株価指数の系列相関と規模別ポートフォリオの相互自己相関

祝迫得夫*
一橋大学経済研究所
〒186-8603 東京都国立市中２－１
iwaisako@ier.hit-u.ac.jp

平成 14 年 12 月 11 日

株価指数の系列相関と規模別ポートフォリオの相互自己相関

祝迫得夫 *
一橋大学経済研究所

要約

1960 年代末から 2001 年までの TOPIX の収益率の週次データに関して予測可能性を検証したところ，Lo/MacKinlay [1988] のアメリカについての分析結果と異なり，明確な系列相関の存在は発見されず，特に第 1 次石油危機後のサンプルについてはランダム・ウォーク仮説が棄却できなかった．次に，規模別ポートフォリオのデータを用いて日本の株式市場の自己相関（autocorrelataion）と相互自己相関（cross-autocorrelataion）を分析したところ，この点から見た日本のマーケットの構造は，Lo/MacKinlay [1988, 1990] で報告されているアメリカのそれに良く似ていることがわかった．これらの結果から，TOPIX のリターンについてランダム・ウォークが棄却されない大きな理由は，TOPIX がカヴァーする範囲が，CRSP の指数に比べ大規模銘柄に偏っていることであることが示唆される．実際，日本のデータについて東証 2 部を含むような単純平均の指数を近似的に作成した場合，そのような指数には統計的に有意な自己相関が存在する．しかし，1990 年代後半以降のデータに関しては，日本のマーケットにおける規模別ポートフォリオ間の相互関係が崩れている．大型株ポートフォリオの収益率に関して 1 次の負の自己相関が観察されるようになったことが，その主要な要因の一つであると考えられる．

* 本論文は祝迫 [2002] の推定期間を大幅に拡張して，改訂したものである．論文の作成にあたって，平成 14 年度文部科学省科学研究費（若手研究 A 14701011），平成 14 年度特定領域研究「世代間の利害調整に関する研究」からの助成を受けたことを感謝する．竹原均氏（筑波大学）には，古い期間のデータの入手にあたって御助力いただいた．リサーチ・アシスタントの清水順子氏・中野聖子氏は分析のためのデータ整備を効率的に行ってくれた．本誌エディターの浅野幸弘氏とレフェリー，浅子和美，阿部修人，大橋和彦，小幡績，加納悟，本多俊毅の各氏，および一橋大学マクロ・金融ワークショップと 2002 年度ジャフィー冬季大会の参加者，一橋大学国際企業戦略研究科（金融戦略コース）の講義の受講者からは有益なコメントを頂いた．以上の方々に深く感謝する．

1 はじめに

株式収益率のランダム・ウォーク仮説のテストは，現代のファイナンス／金融経済学における実証研究の中心的課題であるとともに，派生証券価格式の前提の妥当性などとも関連して金融の実務においても非常に重要な問題である．アメリカの株式市場についての近年の実証研究では，比較的 frequency の高い日次・週次データについて，Lo/MacKinlay [1988] の重要な貢献以降「株式指数には若干の，しかし統計的に有意な正の系列相関がある」ことが，確立された重要な事実として学界でも広く認識されるようになっている．例えば，Campbell/Lo/MacKinlay [1997] の Table 2.4 では，1962 年から 94 年までの CRSP の加重平均指数のリターンに関して，日次で 17.6%，週次で 1.5% の 1 次の系列相関が存在することが報告されている．一方，Foster/Nelson [1996] は，1928 年から 1990 年までの S&P500 の日次収益率について，6% 近辺の 1 次の正の系列相関を報告している[1]．

これに対し著者の知る限り，日本のデータに関して，Lo/MacKinlay [1988] の論文等の欧米の最新の研究と厳密に比較可能な，日次・週次データを用いた学術研究は存在していない．TOPIX・日経 225 といった日本の代表的な株式指数については，近年，主に ARCH・確率的ボラティリティ・モデルに興味のある計量経済学者・統計学者によって，データの基本統計量についての記述の中でルーチンワーク的に系列相関のテストが行われている[2]．その種の論文では，TOPIX や日経 225 の日次収益率の系列相関は統計的に有意ではないことが報告されており，そのような分析結果は本論文中で報告されている週次データについての結果と整合的である．したがって「日本の株価指数の日次データに系列相関はない」という認識は，少なくともインフォーマルな形では日本の学界において広く行き渡っているものと考えられる[3]．その一方，これらの論文の著者達の主たる関心はリターンの分散の時間を通じた変動のモデル化にあるので，なぜ日本のマーケット・インデックスには系列相関が存在しないのかという問題が分析の対象となることは，これまでほとんどなかった．

しかし一般的な先入観では，取引コストの低さや情報の透明度という点でより市場が競争的なのはアメリカであり，短絡的かもしれないが，アメリカの市場の方が株式リターンがランダム・ウォークに近いのはではないかと予想される．そのように考えて行くと，「アメリカの株価指数には正の系列相関があるが，日本には無い」という対照的な統計的事実は，2 つの株式市場の比較の問題として興味深いトピックである．

Lo/MacKinlay [1988, 1990, 1999] は一連の研究の中で，アメリカのマーケット・インデックスの正の系列相関について，それを個別銘柄間の相互自己相関（cross-autocorrelation）の問題に結びつけて分析している．本

論文では，彼らの方法論に沿って，日本の週次の規模別ポートフォリオ（規模別指数）のデータについて実証を行い，各ポートフォリオの自己相関（autocorrelataion）と相互自己相関（cross-autocorrelataion）について分析した．そして以下のような結果を得た．第 1 に，規模別ポートフォリオの視点から見た日本のマーケットの構造は，実はアメリカのそれに驚くほど良く似ている．Lo/MacKinlay [1988, 1990] で，アメリカ市場について報告されている結果より若干弱いものの，より小規模な銘柄からなる指数の収益率には自己系列相関があること，サイズの大きい指数から小さい指数への時間的先導＝ラグ関係が存在しているという 2 点において，2 つの株式市場の構造には共通点がある．したがって,「アメリカの株価指数には正の系列相関があるが，日本については統計的に有意な証拠は発見されない」という事実は，かなりの部分マーケット・インデックスの定義の違いによるものであることが示唆される．第 2 に，しかし，1990 年代後半以降の日本のデータに関しては，そのような規模別指数間の関係が崩れていることが報告される．そして，大型株指数の収益率に関して一次の強い負の自己相関が観察されるようになったことが，その主要な要因の一つであるとの分析が示される．

本論文の以下の構成は，次のようになっている．次節では，Lo/MacKinlay [1988, 1990] のアメリカのデータについての実証分析の要点を整理するとともに，日本とアメリカのマーケット・インデックスの定義の差異について言及する．第 3 節では，実証分析に用いるデータについて説明する．第 4 節は，Lo/MacKinlay [1988, 1990] のフレームワークに沿う形で，日本の規模別指数の自己相関と，相互自己相関・先導＝ラグ関係の構造が分析される．この点に注目した場合，日本のマーケットのマイクロストラクチャーの構造が驚くほどアメリカのそれに似ているが，同時に 1990 年代後半以降，その構造が不安定になっていることが指摘される．特に近年のデータで，大型株指数について負の一次の自己相関が観察されることが統計的に示される．第 5 節は論文のまとめである．

