Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-07-16

日本企業の自社株買いに関する実証研究

山口, 聖

(Degree)
博士（経営学）

(Date of Degree)
2009-03-25

(Date of Publication)
2011-11-09

(Resource Type)
doctoral thesis

(Report Number)
甲4571

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1004571

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。

博　士　論　文

日本企業の自社株買いに関する実証研究

平成 21 年 1 月 16 日

神戸大学大学院経営学研究科

マネジメント・システム専攻

指導教員　砂川 伸幸

学籍番号　045B023B

氏　　名　山口 聖

日本企業の自社株買いに関する実証研究

山口聖

目　次

第1章 本研究について　・・・・・1

1. 1. 本研究の目的と構成

1. 2. わが国企業の自社株買い

第2章 配当と自社株買いの関係　・・・・・4

2. 1. はじめに

2. 2. 先行研究

2. 2. 1. シグナリング・モデル

2. 2. 2. エージェンシー・モデル

2. 2. 3. 実証研究

2. 3. データ

2. 4. 配当と自社株買いの関係

2. 4. 1. 配当予測誤差

2. 4. 2. ペイアウトと企業特性

2. 5. 第2章のまとめ

第3章 自社株買いと株価の長期パフォーマンス　・・・・・15

3. 1. はじめに

3. 2. データ

3. 3. 長期の株価パフォーマンス

3. 3. 1. 超過リターン

3. 3. 2. 期待リターン

3. 3. 3. ブートストラップに基づく検定

3. 4. 分析結果

3. 4. 1. CAR

3. 4. 2. $BHAR$

3. 5. 長期パフォーマンスの源泉

3. 5. 1. 自社株買いとシグナル効果

(1) B/M に基づく分析

(2) 制度に基づく分析

3. 5. 2. 企業規模に基づく分析

3. 6. 第3章のまとめ

第4章 自社株買いのタイミング ・・・・・ 31

4. 1. はじめに

4. 2. 先行研究

4. 3. 商法第210条に基づく自社株買い，データ，タイミング能力

4. 4. 分析結果

4. 4. 1. 企業のタイミング能力

4. 4. 2. タイミング能力に影響を与える要因

4. 5. 第4章のまとめ

第5章 本研究のまとめ ・・・・・ 46

参考文献

第1章　本研究について

1．1．本研究の目的と構成

従来からわが国企業は，一株当たりの配当額を継続的に維持する安定配当政策と呼ばれる独自の配当政策を採用してきた．わが国企業の配当政策に変化が見え始めたのは，1990年代中頃からである．企業は安定配当政策から決別し，配当に加え，新たな利益配分手段として自社株買い(自己株式の取得)を実施することが可能になった[1]．現在では，わが国においても，配当政策に自社株買いを含めた，ペイアウト政策という言葉が浸透しており，この間，わが国企業のペイアウト政策は大きな変容を遂げたといえる．特に，近年の自社株買いの興隆は注目に値する．実質的に企業の自社株買いが解禁された1995年以降，企業は自社株買いを積極的に活用し，2006年度には，自社株買い総額が配当総額を上回ったという集計結果が報告されている[2]．

配当政策に関する研究は，MMの配当無関連命題に端を発する．MM命題に従えば，いくつかの仮定の下では，配当政策は株主価値に影響することはない．つまり，株主価値の観点からすれば，企業は配当を支払っても支払わなくても良いのである．同様の理論は，自社株買いにも当てはまる．そこで，自社株買いに関する研究は，企業が自社株買いを行う動機を解明しようとする形で蓄積されてきた．本研究の目的は，先行研究によって示された自社株買いの動機に関する仮説の検証を通じ，わが国企業の自社株買い行動について明らかにすることにある．

本稿第2章では，わが国企業における配当と自社株買いの関係を明らかにする．企業の自社株買いが解禁されたことにより，企業は事実上，配当と自社株買いという二つのペイアウト手段を利用することが出来るようになった．

