

Discussion Paper Series A No.425
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
祝 迫 得 夫
2002年2月

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

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1月24日

要約

本論文では、週次の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、この点から見た日本のマーケットの構造が、Lo/MacKinlay [1988, 1990] で報告されているアメリカのデータに良く似ていることを示す。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二点については、両国の株式市場の構造は非常に良く似ている。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、そのような規模別ポートフォリオ間関係が崩れている。そして、大型株ポートフォリオの収益率に関して一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。

* 本稿の作成にあたって、平成12・13年度文部科学省科学研究費 (奨励研究 (A) 12370027)・平成13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。また、リサーチアシスタントの清水順子氏は、非常に効率的にデータの収集・準備を行ってくれた。大橋和彦氏、本多俊毅氏、一橋大学国際企業戦略研究科 (金融戦略コース) の授業参加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

株価のランダム・ウォーク仮説は、効率的市場仮説と結びついて、今日のファイナンス / 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、派生証券価格の妥当性の前提などとして、実務においても非常に重要な問題である。1980年代後半以降のアメリカのデータに関する実証研究の現状を踏まえると、予測変数を用いない一変数の時系列モデルの枠組みに限っても、株価のランダム・ウォーク仮説は二つの視点から、その妥当性を疑問視されている。第1の視点は、Lo/MacKinlay [1988] で指摘された、日次・週次等の比較的短い期間における、マーケット指数のリターンの正の系列相関に関する議論である。第2の視点は、5年・10年といった長期での株式リターンの平均回帰性 (mean-reversion)、すなわち負の系列相関の問題であり、この点についてはFama/French [1988] や Poterba/Summers [1988] が平均回帰性の存在を強調する一方で、Kim/Nelson/Startz [1991] や Richardson/Stock [1989] は、実証分析の統計的頑強性を疑問視する議論を行っている。

この論文は、このうち最初の問題、すなわち Lo/MacKinlay [1988, 1990, 1999] によって検討された、マーケット指数の正の系列相関と、銘柄間の相互自己相関 (cross-autocorrelation) の問題に関して、日本のデータを使った検証を試みる。1988年の論文で Lo/MacKinlay [1988] は、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、次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、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、日本にあてはめることを考えるにあたって、二つの点を特に強調しておく必要があるだろう。第一に、Lo/MacKinlay が用いた株式収益率の指数は CRSP のそれであり、日々の経済ニュースなどで引用される Dow-Jones や S&P500 と

いった指数に比べて、カバーしている銘柄の範囲は明らかに広い。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のであるから、分析結果に関しては、Dow-Jones や S&P500 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。通常、日本のマーケット全体の指数についてランダム・ウォークの検定が行われる場合、分析の対象となるのは日経 225 か TOPIX のどちらかであるが、これらの指数は、そのカバーする範囲から見て、CRSP よりは、明らかに Dow-Jones や S&P500 に近い。

第二に、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、当時としては衝撃的な結論を得ただけではない。それと同等、あるいはそれ以上に重要なのは、ランダム・ウォーク仮説の棄却が、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¹。

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、ランダム・ウォーク仮説に関するインプリケーションについては全くといっていいほど検討していない。これに対し本論文のデータは、Lo/MacKinlay (1988, 1990) や、その他のアメリカにおける研究のデータと、かなりの程度まで比較可能な週次データを用いている。カバーしている銘柄数も、PACAP 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。

以下の本論文は、次のような構成になっている。次節では、用いるデータについて説明する。続く第 3 節では、Lo/MacKinlay [1988, 1990] のフレームワークに沿う形で、日本の規模別ポートフォリオの自己相関と、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、大型株ポートフォリオ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 4 節は論文のまとめである。