2　日米の先行研究についての整理

アメリカの株式市場に関する近年の代表的な研究である Lo/MacKinlay [1988] は，シカゴ大学の Center for Research in Securities Prices （以下，CRSP と省略）の NYSE-AMEX のデータを用いて，週次の株式リターンに関するランダム・ウォーク仮説を分散比検定（variance ratio test）によって検証した．彼らの実証分析による発見は，以下のように要約できる：　(1) アメリカの株式市場全体についての CRSP 指数のリターンはランダム・ウォークに従わず，若干ではあるが統計的に有意な正の系列相関

が存在する； (2) ランダム・ウォーク仮説の棄却は，単純平均指数と価値加重平均指数の比較では前者において，また，過去のサブ・サンプルにおいてより強力である； (3) 規模別ポートフォリオに関するテストでは，企業規模が小さいポートフォリオほど，強くランダム・ウォーク仮説が棄却される; (4) 個別銘柄については，ほとんどランダム・ウォークは棄却されない．その後，彼らの 1990 年の論文（Lo/MacKinlay [1990]）では，上記の (2)—(4) の事実に基づき，CRSP マーケット指数についての系列相関のかなりの部分が個々のポートフォリオ・銘柄間の相互系列相関，より具体的には大型株から小型株への先導＝ラグ関係によって説明されることが示された．

Lo/MacKinlay [1988, 1990] の分析のフレームワークを日本にあてはめるにあたって，2 つの点を特に注意しておく必要があるだろう．第 1 に，Lo/MacKinlay が用いた株式収益率の指数は CRSP のそれであり，Dow-Jones や S&P500 といった一般的な指数に比べて，そのカヴァーしている銘柄の範囲が明らかに広い．さらに，ランダム・ウォーク仮説が棄却されているのは CRSP の単純平均の指数についてであるから，その分析結果は他の指数の場合に比べ小型株の影響が非常に大きいであろうことが容易に推測できる．一方，日本のマーケット指数について分析を行う場合に分析の対象となるのは，通常，日経 225 か TOPIX のどちらかであるが，これらの指数はそのカヴァーする範囲から判断して，CRSP はもちろん S&P500 と比較してもカヴァーする範囲が大規模銘柄に偏っている．したがって，アカデミックな研究で利用されるマーケット・インデックスの定義の違いからだけでも,「アメリカの株価指数には正の系列相関があるが，日本はゼロである」という事実は，合理的に説明できてしまう可能性がある．

第 2 に，Lo/MacKinlay [1988] の分析が重要なのは，単にランダム・ウォーク仮説を棄却するという，その当時としては衝撃的な結論を得たからだけではない．それと同等，あるいはそれ以上に重要なのは，マーケット・インデックスに関する正の系列相関が，個々のポートフォリオ・銘柄間の相互系列相関によって引き起こされていることを明確に示し，その後のマイクロ・ストラクチャーに関する膨大な研究の端緒となったからである[4]．

先行研究では，既に Chang/McQueen/Pinger [1999] が PACAP の月次データを用いて，日本を含むアジア各国について大型株から小型株への先導＝ラグ関係の存在を確認している．ただし彼らは，株価指数の系列相関に関するインプリケーションについては全く言及していない．これに対し本論文のデータは，Lo/MacKinlay [1988, 1990] や，その他のアメリカ市場に関する研究のデータとかなりの程度まで比較可能な週次データを用い

ている．カヴァーしている銘柄数も PACAP のデータの 6 倍以上あり，その意味でもアメリカに関する CRSP のデータセットに，より近いものであると言える．また 4.1 節・4.3 節で報告されている，近年の日本の株価指数における負の系列相関の存在は本論文独自のものである．

一方，日本の株式市場のマイクロストラクチャーに関する本格的な分析としては，例えば加藤英明氏（Kato, Hideaki-Kiyoshi）の一連の業績を挙げることができる（Kato [1991]，Bremer/Kato [1996] を参照）．主たる興味の対象である株価指数の系列相関と規模別ポートフォリオの相互自己相関の関係の問題には直接には影響してこないので，本論文では日本市場のマイクロストラクチャーに関する既存研究については立ち入った検討は行わない．しかし将来的には，本論文の分析をそのような日本市場のマイクロストラクチャーに関する研究と結びつけて考える必要があるであろう．

3　データ

本論文で分析に用いたデータは，TOPIX（東証株価指数），TOPIX を構成する各銘柄を企業規模別に分類した 3 つのサイズ・ポートフォリオ, および東証 2 部のポートフォリオであり，もともとの日次データは東京証券取引所により指数の計算が行われ公表されている「規模別株価指数」と「市場第 2 部株価指数」である．本論文では，これらの規模別株価指数のリターンを規模別ポートフォリオのリターンと捉えて議論を進めることにする．したがって，本論文中での「規模別ポートフォリオ」と「規模別指数」は，実証上は全く同じものを指している．サンプル期間は 1968 年 1 月 1 日から 2001 年 8 月 15 日まででであり，Lo/MacKinlay [1988, 1990] にしたがって，各週の水曜日から翌週の水曜日までを 1 週間のリターンとして定義した．休日等のため水曜日のデータが利用できない場合は火曜日のデータを，火曜・水曜の両方のデータが利用できない場合は木曜のデータを用いて 1 週間の収益率を計算している．火曜・水曜・木曜のすべてについてデータが利用できない場合は，その週は観察値が無いものとして取り扱い，最終的に，1968 年第 1 週から 2001 年 8 月第 2 週まで合計 1,715 個の週次データを得た．

残念ながら本論文で使用しているデータでは，CRSP の指数に対応するような厳密な単純平均の指数を作成することはできない．しかし近似として，本論文では小型株・中型株・大型株の各指数のリターンの単純平均を「東証 1 部平均」，先の 3 つに東証 2 部指数を加えて平均を取ったものを「マーケット平均」として定義して利用した．これらの「マーケット平均」指数の定義は，加重平均指数である TOPIX に比べると，アメリカ市

場についての CRSP の単純平均指数に近いものであるといえる．表 1 には，このデータの基本統計量が示されている．これらの数字は，いずれも典型的な株式リターンのそれであり，負の歪度・超過尖度のいずれもが統計的に有意である．

[表 1 をここに挿入]

4　実証分析

4.1　規模別ポートフォリオの自己相関

まず，TOPIX と規模別指数の個々の自己系列相関について検証することにしよう．このため以下では，まず自己相関係数と Ljung-Box の修正 Q 統計量を報告し，次に分散比検定を用いてより厳密なテストを行っている．

本論文では 4 次までの系列相関の実際の値を示すとともに，混合統計量である Ljung-Box の修正 Q_m 統計量を，$m = 5$ と $m = 10$ のケースについて計算している．Q_m は，m 次までの系列相関がない（ランダム・ウォークである）という帰無仮説のもとでは $\chi_m (m = 5, 10)$ のカイ二乗分布にしたがう．もう 1 つの検証方法として分散比検定も利用しているが，これは「リターンがランダム・ウォークに従う場合，その分散は時間に線型に依存する」という性質を利用した検定である．いま q 期間の投資から得られる資産の対数収益率を $r(q)$ で表すものとしよう．すなわち，第 $t-1$ 期から第 t 期までの株式の収益率は $r_t(1)$ であり，第 $t-2$ 期から第 t 期までの収益率は $r_t(2)$ である．分散比（Variance Ratio）を：

$$\mathrm{VR}(q) \equiv \frac{\mathrm{Var}[r(q)]}{q \cdot \mathrm{Var}[r(1)]}$$

で定義すると，もし $r(1)$ が IID であるならば $\mathrm{VR}(q)$ は 1 に等しくなる．Lo/MacKinlay [1988] は，$r(1)$ の分布を IID よりも一般的なケースに広げ，不均一分散を許容するような条件のもとでの分散比の漸近的な性質を検討している．本論文中で報告されているのは，Lo/MacKinlay [1999] の (2.1.18) 式で与えられる分散比の推定値と対応する $z(q)$ 統計量であり，後者はランダム・ウォークの帰無仮説の元で漸近的に標準正規分布に従う．

