



| | |
|----|----------|
| ID | JJF00255 |
|----|----------|

| | |
|-----|--|
| 論文名 | わが国株式市場における長期異常収益率の分析 |
| | Measuring long-run abnormal returns in Japanese stock market |
| 著者名 | 山崎尚志 |
| | Takashi Yamasaki |
| ページ | 15-37 |

| | |
|------|---------------------------|
| 雑誌名 | 経営財務研究 |
| | Japan Journal of Finance |
| 発行巻号 | 第28巻第1号 |
| | Vol.28 / No. 1 |
| 発行年月 | 2008年6月 |
| | Jun. 2008 |
| 発行者 | 日本経営財務研究学会 |
| | Japan Finance Association |
| ISSN | 2186-3792 |

わが国株式市場における長期異常収益率の分析[†]

山崎 尚志
(神戸大学)

要 旨

本論文は、わが国株式市場を対象にした株価の長期パフォーマンスに関する測定方法のシミュレーションによる検証を試みている。その結果、わが国においても多くの統計的検定において定式化の誤りが生じていることが確認された。しかし、コントロール・ファームをベンチマークとした t 検定とノンパラメトリック・ブートストラップ法を用いた検定に関しては、定式化の誤りが生じていないことが明らかになった。さらに、この 2 つの検定を検定力の面から分析した結果、ブートストラップ法の方が高い検定力を有していることが示された。したがって、わが国の株式市場でもノンパラメトリック・ブートストラップ法の有効性が確認されたことになる。

キーワード：長期異常リターン、定式化の誤り、コントロール・ファーム、ノンパラメトリック・ブートストラップ法

1 はじめに

利益公表、株式発行、自社株買い、株式分割など企業がイベントを公表もしくは実行した後の 1 年から 5 年程度の長期にわたって、当該企業の株価が過剰反応あるいは過小反応を引き起こすという実証結果が、90 年代以降米国を中心に盛んに報告されている。仮にセミストロング・レベルの効率性が市場において成立しているならば、公表された時点でその情報が株価に織り込まれるために、こうした現象は起こらないはずである。したがって、これらの実証結果は市場の効率性仮説に関する反証例として広く取り上げられている。

一方で、企業イベントに対する株価の長期パフォーマンスを検証する際にしばしば問題とされてきたのが、その検証方法に対する信頼性である。Barber and Lyon (1997) および Kothari and Warner (1997) は、NYSE、AMEX または NASDAQ の月次リターン・データを用いて、長期の異常リターンの測定

[†] 本稿は、著者が神戸大学大学院経営学研究科博士後期課程に在籍していた当時の博士論文の一部を基に作成している。その際、当時の指導教官である榊原茂樹先生（関西学院大学）、および砂川伸幸先生（神戸大学）に論文をご指導して頂いた。また、本稿の内容を学会で報告した際、竹原均先生（早稲田大学）から貴重なコメントを頂戴した。さらに、本稿を担当した 2 人のレフェリーの先生のご助言を得て、本稿が完成するに至った。ここに記して感謝申し上げます。無論、本稿に含まれる誤りは全て著者に帰するものである。

と検定に関する分析を行った。その結果、異常リターンを測定するためのベンチマークとして、CAPM および Fama and French の 3 ファクター・モデルといった資産価格モデルや、規模および簿価時価比率 (B/M) などの属性で分類したポートフォリオ (リファレンス・ポートフォリオ) を用いたとき、長期異常リターンの検定における棄却率が理論値を大幅に上回っていることを報告した。この検定統計量の定式化の誤り (misspecification of test statistics) は、イベント・サンプルおよびそれに対応するベンチマークのリターンにバイアスが加わったために生じたものであると、彼らは主張している。

わが国においても、企業イベント後の株価の長期パフォーマンスに関する研究は、岡田・山崎 (2005) や山口 (2008) などで行われているが、まだその数は米国での研究と比べて少ない。日本市場を対象にした長期パフォーマンスのイベント・スタディの際に問題となるのは、はたしてその測定方法が日本市場を対象としたときにも通用するのか、という点である。

本稿の目的は、長期異常リターンに関するいくつかの検定方法の有効性を、わが国の株式市場を対象にして分析することにある。検証する論点は次の 2 点である。第 1 に、わが国の株式市場においても長期異常リターンに定式化の誤りが検出されるのか、第 2 に、わが国株式市場において長期パフォーマンスの検証を行うに際して、最も信頼のおける検証方法はどのようなものか、である。

本稿の構成は次の通りである。第 2 節は、長期異常リターンの統計的検定に関して分析を行った主要な先行研究を取り上げて説明する。第 3 節は、本研究で使用されるデータの詳細を説明する。第 4 節は、長期異常リターンの検定方法と、その検定方法を分析するために行うシミュレーションの手順について説明する。第 5 節は、第 4 節で行ったシミュレーションの結果とその分析を行う。第 6 節で本稿の総括を行う。

2 株価の長期パフォーマンスに関する先行研究

2.1 Kothari and Warner (1997)

Kothari and Warner (1997) は、1980 年 1 月から 1989 年 12 月までの期間の NYSE および AMEX 全上場企業を対象として、長期異常リターンに関する検定のシミュレーション分析を行った。

彼らが異常リターンを測定する際に用いたベンチマークは、マーケット調整モデル、マーケット・モデル、CAPM、Fama and French の 3 ファクター・モデルの 4 つである。

彼らが行ったシミュレーションは以下の通りである。まず、対象となるユニバースの中から 200 企業をランダムに抽出する。次に、上にあげたベンチマークを使って、これら 200 企業の 1, 12, 24, 36 ヶ月異常リターン (Cumulative Abnormal Return, CAR) をそれぞれ測定する。そして、この 200 企業の異常リターンの平均が 0 であるという帰無仮説の検定 (t 検定) を行う。以上のステップを合計 250 回行い、250 回のうち帰無仮説が何回棄却されたかを有意水準 1%, 5% でそれぞれ計測した。

その結果、(i) 4 つのベンチマーク全てにおいて長期異常リターンは過剰に棄却される、(ii) 棄却頻度は測定期間が延びるほど増大する、(iii) 棄却頻度は $CAR > 0$ と $CAR < 0$ で非対称であり、 $CAR > 0$ の方が棄却される割合が高い、ことを発見した¹。

1 彼らは CAR に上方のバイアスがかかっている可能性を考慮し、異常リターンの測定に BHAR を用いた検証も行ったが、結果は CAR のケースとほとんど同じであった。

彼らは、帰無仮説を過剰に棄却しているという原因として、(i) t 値の分子である長期異常リターンの平均が 0 から大きくプラスに乖離している、(ii) t 値の分母である標準偏差²が過小推計されている、の 2 点をあげている。

結論として、長期異常リターンの実証研究にパラメトリックな t 検定を用いることは定式化の誤りをもたらすことに繋がるため、長期異常リターンの検証にはブートストラップ法によるノンパラメトリック検定を用いる方が良い、と主張している。

2.2 Barber and Lyon (1997)

Barber and Lyon (1997) でも、Kothari and Warner (1997) と同様にシミュレーションによる長期異常リターンに関する検定の分析を行っている。彼らは、1963 年 7 月から 1994 年の 12 月までの期間で、NYSE, AMEX, NASDAQ に上場されていた全企業の月次リターン・データを使用した。

異常リターンの測定に関しては、CAR と BHAR (Buy-and-Hold Abnormal Return) の 2 つを用いて検証を行っている。彼らが検証で使用したベンチマークは、リファレンス・ポートフォリオ、コントロール・ファーム、Fama and French の 3 ファクター・モデル³である。

彼らが行ったシミュレーション分析も、まず対象となるユニバースからランダムに 200 企業を抽出することから始める。そして、これら 200 企業の 12, 36, 60 ヶ月異常リターンの平均を測定し、その平均異常リターンが 0 であるという帰無仮説の検定 (t 検定⁴) を行う。以上のステップを合計 1,000 回行い、1,000 回のうち帰無仮説が何回棄却されたかを有意水準 1%, 5%, 10% でそれぞれ計測した。その結果、コントロール・ファームをベンチマークとしたケースを除いて、ランダム・サンプルの長期異常リターンは有意水準から期待される確率を大幅に超えて棄却された。

彼らは、この原因が (i) 新規上場によるバイアス、(ii) ポートフォリオのリターン計算の際に生じる調整 (リバランス) によるバイアス、(iii) 長期異常リターンの分布の歪みによるバイアス、の 3 つのバイアスの相互作用によるものであると主張している。

これら 3 つのバイアスは、ベンチマークおよび異常リターンの計測方法によってそれぞれ大きさが異なる。しかし、コントロール・ファームをベンチマークとして使用した長期異常リターンの検定にはこれらのバイアスが生じない、と彼らは主張している。

2.3 Lyon, Barber and Tsai (1999)

Lyon, Barber and Tsai (1999) では、前出の Barber and Lyon (1997) の結果を受けて、長期異常リターンの検証方法の改善を図っている。主な改善点は次の 2 点である。

第 1 に、リファレンス・ポートフォリオをベンチマークとして用いたときに生じるリバランス・バイアスを除くために、毎月のリバランスを行わずに当初の保有比率のまま投資を行ったと仮定した

-
- 2 彼らが検定で使用している標準偏差は、サンプル間のクロスセクションの標準偏差ではなく、推計期間から時系列で測定したものである。
 - 3 Kothari and Warner (1997) と異なり、彼らがベンチマークとして用いた 3 ファクター・モデルは係数の推計期間を取らないやり方で行っている。詳しくは第 3 節で説明を行う。
 - 4 Kothari and Warner (1997) と異なるところは、 t 値の分母にサンプル間のクロスセクションの標準偏差を使用している点である。