¹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。

2 データ

本論文で分析対象とするデータは、TOPIX 指数、TOPIX を構成する各銘柄を企業規模別に分類した三つのサイズ・ポートフォリオ、および東証第二部のポートフォリオであり、もともとの日次データは、日経 QUICK のデータベースからとられている。サンプル期間は 1986 年 1 月 1 日から 2001 年 8 月 15 日までであり、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一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用い、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一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、1986 年第 1 週から 2001 年 8 月第 2 週まで、合計 798 個の週次データを得た。

表 1 は、このデータの基本統計量を示している。このサンプル期間では、大型株に比べ、小型株および東証二部の銘柄の平均リターンが小さく、標準偏差も小さくなっている。しかし、いずれの差も統計的に有意とはいえない。一方、尖度については、いずれも統計的に有意であり、ARCH 効果が存在するであろうことを示唆しているが、同時に大型株は、中型株・小型株および東証二部に比べ尖度は小さくなっている。

[表 1 をここに挿入]

3 実証分析

3.1 規模別ポートフォリオの自己相関

まず、個々のポートフォリオ各々の自己相関について見てみよう。表 2 では、サイズ別ポートフォリオについて、自己相関係数と Ljung-Box の修正 Q 統計量を報告している。TOPIX 指数そのものと、大型株ポートフォリオについては、まったく自己系列相関は全く存在しない。その他のポートフォリオについては、統計的に有意な正の系列相関が存在し、したがってランダム・ウォーク仮説は棄却される。自己相関の係数の絶対値、 Q 統計量ともに、中型株・小型株・第二部の順に大きくなっているが、小型株ポートフォリオと東証二部の系列相関の強さ・時間的構造は非常に似通っている。

[表 2 をここに挿入]

ここで使用しているデータセットでは、残念ながら、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、近似的に以下のような二つの指数を計算してみた。

$$\text{「東証一部平均」} = \frac{\text{小型株} + \text{中型株} + \text{大型株}}{3}$$

$$\text{「マーケット平均」} = \frac{\text{小型株} + \text{中型株} + \text{大型株} + \text{東証二部}}{4}$$

これらの指数に関する計算結果も、表 2 の中で報告されている。両者の自己系列相関は、「東証一部平均」については限界的にしか有意ではないが、東証二部を含んだ「マーケット平均」については統計的に十分に有意である。したがって、日本のマーケットについても、CRSP の単純平均指数に準ずる形で指数を作成すれば、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、アメリカのマーケット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。

次に、サブサンプルについての結果を検討しよう。ここでは 1993 年末を一つの区切りとしているが、この選択自体は、全期間をほぼ半分に区切るという点以外には特別な意図は無い。この結果、1986 年から 93 年末、94 年始めから 2001 年 8 月までの 2 つのサブサンプルが得られるが、その両者において、東証二部と小型株ポートフォリオに関するランダム・ウォーク仮説は明白に棄却されている。しかし、自己相関係数の値でいえば、より最近のサブサンプルにおいて、系列相関の強さは低下している。この点は、時間を通じて、東京マーケットがより効率的になったと解釈すれば、納得のいく結果である。

より解釈が難しいのは、中型株・大型株、および日経 225・TOPIX に関して、後半のサブサンプルで「負の」系列相関が発生しているように見える点である。例えば、大型株の一次の系列相関に関しては -8.8% という値が報告されており、これは他のポートフォリオの系列相関の値と比較しても、決して小さな値ではない。中型株に関しては 5% 、大型株と TOPIX に関しては 10% 水準で、 Q_5 統計量が統計的に有意であり、したがって後半のサブサンプルについて、ランダム・ウォーク仮説が棄却されている。他の系列については、統計的な有意性という意味では限界的であるが、はっきりとした一次の「負の」自己相関が存在することが見て取れる。また、東証二部・小型株についての正の自己相関がゆっくりと減衰していくのに対し、大型株の負の自己相関は 2 次以降では切り捨てられてい