企業の自社株買いの増加を説明する理由の一つに，自社株買いの現金配当代替仮説がある．配当と自社株買いは代替的なペイアウト手段であるため，企業は，従来であれば配当により支払っていた利益を，自社株買いによって配分するようになったという仮説である．第2章では，Grullon and Michaely[2002]に依拠し，自社株買いの実施額に関するデータを用いて，自社株買いの現金配当代替仮説を検証する．

第3章では，自社株買いの過小評価/投資仮説の検証を行う．過小評価/投資仮説とは，自社株式がマーケットにおいて過小評価されており，自社株式が有益な投資

[1]石川[2007]第1章では，前期と同様の一株当たり配当を採用した企業は，1992年をピークに低下し続けていることを示している．

[2]砂川・川北・杉浦[2008]，第13章を参照．

対象になるという仮説である．企業は，過小評価された自社株式に投資することにより，過小評価が是正される過程で生じる超過リターンを得るために，自社株買いの計画をアナウンスする．第3章では，Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen[1995]に従い，自社株買いのアナウンスメントのデータを用いて，株価の長期パフォーマンスを検証することにより，自社株買いの過小評価/投資仮説を検証する．

第4章では，自社株買いのタイミング仮説を検証する．企業が自社株買いを実施する際，既存株主の利益を追求した行動をとるのであれば，相対的に株価が過小評価されているタイミングを選択して実施すると予想される．第4章では，Brockman and Chung[2001]，及びCook, Krigman, and Leach[2004]のアイディアを引用し，自社株買いの実施期間に関するデータを用いて，自社株買いのタイミング仮説を検証する．

第5章は，本稿のまとめである．また，サーベイ調査に基づいて包括的にペイアウト政策を分析した，花枝・芹田[2008]の集計結果と比較することにより，本研究で得られた分析結果についての考察を行う．

筆者の知る限り，わが国においては，自社株買いに関する仮説を検証する形で，自社株買いの動機に関する包括的な分析を行った実証研究は存在しない．本稿の意義は，自社株買いに関する仮説の検証を通じ，わが国企業の自社株買い行動の解明を試みる研究に，新たな実証結果を加えることが出来たという点にある．

1．2．わが国企業の自社株買い

この節では，本研究がサンプルとして用いた商法に基づく自社株買いについて，その規制緩和の流れをまとめておく．

わが国では最近まで，例外的な場合を除いて，企業の自社株買いは認められていなかった[3]．企業が利益による自己株式の取得を実施出来るようになったのは，1994年10月に改正商法が施行されて以降である．この改正により，企業は定時株主総会の授権に基づいて，自己株式の利益消却(商法第212条ノ2)や，取締役・使用人に譲渡するための(ストック・オプションを目的とした)自己株式の取得(商法第210条ノ2)を実施することが可能になった．

これらの商法に基づいて自社株買いを実施する企業は，取締役会による取得枠(取得する株式の種類，取得株式総数，取得総額)の設定に関する決議が定時株主総会に

[3]2001年の商法改正までの商法の変遷については，胥[2002]に詳しい．

おいて承認された後，次期定時株主総会までの期間 (授権期間) に自社株買いを実施することが可能となる．

このように，法制度上は解禁された自社株買いであるが，実際に自社株買いの実施に乗り出した企業は存在しなかった．自社株買いの目的が，ストック・オプションや利益消却に限定されていたことに加え，株式の消却がみなし配当として課税されたからである[4]．

わが国では初となる自社株買いに乗り出したのは，日本アムウェイである．1995年11月，みなし配当課税が凍結されたことを受け，日本アムウェイは定時株主総会において，自己株式の取得枠に関する決議を承認した．