ポートフォリオ（バイ・アンド・ホールド規模・B/M ポートフォリオ）のリターンを、新たなベンチマークとしている点である。彼らの研究では、このベンチマークで測定された BHAR の検定に主眼を置いている。

第 2 に、従来の t 統計量の他に、歪度修正済み t 統計量、ブートストラップによる歪度修正済み t 統計量、およびノンパラメトリック・ブートストラップ法（Empirical p-value）による長期異常リターンの検定を、Barber and Lyon（1997）で行ったものと同様のシミュレーション分析を用いて検証・比較している点である。

シミュレーション結果として、(i) 規模・B/M コントロール・ファームをベンチマークとした従来の t 統計量、(ii) バイ・アンド・ホールド規模・B/M ポートフォリオをベンチマークとしたブートストラップによる歪度修正済み t 統計量、(iii) ノンパラメトリック・ブートストラップ法の 3 つの検定が長期異常リターンに有効であるとしている。

しかし、完全なランダム状況下においてサンプルを抽出した検定では良い結果がもたらされたとしても、ランダム性にある一定の制約を設けると、これら上記 3 つの検定統計量でも定式化の誤りが検出される。彼らが行った制約は、企業規模、簿価時価比率（B/M）、イベント前の株式リターン、産業、の 4 つである。これらを特定した上で上記のシミュレーションを行うと、上の 3 つの検定統計量でも定式化の誤りが検出された。

さらにもう 1 つの問題として、サンプルの cross-sectional dependence の問題がある。これは、イベントがある特定の日に集中している、あるいはある企業のイベント計測期間中に同一の企業が同じイベントを繰り返していることによって、イベント・サンプル間に相関が生じる問題である。この cross-sectional dependence を回避する手段として、彼らはカレンダータイム・ポートフォリオ法（calendar-time portfolio approach）を推奨している。

3 検証データの構築

この節では、検証を行う際に用いられるデータの詳細について説明する。本研究は、主として Barber and Lyon（1997）および Lyon, Barber and Tsai（1999）を基に進めている。

3.1 使用データ

本研究は、野村総合研究所が提供している AURORA DataLine から入手したデータを使用している。検証期間は 1970 年 9 月から 2003 年 12 月までの 400 ヶ月である。この期間に東京証券取引所第 1 部、第 2 部、および JASDAQ 市場（旧店頭市場）に上場されていた企業の月次株式リターンを分析の対象とする。計測開始時点の 1970 年 9 月時点と終了時点の 2003 年 12 月時点における市場別の銘柄数の内訳は以下の通りである。

表1 本研究で使用する銘柄の市場別内訳

| | 1970年9月 | 1986年9月 | 2003年12月 |
|--------------|---------|---------|----------|
| 東証1部 | 706 | 1057 | 1533 |
| 東証2部 | 552 | 410 | 569 |
| JASDAQ (旧店頭) | n/a | 153 | 942 |
| 総計 | 1258 | 1620 | 3044 |

さらに本研究では、後で説明するリファレンス・ポートフォリオまたはコントロール・ファームを構築するために、企業規模と簿価時価比率 (B/M, 株価純資産倍率の逆数) の各データを必要とする。

企業規模は毎年 8 月末における時価総額として測定する。その値を基に企業をランク付けする。規模ランクはその年の 9 月から翌年の 8 月まで適用する。

簿価時価比率 (B/M) は、毎年 8 月末時点で入手された普通株の自己資本を 8 月末時点の時価総額で割った値として測定する。その値を基に企業をランク付けする。企業規模のケースと同様に、B/M ランクはその年の 9 月から翌年 8 月まで適用する。

したがって、8 月末に時価総額と B/M のデータが取得できない企業はその年の 9 月から翌年 8 月までの分析から除外する。こうした作業によって、最終的には延べ 619,838 個の月次リターン・データが残った。本研究は、これらのリターン・データを基に分析を進めていく。

3.2 長期異常リターンの測定方法

個別銘柄の株式リターンは、先月末と今月末の株価終値 (配当落含む権利落修正後) の変化率として測定する。

$$R_{it} = \frac{P_{it} - P_{it-1}}{P_{it-1}} \quad (1)$$

ここで、 R_{it} および P_{it} は、それぞれサンプル企業 i の t 月の月次リターン、 t 月末の株価終値である。

本研究における株式の異常リターンは 2 つの方法で測定する。まず、測定期間中の異常リターンを足し合わせるという方法である。これは累積異常リターン (Cumulative Abnormal Return, CAR) と呼ばれる。 $E(R_{it})$ をサンプル企業 i に対する t 月の期待リターン、そして $AR_{it} = R_{it} - E(R_{it})$ を t 月における異常リターンとすると、異常リターンを τ 期間にわたって足し合わせることによって τ ヶ月 CAR が求められる。

$$CAR_{i\tau} = \sum_{t=1}^{\tau} (R_{it} - E(R_{it})) \quad (2)$$

異常リターンを計算するもう 1 つの方法は、投資家がサンプル企業に対して測定期間中投資を行ったとき (buy-and-hold) に得られるであろうリターンを計算するやり方である。このリターンは、バイ・アンド・ホールド異常リターン (Buy-and-Hold Abnormal Return, BHAR) と呼ばれる。具体的な計算式は以下の通りである。

$$BHAR_{i,\tau} = \prod_{t=1}^{\tau} (1 + R_{it}) - \prod_{t=1}^{\tau} (1 + E(R_{it})) \quad (3)$$

τ ヶ月 BHAR は、サンプル企業の株式を τ 期間投資したときに得られる複利リターンから、その期待複利リターンをマイナスすることで求められる。

3.3 ベンチマークの求め方

長期異常リターンを測定する際に重要な問題となるのは、サンプル企業の期待リターン $E(R_{it})$ の推定方法である。近年の長期パフォーマンスの実証研究では、Fama and French (1992, 1993, 1996) の一連の研究の成果から、企業規模と B/M でリターンをコントロールする手法が多く用いられている。この 3 ファクターによる日本市場での当てはまりのよさは、久保田・竹原 (2000) などでも立証されている。したがって、日本市場で実際にイベント・スタディを行う際にも、米国と同じく、まずはこれら 3 ファクターでコントロールを行うのが一般的であろう。

本研究では、Fama and French (1992, 1993, 1996) に依拠し、大きく分けて 4 つのベンチマーク (マーケット・インデックス、リファレンス・ポートフォリオ、コントロール・ファーム、Fama and French の 3 ファクター・モデル) のリターンを、サンプル企業の期待リターンとして使用する。

(1) マーケット・インデックス

本研究は、マーケット・インデックスとして、サンプル全体の月次リターンから計算された単純平均リターン、および TOPIX (配当修正前)⁵ による加重平均リターンを使用する。

Barber and Lyon (1997) および Kothari and Warner (1997) では、いずれもマーケット・インデックスとして CRSP 単純平均インデックスのリターンを使用している。CRSP ではインデックス・リターン $R_t(I)$ を、

$$R_t(I) = \frac{\sum_i w_{i,t-1}(I) r_{it}(I)}{\sum_i w_{i,t-1}(I)} \quad (4)$$

と定義して計算している。ここで $w_i(I)$ は証券 i に割り当てられるウェイト (単純平均のときは 1)、 $r_i(I)$ は証券 i のリターンである。したがって、この式から計算される CRSP 単純平均インデックスの月次リターンは、構成銘柄間の投資比率を均等に保ちながら毎月リバランスを行う投資戦略から得られるリターンを意味している。これは、後述するリファレンス・ポートフォリオと同じ計算方法である⁶。

5 本来であれば配当修正後の TOPIX を用いた方が適切であろうが、1970 年 9 月にまでさかのぼってデータを入手することができなかったため、ここでは配当修正前の値を使用している。

6 このため、Barber and Lyon (1997) は CRSP 単純平均インデックスをリファレンス・ポートフォリオのカテゴリーに含めている。

本研究でも CRSP 単純平均インデックス・リターンと同じ計算方法にしたがい、その期におけるデータ取得可能企業全体（1 部、2 部、JASDAQ）の月次リターンの単純平均を用いることにした。

Barber and Lyon (1997) によると、株価パフォーマンスの実証研究ではイベントに対するサンプル間のインパクトを一律に保つために、リターンのサンプル平均を単純平均で求めるのが一般的であるため、ベンチマークも単純平均の株価インデックスによるリターンを用いるべきであるとしており、時価加重平均によるインデックス・リターンをベンチマークとした検証は行っていない。しかし、わが国のリターンに対するベンチマークとして対 TOPIX リターンは広く用いられていることから、TOPIX をベンチマークとして用いた場合の長期異常リターンの特性にも興味がある。そのため、本研究では TOPIX をベンチマークした検証も行った。

ただし、TOPIX から直接計算される月次リターン $R(I)$ は、

$$R_i(I) = \left(\frac{\sum_i w_{it}(I) p_{it}(I)}{\sum_i w_{it}(I)} \bigg/ \frac{\sum_i w_{it-1}(I) p_{it-1}(I)}{\sum_i w_{it-1}(I)} \right) - 1 \quad (5)$$

となる。ここで $p_i(I)$ は証券 i の価格である。このリターンは現実の投資戦略では実現不可能な値であり、さらに米国で標準的に用いられる CRSP インデックス・リターンによる計算方法（(4) 式）とは、根本的に異なっている点に注意を要する。

(2) リファレンス・ポートフォリオ

ここでは、企業規模と B/M の 2 つの指標を使って構築された 3 種類のリファレンス・ポートフォリオ（10 規模ポートフォリオ、10B/M ポートフォリオ、25 規模・B/M ポートフォリオ）のリターンをベンチマークとして使用する。