表 2 では，マーケット・インデックスに関する自己相関のテストの結果をまとめて報告している．パネル A は，パーセント表示の自己相関係数の値と Q_m 統計量による分析結果を示している．加重平均指数である TOPIX の 1 次の自己相関は，わずかに 2.2% である．Campbell/Lo/MacKinlay

[1997] の表 2.4 の対応する値を見ると，若干サンプル期間が古くなるものの CRSP 単純（等価）平均指数の週次の自己相関が 20.3% , CRSP 加重平均指数が 1.5% であり，TOPIX のそれは明らかに後者に近い．しかしながら修正 Q 統計量による検定では，正の自己相関の存在を示唆する統計的に有意な証拠が発見される．ただし単純平均（の近似）である「東証 1 部平均」や「マーケット平均」の方が系列相関の度合いはずっと強い．また Q 統計量の統計的有意性も，小型株の影響がより大きくなる「東証 1 部平均」,「マーケット平均」の順に高くなっている．一方，パネル B の分散比検定による検定では，TOPIX の系列相関は 10% 水準では有意であるが，いずれの q についても 5% 水準ではランダム・ウォーク仮説を棄却できない．この点を除けば，TOPIIX,「東証 1 部平均」,「マーケット平均」の順に分散比の絶対値と z 統計量の有意性が高くなって行くという点で，分散比検定の結果は修正 Q 統計量による分析結果に一致している．

表 3 には規模別指数についての同様のテストの結果が報告されている．3 次までの自己相関係数の値は「大型株」,「中型株」,「小型株」,「東証 2 部」の順番で大きくなっており，分散比の値，Q 統計量と z 統計量の有意性についても同じパターンが見て取れる．ただし小型株指数と東証 2 部指数の系列相関の強さ・ラグの構造は非常に似通っている．一方,「大型株」,「中型株」についての分散比検定によるテストではランダム・ウォーク仮説が棄却されないが，この点は規模の大きい銘柄の影響がより強い TOPIX についてランダム・ウォーク仮説が棄却されなかった表 2 の結果と整合的である．

[表 2・表 3 をここに挿入]

TOPIX そのものと大型株指数について，分散比検定による分析ではランダム・ウォークが棄却できないという結果については，様々なサブ・サンプルを取ってその頑強さを確認したが，いずれの期間についてもロバストな結果であった．一方，修正 Q 統計量に基づく系列相関の検証で TOPIX と大型株指数の系列相関が統計的に有意になるという結果をサブ・サンプルを用いて検証したところ，最初の 350 個から 400 個のデータに影響が非常に強いことがわかった．400 週目は 1975 年 8 月最終週に相当するので，おおまかに言ってしまえば，全サンプルについての分析で TOPIX と大型株指数について自己相関の存在を否定しきれないのは，主に第 1 次オイル・ショックごろまでのデータの影響によるものだと言える．そこで表 4 では，1975 年以降を「第 1 次石油危機後」と定義して，この期間のサンプルに関して表 2・表 3 での検証を繰り返している．表 4 から，第 1 次石油危機以降の期間については，Q 統計量による検証でも TOPIX と大型株

指数のランダム・ウォーク仮説を棄却できないことは明白である．また中規模銘柄についても，第1次石油危機以降はそれ以前に比べ2次以降の系列相関が減少しており，分散比検定によって自己相関の統計的有意性が否定されている．一方，小型株・東証2部の自己相関は17% 台と相変わらず高く，1974年以前を含むケースより弱くなっていると言う証拠はない．また Q 統計量でも分散比検定でも，ランダム・ウォーク仮説は明確に棄却されている．

[表4・表5をここに挿入]

以上の分析結果は，次のように要約することができる．第1に，TOPIXおよび大型株ポートフォリオについては，自己相関の存在を指し示す統計的証拠は非常に弱いものであり，特に第1次オイル・ショック以降のサンプルについては，上記の結果からランダム・ウォーク仮説を否定することは明らかに不可能である．イントロダクションでも述べたように，これは日次データに関して最近の論文で報告されている結果（三井 [2000]，金 [2002]）と整合的である．第2に，東証1部中型株，同小型株，東証2部，それぞれの指数についてはランダム・ウォーク仮説は棄却され，またこの順番に自己相関の程度が強くなっている．第3に，小規模銘柄のリターンを大規模銘柄と同じウェイトで扱うように作った「東証1部平均」,「マーケット平均」についてもランダム・ウォーク仮説は明確に棄却される．第2・第3の点より，東証2部を含むマーケット全体を網羅する厳密な等価平均のマーケット・インデックスをCRSPの単純平均指数に準ずる形で作成すれば，そのインデックスについてはランダム・ウォーク仮説が棄却されるであろうことが推測される．また規模別ポートフォリオの自己相関についても，企業規模が小さくなるほど顕著であるという意味で，日本のマーケットのデータには，アメリカ市場と驚くほど良く似たパターンが存在することが分かった．別の言い方をすれば，週次レベルのデータに関して「アメリカの株価指数には正の系列相関があるが，日本はゼロである」という事実は明確に支持されるが，その理由に関しては，TOPIXのカヴァーする範囲がCRSP指数に比べ大規模銘柄に偏っており，小規模銘柄の影響が非常に限定されているという理由でかなりの部分まで説明がつくのである．

4.2 規模別ポートフォリオの相互自己相関

次に，規模別ポートフォリオの先導＝ラグ関係，すなわち相互自己相関係数（cross-autocorrelations）について検討しよう．そのために，まず

3 つの東証 1 部の規模別指数と東証 2 部指数で構成した，4 つの規模別ポートフォリオからなるマーケット全体の週次リターンのベクトル $X_t \equiv [R_{1t} \quad R_{2t} \quad R_{3t} \quad R_{4t}]'$ を考える．ただし R_{1t} は東証 2 部指数のリターン，R_{2t}，R_{3t}，R_{4t} はそれぞれ小型株，中型株，大型株指数のリターンである．先に述べたように，東証 1 部の小型株指数と東証 2 部指数の自己相関のパターンは良く似ている．また 1 部と 2 部のどちらに所属するかは，各企業自身による選択でもあり，必ずしも企業規模のみの違いに基づくものではない．ここでは便宜的に東証 2 部指数を最もサイズの小さいポートフォリオ，東証 1 部の小型株指数を 2 番目に小さいポートフォリオとして取り扱っているが，以下の議論でわかるように，相互自己相関のパターンに基づいて判断するならば，このような分類は妥当なものであると考えられる．