る (truncated) ようなパターンを取っていることも特徴的である。負の自己相関が存在するという事は、正の自己相関を説明する、非同時的取引 (nonsynchronous trading) 等の要因に基づく説明が意味をなさいということであり、非常に強く、かつ解釈の難しい結果であるといえる。この問題については、ポートフォリオ間の相互自己相関について見た後で、より詳しく論じることとする。

3.2 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) について分析しよう。東証一部の小型株ポートフォリオと東証二部ポートフォリオの自己相関のパターンは良く似ているが、東証一部と二部の区別は各企業による選択もあり、必ずしも企業規模によるものではない。しかし以下の議論では、便宜的に東証二部のポートフォリオを、最もサイズの小さいポートフォリオとして取り扱う。あとから明らかになるが、相互自己相関のパターンで判断する限り、この分類は妥当なものといえる。

表3では、東証二部のポートフォリオと、三つの東証一部のサイズ・ポートフォリオで構成した、4つの規模別ポートフォリオに関して、週次リターンのベクトルの自己相関行列 $\hat{Y}(k)$ を報告している。定義により対称な、同時点の相関関係を表す $\hat{Y}(0)$ を除き、表3の全ての自己相関行列について、ほとんどの対角線より下の成分は、対角線より上の成分に比べて大きくなっている。例えば $\hat{Y}(1)$ に注目すると、先週の東証一部大型株のリターン (R_{4t-1}) と、今週の東証二部のリターン (R_{1t}) の間の一次の相関は 14.0% だが、先週の小型株のリターン (R_{1t-1}) と今週の大型株のリターン (R_{4t}) の間の一次の相関は -0.2% と負の値をとっている。このことは、大型株が小規模銘柄をリードすることを意味するが、そのようなインプリケーションは、自己相関行列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4には $\hat{Y}(k) - \hat{Y}'(k)$ の計算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、今日の小型株のリターンと過去の大型株のリターンの相関が、今日の大型株のリターンと過去の小型株のリターンの相関より常に大きいことを意味している。高次の自己相関そのものが減衰していくために、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、高次の自己相関行列に関しても同じパターンが見て取れる。

[表3と表4をここに挿入]

次に、サブサンプルについて、大型株から小型株への先導 = ラグ関係を検証しよう。前節の自己系列相関のパターンと同じように、1993 年末までのサブサンプルでは、全サンプルおよびアメリカに関する実証結果と良く似た結果が得られている。また、前半のサブサンプルについての先導 = ラグ関係は、3 週間分ラグを取った中型株と小型株に関する結果 (R_{3t-3} と R_{2t} , R_{2t-3} と R_{3t}) を除けば、全サンプルについての結果より明瞭なものとなっている。一方、後半のサブサンプルについては、対角線より上と下で、明確にプラス / マイナスが分かれているのは、 $\hat{\Upsilon}(3) - \hat{\Upsilon}'(3)$ のケースのみであり、明確な先導 = ラグ関係の構造は観察されなくなっている。ただし、この点については、前節で報告された中型株・大型株について負の一次の自己相関を考慮すれば、さほど驚くべきことではないのかもしれない。

[表 5 をここに挿入]

そこで最後に、TOPIX 指数自身と大型株ポートフォリオについて、自己相関の構造を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モデルを推定してみた。

$$r_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 \cdot r_{t-1} \cdot u_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{if } r_t \leq 0 & \quad u_t = 1 \\ \text{otherwise} & \quad u_t = 0 \end{aligned}$$

つまり、先週のリターンが正であったか負であったかによって、今週のリターンに与える影響が違ったとすれば、その効果は β_2 によって捉えられる。3.1 節 / 表 2 の分析より、TOPIX 指数・大型株ポートフォリオに関する「負の」自己相関は、2 次以上では切断されており (truncated)、ほとんど観察されないことから、以下では AR(1) による推定結果のみを報告している。実際に、より高次のラグを加えても、それらのパラメーターの推定値は有意ではなく、得られる結果に基本的な変化は見られなかった。