その後，1997年6月から2002年3月までの期間については，公開会社は定款で授権された範囲内において，取締役会の決議により自己株式を取得することが認められた．時限的に制定された，株式消却特例法に基づく自社株買いである．株式消却特例法に基づく自社株買いでは，定時株主総会において取得枠を設定する必要はない．したがって，株式消却特例法により，経営陣は自らの判断で機動的な自社株買いを実施することが可能となった．しかしながら，その目的においては，利益消却 (株式消却特例法第3条) と資本準備金消却 (株式消却特例法第3条ノ2) に限定され，商法と同様，買い受けた株式は遅延なく株式執行の手続きをとる必要があった[5,6]．

企業に目的を定めない自社株買いを認めたのは，2001年10月に施行された商法第210条である．商法第210条に基づく自社株買いでは，目的に関する制限が撤廃され，買い戻した株式を金庫株として保有することが認められた．自社株買いの実施に関する手続きは，商法第212条ノ2，210条ノ2と同様である．

2002年3月，株式消却特例法の廃止を受けて，企業が自社株買いを行うには，商法第210条に基づかなければならなくなった．商法第210条では，企業は目的を定めない，より自由度の高い自社株買いを実施することが可能である．しかしながら，自社株買いを行うには，定時株主総会において取得枠を設定しなければならない．商法第210条に基づく自社株買いでは，株式消却特例法のように，取締役の判断で機動的に実施することはできないのである．

2003年9月に施行された商法第211条ノ3は，株式消却特例法と同様，定款の規

[4]さらに，取締役・使用人への譲渡のための (ストック・オプションを目的とした) 自己株式の取得では，発行済み株式総数の10分の1までに制限されていた．

[5]ただし，商法第210条ノ2に基づき，ストック・オプションを目的として買い戻された株式は，最長で10年間保有することが認められる．

[6]また，商法に基づく自社株買いでは，自己株式の取得財源は配当可能利益の範囲内であるが，株式消却特例法に基づく利益消却では，中間配当可能額の1/2の範囲内に限定されている．

定に基づき，取締役会の決議による自社株買いの実施を認めるものである．商法第211条ノ3では，中間配当可能額の範囲内で自社株買いを実施することができる．この法律の施行により，企業は機動的に買い戻した自己株式を金庫株として保有することが出来るようになった．

このように，わが国企業の自社株買いに関する法制度は，規制緩和に伴う数回の商法の改正を経て整備されてきた．そして，2006年5月には会社法が施行され，自社株買いは会社法に基づいて実施されることになる[7]．

第2章　配当と自社株買いの関係

2. 1. はじめに

第1章で述べたとおり，自社株買いは，わが国企業のペイアウト手段として定着したようである．この結果，わが国企業は，配当と自社株買いという二つのペイアウト手段を利用することが可能になった．本章では，自社株買いが盛んに行われるようになって以降の，わが国企業における配当と自社株買いの関係を調べることにより，企業が自社株買いを配当に代替しているのかどうかを検証する．

自社株買いの現金配当代替仮説によれば，配当と自社株買いは代替的なペイアウト手段であるため，企業は配当ではなく自社株買いによって利益を配分する．配当と自社株買いの関係については，理論的，実証的側面からさまざまな考察が行われている．しかしながら，これら先行研究の結果は，配当と自社株買いの関係に対して，一貫した結論を主張するものではない．

米国企業において，配当と自社株買いの関係を調べることにより，現金配当代替仮説を検証したのは，Grullon and Michaely[2002] である．彼らは，将来の配当支払いを予測するLintner[1956] のモデルを用いて配当と自社株買いの関係を調べた結果，両者の間に代替的な関係が存在することを発見した．つまり，米国企業の自社株買いの増加は，現金配当代替仮説により説明されるのである．

本章では，Grullon and Michaely[2002] に従い，Lintner[1956] のモデルを用いて両者の関係を検証した結果，わが国における自社株買いは，配当を減少させたことに

[7]会社法においても，これまでと同様，商法第210条と商法第211条ノ3に相当する自社株買いは引き継がれる．会社法第156条 (株主総会の授権) に基づく自社株買いと，会社法第165条第2項及び，第459条第1項第1号 (定款の授権) に基づく自社株買いである．