表 5 では，4 つの規模別ポートフォリオからなる週次リターンのベクトル X_t の相関係数行列 $\widehat{\Upsilon}(0)$ と，X_t と X_{t-k} の自己相関行列 $\widehat{\Upsilon}(k)$ が報告されている．したがって $\widehat{\Upsilon}(0)$ は定義により対称行列である．自己相関行列の各要素は，$\widehat{\Upsilon}(2)$ の第 4 行（R_{4t-2} の行）の値が目立って小さいほかは，Campbell/Lo/MacKinlay [1997] の表 2.8 で報告されている 1962 年－ 94 年のアメリカについてのそれと，個々の値の取る範囲や時間を通じた相関の減衰のパターンが大きく異なっているようには見受けられない．注目すべき点は，この $\widehat{\Upsilon}(0)$ を除き，その他すべての自己相関行列において，対角線より下の成分が，対角線より上の成分に比べて大きくなっていることである．例えば $\widehat{\Upsilon}(1)$ に注目すると，1 週間前の東証 1 部大型株のリターン（R_{4t-1}）と今週の東証 2 部のリターン（R_{1t}）の間の相関は 13.3% だが，1 週間前の東証 2 部のリターン（R_{1t-1}）と今週の大型株のリターン（R_{4t}）の間の相関は 2.8% に過ぎず，多変量 IID を仮定した場合には統計的にも有意ではない．このことは大型株が小規模銘柄を時間的にリード（先導）することを意味しているのだが，そのようなインプリケーションは，$\widehat{\Upsilon}(k)$ とその転置行列の差をとることによってより明確になる．表 6 には $\widehat{\Upsilon}(k) - \widehat{\Upsilon}'(k)$ を計算した結果が報告されているが，すべての k について，対角線より下の全要素が正であることが見て取れる．これは，現在の規模の小さいポートフォリオのリターンと過去のより規模の大きいポートフォリオのリターンの相関が，その逆のケースの相関より，常に大きいことを意味している．高次の自己相関行列については，k が大きくなり，期間が長くなるにつれて数値自体は小さくなっていくが，同様のパターンを見て取ることができる．このような規模別ポートフォリオ間の先導＝ラグ関係は，Lo/MacKinlay[1988, 1990, 1999] によって指摘されたアメリカ市場のそれと，驚くほどよく似ていると言うことができるだろう．

[表 6 をここに挿入]

4.3 近年の相互自己相関と大型株ポートフォリオの自己相関のパターン変化

前節までは，長期的な視点から日本市場の規模別ポートフォリオの間の相互自己相関関係について分析してきた．本節では，1990 年代の後半以降の日本経済の金融不安が規模別ポートフォリオの間のミクロ的相互関係にどのような影響を与えてきたかについて，若干の考察を行うことにする．どの時期から日本の金融不安が深刻化した時期と見るかは議論の分かれる所ではあろうが，とりあえず住専問題等によって不良債権問題が顕在化し，広い意味でのゼロ金利政策が始まった 1995 年を現在に至る金融不安の始まりと考えることにする．しかしながら，以下の分析は，サブ・サンプルの開始時期を後ろに動かしていく限りにおいてあまり影響を受けず，結果そのものはむしろより明確になる傾向にある．

表 7 では，1995 年 1 月第 1 週以降のサブ・サンプルについて，表 2・表 3・表 4 と全く同じように相関係数，修正 Q 統計量，分散比検定によって自己系列相関の存在の有無を検証している．パネル A では，TOPIX と大型株ポートフォリオについて，$\widehat{\rho}_3$ を除きすべての自己相関係数の推定値が負になっており，特に 1 次の自己相関は絶対値で表 4 の値の 5 倍以上の値を取っている．また Q_5 の値は 5% 水準では有意ではないが，10% 水準では統計的に有意であり，1995 年以降のサンプルについて TOPIX と大型株指数の週次リターンに負の自己相関が存在する，若干弱い証拠を見てとることができる．もう一つの興味深い点は，1995 年以降のサブ・サンプルについて TOPIX と大型株ポートフォリオの系列相関のパターンが，1 次で切断（truncate）しているように見うけられる点である．TOPIX を例に取れば，1 次の自己相関係数は $-8.1(\%)$ であり，2 次の自己相関係数は -0.5 と 1 桁小さくなっている．3 次と 4 次の自己相関は両方とも 4.0 近辺の絶対値の値を取っているが符号が逆になっており，互いに相殺しあう影響が働いていることが想像される．一方，小型株と東証 2 部については，フル・サンプルよりも若干弱くなっているが，統計的に有意な自己相関の存在が同じように確認される．

表 8 では，表 5・表 6 に沿う形で規模別ポートフォリオの相互自己相関行列についても検証を行っている．同時点での相関係数行列 $\widehat{\Upsilon}(0)$ に注目する限りでは，全サンプルとサブ・サンプルで各ポートフォリオ間の相関関係に大きな値の差は見られない．1 次以上の $\widehat{\Upsilon}(k)$ について見てみると，この時期，表 5・表 6 で示したような大規模銘柄から小規模銘柄への先導＝ラグ関係の安定性が崩れてしまっていることがわかる．

[表 8 をここに挿入]

次に，近年の TOPIX と大型株指数の自己相関の性質の変化についてより細かく検討するために，以下のようなダミー変数を含む AR モデルを推定してみた．

$$R_t = \alpha + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-1} \cdot d_{t-1} + \epsilon_t \tag{1}$$

$$\begin{aligned} \text{if } \ R_{t-1} \leq 0 \qquad & d_{t-1} = 1 \\ \text{otherwise} \qquad & d_{t-1} = 0 \end{aligned}$$

つまり，ある週のリターンが正であったか負であったかによって，翌週のリターンとの相関の強さに違いが出てくるものとすると，その効果は β_2 によって捉えられることになる．以下では AR(1) による推定結果のみを報告しているが，より高次のラグを加えた場合でも 2 次以上のパラメーターの推定値は有意ではなく，得られる結論に基本的な変化は見られなかった．

(1) 式の推定結果は表 9 にまとめられている．表 9 のパネル A には，まずベンチマークとして，ダミー変数を含まない通常の $AR(1)$ モデルの推定結果が報告されている．ダミーを含まない推定式では，パラメーターの推定値はいずれも統計的に有意ではない．また第 1 次石油危機以降，1994 年までのサンプルと，1995 年以降の金融不安が顕在化した時期のサンプルの間で，モデルの構造変化は発見されなかった．ただし TOPIX・大型株ポートフォリオともに，β_1 の推定値がサンプル後半で，比較的大きなマイナスの値をとっている．

[表 9 をここに挿入]

次に，パネル B のダミー変数を含んだ推定式では，ネガティブなリターンに関するダミー変数のパラメーター β_2 の推定値が，95 年以降のサンプルについていずれも統計的に有意なマイナスの値をとっていることがわかる．一方，すべての推定式で，β_1 は統計的に有意ではないが正の値をとっている．また 1994 年までのサンプルと，1995 年以降のサンプルの間での構造変化は，TOPIX ／大型株指数ともに，5% では有意ではないが 10% 水準では有意である．

表 9 のパネル A・パネル B の推定結果を総合的に判断すると，次のような結論が導かれる：1990 年代後半以降，ある週のリターンが負であった場合には，その後，負の系列相関が発生する傾向にある．つまりネガティブなショックが発生した翌週は，リバウンドが期待されるのである．一方，