1 番目のリファレンス・ポートフォリオは、企業規模でソーティングした 10 個のポートフォリオである。毎年 8 月末に、東証 1 部市場銘柄を、その年の 8 月末の時価総額を基準として 10 分位に振り分け、各分位点を計算する。この分位点を基に、東証 2 部、JASDAQ 市場銘柄を 10 分位内に振り分けることで、規模を基準とした 10 個のポートフォリオを構築する⁷。この 10 個の規模ポートフォリオは、その年の 9 月から翌年の 8 月まで適用され、翌年 8 月末に再構築される。

2 番目のリファレンス・ポートフォリオは、B/M でソーティングした 10 個のポートフォリオである。毎年 8 月末に、東証 1 部市場銘柄を、その年の 8 月末の B/M を基準と 10 分位に振り分け、各分位点を計算する。この分位点を基に、東証 2 部、JASDAQ 市場銘柄を 10 分位内に振り分けることで、B/M を基準とした 10 個のポートフォリオを構築する。この 10 個の B/M ポートフォリオは、その年の 9 月から翌年の 8 月まで適用され、翌年 8 月末に再構築される。

3 番目のリファレンス・ポートフォリオは、企業規模 5 分位と B/M 5 分位の 2 段階ソーティングによる 25 個のポートフォリオである。まず毎年 8 月末に、東証 1 部市場銘柄を、その年の 8 月末の時価総

7 こうした方法を取ることで、各ポートフォリオに東証 1 部銘柄が均等に割り振られ、小型株ポートフォリオが東証 2 部、JASDAQ 市場銘柄のみで構成されるという事態を回避している。

額を基準として 5 分位に振り分け、各分位点を計算する。次に各分位ごとに、8 月末の B/M を基準として分位内の東証 1 部銘柄をさらに 5 分位に再分割し、各分位点を計算する。この規模と B/M の各分位点を基に、東証 2 部、JASDAQ 市場銘柄を振り分けることで、規模と B/M を基準とした 5 × 5 の 25 個のポートフォリオを構築する。上の 2 つと同様に、この 25 個の規模・B/M ポートフォリオは、その年の 9 月から翌年の 8 月まで適用され、翌年 8 月末に再構築される⁸。

これらのリファレンス・ポートフォリオの月次リターンは、各ポートフォリオ内の全企業の月次リターンを単純平均することで計算される。したがって、リファレンス・ポートフォリオのリターンは、構成銘柄間の投資比率を均等に保ちながら毎月リバランスを行うという投資戦略から得られるリターンと等しくなる。

(3) コントロール・ファーム

本研究では、サンプル企業に対応する別の企業のリターンを用いて、サンプル企業をコントロールする手法も行っている。具体的には、対象企業に最も近い規模（時価総額）の企業、対象企業に最も近い B/M をとる企業、対象企業に最も近い規模と B/M をとる企業の 3 つのケースでコントロール・ファームを決定する。

各コントロール・ファームを決定するときに用いられる企業規模と B/M の各データは直近 8 月末時点のものを使用する。3 番目の規模と B/M で対応するコントロール・ファームは、まず当該企業の時価総額の 70% から 130% の間に時価総額を持っている全ての企業を取り出し、その企業の中からサンプル企業の B/M に最も近い企業を 1 社選び出すという方法で行う。

(4) Fama and French の 3 ファクター・モデル

4 番目のベンチマークとして、Fama and French (1993) によって提案された 3 ファクター・モデルを適用する⁹。3 ファクター・モデルは、銘柄 i の超過リターンを市場ファクター、規模ファクター、B/M ファクターで回帰することによって求められる：

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i(R_{Mt} - R_{ft}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

8 Barber and Lyon (1997) は、規模 10 × B/M5 の 50 個のポートフォリオでリファレンス・ポートフォリオを構築している。わが国株式市場を対象とした場合、50 個のポートフォリオでは各ポートフォリオ内における銘柄の絶対数が不足し、十分なリスク分散効果が期待できないという懸念がある。彼らの検証は 1963 年 7 月から 1994 年 12 月までの 378 ヶ月の期間で約 110 万個のリターン・データを取り扱っている。一方で、本検証は 1970 年 9 月から 2003 年 12 月までの 400 ヶ月で約 60 万のリターン・データを取り扱っており、ほぼ同じ長さの検証期間で取り扱われるデータ総数がおよそ半数であるため、リファレンス・ポートフォリオの数も半分の 25 個とした。

9 ここで用いられる Fama and French の 3 ファクター・モデルは、SMB および HML ファクターに対する感応度の時間変化を考慮しない unconditional バージョンである。本研究では用いていないが、長期異常リターンの計測には Fama and French (1997) の conditional バージョンも候補としてあげられる。

R_{it} は t 月の銘柄 i の月次リターン, R_{ft} は t 月の有担保翌日物コールレート, R_{Mt} は t 月の TOPIX 月次リターンを使用する。SMB $_t$ は t 月の小型株ポートフォリオと大型株ポートフォリオとの月次リターンの差であり, HML $_t$ は t 月の高 B/M ポートフォリオと低 B/M ポートフォリオとの月次リターンの差である。b $_i$, s $_i$, h $_i$ は, 各ファクターに対する銘柄 i の感応度を表す。

SMB, および HML $_t$ は以下の手順で求められる。まず毎年 8 月末に東証 1 部市場に上場している全銘柄から, 時価総額の中央値を求める。同様に毎年 8 月末に東証 1 部市場に上場している全銘柄から, 今度は B/M を基準として上から 30%, 40%, 30% の分位点を求める。これらの分位点を基にして, 1 部・2 部・JASDAQ に上場している全銘柄を, 規模 2 (B, S) × B/M3 (H, M, L) の 6 つのポートフォリオ (B/H, B/M, B/L, S/H, S/M, S/L) に振り分ける。これらのポートフォリオの時価加重平均による月次リターンを当年 9 月から翌年の 8 月までで計算し, 翌年の 8 月末にポートフォリオを再構築する。

SMB $_t$ は, t 月における 3 つの小型株ポートフォリオ (S/H, S/M, S/L) のリターンの単純平均と大型株ポートフォリオ (B/H, B/M, B/L) のリターンの単純平均の差として求められ, HML $_t$ は t 月における 2 つの高 B/M ポートフォリオ (B/H, S/H) のリターンの単純平均と低 B/M ポートフォリオ (B/L, S/L) のリターンの単純平均との差として求められる。

ここで注目すべきは, (6) の回帰式における切片項 α_i である。もし α_i がプラスの値を取れば, 市場, 規模, B/M の各ファクターによる調整を行った後でも, 銘柄 i は予測以上のリターンをあげていることを意味する。

最後に期待リターンの推定値としてリファレンス・ポートフォリオのリターンとコントロール・ファームのリターンを使用する場合について, 若干の説明を加えておく。

期待リターンの推定値としてリファレンス・ポートフォリオのリターンが選択されるとき, 分析対象となる企業のランクが毎年 9 月に変化すれば, それに対応するリファレンス・ポートフォリオも変わってくる。たとえば, あるサンプル企業の 1994 年 1 月から 1994 年 12 月までの長期異常リターンを計測する場合, 1994 年 1 月から 8 月までの期間についてベンチマークとして適用されるリファレンス・ポートフォリオは 1993 年 9 月に構築されたリファレンス・ポートフォリオが適用され, 1994 年 9 月から 12 月までの期間については 1994 年 9 月に再構築されたリファレンス・ポートフォリオが適用される。

次に, 期待リターンの推定にコントロール・ファームが選択されるとき, 測定期間にわたって同じコントロール・ファームが適用される。たとえば, あるサンプル企業の 1994 年 1 月から 1994 年 12 月までの長期異常リターンを計測する場合, 1994 年 1 月時点で選択されたコントロール・ファームが 1994 年 1 月から 12 月までのベンチマークとして適用される。

また, サンプル企業が倒産や上場廃止などの理由により, 測定期間にわたる連続したリターン・データが入手できないケースが存在する。この場合, 欠損期間のリターン・データは, その企業が直前まで所属していたリファレンス・ポートフォリオのリターン・データで代用される。

4 統計的検定およびシミュレーション方法

4.1 統計的検定

本研究において行われる長期異常リターンの統計的検定は, t 検定, Fama and French の 3 ファクター・モデルによる検定, ノンパラメトリック・ブートストラップ法による検定の 3 つである。 t 検定は,

第 3 節で定義したマーケット・インデックス、リファレンス・ポートフォリオ、コントロール・ファームの 3 つのベンチマークを用いた CAR と BHAR の両方の異常リターンに関して行われる。Fama and French の 3 ファクター・モデルによる検定は、回帰する際に推計される切片項 α を用いて行われる。検定そのものは t 検定であるが、検定の手順が若干異なるため別の項を設けて説明する。なお、検定の性質上 3 ファクター・モデルによる検定は CAR のみとなる。最後のノンパラメトリック・ブートストラップ法は、CAR および BHAR の両方で行う。ただし、使用されるベンチマークはリファレンス・ポートフォリオ (25 規模・B/M) のみである。

(1) t 検定

本研究において行われる t 検定は、 n 企業のサンプル¹⁰ に対して CAR もしくは BHAR の平均が 0 である、という帰無仮説を検定する：

$$t_{CAR} = \overline{CAR}_\tau / (\sigma(CAR_\tau) / \sqrt{n}) \quad (7)$$

$$t_{BHAR} = \overline{BHAR}_\tau / (\sigma(BHAR_\tau) / \sqrt{n}) \quad (8)$$

ここで \overline{CAR}_τ および \overline{BHAR}_τ はサンプル n 企業の τ ヶ月異常リターンの標本平均、 $\sigma(CAR_\tau)$ および $\sigma(BHAR_\tau)$ はサンプル n 企業の τ ヶ月異常リターンのクロスセクションでの標本標準偏差である。

