 (1.17)		-3,407 # (1.75)
x(-5)	-.064 (.45)	△P(-5)	-120.8** (2.81)		
x(-6)	.900** (5.65)	△P(-6)	153.4** (2.97)		
x(-7)	-.560** (3.10)	△P(-7)	-221.1** (3.64)		
x(-8)	.150 (.66)	△P(-8)	175.2* (2.41)		
x(-9)	-.063 (.28)	△P(-9)	-167.3* (2.03)		
x(-10)	-.060 (.26)	△P(-10)	179.3* (2.05)		
x(-11)	.203 (.86)	△P(-11)	-161.5# (1.81)		
x(-12)	.207 (1.08)	△P(-12)	72.1 (1.13)		

a) 推定期間：1978; 4 - 1988; 3 の120月

b)  $\bar{x}$  と SER は単位 = 億円。

c) “#”は10%水準で有意, “\*”は5%水準で有意, “\*\*”は1%水準で有意。括弧内は t 値の絶対値。

と収益率効果ということになる。

履歴効果としては 1(+), 2(-), 6(+), 7(-) か月前のものが有意であり, 係数の和は 1.033 と 1 を超えている [表 4 の (5)]。これは  $x_t$  が時系列的には定常でないことを意味するが, 1 を超える程度が小さいこと, および統計的に有意な係数だけでは 0.545 と十分 1 を下回ることから, 非定常性自体はそれほど問題にならないと考えられる。個人の場合と比較すると, 11 か月前の取引が有意でないものの, 自律的取引の基本パターンはほぼ同様といえよう。

外国人に特有なのは, 収益率効果のうち債券利子率は有意でないものの, 株価上昇率の係数  $\beta_j$  はほぼすべての j について有意となっていることである。具体的には, 10% 有意水準で判断すると, それでも有意でないのは対 3, 4, 12 か月前上昇率の 3 つのみとなる。有意水準が 1% を超えるのは, 対 1, 5, 6, 7 か月前上昇率となっており, これらはほぼ履歴効果が重要な j 対応している。株価上昇の総合効果は, 継続的な場合には売り越し, 突然急騰する場合には買い越し要因となっている [表 4 の (6)(7)]。

以上を総合すれば, 要するに外国人は株価

の変化に敏感であり, 株価が十分下落すれば買い越し, それなりのキャピタル・ゲインが得られれば確実に実現する傾向が読み取れる。ただし, 株価が突然急騰する場合のように, 株価変化の初期の段階では, 株価の上昇が買い越し要因となっている。売買回転率が 10% 水準ながらマイナスで有意なもの, 利が乗った場合の売り越し姿勢を反映しているといえよう。なお, 債券利子率が有意でないということは, 外国人の日本での投資対象は株式であり, 日本の債券は重要な代替的投資対象ではないことを示唆している。外国人にとっての安全資産は, あくまでも自国の債券なのであろう。こうしたことから, 株式投資のリスク要因は日本国内での運用先の選択にはさして重要なことではなく, そのために有意性も検出されないとも解釈されうる。

### c. 保険

保険 (表 7) をみると, 既述のように決定係数が  $R^2 = .583$  と最も低い,  $H_1 \sim H_5$  の帰無仮説についての結果は外国人や投資信託, 事業法人大差ない。ただし, F 検定値で見ると, 他と比べて帰無仮説が棄却される程度はほぼ軒並み弱くなっている。