よって生じた資金を用いて配分されているわけではないことが明らかになった．この結果は，両者は独立したペイアウト手段であり，わが国において，現金配当代替仮説は支持されないことを示す結果である．

第2章の構成は以下のとおりである．第2節では，配当と自社株買いの関係についてのインプリケーションを有する先行研究を概観する．第3節では，本章で用いたサンプルについて説明する．第4節では，分析結果を報告する．第5節は，本章のまとめである．

2. 2. 先行研究

MMの配当無関連命題が成立する状況において，自社株買いは配当支払いと同様，株価に影響することはない[8]．つまり，企業のペイアウト手段の選択は，株主価値に影響しない．MM命題の下では，配当と自社株買いは完全に代替的なペイアウト手段となるのである．

この節では，MM命題以降の理論的，実証的研究のレビューを通じ，両者の間に導かれる関係をまとめる．

2. 2. 1. シグナリング・モデル

シグナリング・モデルにおいて，企業が配当を支払うのは，情報優位にある経営者が，マーケットに対して将来の収益性に関する情報を伝達するためである．シグナリング・モデルでは，マーケットに，質(収益性)の高い企業と質(収益性)の低い企業が混在する．経営者は自社の質を認識しているが，マーケットは両者を区別できない．

このような状況では，マーケットは質の高い企業と質の低い企業を平均的に評価してしまうので，質の高い企業は過小評価に直面することになる．質の高い企業の経営者は，自身の質が高いことをマーケットに伝えるため，質の低い企業が模倣できないシグナルを送ろうとする．Bhattacharya[1979]やMiller and Rock[1985]では，質の高い企業が多額の配当を支払うというシグナリング・モデルを展開している．

Bhattacharya[1979]のモデルでは，質の低い企業が高配当をアナウンスすれば，配当支払いのために資金調達コストを負担しなければならなくなる．Miller and Rock[1985]のモデルでは，質の低い企業が高配当をアナウンスすれば，配当支払

[8]例えば，砂川[2002]を参照．

いのために投資機会をあきらめなければならなくなる．質を偽った配当政策はコストを伴うため，質の低い企業は質の高い企業の配当政策を模倣出来ないのである．

彼らのシグナリング・モデルでは，MM 命題と同様，企業が配当ではなく自社株買いを用いた場合も同様の結論が得られる．つまり，これらのシグナリング・モデルでは，配当と自社株買いは完全に代替的なペイアウト手段となるのである．

しかしながら，Allen, Bernard, and Welch[2000] のシグナリング・モデルでは，両者は代替的なペイアウト手段ではなくなる．配当を選択する企業は，顧客効果によって配当課税の低い機関投資家を株主とすることになる．機関投資家は優れた情報収集能力を活用し，投資先企業の質を明らかにすることが出来る．したがって，彼らのモデルでは，質の高い企業だけが配当を利用することになる．

2．2．2．エージェンシー・モデル

エージェンシー・モデルによれば，企業が配当を支払うのは，配当支払いにより，エージェンシー・コストを削減することが出来るからである．エージェンシー・コストとは，企業を取り巻く利害関係集団の利害対立から生じる不利益のことである．Easterbrook[1984] や Jensen[1986] は，株主と経営者との間に生じるエージェンシー・コストを削減するという配当の役割を分析している．

Easterbrook[1984] によると，配当によって企業内の資金を取り除くことにより，企業がマーケットから資金を調達する頻度は増加する．この結果，企業は潜在的な株主 (資金提供者) からモニタリングを受けることになり，経営者は発行する証券に対してより高い評価を得るため，規律的に行動することになる．

Jensen[1986] は，経営者による過大投資の源泉であるフリー・キャッシュフローに注目する．Jensen[1986] によると，フリー・キャッシュフローとは，企業価値を増加させる (正の NPV を持つ) 投資を行った後に残る余剰資金である．配当によって，経営者からフリー・キャッシュフローを取り除くことにより，経営者の過大投資を防ぐことが可能になる．