(1) 式の推定結果は、表 6 に報告されている。まず、パネル (A) の通常の AR(1) モデルの推定結果を見ると、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。ただし TOPIX・大型株ポートフォリオともに、サンプル後半で比較的大きなマイナスの値をとっており、全期間のパラメーター推定値もこれに引きずられていることが推測される。

[表 6 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、負の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、いずれも負の値をとっている。また、全期間・後半のサブサンプルについての β_2 の推定値は、いずれも統計的に有意であることがわかる (大型株ポートフォリオの後半のサブサンプルについては、5% の有意水準を下回っているが、5% に非常に近い値を取っている。) 一方、すべてのサンプル期間で、 β_1 は統計的に有意ではないが正の値をとっている。以上の推定結果を総合的に解釈すると、第 1 に、前の週のリターンが負であった場合にのみ、負の相関、つまり今週のリバウンドが期待されるという統計的性質の存在が示唆される。第 2 に、そのような統計的性質は、主に 1994 年以降のサブサンプルのデータについて顕著であることが分かる。

このような、大型株・価値加重平均指数 (TOPIX) のリターンの近年の統計的性質を、どのように理解すべきだろうか。推論の域を出ないが、一つの可能性としては、この時期を通して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、オーバーリアクションに対する揺り戻しの結果として、負のリターンに関するダミー変数のパラメーター β_2 がマイナスの値をとるものと考えられる。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ベソ問題のような状況が発生しているという説明も可能であろう。わずかな確率ではあるが、ある企業が倒産する可能性を示唆するような情報が流れた場合、株価はそれに反応して下落するが、実際に深刻な事態は発生せず株価が回復するものとする。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、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、より厳密な分析は、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週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。

4 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。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二点については、両国の株式市場の構造は非常に良く似ている。アメリカ市場の規模別ポートフォリオ間の相互系列相関に関する統計的事実の発見に基づき、Lo and MacKinlay [1990c] は、マーケットの方向とは逆方向に投資する「逆張り (contrarian)」の投資戦略が利潤を挙げているように見えることを、かなりの部分、このような銘柄相互間の影響によって説明できると論じている。本論文の分析結果は、日本についても、同じようなマーケット・マイクロストラクチャーの分析が可能であることを示唆している。同時に日本のデータによって、従来、アメリカのデータでは分析できなかった問題に光をあてることのできるかもしれない。例えば、Lo and MacKinlay [1990]、および Campbell, Lo, and MacKinlay [1997, 第 3 章] は、規模別ポートフォリオ間の先導 = ラグ関係の説明の一つとして、非同時的取引 (nonsynchronous trading) を挙げている。ある銘柄の取引の頻度が、その流動性によって説明されるなら、流動性に重大な影響を与えられとされる株式持合い比率を考慮することで、観察される先導 = ラグ関係の要因について、より深い理解を得ることができるとも考えられる²。

一方、1990 年代後半以降のデータに関しては、そのような規模別ポートフォリオ間の関係が崩れており、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ったことが、その主要な理由であるように見受けられる。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を念頭においた、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・週次データを詳細にすることによってでしか、明確な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、その理由を探る丹念な実証分析が必要とされている。

本論文で行われたようなタイプのマーケット・マイクロストラクチャーの分析は、特に日次・週次のデータに関しては、筆者の知る限り、日本ではほとんど行われていない。本論文は、利用が比較的容易なデータを用いて、そのようなマイクロストラクチャーが日本にも存在することを示したが、今後は、整備された個別銘柄の日次データに基づいて、より本格的な分析が活発に行われることが期待される。