履歴効果は 1(+), 3(+ ) か月前だけ

表7 推定結果：保険

x(-1)	.351** (3.38)	△P(-1)	-2.0** (3.69)	CONST r R T	-91 (.74) 10.5 (.84) .001×10 <sup>-4</sup> (.04) 2,637 (1.08)
x(-2)	.026 (.24)	△P(-2)	.5 (.44)		
x(-3)	.207# (1.90)	△P(-3)	2.2 (1.25)		
x(-4)	.139 (1.28)	△P(-4)	-.9 (.40)		
x(-5)	.050 (.46)	△P(-5)	1.7 (.60)		
x(-6)	-.058 (.50)	△P(-6)	2.4 (.69)		
x(-7)	-.020 (.17)	△P(-7)	-8.0* (1.97)		
x(-8)	-.131 (1.11)	△P(-8)	9.6* (2.06)		
x(-9)	.069 (.59)	△P(-9)	-3.7 (.68)		
x(-10)	-.114 (.99)	△P(-10)	-8.7 (1.42)		
x(-11)	.035 (.31)	△P(-11)	10.2 (1.57)		
x(-12)	-.124 (1.18)	△P(-12)	-2.4 (.53)		
				R <sup>2</sup> = .583 ( $\bar{R}^2$ = .460)	
				$\bar{x}$ = 99	
				SER = 113	

a) 推定期間：1978; 4 - 1988; 3 の120月

b)  $\bar{x}$  と SER は単位 = 億円。

c) “#”は10%水準で有意, “\*”は5%水準で有意, “\*\*”は1%水準で有意。括弧内は t 値の絶対値。

が有意であり、株価上昇率も対1, 7, 8か月のものが有意になるにすぎない。債券利子率や選好要因はいずれも有意でなく、全体としての決定係数が低いのも理解される。株価上昇の総合効果[表4の(6)(7)]は、2通りのケースで逆の結果が得られているが、その程度はいずれも小さく、むしろ株価の変化には中立的な結果が得られているとも解釈される。すなわち、 $H_2$ の帰無仮説は棄却されるものの、例えば「 $\beta_j = 0$ 」の帰無仮説は棄却されない可能性がある。

保険については、利益の配当可能性についての法的制約から、株式売買によるキャピタル・ゲインよりも株式保有によるインカム・ゲインを重視する傾向にあるとされる。確かに、ストックでみた場合の保有比率は相対的に高いものの(表1)、フロー面でのシェアは低い(表2)こととも合わせると、保険の長期保有傾向はハッキリしている。このことは、表3や図4で観察される売買回転率の動向からも確認される。ネットの買い越し額の変動がほぼ定常的であること(図1[c])も、経済環境の短期的変動にほとんど感応しない投資行動が反映されたものと考えることができよう。

#### d. 銀行

銀行(表8)の推定結果をみた場合に特徴的なのは、次の3点である。まず第1は、 $H_1$ の帰無仮説が棄却されず、したがって有意な履歴効果が存在しないこと。第2は、収益率効果は期間が長い株価上昇率が有意であり、株価上昇の総合効果が買い越しになっていること。そして第3は、リスク変数が非常に有意にマイナスになっていることである。なお、銀行の決定係数は $R^2 = .778$ と、外国人に次いで高いものとなっている。

銀行の取引に履歴効果が認められないのは、他の投資主体の履歴効果がすべて有意であるのを踏まえると、一面では驚きであろう。図1[d]より、銀行はほぼ一貫して買い越ししており、反対売買がないという意味で履歴効果が現れないのかもしれないとの解釈もあろう。しかし、個人の場合にも一貫して売り越し基調であったのにもかかわらず、履歴効果は有意に検出されており、一方的取引傾向自体が履歴効果の存在を否定するものでもなさそうである。銀行には、最近でこそ売買回転率が急上昇しているものの、伝統的には比較的短期のキャピタル・ゲイン狙いの反対売買は認められなかったのも原因かもしれない