リターンが正であった場合には，自己相関は有意には観察されない．このような大型株と TOPIX のリターンの近年の統計的性質の変化を，どのように理解するべきであろうか？推論の域を出ないが，一つの可能性としては，この時期を通じて日本のマーケットが極端に悪い状況にあり，投資家がネガティブな情報に過敏に反応したため，そのようなオーバーリアクションに対する揺り戻しの結果として，負のリターンに関して負の系列相関が発生したという説明を考えることができる．類似した，しかし投資家の合理的な行動を前提とした説明として，ネガティブな情報に付随して，ペソ問題のような状況が発生していたという説明も可能であろう．わずかな確率ではあるが，非常に深刻な経済問題が発生するかもしれないというニュースが流れた場合――世界同時株安や大型金融機関の倒産等――，株価はそれに反応して下落するが，多くの場合，実際には深刻な事態は発生しないのでいずれ株価は回復する．このような状況が数多く繰り返されたとすれば，投資家の非合理性を前提とすることなく，負のショックの後に正のショックが続くことを説明できるであろう．このようなシナリオは，実際に，1990 年代後半以降の低迷する日本の株式市場の現実と対応しているように思われる．とはいうものの，厳密な分析は本論文で用いている規模別ポートフォリオのデータだけでは困難である．より詳細なデータ，特に個別銘柄や産業別ポートフォリオの日次データを丹念に観察することでしか，十分に説得的な説明を与えることはできないであろう．

5　まとめ

本論文の分析の結果は，日本の株式市場の規模別ポートフォリオの自己相関と相互自己相関の構造が，一般的には，驚くほどアメリカのそれに近いことを示唆している．まず，加重平均指数である TOPIX に関しては自己相関の存在が統計的に確認できないものの，小型株・東証 2 部の影響をより重視するような形で作られた株価指数については，CRSP の単純平均指数と同じようにランダム・ウォーク仮説が棄却されるであろうことが示された．またアメリカについて報告されている結果より若干弱いものの，規模の小さい銘柄からなるポートフォリオの収益率には自己系列相関があること，企業規模の大きいポートフォリオから小さいポートフォリオへの時間的先導＝ラグ関係が存在しているという 2 点において，両国の株式市場の構造は非常に良く似ている．

一方，1990 年代後半以降のデータに関しては，大型株ポートフォリオの収益率に関して負の自己相関が発生するようになり，結果として規模別ポートフォリオ間の相互自己相関関係も崩れている．TOPIX・大型株指数における負の自己相関の発生については，日本のマーケットがこの期間

を通じて極端に悪い状況にあったことが原因であるような，何らかの合理的な説明が可能であるように思われるが，最終的には個別銘柄の日次データを詳細にすることによってでしか答えは得られないであろう．現時点では，近年の大型株ポートフォリオの負の系列相関は，新たなアノマリーであると言うしかなく，その理由を探るより丹念な実証分析は今後の研究課題である．

一方，1990 年代後半以降の相互自己相関関係の変化をどう定量的に理解するかは，より難しい問題である．大型株指数における負の自己相関の発生がその説明の一部であることは確かである．しかし，2 つの問題が分析をより困難にしている．第 1 は本論文でも検討した，リターンのイノベーションの符号によって大型株の自己相関の強さ・方向性に差が出てくるという問題である．第 2 は，同じ期におけるポートフォリオ間の共分散構造が近年の日本においてどう変化したかという問題との関係である．Hamao/Mei/Xu [2002] は，月次データを用いた実証分析で，1990 年代に入って日本の株式市場における個別リスクが大きく減少したことを報告している．だとすると規模別ポートフォリオ間の同時点での相関関係の変化と，ラグの入った相互自己相関の変化という問題を，同時に考えていく必要が発生してくる．個人的には，そのような分析は新たな一本の論文となるべき重要なテーマだと考えるので，ここでは将来に残された研究テーマとすることにしたい．

注

1. Foster/Nelson [1996] はこの結果を受けて，条件つき分散の推定を行う前に，データの原系列から AR(1) のあてはめ値をあらかじめ引いておく，pre-whitening を行っている．
2. この種の研究は多数存在するが，日本の株価指数の系列相関について報告している比較的最近の例としては，三井 [2000]，金 [2002] 等がある．
3. より正確な表現をすれば,「厳密な統計的手法を用いた場合，系列相関がない（ランダム・ウォークである）という仮説を棄却できない」ということになる．したがって，このことは，例えば短期のモメンタムや長期リバーサルが存在するという市場参加者の認識を排除するものではないし，そのような現象を統計的に裏付けようという他の研究者の試みを否定するものではない.
4. 規模別ポートフォリオ・銘柄間の先導＝ラグ関係に注目した分析としては，Badrinath/Kale/Noe [1995], Boudoh/Richardson/Whitelaw [1994], Brennan/Jegadeesh/Saminathan [1993], Conrad/Kaul/Nimalendran [1991], Jegadeesh/Titman [1995], Mech [1995] 等がある．

引用文献

祝迫得夫 [2002] 「ランダム・ウォーク仮説と規模別ポートフォリオの相互自己相関」, 一橋大学経済研究所ディスカッション・ペーパー A.425.

金ヨンジン [2002] "Option Pricing Performance under Stochastic Volatility in Japanese Security Market", 日本ファイナンス学会第 10 回大会発表論文.

三井秀俊 [2000],「日経 225 オプション価格の GARCH モデルによる分析」,『現代ファイナンス』, No.7, 57-73.

Badrinath, S. G., J. R. Kale, and T. H. Noe [1995], "Of Shepherds, Sheep, and the Cross-autocorrelations in Equity Returns," *Review of Financial Studies* 8, 401-30.

Boudoukh, J., M. P. Richardson, and R. F. Whitelaw [1994], "A Tale of Three Schools: Insights on Autocorrelations of Short-Horizon Stock Returns" *Review of Financial Studies* 7, 539-73.

Brennan, M. J., N. Jegadeesh, and B. Swaminathan [1993], "Investment Analysis and the Adjustment of Stock Prices to Common Information," *Review of Financial Studies* 6, 799-824.

Bremer, M. and K. Kato [1996], "Trading Volume for Winners and Losers on the Tokyo Stock Exchange," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, 127-42.

Campbell, J. Y., A. W. Lo, and A. C. MacKinlay [1997], *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.

Chang, E. C., G. R. McQueen, and J. M. Pinegar [1999], "Cross-Autocorrelation in Asian Stock Markets," *Pacific-Basin Finance Journal* 7, 471-93.

Hamao, Y., J. Mei, and Y. Xu [2002], "Idiosyncratic Risk and Creative Destruction in Japan," mimeo., University of Southern California.

Jegadeesh, N. and S. Titman [1995], "Overreaction, Delayed Reaction, and Contrarian Profits," *Review of Financial Studies* 8, 973-93.

Kato, K. [1991], "Weekly Patterns in Japanese Stock Returns," in Ziemba, Bailey, and Hamao eds., *Japanese Financial Market Research*, Contributions to Economic Analysis, no. 205, Amsterdam; London and Tokyo: North-Holland, 251-64.

Lo, A. W. and A. C. MacKinlay [1988], "Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence From a Simple Specification Test," *Review of Financial Studies* 1, 41-66.

—— and —— [1990], "When are Contrarian Profits Due to Stock Marekt Overreaction?" *Review of Financial Studies* 3, 175-208.

—— and —— [1999], *A Non-random Walk Down Wall Street*, Princeton: Princeton University Press.

Mech, T. S. [1993], "Portfolio Return Autocorrelation," *Journal of Financial Economics* 34, 307-44.

Nelson and Foster [1996] "Continuous Record Asymptotics for Rolling Sample Variance Estimators," *Econometrica* 64, 139-174.