² 持ち合いと流動性の関係については、大村/宇野/河北/俊野 [1998] の第 10 章を参照。

引用文献

- 大村敬一/宇野淳/河北英隆/俊野雅司 [1998] 『株式市場のマイクロストラクチャー』, 日本経済新聞社.
- 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, pp.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, pp.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, pp.799-824.
- 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, pp.471-93.
- Fama, E. F. and K. R. French [1988], “Permanent and Temporary Components of Stock Prices,” *Journal of Political Economy* 96, pp.246-73.
- Jegadeesh, N. and S. Titman [1995], “Overreaction, Delayed Reaction, and Contrarian Profits,” *Review of Financial Studies* 8, pp.973-93.
- Kim, M., C. R. Nelson, and R. Startz [1991], “Mean Reversion in Stock Prices? A Reappraisal of the Empirical Evidence,” *Review of Economic Studies* 58, pp.515-28.
- 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, pp.41-66.
- and —— [1990], “When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?” *Review of Financial Studies* 3, pp.175-208.

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

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

Poterba, J. M. and L. H. Summers [1988] “Mean Reversion in Stock Prices,” *Journal of Financial Economics* 22, pp.27-59.

Richardson, M. and J. H. Stock [1989], “Drawing Inferences from Statistics Based on Multiyear Asset Returns,” *Journal of Financial Economics* 25, pp.323-48.

表1 週次の規模別ポートフォリオ・データの
基本統計量

サンプル期間：1986年1月第1週 - 2001年8月第2週

サンプル数：798

	平均	標準偏差	歪度	尖度	最小	最大	銘柄数
東証一部							
小型株	-0.016	2.69	-0.18* [0.04]	3.11** [0.00]	-12.83	12.27	344
中型株	0.019	2.70	-0.32** [0.00]	3.20** [0.00]	-13.48	13.92	515
大型株	0.027	2.90	-0.02 [0.79]	1.76** [0.00]	-11.77	13.39	613
TOPIX	0.021	2.79	-0.08 [0.35]	1.94** [0.00]	-10.85	13.41	N/A
東証二部	0.016	2.71	-0.04 [0.64]	2.43** [0.00]	-12.21	10.81	580

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月末時点での数字。

表2 規模別ポートフォリオ・データの自己相関

$\hat{\rho}_i$ = 第 i 次の自己相関係数 (パーセント表示)

\hat{Q}_i = 第 i 次の Ljung-Box の修正 Q 統計量

(**) は 1% 水準, (*) は 5% 水準, (†) は 10% 水準で, 統計量が統計的に有意であることを示す.

$$\text{「東証一部平均」} = \frac{\text{小型株} + \text{中型株} + \text{大型株}}{3}$$

$$\text{「マーケット平均」} = \frac{\text{小型株} + \text{中型株} + \text{大型株} + \text{東証二部}}{4}$$

(A) 全サンプル: 1986年1月第1週 - 2001年8月第2週
 サンプル数: 798

	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	$\hat{\rho}_4$	\hat{Q}_5	\hat{Q}_{10}
東証第2部	17.1	13.4	14.0	4.2	58.1**	66.2**
小型株	17.1	13.6	9.4	3.0	46.0**	47.7**
中型株	4.4	8.3	7.4	-3.9	12.7*	16.2†
大型株	-3.0	3.3	6.0	-1.5	5.8	9.8
日経225	0.7	9.2	3.6	-2.5	7.9	10.9
TOPIX	-2.1	4.2	6.1	-1.9	6.0	10.8
東証一部平均	5.1	8.0	7.2	-1.4	11.7*	15.3
マーケット平均	9.5	9.7	8.9	0.5	21.6**	25.5**

表2 規模別ポートフォリオ・データの自己相関
(続き)

(B) サブサンプル前半：1986年1月第1週 - 1993年末
サンプル数：407

	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	$\hat{\rho}_4$	\hat{Q}_5	\hat{Q}_{10}
東証第2部	27.7	18.0	13.8	4.4	53.4**	62.5**
小型株	21.9	15.9	7.6	2.8	34.2**	42.0**
中型株	9.0	14.0	5.2	-3.1	15.0**	25.4**
大型株	1.2	6.0	7.5	0.0	3.9	12.7
日経225	-0.3	12.0	5.0	-2.3	7.2	14.8
TOPIX	2.1	7.6	7.0	-0.7	4.8	15.4
東証一部平均	9.5	11.7	5.9	-1.0	12.2*	24.3**
マーケット平均	14.8	13.3	7.7	0.5	19.8**	31.6**