表8 推定結果：銀行

x(-1)	.142	(1.27)	$\Delta P(-1)$	.8	(.23)	CONST r R T	135 (.20) -74.7 (.87) $-2.012 \times 10^{-4} ** (4.48)$ 6,568 # (1.82)
x(-2)	-.096	(.88)	$\Delta P(-2)$	-10.9	(1.43)		
x(-3)	-.054	(.50)	$\Delta P(-3)$	19.3#	(1.74)		
x(-4)	-.138	(1.20)	$\Delta P(-4)$	-14.8	(1.03)		
x(-5)	.113	(.95)	$\Delta P(-5)$	4.3	(.24)		
x(-6)	.196	(1.54)	$\Delta P(-6)$	22.6	(1.04)		
x(-7)	.020	(.16)	$\Delta P(-7)$	13.4	(.53)		
x(-8)	.135	(.93)	$\Delta P(-8)$	-31.0	(1.06)		
x(-9)	.073	(.47)	$\Delta P(-9)$	32.4	(.97)		
x(-10)	.114	(.74)	$\Delta P(-10)$	-64.5#	(1.75)		
x(-11)	.141	(.85)	$\Delta P(-11)$	99.0**	(2.61)		
x(-12)	.297	(1.49)	$\Delta P(-12)$	-45.7#	(1.78)		
						$R^2 = .778$ ( $\bar{R}^2 = .713$ )	
						$\bar{x} = 712$	
						SER = 683	

a) 推定期間：1978:4 - 1988:3の120月

b)  $\bar{x}$ とSERは単位=億円。

c) “#”は10%水準で有意, “\*”は5%水準で有意, “\*\*”は1%水準で有意。括弧内はt値の絶対値。

(ただし、回転率がより低い保険にも履歴効果は認められた)。いずれにしても、推定結果によると、銀行には打診的な売買はなく、資産間のシフトは一挙に行っていると考えられる。銀行のみに資産間のシフトに調整コストがかからないとするのは疑問かもしれないが、ここでの計測結果はそうした仮説を支持していると解釈するのが筋であろう。なお、この点については、次節でラグを延長した場合について追加的考察を試みる。

収益率効果としては、株価上昇率は対3か月前を別とすれば対10~12か月前が有意であり、他の投資主体と比べてより長期の保有期間が関与している。株価上昇の総合効果は、継続的な場合も当期のジャンプを伴う急騰の場合も買い越しとなっている[表4の(6)(7)]。このことから、銀行が短期のキャピタル・ゲインを目的とした株式売買をしていないことが窺われよう。なお、収益率効果として債券利子率が有意でないのは、債券市場での銀行の大きな役割を踏まえると意外かもしれない。整合的な解釈は、要するに株式市場から見た場合には、債券市場をにらんだ株式投資

をしているわけではないということであろう。

(注5) この点は、次に見る投資信託と大いに異なっている。

さて、銀行の特徴の第3は、選好要因としてのリスクが1%水準で有意になっていることである。リスクの増大は売り越し要因であり、銀行が危険を回避する傾向にあることが分かる。これに対し、タイム・ホライズンの短縮化は、10%有意水準で買い越し要因となっている。このように、リスクとタイム・ホライズンが共に有意となっているのが、 $H_1$ が棄却されたにもかかわらず $H_5$ が棄却されない原因である。以上は、株価上昇の総合効果を含めて、個人とは全く逆になっている。いわば、個人のほぼ一貫した売り越しをかなりの部分銀行が買い越ししていることが、推定結果にも直截的に反映されているといえよう。

#### e. 投資信託

投資信託(表9)については、帰無仮説の検定では他の投資主体と同様の結果が得られているが、その細部となると大分様相を異にしている。決定係数は $R^2 = .712$ と3番目に高い。