表1　基本統計量

サンプル期間：1968 年 1 月第 1 週－ 2001 年 8 月第 2 週
サンプル数：1,715

$$「東証1部平均」\equiv \frac{小型株＋中型株＋大型株}{3}$$

$$「マーケット平均」\equiv \frac{小型株＋中型株＋大型株＋東証2部}{4}$$

(1) マーケット・インデックス

	平均	標準偏差	歪度	尖度	最小	最大
TOPIX	0.137	2.31	−0.33**	3.49**	−12.51	13.41
			[0.00]	[0.00]		
1 部平均	0.137	2.19	−0.50**	4.28**	−13.57	13.11
			[0.00]	[0.00]		
マーケット平均	0.143	2.15	−0.50**	3.87**	−12.64	12.53
			[0.00]	[0.00]		

(2) 規模別ポートフォリオ

	平均	標準偏差	歪度	尖度	最小	最大	銘柄数
東証 1 部							
大型株	0.136	2.40	−0.21**	3.23**	−11.77	13.39	613
			[0.00]	[0.00]			
中型株	0.132	2.31	−0.50**	4.56**	−14.60	13.92	515
			[0.00]	[0.00]			
小型株	0.144	2.33	−0.42**	4.33**	−14.90	12.27	344
			[0.00]	[0.00]			
東証 2 部	0.165	2.38	−0.12*	2.99**	−12.21	10.91	580
			[0.04]	[0.00]			

パーセント表示の週次リターン（対数収益率）に関する基本統計量．銘柄数は，2001 年 8 月時点での数字．(*) は 5% 水準，(**) は 1% 水準で，推定値が統計的に有意にゼロと異なることを表す．カッコ内の値は，尖度・歪度それぞれの有意水準を表している．

表2　マーケット・インデックスの自己相関のテスト

$\widehat{\rho}_i$: 第 i 次の自己相関係数（パーセント表示）
$\widehat{Q}_i$: 第 i 次の Ljung-Box の修正 Q 統計量
分散比： $\widehat{M}_r(q) \equiv \sum_{j=1}^{q-1} \frac{2(q-j)}{q} \widehat{\rho}_i$

(A) 自己相関係数と Q 統計量による検証

	$\widehat{\rho}_1$	$\widehat{\rho}_2$	$\widehat{\rho}_3$	$\widehat{\rho}_4$	$\widehat{Q}_5$	$\widehat{Q}_{10}$
TOPIX	2.2	1.6	7.9	1.0	13.5*	20.6**
東証 1 部平均	8.0	4.3	9.1	1.7	29.3**	37.0**
マーケット平均	11.9	6.1	10.7	3.3	54.2**	63.0**

(B) 分散比検定による検証

	分散比の計算のために集計されたリターンの期間数 q			
	2	4	8	16
TOPIX	1.02	1.09	1.19	1.30
	[0.45]	[1.06]	[1.54]	[1.75]
東証 1 部平均	1.08	1.21	1.35	1.46
	[1.58]	[2.40]*	[2.73]**	[2.68]**
マーケット平均	1.12	1.30	1.50	1.66
	[2.41]*	[3.44]**	[3.94]**	[3.88]**

分散比検定のカッコ内は，z 統計量（$z(q) = \sqrt{nq}\widehat{M}_r(q)/\sqrt{\widehat{\theta}}$）．ただし，$nq$ = 標本数であり，$\widehat{\theta}$ は Lo and MacKinlay [1999] の（2.1.20) 式で定義される $\widehat{M}_r(q)$ の漸近分散である．ランダム・ウォークの帰無仮説の下で，$z(q)$ は漸近的に標準正規分布に従う．(**) は 1% 水準，(*) は 5% 水準で各統計量が統計的に有意であることを示す.

表3　規模別ポートフォリオの自己相関のテスト

(A) 自己相関係数と Q 統計量による検証

	$\widehat{\rho}_1$	$\widehat{\rho}_2$	$\widehat{\rho}_3$	$\widehat{\rho}_4$	$\widehat{Q}_5$	$\widehat{Q}_{10}$
大型株	1.6	1.5	7.7	1.4	13.0*	18.2*
中型株	5.9	2.9	8.9	−0.4	21.2**	28.7**
小型株	18.1	9.4	10.0	5.2	93.6**	99.4**
東証第2部	17.3	10.8	13.9	5.8	119.3**	132.4**

(B) 分散比検定による検証

	分散比の計算のために集計されたリターンの期間数 q			
	2	4	8	16
大型株	1.02	1.08	1.18	1.30
	[0.33]	[0.94]	[1.49]	[1.72]
中型株	1.06	1.17	1.25	1.30
	[1.18]	[1.86]	[1.97]*	[1.75]
小型株	1.18	1.42	1.66	1.81
	[3.53]**	[4.75]**	[5.09]**	[4.64]**
東証第2部	1.17	1.44	1.77	2.06
	[3.58]**	[5.38]**	[6.27]**	[6.20]**

分散比検定のカッコ内は z 統計量．各変数・検定統計量の定義については表1・表2を参照．(**) は1% 水準，(*) は5% 水準で各統計量が統計的に有意であることを示す.

表4　第1次石油危機後のサンプルにおける系列相関

サンプル期間： 1975 年 1 月第 1 週－ 2001 年 8 月第 2 週
サンプル数： 1,347

(A) 自己相関係数と Q 統計量による検証

	$\widehat{\rho}_1$	$\widehat{\rho}_2$	$\widehat{\rho}_3$	$\widehat{\rho}_4$	$\widehat{Q}_5$	$\widehat{Q}_{10}$
TOPIX	−1.3	4.0	5.5	−2.1	9.0	14.3
東証 1 部平均	−5.3	7.4	7.0	−1.0	18.9**	23.8**
マーケット平均	9.6	9.2	8.9	1.2	37.3**	42.4**
大型株	−1.8	3.6	5.3	−1.9	8.6	12.9
中型株	3.7	6.4	7.1	−3.0	16.1**	21.2*
小型株	17.3	13.1	9.5	3.9	78.3**	81.1**
東証 2 部	17.1	13.0	13.8	5.7	102.9**	112.9**

(B) 分散比検定による検証

	分散比の計算のために集計されたリターンの期間数 q			
	2	4	8	16
TOPIX	0.99	1.05	1.11	1.15
	[−0.24]	[0.49]	[0.76]	[0.79]
東証 1 部平均	1.05	1.19	1.30	1.35
	[0.92]	[1.88]	[2.01]*	[1.74]*
マーケット平均	1.10	1.28	1.46	1.58
	[1.75]	[2.89]**	[3.19]**	[2.91]**
大型株	0.98	1.04	1.10	1.15
	[−0.33]	[0.38]	[0.70]	[0.76]
中型株	1.04	1.16	1.23	1.24
	[0.65]	[1.53]	[1.53]	[1.17]
小型株	1.17	1.44	1.68	1.79
	[2.99]**	[4.38]**	[4.54]**	[3.87]**
東証第 2 部	1.17	1.46	1.81	2.11
	[3.19]**	[4.99]**	[5.75]**	[5.58]**

分散比検定のカッコ内は z 統計量．各変数・検定統計量の定義については表 1・表 2 を参照．(**) は 1% 水準，(*) は 5% 水準で各統計量が統計的に有意であることを示す．

表 5　規模別ポートフォリオ・データの相互自己相関行列（Cross-autocorrelation matrices）

サンプル期間： 1968 年 1 月第 1 週－ 2001 年 8 月第 2 週
サンプル数： 1,715

R_{1t} ＝ 東証 2 部ポートフォリオの収益率
R_{2t} ＝ 東証 1 部小型株ポートフォリオの収益率
R_{3t} ＝ 東証 1 部中型株ポートフォリオの収益率
R_{4t} ＝ 東証 1 部大型株ポートフォリオの収益率