(C) サブサンプル後半：1984年1月第1週 - 2001年8月第2週
サンプル数：391

	$\hat{\rho}_1$	$\hat{\rho}_2$	$\hat{\rho}_3$	$\hat{\rho}_4$	\hat{Q}_5	\hat{Q}_{10}
東証第2部	9.0	9.6	14.0	3.8	20.0**	38.0**
小型株	11.6	9.7	11.1	1.6	15.4**	23.1**
中型株	-1.8	-0.6	9.8	-7.0	11.5*	15.3
大型株	-8.9	-0.9	3.5	-4.2	9.3 [†]	11.2
日経225	-7.5	0.2	4.2	-8.1	7.5	10.4
TOPIX	-8.2	-0.6	4.9	-4.4	9.5 [†]	11.5
東証一部平均	-0.4	2.3	8.4	-3.3	8.2	13.0
マーケット平均	3.5	4.7	9.9	-0.7	11.0 [†]	18.7*

表3 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：1986年1月第1週 - 2001年8月第2週

サンプル数：798

R_{1t} = 東証第2部ポートフォリオの収益率

R_{2t} = 東証第1部小型株ポートフォリオの収益率

R_{3t} = 東証第1部中型株ポートフォリオの収益率

R_{4t} = 東証第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、アメリカとの比較を念頭において、Lo/MacKinlay [1988, 1990] にしたがって、対数収益率ではなく、単純リターンを用いている。

$$\hat{Y}(0) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t} \\ R_{2t} \\ R_{3t} \\ R_{4t} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 1.000 & 0.869 & 0.808 & 0.635 \\ 0.869 & 1.000 & 0.927 & 0.726 \\ 0.808 & 0.927 & 1.000 & 0.851 \\ 0.635 & 0.726 & 0.851 & 1.000 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{Y}(1) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-1} \\ R_{2t-1} \\ R_{3t-1} \\ R_{4t-1} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.173 & 0.160 & 0.062 & -0.002 \\ 0.192 & 0.175 & 0.059 & -0.040 \\ 0.184 & 0.163 & 0.047 & -0.034 \\ 0.140 & 0.102 & 0.130 & -0.028 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{Y}(2) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-2} \\ R_{2t-2} \\ R_{3t-2} \\ R_{4t-2} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.133 & 0.110 & 0.062 & 0.009 \\ 0.143 & 0.132 & 0.090 & 0.032 \\ 0.129 & 0.113 & 0.078 & 0.025 \\ 0.083 & 0.064 & 0.057 & 0.032 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{Y}(3) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-3} \\ R_{2t-3} \\ R_{3t-3} \\ R_{4t-3} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.138 & 0.094 & 0.051 & 0.008 \\ 0.110 & 0.092 & 0.052 & 0.008 \\ 0.116 & 0.101 & 0.072 & 0.033 \\ 0.107 & 0.074 & 0.071 & 0.058 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{\Upsilon}(4) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ R_{1t-4} & \left(0.044 & 0.035 & -0.009 & -0.029 \right) \\ R_{2t-4} & \left(0.042 & 0.028 & -0.027 & -0.057 \right) \\ R_{3t-4} & \left(0.042 & 0.022 & -0.039 & -0.071 \right) \\ R_{4t-4} & \left(0.060 & 0.044 & 0.006 & -0.014 \right) \end{matrix}$$