なお、CAR に対する t 検定について、時系列の標準偏差を用いて検定を行う方法もある。しかしこの手法を用いることは、測定期間以前 (いわゆる推定期間) のリターン・データを必要とするため、新規上場企業の中にはそうしたデータが入手できないケースが存在し、新規上場によって生じるバイアス (新たに上場された企業は、すでに上場されている企業に比べて相対的に低いパフォーマンスしか得られないことによるバイアス) を増大させる可能性がある。加えて BHAR に対する検定には使用することができないことから、本研究では CAR に対してもクロスセクションの標準偏差を用いて分析を行う。

(2) Fama and French の 3 ファクター・モデルによる検定

Fama and French の 3 ファクター・モデルによる検定は、 n 企業のサンプルに対して (6) 式によって推計された切片項 α の平均が 0 である、という帰無仮説を検定する。 n 企業それぞれに対して、(6) 式の時系列回帰を行う。それにより n 個の切片項 α が得られ、その平均とクロスセクションの標準偏差から t 値を計算する：

$$t_\alpha = \overline{\alpha}_\tau / (\sigma(\alpha_\tau) / \sqrt{n}) \quad (9)$$

ここで $\overline{\alpha}_\tau$ は推計期間を τ ヶ月とした時系列回帰による切片項 α の n 企業の平均であり、 $\sigma(\alpha_\tau)$ は n 企業の α のクロスセクションの標準偏差である。

10 本検証では復元抽出によるサンプリングを行っているため、同じ企業が n 社内に重複するケースは認められる。

(6) 式における切片項 a は 3 ファクターで調整した超過リターンの月次の乖離幅を示すため、この検定はサンプル n 企業の月次の異常リターンが 0 であるという帰無仮説の検証となる。したがって、Fama and French の 3 ファクター・モデルによる検定は、概念上 CAR に関する検定と同じことである。

(3) ノンパラメトリック・ブートストラップ法 (Empirical p-value)

本検証では t 検定と並んで、ブートストラップ法によるノンパラメトリック検定を行う。

ブートストラップ法とは、標本集合からリサンプリングを繰り返すことで母集団の特性を推定する統計手法であり、Efron (1979) で提唱され、Efron and Tibshirani (1993) や Davison and Hinkley (1997) などによって発展した。

株式リターンにブートストラップ法を用いた初期の研究として、Brock, Lakonishok and LeBaron (1992) のテクニカル分析の有効性の検証や Ikenberry, Lakonishok and Vermaelen (1995) の自社株買の実証研究があげられる。彼らが用いた手法は、帰無仮説の下でリターンの経験的分布を作成し、その分布からサンプルの p 値を直接求めるというもので、Empirical p-value 法とも呼ばれる。

Brock, Lakonishok and LeBaron (1992) によると、株式リターンの分布は、高い尖度 (leptokurtosis)、自己相関 (autocorrelation)、条件付分散不均一性 (conditional heteroskedasticity)、条件付平均値の変動 (changing conditional means) といった特徴を持つことから、分布の形状を特定することができないため、この手法を採用するとしている。

本研究での具体的な検定方法は以下の通りである。まず、サンプル企業 i がイベントを行う時点 t で企業 i が所属している規模・B/M ポートフォリオの構成企業の中からランダムに 1 社抽出し、長期異常リターンを測定する。

$$CAR_{j,t} = \sum_{i=1}^T (R_{j,t} - E(R_{j,t})) \quad (10)$$

$$BHAR_{j,t} = \prod_{i=1}^T (1 + R_{j,t}) - \prod_{i=1}^T (1 + E(R_{j,t})) \quad (11)$$

$CAR_{j,t}$ および $BHAR_{j,t}$ は、 t 月にサンプル企業 i と同じ規模・B/M ポートフォリオに属する企業の中からランダムに抽出された企業 j の t ヶ月異常リターンである。ベンチマークは規模・B/M リファレンス・ポートフォリオを用いる。

これを n 企業のサンプルそれぞれに対して行い、元のサンプル n 企業のポートフォリオと類似した規模および B/M 属性を持つ別のポートフォリオを構築する。このポートフォリオを、オリジナルであるサンプル企業のポートフォリオと対比させるために、擬似ポートフォリオ (pseudo-portfolio) と呼ぶ。擬似ポートフォリオを構築後、元のサンプル企業と同じように、長期異常リターンの平均を測定する。

$$\overline{CAR}_t^n = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n CAR_{j,t} \quad (12)$$

$$\overline{BHAR}_t^n = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n BHAR_{j,t} \quad (13)$$

\overline{CAR}_t^p および \overline{BHAR}_t^p は、擬似ポートフォリオから作り出される τ ヶ月異常リターンの平均である。

こうした作業を 1,000 回繰り返し行い、1,000 個の擬似ポートフォリオを構築して、各ポートフォリオの長期異常リターンの平均を測定する。

$$\overline{CAR}_t^{p-k}, \quad k=1, \dots, 1000 \quad (14)$$

$$\overline{BHAR}_t^{p-k}, \quad k=1, \dots, 1000 \quad (15)$$

この 1,000 個の観測値は、平均長期異常リターンの経験的分布を描くために用いられる。

t 検定では長期異常リターンの平均が 0 であるという帰無仮説を置いたが、ノンパラメトリック・ブートストラップ法による帰無仮説はそれとは異なり、サンプル n 企業の長期異常リターンの平均が 1,000 個の擬似ポートフォリオにおける長期異常リターンの平均と等しいと置く。この帰無仮説は、 $\overline{CAR}_t < y_i^*$ もしくは $\overline{CAR}_t > y_u^*$ ($\overline{BHAR}_t < y_i^*$ もしくは $\overline{BHAR}_t > y_u^*$) のとき、有意水準 α で棄却される。2 つの y^* の値は、以下の式を解くことで決定される。

$$\Pr[\overline{CAR}_t^{p-k} \leq y_i^*] = \Pr[\overline{CAR}_t^{p-k} \geq y_u^*] = \frac{\alpha}{2} \quad (16)$$

$$\Pr[\overline{BHAR}_t^{p-k} \leq y_i^*] = \Pr[\overline{BHAR}_t^{p-k} \geq y_u^*] = \frac{\alpha}{2} \quad (17)$$

4.2 シミュレーション方法

前項で示した検定統計量に定式化の誤りが見られるかどうかを検証するために、以下のシミュレーションを行う。まず、第 3 節で指定したユニバースの中からランダムに 100 社を復元抽出によって選択する¹¹。具体的な抽出手順は、先にイベント月をランダムに指定し、その時点での東証 1 部・2 部および JASDAQ 市場銘柄の中からランダムにサンプル企業を選択する¹²。この作業を 100 回繰り返して、100 社のサンプルを選択する、というものである。このランダムに抽出された 100 社のサンプルは、各イベント月において何らかの共通の企業イベントを行ったと「想定して」選択された企業群である。

次に、抽出された 100 社のサンプル企業各々に対して、第 3 節で定義した 2 つの異常リターンの測定法 (CAR と BHAR) および 4 つのベンチマーク (マーケット・インデックス、リファレンス・ポー

11 Barber and Lyon (1997) では 200 企業で 1 サンプルとしているが、脚注 8 で説明しているように、本検証に用いられるリターン・データの総数が Barber and Lyon (1997) のほぼ半数であるため、半分の 100 企業で 1 サンプルとした。

12 本検証は 1970 年 9 月から 2003 年 12 月までの長期間を分析対象としているため、クロスセクションで見たときの上場企業が時点によって大きく異なる。時点とサンプル企業を同時に決定すれば、当然上場企業数の多い近年のリターン・データを抽出する確率が高くなるため、本検証は先に時点を決定して、後でサンプル企業を決定するという 2 段階の抽出方法を採用した。

トフォリオ、コントロール・ファーム、Fama and French の 3 ファクター・モデル) を組み合わせて、それぞれのケースで長期異常リターンを測定する。測定期間は、12 ヶ月、36 ヶ月、60 ヶ月の 3 期間とする。

各検定の手順に従い、100 社のサンプル企業における長期異常リターンの平均の統計的有意性について検定する。表 2 は、第 3 節で定義した測定法とベンチマークによって算出される長期異常リターンがどの検定に適用されるかを示している。なお、有意水準は、両側 1%、5%、10% の 3 段階で評価する。

これを 1 セットとして、この検定作業を合計 1,000 回繰り返す。すなわち、100 企業から成るサンプル・ポートフォリオを 1,000 個構築し、サンプル企業における長期異常リターンの平均の統計的有意性を 1 つ 1 つ判定する。

もし長期異常リターンの検定統計量に定式化の誤りが生じていなければ、1,000 回行われるシミュレーションの内、帰無仮説は理論的には $1,000 \times \alpha$ 回棄却されるはずである。なぜなら、本検証はサンプルの選定段階においてランダムな抽出を行っており、実際にサンプル間で何らかの共通したイベントを行っているわけではないからである。たとえば、TOPIX をベンチマークとした 12 ヶ月 CAR の t 検定に対してこのシミュレーションを行った結果、仮に棄却された検定の数値が理論値から導き出される棄却数から大きく乖離していたならば、その検定統計量は定式化の誤りが生じていることを意味する。