彼らのエージェンシー・モデルは，配当支払いのフリー・キャッシュフロー仮説と呼ばれる．この仮説によると，配当と自社株買いは区別されず，両者は代替的なペイアウト手段であるという結論が導かれる．

しかしながら，Jagannathan, Stephens, and Weisbach[2000] によると，フリー・キャッシュフロー仮説においても，両者は完全に代替的なペイアウト手段にはならない．Jagannathan, Stephens, and Weisbach[2000] によると，配当と自社株買いの

違いは，その硬直性にある．企業は減配を回避する傾向を持つため，配当を利用する企業は，次期以降も継続してその水準を維持しなければならない．つまり，配当は，将来にわたり継続的にフリー・キャッシュフローをペイアウトし続けるという強いコミットメントになるのである．一方，自社株買いには配当のような硬直性は見られず，継続的なフリー・キャッシュフローのペイアウトを意味しない．

2．2．3．実証研究

Jagannathan, Stephens, and Weisbach[2000] に従えば，企業は状況に応じて配当と自社株買いを使い分けている可能性がある．増配は自社株買いに比べ，将来の利益配分についてのより強いコミットメントになるため，増配の決定は継続的なキャッシュフローの増加に基づいて行われそうである．一方，自社株買いにはそのような硬直性がないため，一時的なキャッシュフローの配分手段として用いられる．

彼らは，継続的なキャッシュフローの指標として営業利益，一時的なキャッシュフローの指標として営業外利益を用いて，多項ロジット・モデルによる分析を行っている．分析結果は，彼らの予想と整合しており，営業外利益が高く営業利益の変動性が高い企業は，自社株買いを選択する傾向にあることを示している．

DeAngelo, DeAngelo, and Skinner[2000] は，特別配当と自社株買いの関係を分析している．米国市場においては，1950 年頃まで頻繁に行われていた特別配当の頻度が，1995 年にかけて大きく低下した．企業は，自社株買いを特別配当に代替した可能性がある．

特別配当の頻度が低下した時期と自社株買いの頻度が増加した時期，配当とキャピタル・ゲインに対する税制の変化，自社株買いの頻度を予測するモデルに基づく分析を行った結果，彼らは，特別配当と自社株買いは代替的な関係にないことを示している．彼らはまた，Lintner[1956] のモデルを用いて求められる配当予測誤差と特別配当との関係を分析し，特別配当の減少分は，(通常の) 配当によって支払われるようになったことを発見している．

Grullon and Michaely[2002] は，Lintner[1956] のモデルを用いて，配当と自社株買いがどのような関係にあるのかを検証している．彼らは，Lintner[1956] のモデルを用いて算出される配当予測誤差と，自社株買いの実施額との関係を分析した結果，両者にマイナスの相関関係が存在することを発見している．この結果は，配当支払いの減少分が自社株買いによって支払われた可能性を示している．

彼らは，企業のペイアウト手段の選択に影響すると考えられる企業の財務特性を調整してもなお，配当予測誤差と自社株買い実施額との間に，有意なマイナスの関

係が存在することを示し，配当と自社株買いは代替的なペイアウト手段であるため，企業は自社株買いを配当に代替しているという分析結果を報告している．

わが国において，配当と自社株買いを同時に分析した研究としては，上野・馬場[2005]がある．彼らはパネルデータを用いて，ペイアウト政策についての包括的な分析を行っている．ロジット・モデルに基づく分析の結果，わが国においても，配当を支払う企業は営業利益が高く，その変動性が小さいことが報告されている．