(注5) こうした結果は、安全資産の利子率として他の指標(具体的には長期国債応募者利回り)を用いても大差なかった。これは、他の投資主体についてもほぼ同様である。

表9 推定結果：投資信託

x(-1)	.058 (.61)	△P(-1)	-5.4# (1.66)	CONST r R T	3,554** (3.81) -468.7** (3.93) 3.308×10 <sup>-4</sup> # (1.83) 113 (.21)
x(-2)	-.275** (2.66)	△P(-2)	2.7 (.40)		
x(-3)	-.215* (2.06)	△P(-3)	-4.2 (.42)		
x(-4)	-.166 (1.50)	△P(-4)	-1.5 (.11)		
x(-5)	-.228* (1.96)	△P(-5)	-.9 (.06)		
x(-6)	-.012 (.11)	△P(-6)	-34.7# (1.73)		
x(-7)	-.413** (3.79)	△P(-7)	33.8 (1.43)		
x(-8)	-.294* (2.45)	△P(-8)	6.4 (.23)		
x(-9)	-.267* (2.27)	△P(-9)	-11.4 (.37)		
x(-10)	-.289* (2.41)	△P(-10)	46.8 (1.40)		
x(-11)	.286* (2.29)	△P(-11)	-99.0** (2.89)		
x(-12)	.369# (1.89)	△P(-12)	58.8* (2.48)		
				R <sup>2</sup> = .712 ( $\bar{R}^2$ = .628)	
				$\bar{x}$ = 188	
				S E R = 626	

a) 推定期間：1978; 4 - 1988; 3 の120月

b)  $\bar{x}$  とSERは単位=億円。

c) “#”は10%水準で有意, “\*”は5%水準で有意, “\*\*”は1%水準で有意。括弧内はt値の絶対値。

履歴効果は, 1, 4, 6か月前の取引を除いて, 他はすべて有意(12か月前が10%であるのを除き, 他は5%水準以上)である。有意な係数は, 11, 12か月前を除いてマイナスであり, 有意な係数のみの和を考えた場合にも値はほぼ同じ(-1.324)であり, 定常性の必要条件が満たされていない。ただし, 決定係数が比較的高いことにも表れているように, 定常性の否定が自動的に(1)の定式化をも否定するわけではない。係数の和がマイナスということは, 当期はともかく過去の売買ポジションの反対売買を目指す解釈できよう。投資信託の場合には買い越しと売り越しが頻繁に交錯しており, 確かに反対売買が盛んである(図1[e])。

収益率効果については, 対1, 6, 11, 12か月前の株価上昇率と債券利子率が有意になっている。ただし, 前2者の有意性は10%と低く, 履歴効果がほぼすべてのjに対して有意であったことを踏まえると, 株価上昇率の有意性はあまり高くないとも判断されよう。株価上昇の総合効果は, 継続の上昇に対しても突然の急騰タイプに対しても売り越し要因となっている[表4の(6)(7)]。収益率効果のうち債券利子率は, 他の投資主体が軒並み有

意でないか, 有意性が低いものであったことを踏まえると, 1%水準で有意であることが注目される。債券利子率の上昇は株式の売り越し要因(1%ポイントの上昇に対して約470億円)であり, 投資信託の株式売買は債券市場の動向を十分睨んだものであることが示されている。通常の個別の投資信託の運用をみると, 安定型といわれるポートフォリオでも株式が組み込まれ, また逆に成長型といわれるポートフォリオでも債券が組み込まれていることから, 株式と債券の間の代替性はもともとかなり高いといえよう。

選好要因では, リスク指標が10%水準で買い越し要因となっているものの, 売買回転率は全く有意でない。投資信託は売買回転率が一貫してもっとも高く(表3ないし図4), その意味ではタイム・ホライズンが短い投資主体であった。投資信託のファンド・マネージャーには, 一定の期間にある程度の収益をあげなければならないという制約があり, 常識的にはそれが売買回転率を高めていると考えられるが, ここでの推定結果は回転率とネットの買い越しポジションには直接有意な関係が見いだせないということである。履歴効果が頻繁な反対売買の存在を反映してし