ただし収益率の定義は，Lo/MacKinlay [1988, 1990] にしたがい，対数収益率ではなく，単純リターンを用いている．

$$\widehat{\Upsilon}(0) = \begin{array}{c c} & \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{array}{c} R_{1t} \\ R_{2t} \\ R_{3t} \\ R_{4t} \end{array} & \begin{pmatrix} 1.000 & 0.854 & 0.784 & 0.604 \\ & 1.000 & 0.916 & 0.693 \\ & & 1.000 & 0.819 \\ & & & 1.000 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\widehat{\Upsilon}(1) = \begin{array}{c c} & \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{array}{c} R_{1t-1} \\ R_{2t-1} \\ R_{3t-1} \\ R_{4t-1} \end{array} & \begin{pmatrix} 0.016 & 0.165 & 0.071 & 0.028 \\ 0.203 & 0.059 & 0.070 & 0.011 \\ 0.192 & 0.164 & 0.181 & 0.018 \\ 0.133 & 0.094 & 0.019 & 0.173 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\widehat{\Upsilon}(2) = \begin{array}{c c} & \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{array}{c} R_{1t-2} \\ R_{2t-2} \\ R_{3t-2} \\ R_{4t-2} \end{array} & \begin{pmatrix} 0.015 & 0.082 & 0.039 & 0.011 \\ 0.109 & 0.029 & 0.053 & 0.028 \\ 0.079 & 0.065 & 0.094 & 0.009 \\ 0.042 & 0.030 & 0.019 & 0.108 \end{pmatrix} \end{array}$$

表5（続き）

$$\widehat{\Upsilon}(3) = \begin{array}{c} \\ R_{1t-3} \\ R_{2t-3} \\ R_{3t-3} \\ R_{4t-3} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.077 & 0.108 & 0.074 & 0.042 \\ 0.115 & 0.089 & 0.068 & 0.038 \\ 0.121 & 0.112 & 0.100 & 0.066 \\ 0.107 & 0.083 & 0.080 & 0.139 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\widehat{\Upsilon}(4) = \begin{array}{c} \\ R_{1t-4} \\ R_{2t-4} \\ R_{3t-4} \\ R_{4t-4} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.014 & 0.045 & 0.014 & -0.006 \\ 0.065 & -0.004 & 0.009 & -0.020 \\ 0.062 & 0.043 & 0.052 & -0.029 \\ 0.064 & 0.051 & 0.022 & 0.058 \end{pmatrix} \end{array}$$

ベクトル $X_t \equiv [R_{1t} \ \ R_{2t} \ \ R_{3t} \ \ R_{4t}]'$ の自己相関係数行列．すなわち $\Upsilon(k) \equiv D^{-1/2}E[(X_{t-k}-\mu)(X_t-\mu)']D^{-1/2}$ であり，$D \equiv Diag(\sigma_1^2, ..., \sigma_4^2)$．したがって，第 $(i,\ j)$ 要素は R_{it-k} と R_{jt} の間の相関を示す．IID の帰無仮説のもとでの相関係数に関する漸近的な標準偏差は，$1/\sqrt{T} = 0.024$ で与えられる．

表6　相互自己相関行列の非対称性

サンプル期間： 1968年1月第1週－2001年8月第2週
サンプル数： 1,715
各変数の定義に関しては，表5を参照.

$$\widehat{\Upsilon}(1)-\widehat{\Upsilon}'(1)=\begin{array}{c} \\ R_{1t-1} \\ R_{2t-1} \\ R_{3t-1} \\ R_{4t-1} \end{array}\begin{array}{c} \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.000 & -0.038 & -0.121 & -0.105 \\ 0.038 & 0.000 & -0.094 & -0.083 \\ 0.121 & 0.094 & 0.000 & -0.001 \\ 0.105 & 0.083 & 0.001 & 0.000 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\widehat{\Upsilon}(2)-\widehat{\Upsilon}'(2)=\begin{array}{c} \\ R_{1t-2} \\ R_{2t-2} \\ R_{3t-2} \\ R_{4t-2} \end{array}\begin{array}{c} \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.000 & -0.027 & -0.040 & -0.031 \\ 0.027 & 0.000 & -0.012 & -0.002 \\ 0.040 & 0.012 & 0.000 & -0.010 \\ 0.031 & 0.002 & 0.010 & 0.000 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\widehat{\Upsilon}(3)-\widehat{\Upsilon}'(3)=\begin{array}{c} \\ R_{1t-3} \\ R_{2t-3} \\ R_{3t-3} \\ R_{4t-3} \end{array}\begin{array}{c} \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.000 & -0.007 & -0.047 & -0.065 \\ 0.007 & 0.000 & -0.044 & -0.045 \\ 0.047 & 0.044 & 0.000 & -0.014 \\ 0.065 & 0.045 & 0.014 & 0.000 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\widehat{\Upsilon}(4)-\widehat{\Upsilon}'(4)=\begin{array}{c} \\ R_{1t-4} \\ R_{2t-4} \\ R_{3t-4} \\ R_{4t-4} \end{array}\begin{array}{c} \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.000 & -0.020 & -0.048 & -0.070 \\ 0.020 & 0.000 & -0.034 & -0.071 \\ 0.048 & 0.034 & 0.000 & -0.051 \\ 0.070 & 0.071 & 0.051 & 0.000 \end{pmatrix} \end{array}$$

企業規模で分類されたポートフォリオのリターン，$X_t \equiv [R_{1t} \;\; R_{2t} \;\; R_{3t} \;\; R_{4t}]'$ の自己相関係数行列から，それ自身の転置行列を引いた差.

表 7　1995 年以降のサブ・サンプルにおける系列相関

サンプル期間： 1995 年 1 月第 1 週－ 2001 年 8 月第 2 週
サンプル数： 368 個

(A) 自己相関係数と Q 統計量による検証

	$\widehat{\rho}_1$	$\widehat{\rho}_2$	$\widehat{\rho}_3$	$\widehat{\rho}_4$	$\widehat{Q}_5$	$\widehat{Q}_{10}$
TOPIX	−8.1	−0.5	4.2	−4.0	9.1	12.1
東証 1 部平均	−0.6	2.7	8.2	−2.9	7.7	12.7
マーケット平均	3.7	4.7	9.6	−0.2	10.2	18.5*
大型株	−9.2	−0.5	3.3	−3.9	9.2	11.7
中型株	−1.8	−0.3	9.1	−7.3	10.8	15.1
小型株	11.6	9.4	10.6	1.4	13.2*	21.2*
東証第 2 部	9.1	8.5	13.3	3.4	16.8**	36.1**

(B) 分散比検定による検証

	分散比の計算のために集計されたリターンの期間数 q			
	2	4	8	16
TOPIX	0.92	0.89	0.93	0.94
	[−0.94]	[−0.77]	[−0.35]	[−0.21]
東証 1 部平均	0.99	1.05	1.15	1.20
	[−0.09]	[0.35]	[0.67]	[0.64]
マーケット平均	1.03	1.14	1.29	1.44
	[0.38]	[0.97]	[1.32]	[1.39]
大型株	0.91	0.87	0.89	0.90
	[−1.05]	[−0.90]	[−0.50]	[−0.34]
中型株	0.98	1.01	1.07	1.10
	[−0.24]	[0.07]	[0.30]	[0.33]
小型株	1.11	1.32	1.53	1.67
	[1.06]	[1.92]*	[2.04]*	[1.88]
東証第 2 部	1.09	1.28	1.52	1.87
	[0.91]	[1.74]	[2.07]*	[2.41]*