表2 本検証で行われる統計方法の分類

| | CAR | BHAR |
|----------------------------|---------------|---------------|
| (i)マーケット・インデックス | | |
| ・単純平均 | t検定 | t検定 |
| ・TOPIX | t検定 | t検定 |
| (ii)リファレンス・ポートフォリオ | | |
| ・10規模ポートフォリオ | t検定 | t検定 |
| ・10B/Mポートフォリオ | t検定 | t検定 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | t検定/ブートストラップ法 | t検定/ブートストラップ法 |
| (iii)コントロール・ファーム | | |
| ・規模コントロール・ファーム | t検定 | t検定 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | t検定 | t検定 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | t検定 | t検定 |
| (iv)Fama・Frenchの3ファクター・モデル | | |
| ・回帰切片(α) | t検定 | × |

5 実証結果

ここでは、前節で説明したシミュレーション分析の結果と追加的検証（検定力）の結果を提示する。

5.1 t 検定の結果

(1) CAR の結果

表 3 は、各ベンチマークを用いて測定された 12 ヶ月、36 ヶ月、60 ヶ月の CAR に関する検定のシミュレーション結果をまとめたものである。Panel A は 12 ヶ月、Panel B は 36 ヶ月、Panel C は 60 ヶ月で測定した CAR の結果をそれぞれ示している。表の中の数値は、上の行で示す理論的有意水準でそれぞれ行った 1,000 回のシミュレーションに対して、実際に帰無仮説が棄却された回数を確率で表してい

る。

Panel A を見ると、マーケット・インデックスとして TOPIX を使用した 12 ヶ月 CAR に関して両側 10% で t 検定を行ったとき、100 企業のサンプルで 1,000 回行った検定の内 367 回、したがって 36.7% で CAR の平均が有意にプラスであると判定されたことが分かる。一方で、CAR の平均が有意にマイナスと判定された検定は 0.1%、つまり 1,000 回の内 1 回のみである。仮に定式化の誤りが生じていなければ、両側 10% 水準において帰無仮説が棄却される確率はプラスで 5%、マイナスで 5% であり、1,000 回検定を行えば共に 50 回程度となるはずである。しかし、結果は理論的有意水準が示す確率から大きく乖離している。両側水準 1%、5% で検定を行った場合も同様の傾向が見られる。したがって、その検定統計量に上方へのバイアスがかかっていることが分かる。

こうした上方へのバイアスは、CAR の計測期間が長くなるにつれて大きくなっている。Panel B の 36 ヶ月 CAR では、両側 10% の t 検定において、全体の 80.9% の検定で有意にプラスと判定されており、Panel C の 60 ヶ月 CAR に至っては、実に 94.9% の検定で有意となっている。しかも、両者とも有意にマイナスと判定された検定は 0% である。

表 4 は、シミュレーション全体から抽出された 100,000 個 (100 企業 × 1,000 回) の CAR の記述統計量を示している。TOPIX をベンチマークとした CAR の平均は、12 ヶ月で 4.88%、36 ヶ月で 14.14%、60 ヶ月で 21.71% と大きくプラスとなっている。ランダムに抽出された 100 企業による CAR の平均が 0 であるという帰無仮説を設けた以上、CAR のシミュレーション全体の平均が 0 がそれに近い数値である必要がある。したがって、この検定統計量に上方のバイアスがかかる原因は、TOPIX をベンチマークとして測定された CAR の平均自体が大きくプラスとなっているために生じたことによるものと思われる。このことは、(5) 式にあるように株価インデックスを求めてからリターンを測定する TOPIX リターンと、まず各サンプルのリターンを測定してから平均を取るというイベント・リターンとの測定方法に違いがあるために生じたものと推測される。この測定バイアスの存在により、一部の研究で用いられているような TOPIX リターンをベンチマークとした長期異常リターンの測定には、問題が生じる可能性がある。

次に、単純平均およびリファレンス・ポートフォリオをベンチマークとして t 検定を行った場合、12 ヶ月 CAR に関する検定統計量に若干の下方へのバイアスがかかっているが、36 ヶ月、60 ヶ月は概ね良好である。表 4 をみると、単純平均およびリファレンス・ポートフォリオを用いた CAR の平均は、12 ヶ月のときはほぼ 0 に等しい値となっているが、測定期間が長くなるにつれてわずかにプラスに傾いていることが分かる。一方で、その歪度はプラスの値を取っている。12 ヶ月 CAR の検定統計量にかかる下方へのバイアスは、このプラスの歪度によるバイアスが影響しているものと思われる。しかし、測定期間が長くなるにつれて平均がプラスに傾いたために、分布の歪みによるバイアスと相殺しあった結果、36 ヶ月、60 ヶ月の検定統計量にバイアスがかからなかったものと推測される。

さらに、ベンチマークとしてコントロール・ファームを用いると、その検定結果はベンチマークの中で最も良好なものとなっている。CAR 全体の平均および歪度を見てもほぼ 0 のまわりに集まっていることが分かる。

最後に、Fama and French の 3 ファクター・モデルを用いると、検定は大きく上方に歪んだ結果となった。これは切片項 α の平均が大きくプラスに乖離しているためである。

表3 ランダム・サンプルにおけるCARの統計的検定のシミュレーション結果

| 両側検定による理論的有意水準 (%) | 1 | | 5 | | 10 | |
|----------------------------|------|-------|------|-------|------|-------|
| | 0.5 | 99.5 | 2.5 | 97.5 | 5.0 | 95.0 |
| Panel A:12ヶ月CAR | | | | | | |
| t検定 | | | | | | |
| (i)マーケット・インデックス | | | | | | |
| ・単純平均 | 1.3* | 0.1 | 3.4 | 1.7 | 6.5 | 3.9 |
| ・TOPIX | 0.0 | 8.5* | 0.0 | 25.0* | 0.1 | 36.7* |
| (ii)リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 1.3* | 0.1 | 4.3* | 1.0 | 7.1* | 3.4 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 0.9 | 0.1 | 4.6* | 1.6 | 7.2* | 3.7 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 0.9 | 0.1 | 4.7* | 1.7 | 6.9* | 4.1 |
| (iii)コントロール・ファーム | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 0.2 | 0.5 | 1.6 | 3.2 | 4.7 | 5.4 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 0.3 | 0.2 | 2.5 | 2.1 | 4.1 | 4.6 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 0.4 | 0.8 | 1.5 | 2.3 | 4.7 | 5.4 |
| (iv)Fama・Frenchの3ファクター・モデル | | | | | | |
| ・回帰切片(α) | 0.1 | 0.4 | 1.0 | 5.7* | 1.8 | 11.9* |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 0.4 | 0.8 | 2.5 | 3.0 | 4.6 | 5.4 |
| Panel B:36ヶ月CAR | | | | | | |
| t検定 | | | | | | |
| (i)マーケット・インデックス | | | | | | |
| ・単純平均 | 1.0 | 0.2 | 2.6 | 2.6 | 4.9 | 4.7 |
| ・TOPIX | 0.0 | 41.5* | 0.0 | 69.0* | 0.0 | 80.9* |
| (ii)リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 0.6 | 0.3 | 2.4 | 2.9 | 5.8 | 4.2 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 0.7 | 0.4 | 2.3 | 1.5 | 5.9 | 3.8 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 0.6 | 0.2 | 2.1 | 2.3 | 4.1 | 5.3 |
| (iii)コントロール・ファーム | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 0.8 | 0.4 | 2.7 | 2.4 | 5.5 | 4.1 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 0.5 | 0.3 | 4.1 | 2.8 | 6.0 | 5.0 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 0.4 | 0.3 | 2.4 | 2.0 | 5.0 | 5.5 |
| (iv)Fama・Frenchの3ファクター・モデル | | | | | | |
| ・回帰切片(α) | 0.0 | 4.6* | 0.1 | 16.3* | 0.2 | 27.4* |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 0.8 | 0.5 | 2.0 | 2.3 | 4.8 | 5.0 |
| Panel C:60ヶ月CAR | | | | | | |
| t検定 | | | | | | |
| (i)マーケット・インデックス | | | | | | |
| ・単純平均 | 0.6 | 0.3 | 2.7 | 1.7 | 5.3 | 4.1 |
| ・TOPIX | 0.0 | 73.0* | 0.0 | 90.1* | 0.0 | 94.9* |
| (ii)リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 0.5 | 0.3 | 1.8 | 2.5 | 4.3 | 6.3 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 0.4 | 0.2 | 1.9 | 2.3 | 4.7 | 5.2 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 0.5 | 0.2 | 2.1 | 1.9 | 4.8 | 5.5 |
| (iii)コントロール・ファーム | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 0.5 | 0.7 | 3.2 | 3.0 | 5.0 | 6.2 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 0.6 | 0.7 | 3.6 | 3.2 | 5.8 | 5.7 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 0.7 | 0.3 | 1.7 | 1.8 | 5.2 | 4.7 |
| (iv)Fama・Frenchの3ファクター・モデル | | | | | | |
| ・回帰切片(α) | 0.1 | 4.9* | 0.4 | 18.2* | 0.7 | 26.9* |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 0.7 | 0.6 | 3.1 | 3.2 | 5.8 | 6.1 |