2．3．データ

図表 2.1　ペイアウトとペイアウト性向の変遷

年度	配当総額 (兆円)	自社株買い総額 (兆円)	総還元総額 (兆円)	当期純利益総額 (兆円)	自社株買い性向	配当性向	総還元性向
1990	2.31	-	2.31	7.53	-	0.31	0.31
1991	2.36	-	2.36	5.96	-	0.40	0.40
1992	2.29	-	2.29	3.65	-	0.63	0.63
1993	2.15	-	2.15	2.72	-	0.79	0.79
1994	2.12	-	2.12	3.16	-	0.67	0.67
1995	2.26	-	2.26	5.06	-	0.45	0.45
1996	2.41	-	2.41	5.80	-	0.42	0.42
1997	2.44	-	2.44	4.25	-	0.58	0.58
1998	2.31	-	2.31	1.69	-	1.37	1.37
1999	2.30	-	2.30	1.72	-	1.33	1.33
2000	2.59	-	2.59	5.96	-	0.43	0.43
2001	2.42	-	2.42	-0.41	-	-5.89	-5.89
2002	2.64	2.15	4.79	6.38	0.34	0.41	0.75
2003	3.06	1.83	4.89	10.16	0.18	0.30	0.48
2004	3.84	1.70	5.55	12.98	0.13	0.30	0.43
2005	4.67	2.03	6.64	17.09	0.12	0.27	0.39
平均	2.63	1.93	3.11	5.86	0.19	0.17	0.22

(注) 総還元総額とは，配当総額に自社株買い総額を加えた値であり，性向とは，当期利益総額に対する各々のペイアウト総額の割合である．

第2章では，配当と自社株買いの関係を調べるため，企業が2002年1月から2005年12月までに行った，自社株買い実施額のデータを用いて分析を行う[9]．分析の対象となるのは，金融業を除く，東京証券取引所1部，2部上場企業である[10]．

自社株買いの実施額に関するデータは，日経NEEDS-FinancialQUESTの企業ファイナンスデータベースから取得したものを用いる．なお，本研究では，普通株式を

[9]石川[2007]によると，わが国企業の自社株買い実施額は，2002年度以降急激に増加している．したがって，本研究では，自社株買いが企業の利益配分手段として定着したのは2002年度以降であると判断し，このサンプル期間を用いて分析を行う．

[10]本章では，1990年から2001年までの12年間に継続して配当を支払い続け，2002年から2005年までの間に自社株買いを行った企業のデータを用いて分析を行う．このような制約によって，サンプル数が少なくなる可能性を考慮し，東証1部に加え，東証2部上場企業も分析の対象とする．また，金融業を含めた場合も，同様の結果が得られた．

対象とし，流通市場を通じて行われた自社株買いをサンプルとする[11]．公開買付による自社株買い (自社株公開買付) は，利益配分手段としてよりも，敵対的買収に対する回避策といった固有の役割を有しており，利益配分手段としての配当と代替しないことが明らかであるため，分析から除かれる．

分析に必要となるその他のデータは，日経 NEEDS-FinancialQUEST の企業財務データベースから取得した．財務数値については，連結本決算の値を利用し，これが利用できない企業については，単独本決算の値を用いる．

図表 2.1 は，1990 年 1 月から 2005 年 12 月までの間に，わが国企業が支払った配当総額，自社株買い総額，両者の合計として定義される総還元総額と，各々のペイアウト性向の動向である．ペイアウト性向とは，当期純利益に対するペイアウトの割合であり，ペイアウトの水準を評価する代表的な指標の一つである[12]．

企業が支払った配当総額に注目すると，自社株買いが頻繁に活用されるようになった 2002 年までの期間は，利益の水準に関わらず，ほぼ一定の水準を維持しており，安定配当政策と呼ばれるわが国企業の配当政策の特徴を表している．特に，1998 年と 1999 年には，当期純利益の水準を上回る配当を支払っており，2001 年には，当期純利益がマイナスであるにもかかわらず，前年度と同程度の配当を支払っている．2002 年以降は，当期純利益の増加と共に，配当総額も増加している．この事実は，わが国企業の配当政策が変化しつつあることを示すものである．

配当と自社株買いの関係という観点から興味深いのは，企業は自社株買いの実施に加え，配当総額も増加させていることである．Grullon and Michaely[2002] によると，自社株買いが増加して以降，配当性向は低下し，自社株買い性向の上昇によって，総還元性向は一定の水準を維持している．わが国においては，自社株買い性向が配当性向を上回るという現象は見られない．