表4 相互自己相関行列の非対称性

サンプル期間：1986年1月第1週 - 2001年8月第2週

サンプル数：798

各変数の定義に関しては，表3を参照．

$$\hat{Y}(1) - \hat{Y}'(1) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ R_{1t-1} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & -0.032 & -0.122 & -0.142 \\ 0.032 & 0.000 & -0.104 & -0.142 \\ 0.122 & 0.104 & 0.000 & -0.164 \\ 0.142 & 0.142 & 0.164 & 0.000 \end{array} \right) \\ R_{2t-1} \\ R_{3t-1} \\ R_{4t-1} \end{matrix}$$

$$\hat{Y}(2) - \hat{Y}'(2) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ R_{1t-2} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & -0.033 & -0.067 & -0.074 \\ 0.033 & 0.000 & -0.023 & -0.032 \\ 0.067 & 0.023 & 0.000 & -0.032 \\ 0.074 & 0.032 & 0.032 & 0.000 \end{array} \right) \\ R_{2t-2} \\ R_{3t-2} \\ R_{4t-2} \end{matrix}$$

$$\hat{Y}(3) - \hat{Y}'(3) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ R_{1t-3} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & -0.016 & -0.064 & -0.099 \\ 0.016 & 0.000 & -0.049 & -0.067 \\ 0.064 & 0.049 & 0.000 & -0.038 \\ 0.099 & 0.067 & 0.038 & 0.000 \end{array} \right) \\ R_{2t-3} \\ R_{3t-3} \\ R_{4t-3} \end{matrix}$$

$$\hat{Y}(4) - \hat{Y}'(4) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ R_{1t-4} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & -0.007 & -0.052 & -0.089 \\ 0.007 & 0.000 & -0.049 & -0.100 \\ 0.052 & 0.049 & 0.000 & -0.077 \\ 0.089 & 0.100 & 0.077 & 0.000 \end{array} \right) \\ R_{2t-4} \\ R_{3t-4} \\ R_{4t-4} \end{matrix}$$

表5 相互自己相関の構造の時間的变化

(A) サブサンプル前半：1986年1月1日 - 1993年12月31日
 サンプル数：407

$$\hat{\Upsilon}(1) - \hat{\Upsilon}'(1) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-1} \\ R_{2t-1} \\ R_{3t-1} \\ R_{4t-1} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.000 & -0.066 & -0.173 & -0.209 \\ 0.066 & 0.000 & -0.114 & -0.150 \\ 0.173 & 0.114 & 0.000 & -0.060 \\ 0.209 & 0.150 & 0.060 & 0.000 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{\Upsilon}(2) - \hat{\Upsilon}'(2) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-2} \\ R_{2t-2} \\ R_{3t-2} \\ R_{4t-2} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.000 & -0.050 & -0.060 & -0.082 \\ 0.050 & 0.000 & -0.020 & -0.054 \\ 0.060 & 0.020 & 0.000 & -0.079 \\ 0.082 & 0.054 & 0.079 & 0.000 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{\Upsilon}(3) - \hat{\Upsilon}'(3) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-3} \\ R_{2t-3} \\ R_{3t-3} \\ R_{4t-3} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.000 & -0.011 & -0.069 & -0.090 \\ 0.011 & 0.000 & -0.052 & -0.053 \\ 0.069 & 0.052 & 0.000 & -0.026 \\ 0.090 & 0.053 & 0.026 & 0.000 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

$$\hat{\Upsilon}(4) - \hat{\Upsilon}'(4) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-4} \\ R_{2t-4} \\ R_{3t-4} \\ R_{4t-4} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.000 & -0.054 & -0.119 & -0.127 \\ 0.054 & 0.000 & -0.069 & -0.096 \\ 0.119 & 0.069 & 0.000 & -0.062 \\ 0.127 & 0.096 & 0.062 & 0.000 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

表5 相互自己相関の構造の時間的变化 (続き)