*は二項検定における片側1%の有意水準で、理論的有意水準から有意に異なっている項目を示している。

表4 CARを用いたシミュレーション全体の統計量

| | 度数 | 最小値 | 最大値 | 平均値 | 標準偏差 | 歪度 | 尖度 |
|----------------------------|--------|-----------|----------|--------|------|-------|-------|
| Panel A:12ヶ月CAR | | | | | | | |
| (i)マーケット・インデックス | | | | | | | |
| ・単純平均 | 100000 | -248.81% | 1035.47% | 0.00% | 0.35 | 2.08 | 22.57 |
| ・TOPIX | 100000 | -276.64% | 849.15% | 4.88% | 0.37 | 1.86 | 18.13 |
| (ii)リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 100000 | -240.44% | 1050.76% | 0.01% | 0.34 | 2.63 | 39.18 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 100000 | -207.44% | 771.25% | 0.00% | 0.34 | 1.85 | 14.71 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 100000 | -229.34% | 993.07% | 0.14% | 0.34 | 2.72 | 39.89 |
| (iii)コントロール・ファーム | | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 100000 | -1059.38% | 575.22% | 0.04% | 0.48 | -0.63 | 17.63 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -1070.78% | 1028.55% | 0.18% | 0.48 | 0.11 | 20.52 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -768.19% | 996.19% | 0.21% | 0.47 | 0.39 | 17.19 |
| (iv)Fama・Frenchの3ファクター・モデル | | | | | | | |
| ・回帰切片(α)* | 100000 | -407.73% | 1406.34% | 2.93% | 0.49 | 2.03 | 21.18 |
| Panel B:36ヶ月CAR | | | | | | | |
| (i)マーケット・インデックス | | | | | | | |
| ・単純平均 | 100000 | -355.31% | 1058.58% | 0.37% | 0.55 | 1.85 | 16.87 |
| ・TOPIX | 100000 | -316.02% | 1115.98% | 14.14% | 0.59 | 1.79 | 18.72 |
| (ii)リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 100000 | -366.75% | 1041.61% | 0.44% | 0.54 | 1.82 | 18.76 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 100000 | -299.15% | 1015.13% | 0.34% | 0.56 | 1.66 | 13.29 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 100000 | -332.33% | 1035.00% | 0.75% | 0.55 | 1.93 | 18.44 |
| (iii)コントロール・ファーム | | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 100000 | -1060.57% | 1039.80% | -0.03% | 0.74 | -0.47 | 13.90 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -1124.35% | 1026.57% | -0.35% | 0.74 | -0.04 | 8.32 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -795.79% | 1161.29% | 0.23% | 0.72 | 0.36 | 8.69 |
| (iv)Fama・Frenchの3ファクター・モデル | | | | | | | |
| ・回帰切片(α)* | 100000 | -269.65% | 1134.38% | 7.53% | 0.68 | 1.68 | 12.91 |
| Panel C:60ヶ月CAR | | | | | | | |
| (i)マーケット・インデックス | | | | | | | |
| ・単純平均 | 100000 | -305.33% | 1152.97% | 0.27% | 0.65 | 1.86 | 15.65 |
| ・TOPIX | 100000 | -323.96% | 1126.30% | 21.71% | 0.69 | 1.37 | 9.67 |
| (ii)リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 100000 | -337.97% | 1055.80% | 1.29% | 0.65 | 1.59 | 13.25 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 100000 | -304.41% | 1029.50% | 0.95% | 0.69 | 1.54 | 10.66 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 100000 | -342.86% | 1014.73% | 1.18% | 0.68 | 1.55 | 12.06 |
| (iii)コントロール・ファーム | | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 100000 | -1102.58% | 1102.10% | -0.17% | 0.87 | -0.27 | 9.68 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -1067.37% | 1022.02% | -0.31% | 0.87 | 0.10 | 6.22 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -1020.63% | 1122.05% | 0.09% | 0.84 | 0.30 | 7.21 |
| (iv)Fama・Frenchの3ファクター・モデル | | | | | | | |
| ・回帰切片(α)* | 100000 | -403.10% | 919.90% | 8.90% | 0.84 | 1.23 | 5.40 |

*回帰切片 α の統計量は、各期間の α にそれぞれ12, 36, 60を掛けることで算出している。

(2) BHAR の結果

表5は、各ベンチマークを用いて測定された12ヶ月、36ヶ月、60ヶ月のBHARに関する検定のシミュレーション結果をまとめたものである。表6は、シミュレーション全体から抽出された100,000個のBHARの記述統計量を示している。

マーケット・インデックスとしてTOPIXをベンチマークとして測定されたBHARでt検定を行っ

た場合、その検定統計量は CAR のときと同じく上方へのバイアスがかかっている。この原因は CAR のときと同じ影響によるものであると思われる。それでも CAR の検定統計量と比べると、そのバイアスの度合いは小さい。これは、TOPIX をベンチマークとした BHAR の歪度が CAR のそれよりも大きなプラスの値を取っているために(表6参照)、分布の歪みによる下方へのバイアスと相殺しあった結果、BHAR の平均がプラスになったことによるバイアスの影響を小さくしたためであると推測される。

次に、単純平均およびリファレンス・ポートフォリオを用いて t 検定を行った場合、その検定統計量に大きな下方のバイアスがかかっていることが分かる。これは、単純平均およびリファレンス・ポートフォリオをベンチマークとした BHAR のシミュレーション全体の平均が大きくマイナスとなっている(表6参照)ことから生じている。この原因として、Barber and Lyon (1997) のいうリバランスによるバイアスが作用しているものと考えられる¹³。

表6を見ると、マーケット・インデックスやリファレンス・ポートフォリオを用いた BHAR の歪度は、他のベンチマークと比べて強くプラスの値をとる傾向が見られる。この異常リターン歪度の歪度が大きくプラスとなる現象を Barber and Lyon (1997) は、分布の歪みによるバイアスと呼んでいる。このバイアスは CAR でも若干見られるが、BHAR のときにより深刻な問題となる。CR (cumulative return) だと -100% を下回るケースが考えられるが、BHR (buy-and-hold return) が -100% を下回ることはないからである。表4と表6を比較すると、マーケット・インデックスやリファレンス・ポートフォリオをベンチマークとした場合、最小値は CAR と BHAR とで大きな違いは見られないが、最大値は BHAR が CAR を大きく上回っていることが分かる。このバイアスによって分布の歪度がプラスの値を取ると、t 検定の検定統計量をマイナスの方向に歪める結果に繋がるのが、Neyman and Pearson (1928) や Pearson (1929) によって証明されている。

最後にコントロール・ファームを用いて異常リターンを計算した場合、BHAR の平均および歪度は両方とも、ほとんどのケースで 0 に近似している。そのため、その検定統計量も歪みが生じていないことが分かる。このアプローチは、ベンチマークとして単独の企業を用いているため、リファレンス・ポートフォリオのようなリバランスは行われぬ。そして、サンプル企業とコントロール企業も全体で見れば同程度にプラスの方向に歪んでいるため、異常リターンを求めるときに相殺し合い、異常リターン歪度が極端なプラスの値を取ることもない。さらには、新規上場企業による影響も受けない。したがって、リバランス・バイアスや分布の歪みによるバイアス、あるいは新規上場による影響から免れるため、検定統計量に異常をきたすことがないと思われる。

13 Barber and Lyon (1997) は、t-1 月の平均月次リターンを基準として企業を 10 分位に振り分け、各分位の t 月における平均月次リターンを計算した結果、t-1 月に高い(低い)リターンだった分位が t 月には低い(高い)リターンを獲得したと報告している。この月次のリターン・リバーサルは、構成銘柄の投資比率が等しくなるように等金額で毎月リバランスを行うことを仮定したベンチマークを用いて BHAR で異常リターンを測定するとき、その平均をマイナス方向へ押し下げるよう作用する。なぜならこうしたリバランスは、次の月にリターンが高くなる企業(つまり t-1 月にリターンが低かった企業)を購入して、次の月にリターンが低くなる企業(つまり t-1 月にリターンが高かった企業)を売却する戦略を仮定しており、それによってベンチマークのリターンが膨張するからである。

表5 ランダム・サンプルにおけるBHARの統計的検定のシミュレーション結果

| 両側検定による理論的有意水準 (%) | 1 | | 5 | | 10 | |
|--------------------------|-------|------|-------|-------|-------|-------|
| | 0.5 | 99.5 | 2.5 | 97.5 | 5.0 | 95.0 |
| Panel A: 12ヶ月BHAR | | | | | | |
| t検定 | | | | | | |
| (i) マーケット・インデックス | | | | | | |
| ・単純平均 | 3.9* | 0.0 | 10.2* | 0.5 | 14.7* | 1.1 |
| ・TOPIX | 0.3 | 1.8* | 0.6 | 10.1* | 0.9 | 18.8* |
| (ii) リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 3.5* | 0.0 | 9.9* | 0.3 | 14.0* | 1.6 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 4.5* | 0.1 | 12.0* | 0.4 | 16.5* | 0.7 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 4.3* | 0.0 | 11.3* | 0.2 | 15.8* | 0.8 |
| (iii) コントロール・ファーム | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 0.7 | 0.5 | 2.0 | 2.4 | 4.6 | 4.6 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 0.3 | 0.3 | 2.3 | 2.0 | 4.9 | 5.0 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 0.6 | 0.3 | 2.4 | 2.7 | 6.2 | 6.0 |
| ノンパラメトリック・ブートストラップ法 | | | | | | |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 0.4 | 0.3 | 2.5 | 2.1 | 4.3 | 4.6 |
| Panel B: 36ヶ月BHAR | | | | | | |
| t検定 | | | | | | |
| (i) マーケット・インデックス | | | | | | |
| ・単純平均 | 15.2* | 0.0 | 28.7* | 0.0 | 37.8* | 0.1 |
| ・TOPIX | 0.0 | 3.1* | 0.1 | 15.7* | 0.2 | 29.5* |
| (ii) リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 16.0* | 0.0 | 29.2* | 0.0 | 36.9* | 0.0 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 17.5* | 0.0 | 31.5* | 0.0 | 39.5* | 0.0 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 16.8* | 0.0 | 31.2* | 0.0 | 39.4* | 0.0 |
| (iii) コントロール・ファーム | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 0.3 | 0.5 | 2.5 | 2.3 | 5.9 | 4.1 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 0.3 | 0.4 | 1.8 | 2.2 | 4.9 | 4.6 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 0.6 | 0.4 | 3.2 | 2.0 | 5.6 | 3.8 |
| ノンパラメトリック・ブートストラップ法 | | | | | | |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 0.3 | 0.3 | 2.1 | 1.7 | 4.5 | 3.0 |
| Panel C: 60ヶ月BHAR | | | | | | |
| t検定 | | | | | | |
| (i) マーケット・インデックス | | | | | | |
| ・単純平均 | 33.9* | 0.0 | 49.2* | 0.0 | 58.2* | 0.0 |
| ・TOPIX | 0.0 | 3.0* | 0.4 | 18.2* | 0.6 | 32.2* |
| (ii) リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 36.2* | 0.0 | 53.5* | 0.0 | 63.6* | 0.0 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 37.5* | 0.0 | 54.4* | 0.0 | 64.1* | 0.0 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 37.9* | 0.0 | 55.1* | 0.0 | 63.3* | 0.0 |
| (iii) コントロール・ファーム | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 0.1 | 0.3 | 1.9 | 1.6 | 4.7 | 4.6 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 0.5 | 0.5 | 3.7 | 2.6 | 6.6 | 4.2 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 0.2 | 0.2 | 2.5 | 1.5 | 6.3 | 4.9 |
| ノンパラメトリック・ブートストラップ法 | | | | | | |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 0.5 | 0.5 | 3.0 | 2.6 | 5.0 | 4.3 |