表10 推定結果：事業法人

x(-1)	-.297** (2.81)	$\Delta P(-1)$	-7.6** (3.67)	CONST r R T	-186 (.55) -15.6 (.38) -.218×10 <sup>-4</sup> * (2.04) 3,068 (1.28)
x(-2)	-.211# (1.90)	$\Delta P(-2)$	3.3 (.72)		
x(-3)	-.091 (.75)	$\Delta P(-3)$	-12.7# (1.83)		
x(-4)	-.009 (.08)	$\Delta P(-4)$	3.2 (.35)		
x(-5)	-.114 (.99)	$\Delta P(-5)$	2.0 (.18)		
x(-6)	.260* (2.35)	$\Delta P(-6)$	-4.4 (.35)		
x(-7)	-.028 (.21)	$\Delta P(-7)$	11.5 (.77)		
x(-8)	.337* (2.39)	$\Delta P(-8)$	-19.5 (1.07)		
x(-9)	.164 (1.08)	$\Delta P(-9)$	23.9 (1.16)		
x(-10)	.012 (.08)	$\Delta P(-10)$	7.2 (.32)		
x(-11)	-.197 (1.35)	$\Delta P(-11)$	-21.8 (.91)		
x(-12)	.381** (2.67)	$\Delta P(-12)$	15.6 (.85)		
				R <sup>2</sup> = .645 ( $\bar{R}^2$ = .541)	
				$\bar{x}$ = -98	
				SER = 383	

a) 推定期間：1978:4 - 1988:3 の120月

b)  $\bar{x}$  と SER は単位 = 億円。

c) “#”は10%水準で有意, “\*”は5%水準で有意, “\*\*”は1%水準で有意。括弧内はt値の絶対値。

まっており、買い越しと売り越しのどちらかに偏りが生じる余地がないということかもしれない。なお、リスクの増大が（弱いながらも）買い越し要因となるのは個人や外国人とも同様であるが、投資信託の場合には特にある程度の株価変動がないと利益があげられないという、積極的な投資戦略も反映していると考えられる。

#### f. 事業法人

事業法人（表10）の推定結果は、決定係数が  $R^2 = .645$  と相対的に低く、わずかに保険を上回るだけである。帰無仮説の検証結果は、総体的には外国人、保険、投資信託と同様である。

履歴効果としては、1(-)、2(-)、6(+)、8(+)、12(+ )か月前の取引が有意となっている。有意性の基準で判断すると、これは概ね個人や外国人と同様であるが、符号のパターンは大分異なっている。すなわち、個人の場合にはおおまかには5か月周期の自律的売買が認められたのに対し、事業法人の場合には1、2か月前の短期の係数がマイナ

ス、6、8、12か月前のより長いラグの係数がプラスとなっており、短期的には反対売買、より長期的にはトレンド的な売買が行われていることになる。図1[f]をみると、確かに事業法人は短期的にはかなり頻繁に反対売買を行っているのが読み取れる。

収益率効果としては、まず債券利子率が全く有意でないことが指摘できる。株価上昇率についても、対1、3か月前上昇率がいずれもマイナスで有意であるだけである。履歴効果としてはより多くのjが関係しており、整合的な解釈は短期的な反対売買はキャピタル・ゲイン狙い、より長いラグの履歴効果は株価には影響されない株式取得が中心ということになる。

選好要因は、リスクの増大が売り越し要因として5%水準で有意となっている。売買回転率の符号はプラスになっているが、有意ではない。選好要因については、定性的には銀行のそれと同じであり、銀行と事業法人の共通面が反映されていると解釈される。

## V. 追加的考察

本節では、前節の分析のロバストネス（頑強性）を確認する意味で、若干の追加的考察を試みる。

### A. ラグの延長

まず、前節の分析で12か月として固定したラグの長さについて考察する。J = 12としたのには特別の根拠があるわけではなく、月次データであること、および全体のサンプル期間との兼合いによって、一応の目安としたに過ぎない。そこで、ラグを2倍に延長する（J = 24）ことを試みる。ラグの延長に当たっては、いたずらに説明変数を増やさないために、履歴効果と収益率効果を別々に考慮するものとする。なお、これによってサンプル期間は1979;4 ~ 1988;3の108月と12か月分減少する。