2．4．配当と自社株買いの関係

この節では，Grullon and Michaely[2002] に従い，Lintner[1956] のモデルを用いて算出される配当予測誤差と，自社株買い実施額との関係を調べることにより，わが国企業における配当と自社株買いの関係について考察する．

---

[11]ここでは，公開買付による自社株買いと区別するため，流通市場を通じた自社株買いという用語を用いている．したがって，サンプルには，前日の終値に基づく ToSTNeT(Tokyo Stock Exchange Trading NeTwork System)-2 による立会外での取引も含まれる．

[12]本章では，各年度の集計期間を 1 月から 12 月としている．したがって，例えば，企業が 1990 年度に支払った配当総額は，1991 年 1 月から 12 月に計上された決算の値を集計したものである．

2. 4. 1. 配当予測誤差

Lintner[1956] は，企業の配当支払いについて調査を行い，企業の配当政策の特徴を捉えるモデルとして，Lintner モデルを提案している．Lintner モデルは，

$$DIV_{i,t} - DIV_{i,t-1} = a_i + b_i EARN_{i,t} + c_i DIV_{i,t-1} + u_{i,t} \tag{1}$$

と表される．ここで，$DIV_{i,t}$ は，企業 i の t 期の普通株式に対する配当総額 (中間配当+期末配当) であり，$EARN_{i,t}$ は，税引き後利益である．

(1) 式から分かるように，Lintner モデルは，配当の変化額を利益と前期の配当によって説明するモデルである．Lintner モデルが，わが国企業の配当政策をある程度正確に予測することが可能で，かつ企業の配当政策に過去の動向に比べた大きな変更がない場合，企業の将来の配当変化額は，Lintner モデルから算出される予測値と大きく異ならないはずである．

したがって，自社株買いが盛んに行われるようになって以降，配当予測誤差が有意に変化していれば，配当と自社株買いは何らかの関係を持っている可能性がある．この可能性を調べるため，配当予測誤差と自社株買いへの支出額との関係を調べる．

配当予測誤差を $ERROR_{i,t}$ とすると，

$$ERROR_{i,t} = \frac{\Delta DIV_{i,t} - (a_i + b_i EARN_{i,t} + c_i DIV_{i,t-1})}{ASSET_{i,t}} \tag{2}$$

である．ここで，$ASSET_{i,t}$ は，企業 i の $t-1$ 期と t 期の総資産簿価の平均値であり，$\Delta DIV_{i,t}$ は $t-1$ 期から t 期への実際の配当の変化額である．分子第 2 項は，Lintner モデルから期待される，企業 i の $t-1$ 期から t 期への配当変化額の予測値である．

本研究では，1990 年から 2001 年までの 12 年間に，継続して配当を支払った企業のデータを用いて配当変化額の予測値を求め，2002 年から 2005 年までの $ERROR_{i,t}$ を算出する ($t = 2002, \ldots, 2005$ である)[13]．例えば，企業 i の 2003 年の配当予測誤差，$ERROR_{i,2003}$ を算出する場合を考えよう．まず，企業 i の 2001 年までの 12 年間のデータを用いて (1) 式を回帰することにより，(1) 式の推定係数，$\hat{a}, \hat{b}, \hat{c}$ を求める．

次に，得られた係数と企業 i の 2003 年の税引き後利益である $EARN_{i,2003}$，2002 年の配当総額である $DIV_{i,2002}$ を (1) 式に代入することによって，2003 年の配当変化額の予測値 ((2) 式の分子第 2 項) が求められる．$ERROR_{i,2003}$ は，2003 年の実際の配

[13]Lintner モデルの係数をより正確に推定するため，Grullon and Michaely[2002] に従い，過去 12 年間に配当を支払い続けた企業のデータを用いて Lintner モデルを推定する．