*は二項検定における片側1%の有意水準で、理論的有意水準から有意に異なっている項目を示している。

表6 BHAR を用いたシミュレーション全体の統計量

| | 度数 | 最小値 | 最大値 | 平均値 | 標準偏差 | 歪度 | 尖度 |
|---------------------|--------|-----------|----------|---------|------|-------|--------|
| Panel A: 12ヶ月BHAR | | | | | | | |
| (i) マーケット・インデックス | | | | | | | |
| ・単純平均 | 100000 | -134.93% | 3502.31% | -0.97% | 0.48 | 11.00 | 464.51 |
| ・TOPIX | 100000 | -137.24% | 2970.27% | 4.39% | 0.50 | 9.26 | 302.17 |
| (ii) リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 100000 | -142.25% | 3220.59% | -0.85% | 0.47 | 10.28 | 373.75 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 100000 | -140.94% | 3211.51% | -1.16% | 0.48 | 12.56 | 545.26 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 100000 | -146.69% | 3192.93% | -1.17% | 0.48 | 14.82 | 698.05 |
| (iii) コントロール・ファーム | | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 100000 | -4926.59% | 2616.64% | -0.05% | 0.67 | -3.97 | 419.12 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -4357.87% | 2435.23% | -0.26% | 0.68 | -3.75 | 335.16 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -3644.93% | 3644.93% | -0.04% | 0.64 | 0.21 | 292.67 |
| Panel B: 36ヶ月BHAR | | | | | | | |
| (i) マーケット・インデックス | | | | | | | |
| ・単純平均 | 100000 | -219.25% | 3202.76% | -8.32% | 0.89 | 6.30 | 103.45 |
| ・TOPIX | 100000 | -237.09% | 3232.72% | 11.46% | 0.92 | 5.45 | 75.36 |
| (ii) リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 100000 | -316.14% | 3261.82% | -8.98% | 0.89 | 5.77 | 99.58 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 100000 | -272.15% | 3089.08% | -9.31% | 0.89 | 5.31 | 77.10 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 100000 | -382.04% | 2308.64% | -9.50% | 0.89 | 4.92 | 66.38 |
| (iii) コントロール・ファーム | | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 100000 | -2517.22% | 3319.38% | -0.74% | 1.18 | -0.06 | 45.36 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -2513.51% | 3331.35% | -0.31% | 1.20 | 0.17 | 38.20 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -2292.92% | 3966.40% | -0.73% | 1.16 | 0.47 | 51.49 |
| Panel C: 60ヶ月BHAR | | | | | | | |
| (i) マーケット・インデックス | | | | | | | |
| ・単純平均 | 100000 | -409.21% | 4000.77% | -21.90% | 1.35 | 5.83 | 81.05 |
| ・TOPIX | 100000 | -343.68% | 4576.81% | 17.01% | 1.36 | 5.68 | 75.84 |
| (ii) リファレンス・ポートフォリオ | | | | | | | |
| ・10規模ポートフォリオ | 100000 | -673.35% | 3671.45% | -25.96% | 1.42 | 3.90 | 54.64 |
| ・10B/Mポートフォリオ | 100000 | -604.80% | 3868.93% | -25.83% | 1.40 | 4.44 | 60.64 |
| ・25規模・B/Mポートフォリオ | 100000 | -703.83% | 4541.65% | -26.71% | 1.44 | 3.74 | 50.34 |
| (iii) コントロール・ファーム | | | | | | | |
| ・規模コントロール・ファーム | 100000 | -3918.28% | 3695.83% | -0.24% | 1.82 | -0.43 | 40.91 |
| ・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -4084.35% | 4624.70% | -0.99% | 1.79 | 0.09 | 49.84 |
| ・規模・B/Mコントロール・ファーム | 100000 | -3750.10% | 3478.00% | -0.73% | 1.74 | -0.04 | 41.32 |

5.2 ノンパラメトリック・ブートストラップ法の結果

表3および表5には、CAR, BHAR を用いたノンパラメトリック・ブートストラップ法による検定のシミュレーション結果も合わせて表示している。ブートストラップ法の項目をみると、CAR, BHAR の双方で理論値から逸脱しておらず、検定統計量の定式化の誤りは生じていないことが分かる。特にBHARで、同じ25規模・B/Mリファレンス・ポートフォリオをベンチマークとするt検定の検定統計量に、大きな下方のバイアスがかかっていたこととは対照的である。リファレンス・ポートフォリオによるリバランス・バイアスの影響によって、BHARのシミュレーション全体の平均は大きくマイナスの値を取っているが、ブートストラップ法では、t検定のケースと異なり、BHARのサンプル平均が0であるという帰無仮説を置かないため、ユニバース全体のBHARの平均が0であるという前提を必要としない。したがって、リバランス・バイアスが生じていたとしても、検定統計量に定式化の誤

りが生じないことが分かる。

5.3 検定力の検証

これまでのシミュレーションの結果から、CAR および BHAR の双方で、コントロール・ファームをベンチマークとしたt検定とブートストラップ法によるノンパラメトリック検定に関して、定式化の誤りが見られないことが分かった。いいかえると、この2つの検定方法が第1種の過誤の生じる可能性を最も小さくしている、ということである。一方、第2種の過誤が生じる可能性についてはどうだろうか。それを調べるためには、各検定の検定力を測定する必要がある。

Barber and Lyon (1997) および Lyon, Barber and Tsai (1999) では、各ランダム・サンプルにある一定水準のリターンを付加することで、擬似的に異常リターンを作り出し、各アプローチの検定力の比較を行っている。本項では、彼らの手法を用いて、規模・B/M コントロール・ファームをベンチマークとしたt検定と、ブートストラップ法の2つを取り上げて、その検定力を測定する。

まずランダムに抽出された100企業のサンプルから12ヶ月の異常リターン (CAR および BHAR) を、それぞれのベンチマークを用いて測定する。ここで、各サンプルの12ヶ月異常リターンに対して-20%のリターンを付加し、100企業のサンプル平均を求める。したがって、100企業の12ヶ月異常リターンの平均は、何も付加しないとときと比較して、-20%下回ることになる。この平均異常リターンに対して、規模・B/M コントロール・ファームをベンチマークとしたt検定とブートストラップ法の2つを用いて有意水準5%の両側検定を行う。こうした一連の検定作業を合計1,000回行い、1,000回の検定で何回帰無仮説が棄却されたかの割合を計測して、両検定を比較する。つまり、異常リターンに追加的リターンを付加する以外は、先に行ったシミュレーション手順と同じである。このシミュレーションは、サンプルに付加するリターンの水準を-20%から+20%まで5%間隔でずらしていくことで、計9回にわたって行われる。

図1および図2は、それぞれ12ヶ月CAR、12ヶ月BHARで測定したときのt検定(規模・B/M コントロール・ファーム)とブートストラップ法の検定力を上のシミュレーションによって算出し、グラフ化したものである。CAR および BHAR の双方で、ブートストラップ法がt検定(規模・B/M コントロール・ファーム)を検定力で上回っていることが分かる。このことから、わが国の株式市場においてノンパラメトリック・ブートストラップ法の方がコントロール・ファームよりも、高い検定力を持つことが示唆される。