分散比検定のカッコ内は z 統計量．各変数・検定統計量の定義については表 1・表 2 を参照．(**) は 1% 水準，(*) は 5% 水準で各統計量が統計的に有意であることを示す．

表8　1995年以降のサブ・サンプルにおける
規模別ポートフォリオ・データの相互自己相関行列

サンプル期間： 1995年1月第1週－2001年8月第2週
サンプル数： 368個

$$\hat{\Upsilon}(0) = \begin{array}{c} \\ R_{1t} \\ R_{2t} \\ R_{3t} \\ R_{4t} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 1.000 & 0.806 & 0.772 & 0.698 \\ & 1.000 & 0.907 & 0.781 \\ & & 1.000 & 0.896 \\ & & & 1.000 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\hat{\Upsilon}(1) = \begin{array}{c} \\ R_{1t-1} \\ R_{2t-1} \\ R_{3t-1} \\ R_{4t-1} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.095 & 0.110 & 0.021 & 0.017 \\ 0.107 & 0.117 & 0.009 & -0.071 \\ 0.092 & 0.095 & -0.019 & -0.070 \\ 0.075 & 0.048 & -0.056 & -0.092 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\hat{\Upsilon}(1) - \hat{\Upsilon}'(1) = \begin{pmatrix} 0.000 & 0.003 & -0.071 & -0.058 \\ -0.003 & 0.000 & -0.086 & -0.119 \\ 0.071 & 0.086 & 0.000 & -0.014 \\ 0.058 & 0.119 & 0.014 & 0.000 \end{pmatrix}$$

$\hat{\Upsilon}(k)$ はベクトル $X_t \equiv [R_{1t} \;\; R_{2t} \;\; R_{3t} \;\; R_{4t}]'$ の自己相関係数行列．すなわち $\Upsilon(k) \equiv D^{-1/2}E[(X_{t-k}-\mu)(X_t-\mu)']D^{-1/2}$ であり，$D \equiv Diag(\sigma_1^2, ..., \sigma_4^2)$．したがって，第 $(i,\ j)$ 要素は R_{it-k} と R_{jt} の間の相関を示す．IID の帰無仮説のもとでの相関係数に関する漸近的な標準偏差は，$1/\sqrt{T} = 0.024$ で与えられる．

表8 （続き）

$$\widehat{\Upsilon}(2) = \begin{array}{c} \\ R_{1t-2} \\ R_{2t-2} \\ R_{3t-2} \\ R_{4t-2} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.086 & 0.080 & 0.004 & -0.016 \\ 0.092 & 0.099 & 0.029 & 0.014 \\ 0.088 & 0.067 & 0.001 & 0.008 \\ 0.067 & 0.030 & -0.024 & -0.003 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\widehat{\Upsilon}(2) - \widehat{\Upsilon}'(2) = \begin{pmatrix} 0.000 & -0.012 & -0.084 & -0.083 \\ 0.012 & 0.000 & -0.038 & -0.016 \\ 0.084 & 0.038 & 0.000 & 0.032 \\ 0.083 & 0.016 & -0.032 & 0.000 \end{pmatrix}$$

$$\widehat{\Upsilon}(3) = \begin{array}{c} \\ R_{1t-3} \\ R_{2t-3} \\ R_{3t-3} \\ R_{4t-3} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.137 & 0.084 & 0.048 & 0.014 \\ 0.105 & 0.107 & 0.073 & 0.013 \\ 0.110 & 0.121 & 0.093 & 0.033 \\ 0.122 & 0.095 & 0.089 & 0.036 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\widehat{\Upsilon}(3) - \widehat{\Upsilon}'(3) = \begin{pmatrix} 0.000 & -0.021 & -0.062 & -0.108 \\ 0.021 & 0.000 & -0.048 & -0.082 \\ 0.062 & 0.048 & 0.000 & -0.056 \\ 0.108 & 0.082 & 0.056 & 0.000 \end{pmatrix}$$

$$\widehat{\Upsilon}(4) = \begin{array}{c} \\ R_{1t-4} \\ R_{2t-4} \\ R_{3t-4} \\ R_{4t-4} \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{cccc} R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \end{array} \\ \begin{pmatrix} 0.043 & 0.056 & 0.025 & 0.000 \\ 0.003 & 0.019 & -0.028 & -0.061 \\ -0.014 & -0.010 & -0.068 & -0.109 \\ 0.034 & 0.036 & -0.008 & -0.036 \end{pmatrix} \end{array}$$

$$\widehat{\Upsilon}(4) - \widehat{\Upsilon}'(4) = \begin{pmatrix} 0.000 & 0.053 & 0.039 & -0.034 \\ -0.053 & 0.000 & -0.018 & -0.097 \\ -0.039 & 0.018 & 0.000 & -0.101 \\ 0.034 & 0.097 & 0.101 & 0.000 \end{pmatrix}$$

表 9　TOPIX と大型株ポートフォリオの
自己相関の構造の時間的変化

モデル：　$R_t = \alpha + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-1} \cdot d_{t-1}$

$$\begin{array}{ll} \text{if } R_{t-1} \leq 0 & d_{t-1} = 1 \\ \text{otherwise} & d_{t-1} = 0 \end{array}$$

R_t ≡TOPIX ／大型株ポートフォリオの対数収益率（週次）

サンプル期間（サンプル数）
　94 年まで：1975 年 1 月第 1 週－ 1994 年 12 月第 4 週（1,347 個）
　95 年以降：1995 年 1 月第 1 週－ 2001 年 8 月第 2 週（368 個）

表中の F 値は，それぞれの推定式に関して「94 年まで」と「95 年以降」のサンプルで構造変化があったかどうかについての，チャウ・テストのための検定統計量.

(A) ベンチマーク：　$AR(1)$，　$\beta_2 = 0$ の制約

TOPIX

	94 年まで	95 年以降
β_1	0.022	−0.081
[S.E.]	[0.052]	[0.061]
R^2	0.1	0.7
$\overline{R}^2$	−0.1	0.4
F 値	1.36	
	[0.25]	

大型株ポートフォリオ

	94 年まで	95 年以降
β_1	0.018	−0.092
[S.E.]	[0.051]	[0.061]
R^2	0.0	0.9
$\overline{R}^2$	−0.1	0.6
F 値	1.39	
	[0.25]	

表9（続き）

(B) ショックの符号による自己相関の違い

TOPIX

	94年まで	95年以降
β_1	0.112	0.113
[S.E.]	[0.066]	[0.108]
β_2	-0.087	-0.205^*
[S.E.]	[0.069]	[0.095]
R^2	0.5	2.7
$\overline{R}^2$	0.3	1.8
F 値	2.52	
	[0.06]	

大型株ポートフォリオ

	94年まで	95年以降
β_1	0.105	0.092
[S.E.]	[0.061]	[0.106]
β_2	-0.092	-0.199^*
[S.E.]	[0.069]	[0.097]
R^2	0.5	2.4
$\overline{R}^2$	0.3	1.8
F 値	2.21	
	[0.08]	

パラメータ推定値のカッコ内は，White の方法による不均一分散一致標準誤差．パネル (A) の F 値=$F(3, 1342)$，パネル (B) の F 値=$F(3, 1340)$ であり，カッコ内はそれぞれの F 値の有意水準を示す．(*) は，その値が 5% 水準で有意なことを示す．