(B) サブサンプル後半 : 1994年1月1日 - 2001年8月5日
 サンプル数 : 391

$$\hat{\Upsilon}(1) - \hat{\Upsilon}'(1) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-1} \\ R_{2t-1} \\ R_{3t-1} \\ R_{4t-1} \end{matrix} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & 0.002 & -0.077 & -0.072 \\ -0.002 & 0.000 & -0.091 & -0.125 \\ 0.077 & 0.091 & 0.000 & -0.023 \\ 0.072 & 0.125 & 0.023 & 0.000 \end{array} \right) \end{matrix}$$

$$\hat{\Upsilon}(2) - \hat{\Upsilon}'(2) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-2} \\ R_{2t-2} \\ R_{3t-2} \\ R_{4t-2} \end{matrix} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & -0.015 & -0.067 & -0.057 \\ 0.015 & 0.000 & -0.024 & 0.006 \\ 0.067 & 0.024 & 0.000 & 0.041 \\ 0.057 & -0.006 & -0.041 & 0.000 \end{array} \right) \end{matrix}$$

$$\hat{\Upsilon}(3) - \hat{\Upsilon}'(3) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-3} \\ R_{2t-3} \\ R_{3t-3} \\ R_{4t-3} \end{matrix} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & -0.025 & -0.068 & -0.115 \\ 0.025 & 0.000 & -0.048 & -0.082 \\ 0.068 & 0.048 & 0.000 & -0.051 \\ 0.115 & 0.082 & 0.051 & 0.000 \end{array} \right) \end{matrix}$$

$$\hat{\Upsilon}(4) - \hat{\Upsilon}'(4) = \begin{matrix} & R_{1t} & R_{2t} & R_{3t} & R_{4t} \\ \begin{matrix} R_{1t-4} \\ R_{2t-4} \\ R_{3t-4} \\ R_{4t-4} \end{matrix} & \left(\begin{array}{cccc} 0.000 & 0.042 & 0.026 & -0.035 \\ -0.042 & 0.000 & -0.016 & -0.086 \\ -0.026 & 0.016 & 0.000 & -0.086 \\ 0.035 & 0.086 & 0.086 & 0.000 \end{array} \right) \end{matrix}$$

表6 TOPIXと大型株ポートフォリオの
自己相関の構造の時間的变化

$$\text{モデル: } r_t = \alpha + \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 \cdot u_{t-1} \cdot r_{t-1}$$

$$\text{if } r_t \leq 0 \quad u_t = 1$$

$$\text{otherwise} \quad u_t = 0$$

$r_t \equiv$ TOPIX / 大型株ポートフォリオの対数収益率 (週次)

(A) ベンチマーク: $\beta_2 = 0$

TOPIX	全サンプル	サンプル前半	サンプル後半
β_1	-0.021	0.021	-0.079
[S.E.]	[0.046]	[0.067]	[0.059]
修正 R^2	-0.1(%)	-0.2	0.4

大型株ポートフォリオ	全サンプル	サンプル前半	サンプル後半
β_1	-0.029	0.013	-0.088
[S.E.]	[0.046]	[0.066]	[0.059]
修正 R^2	-0.0(%)	-0.2	0.5

(B) 負のショック → 負の自己相関

TOPIX	全サンプル	サンプル前半	サンプル後半
β_1	0.127	0.154	0.108
[S.E.]	[0.069]	[0.090]	[0.103]
β_2	-0.289	-0.245	-0.393
[S.E.]	[0.134*]	[0.178]	[0.181*]
修正 R^2	0.7(%)	0.3	1.7

表6 TOPIXと大型株ポートフォリオの
自己相関の構造の時間的变化(続き)

(B) 負のショック → 負の自己相関

大型株ポートフォリオ

	全サンプル	サンプル前半	サンプル後半
β_1	0.102	0.129	0.075
[S.E.]	[0.067]	[0.086]	[0.101]
β_2	-0.272	-0.233	-0.359
[S.E.]	[0.137*]	[0.184]	[0.188 [†]]
修正 R^2	0.7(%)	0.2	1.6

S.E. = White の Heteroskedasticity-Consistent な方法による標準誤差 .

(*) は 5% 水準 , (†) は 10% 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 .