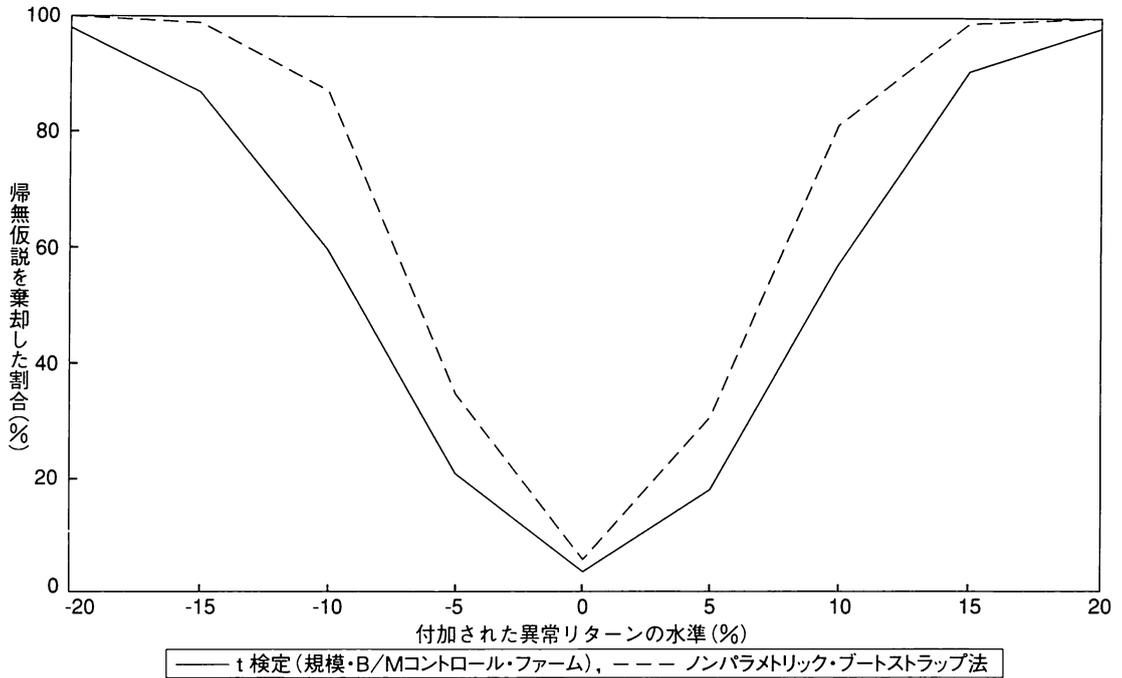


図1 ランダム・サンプルにおける12ヶ月CARのt検定(規模・B/Mコントロール・ファーム)とノンパラメトリック・ブートストラップ法の検定力の比較

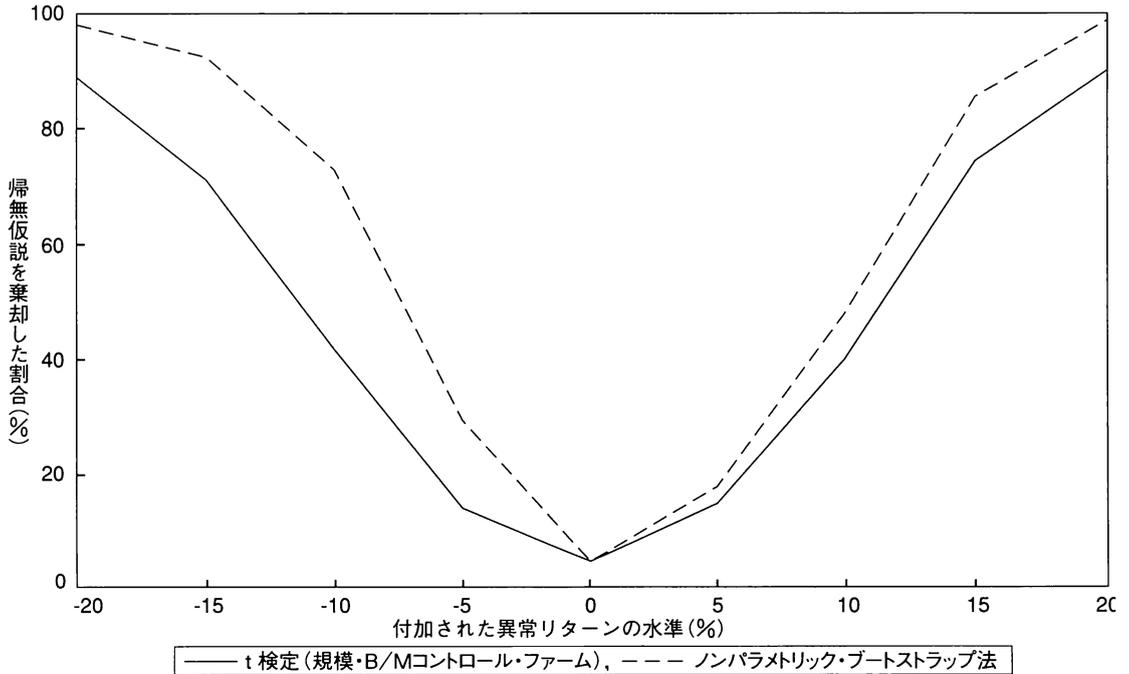


図2 ランダム・サンプルにおける12ヶ月BHARのt検定(規模・B/Mコントロール・ファーム)とノンパラメトリック・ブートストラップ法の検定力の比較

6 まとめ

本稿は、わが国株式市場を対象に、長期異常リターンの統計的検定の分析を行った。わが国においても、長期で測定することによって生じる様々なバイアスが作用した結果、長期異常リターンの分布に歪みが生じ、多くの統計的検定において定式化の誤りが検出されることが確認された。

さらに、本稿はブートストラップ法によるノンパラメトリック検定に関する検証も行った。この検定は、ユニバース全体の異常リターンの平均が0であるという前提を必要としないため、リファレンス・ポートフォリオによるリバランス・バイアスが生じていたとしても、検定統計量の定式化の誤りを引き起こさない。

次に、コントロール・ファームによるt検定とブートストラップ法を用いて、その検定力の比較を行った。その結果、CARおよびBHARの双方で、一貫してブートストラップ法の方が強い検定力を有していることが確認された。したがって、わが国の株式市場でも、ノンパラメトリック・ブートストラップ法の有効性が認められる。

本稿における検証は、Barber and Lyon (1997)の研究を基に進められており、彼らの検証と同じくCARとBHARの双方で長期異常リターンを測定し、シミュレーション分析を行った。Barber and Lyon (1997)は、現実の投資戦略から得られるリターンを反映している点から、長期異常リターンの測定にBHARを用いることを推奨しているが、Fama (1998)はBHARによる検証上の問題点の多さから、CARで測定するべきであると主張している。実際のところ、株価の長期パフォーマンスに関する多くの実証研究では、CARとBHARの双方で異常リターンを測定しており、今後長期のイベント・スタディを行う上でも両者を併用するべきであると考えられる。

以上が、本研究で得られた結果である。本研究は、完全にランダムな状況下でサンプルを抽出してシミュレーションを行っている。本研究では分析を行わなかったが、Lyon, Barber and Tsai (1999)は、このランダムという状況に一定の制約をかけると、コントロール・ファームやノンパラメトリック・ブートストラップ法でも定式化の誤りを引き起こす可能性があることを報告している。実際に長期異常リターンで検証されるイベント企業のサンプルにおいて、何の共通の属性も見られないという可能性は低いように思える。たとえば、あるイベントを公表した企業のサンプルを分析すると、中小企業が中心であったり、特定の業種に集中していたりすることは十分に考えられる。したがって、実際にイベント後の長期異常リターンの検証を行う際には、サンプルの特性を把握することが重要であると思われる。

【参考文献】

- [1] Barber, B. M. and J. D. Lyon (1997), "Detecting Long-run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test Statistics," *Journal of Financial Economics* 43, 341-372.
- [2] Brock, W., J. Lakonishok and B. LeBaron (1992), "Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns," *Journal of Finance* 47, 1731-1764.
- [3] Davison, A. C. and D. V. Hinkley (1997), *Bootstrap Methods and their Application*, Cambridge University Press.
- [4] Efron, B. (1979), "Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife," *Annals of Statistics* 7, 1-26.
- [5] Efron, B. and R. J. Tibshirani (1993), *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall.

- [6] Fama, E. (1998), "Market Efficiency, Long-term Returns, and Behavioral Finance," *Journal of Finance* 49, 283-306.
- [7] Fama, E. and K. French (1992) , "The Cross Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance* 47, 427-465.
- [8] Fama, E. and K. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- [9] Fama, E. and K. French (1996), "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies," *Journal of Finance* 51, 55-84.
- [10] Fama, E. and K. French (1997), "Industry Cost of Equity," *Journal of Financial Economics* 43, 153-193.
- [11] Ikenberry, D., J. Lakonishok and T. Vermaelen (1995) , "Market Underreaction to Open Market Share Repurchases," *Journal of Financial Economics* 39, 181-208.
- [12] Kothari, S.P. and J. B. Warner (1997), "Measuring Long-horizon Security Price Performance," *Journal of Financial Economics* 43, 301-340.
- [13] Lyon, J. D., B. M. Barber and C. L. Tsai (1999), "Improved Methods for Tests of Long-run Abnormal Stock Returns," *Journal of Finance* 54, 165-201.
- [14] Neyman, J. and E. S. Pearson (1928), "On the Use and Interpretation of Certain Test Criteria for Purpose of Statistical Inference, Part I ," *Biometrika* 20A, 175-240.
- [15] Pearson, E. S. (1929a), "The Distribution of Frequency Constants in Small Samples from Symmetrical Distributions," *Biometrika* 21, 356-360.
- [16] Pearson, E. S. (1929b), "The Distribution of Frequency Constants in Small Samples from Non-normal Symmetrical and Skew Populations," *Biometrika* 21, 259-286.
- [17] Ritter, J. (1991), "The Long-run Performance of Initial Public Offerings," *Journal of Finance* 46, 3-27.
- [18] 岡田克彦, 山崎尚志 (2005), 「上場変更と株価の長期パフォーマンス－ Post Listing Puzzle の日本市場における検証－」『現代ファイナンス』 18, 27-45.
- [19] 久保田敬一, 竹原均 (2000), 「リスクファクターモデルと財務モデルの判別：Fama and French model の検証をめぐる問題」『現代ファイナンス』 8, 3-15.
- [20] 山口聖 (2008), 「自社株買いと長期の株価パフォーマンス」『現代ファイナンス』 23, 153-169.