(1)式で右辺第1項の履歴効果のみについてラグの長さを2倍にし、延長した部分が有意でない、すなわち、帰無仮説を「 $\alpha_{13} = \alpha_{14} = \dots = \alpha_{24} = 0$ 」としたF検定値が表11の(1)である。結果は、外国人と保険を除いて、帰無仮説は棄却される。すなわち、個人、銀行、投資信託、事業法人には、1年以上前の売買ポジションによる履歴効果が存在することになる。このうち特に興味深いのは銀行である。前節の分析では、J = 12の場合には銀行は唯一履歴効果が認められない投資主体であった。それが、ここでの検定結果では、F値で判断してj = 13 ~ 24の履歴効果が最も強く作用している投資主体ということになる。一銀行の場

合には、近年でこそ売買回転率が急上昇しているものの、伝統的には回転率は低く平均的保有期間が長かった。したがって、J = 12では履歴効果が十分検出できなかったと考えられる。<sup>(注6)</sup>

なお、1年超の履歴効果が有意な投資主体で、J = 24としたために別の説明変数の有意性が低下するというのは、個人と投資信託のリスクの係数のみであった。むしろ、総体的には個別の説明変数の有意性が高まる傾向が認められ、例えば銀行の場合には、債券利子率、リスク、売買回転率のどの変数も1%水準で有意（係数の符号は表8と同じ）となった。

同様に、株価上昇率のラグをJ = 24とし、「 $\alpha_{13} = \alpha_{14} = \dots = \alpha_{24} = 0$ 」を帰無仮説としたF検定値が表11の(2)である。この場合は、銀行、投資信託、そして事業法人について棄却されることになり、これらの投資主体では1年を超えた期間の株価上昇率が当期のネットの買い越しに影響を与えていることになる。ところで、これらはいずれも履歴効果についても1年超のラグが有意となった投資主体であり、その意味では歩調を合わせた結果となっている。ただし、本来履歴効果と収益率効果は別のものであるから、個人の場合のように収益率効果は有意でないというのがあっても、必ずしも非整合的というわけではない。なお、この場合も他の説明変数の有意性にほとんど変化がなく、わずかに事業法人の債券利子率の効果がプラスで有意（1%水準）に

(注6) J = 24とした場合に、1年以内の履歴効果も部分的に有意となる。このことから、銀行の履歴効果がJ = 12の場合に有意でなかったのはラグ変数 $x_{it,j}$ の間の多重共線性(multicollinearity)に由来するのではとの懸念が起こるかもしれなへしかし、多重共線性は個別の変数の有意性を判断する場合に歪みを生じさせるだけであり、 $H_1$ の帰無仮説のように多重共線関係にある変数全体の有意性を検定する場合には、それ自体が問題を引き起こすことはない。

なることぐらいが特筆される。

B. 季節性

株式市場では往々にして、「年末年始高」, 「節分天井彼岸底」, 「9月相場」等々, 季節による周期性が話題になる場合が多い。これらはもっぱら株価の変動が対象となっているが, もしこれらが正しいとすると, ネットの買い越し額についても季節性が認められるかもしれない。そこで, 月毎のダミー変数を説明変数に加えそれが全体として有意力否かを検証した。サンプル期間は, 再び1978; 4~1988; 3の120月である。

F検定の結果が表11の(3)であり, 外国人が

5%水準で有意であることを唯一の例外として, 他の投資主体については全体として季節性は認められないということになる。ダミー変数を8月との相対的な関係で定義した場合(すなわち, 8月は定数項とする), 外国人が有意なのは10月と12月であり, いずれも5%水準でマイナスの値をとる。すなわち, これらの月においては売り越しが主ということになる。

なお, 季節性を導入した場合の各説明変数に対する影響は, (季節性が有意である外国人の場合も含めて) ほとんど全く観察されなかった。

表11 ラグ延長と季節性の検定結果

	個人	外国人	保険	銀行	投資信託	事業法人
(1)履歴効果	2.42*	.88	.91	5.15**	2.75**	2.67**
(2)収益率効果	1.41	1.71	.62	2.46*	2.08*	2.81**
(3)季節性	1.45	2.16*	1.14	.94	1.13	1.05

- a) “\*”は5%水準で有意, “\*\*”は1%水準で有意。
- b) F検定の自由度は, (1)(2)が(12, 68), (3)が(11, 81)。

. おわりに

本稿では, 日本の株式市場における投資主体別の行動を見るために, ネットの買い越し額の需要関数を推定した。この際に, 需要関数の基本形は各投資主体で同形とし, パラメータの推定結果によって投資主体別の行動を理解するという立場をとった。定式化された関数形も推定法も初歩的なものであり, もとより本稿の分析のみによってすべてが解明されたというのとはほど遠い。しなしながら, 比較的ロバスト(頑強)と思われる結果も得られており, いくばくかのファクト・ファインディングに近いものが達成されたものと思う。以下では, まず本稿での発見を簡単にまとめ, 次いでわれわれ自身が意識している問題点の指摘, および今後の発展方向を述べる。

分析結果を簡単にまとめるならば, ネットの買い越し額を規定する履歴効果, 収益率効果, そして選好要因のうち, 原則として履歴効果と収益率効果はどの投資主体についても認められ, 選好要因はそれほど強くない。顕著な例外は銀行であり, (少なくとも1年以内の)履歴効果は有意でなく, 代わりに選好要因(特にリスク回避)が重要となっている。こうした傾向は比較的ロバストであり, 例えば収益率変数として債券利子率を全く除いた場合, 債券の流通利回りを応募者利回りとした場合, あるいは株価上昇率を1か月ずつ過去にずらした場合(すなわち, われわれのノーテーションでいえば  $P_t(-j)$  を  $P_{t-1}(-j)$  で置き換えた場合)にも, ほぼ同様

の結果が得られた(ただし、最後の例では、個人と事業法人の収益率効果が有意でなくなった)。さらに、(1)式のラグの長さを2倍にした場合( $J=24$ )、あるいは説明変数として季節性を考慮した場合にも、一部の投資主体を除くと基本的な結果は変わらなかった、

推定法については、単純最小2乗法を用いた。これが問題を孕むものであることは、既にSUR、メジャメント・エラー、あるいは分散の不均一性との関連で議論した。にもかかわらず、本稿でこれらを考慮した推定法を試みなかったのは、どちらかといえば本稿のファクト・ファインディングを、あくまでも..基準的なものとして位置付けたいがためである。推定法の違いによって、推定されるパラメータが変わってしまう可能性は否定できな

い。しかし、帰無仮説の検定については、それが概ね棄却されるものが多かったことから、より効率的な推定法によっても結論はさほど変わらないと思われる。ただし、いずれにしてもこうしたより望ましい推定法による計測を試みるのが、将来の課題ではある。

同時性に絡む問題としては、(1)の推定式をあくまでも個別投資主体の需要関数という立場から、説明変数は所与と前提した。実際は、集計された投資主体は完全競争に直面するアトミスティックな存在ではないかもしれない。そうだとすると、理論的前提は前提として、現実問題としては同時性バイアスが入り込んでしまっている可能性はある。今後の課題としては、株価の決定も同時に考慮した体系を考える必要がある。

#### 引用文献

- [1] 浅子和美・倉沢資成(1987)「資本市場の効率性」, 館・蛸山(編)『日本の金融 : 新しい見方』(東京大学出版会), 93 - 144頁。
- [2] 倉沢資成(1989)「資本市場の効率性: 日本における実証研究の展望」, 『フィナンシャル・レビュー』本号掲載。
- [3] 櫻庭千尋(1987)「日本における株価変動のメカニズムについて APT (裁定評価理論) の実証分析」, 『金融研究』第6巻第3号, 41 - 82頁。
- [4] 日本経済研究センター(1989)「特集: 資産価格変動の経済分析」, 『日本経済研究』 18。
- [5] 日本証券経済研究所(1988)『日本の株価水準研究グループ報告書』。
- [6] 米沢康博・丸淳子(1984)『日本の株式市場』, 東洋経済新報社。