当の変化額 $\Delta DIV_{i,2003}$ から，求められた配当変化額の予測値を引き，$ASSET_{i,2003}$ で基準化することによって算出される．

ここで，自社株買いへの支出額を $R/A_{i,t}(t = 2002, \ldots, 2005)$ とする．$R/A_{i,t}$ は，企業 i の t 期の自社株買い総額を $ASSET_{i,t}$ で基準化した値である．

$R/A_{i,t}$ と $ERROR_{i,t}$ との間にマイナスの関係があれば，配当と自社株買いの間には，代替的な関係が存在している可能性がある．企業は，従来であれば配当により支払っていた資金を用いて，自社株買いを行ったと推測できるからである．

図表 2.2 Lintnerモデルの推定結果

a	b	c	$\overline{R^2}$
1225.392	0.030	−0.591	0.376

(注) 726社に対して，1社毎に，12年間のデータを用いて得られたLintnerモデルの推定係数と自由度調整済み決定係数の平均値である．

図表 2.2 は，Lintner モデル ((1) 式) を推定した結果である．1990 年から 2001 年までの 12 年間に，配当を支払い続けた企業は 786 社あり，この中から，1990 年から 2005 年までの間に決算期の変更によって，1 年間に 2 度の決算を計上する企業を除いた結果，サンプル数は 726 社，7986 の firm-year となった．Lintner モデルは，この 726 社について 1 社毎に推定される．図表 2.2 は，Lintner モデルの推定係数と自由度修正済み R^2 の 726 社を通じた平均値である．

Grullon and Michaely[2002] は、1973 年から 1983 年までの推定期間を用いた結果，自由度修正済み R^2 の平均値は，45.7% であることを報告している．図表 2.2 から分かるように，本研究で得られた R^2 は 37.6% であり，彼らの結果に比べると若干低下するものの，Lintner モデルの説明力の高さを示している．

2002 年から 2005 年までの間に，自社株買いを実施した firm-year について，(2) 式の $ERROR_{i,t}$ を算出し，$R/A_{i,t}$ との関係を調べた結果が，図表 2.3 である[14]．図表 2.3 の第 1 分位に注目すると，$ERROR$ の平均 (メジアン) は 0.049%(0.001%) と低い値を示している．これは，自社株買いを積極的に行わない企業については，配当予

[14]2002 年から 2005 年までの間に，企業が自社株買いを実施した firm-year の数は，配当を実施した ($ERROR_{i,t}$ が算出できる)firm-year よりも少なく，$ERROR_{i,t}$ に対応する $R/A_{i,t}$ の半数近くが 0 となってしまうため，このようなサンプルを用いて分析を行う．

測誤差が非常に小さくなることを意味しており，Lintner モデルの配当予測の精度の高さを示している．

図表 2.3　*ERROR* と *R/A* の関係

	サンプル全体	*R/A* に基づく3分位			
		1(低)	2	3(高)	3-1(差)
R/A					
平均	1.090%	0.183%	0.634%	2.453%	2.270%***
メジアン	0.613%	0.178%	0.613%	1.691%	1.514%***
N	863	288	287	288	
ERROR					
平均	0.152%	0.049%	0.141%	0.267%	0.219%*
メジアン	0.006%	0.001%	0.000%	0.019%	0.018%*
N	863	288	287	288	

(注) ***, *, はそれぞれ，平均(メジアン)について t(順位和)検定を行った結果，両側検定，有意水準1%, 10%で有意であることを示す．

$ERROR$ と R/A の関係に注目すると，$ERROR$ の平均値は R/A が高くなるにつれて (第3分位にいくほど) 単調に増加しており，第3分位と第1分位の差は 10% 水準で有意である．メジアンについては，平均値ほど単調な線形関係は示していないものの，やはり，第3分位と第1分位の差は 10% 水準で有意である．この結果は，配当と自社株買いの間にプラスの関係が存在することを示しており，わが国においては米国市場と異なり，配当と自社株買いは，一方を増加させれば他方も増加させるという関係にある可能性を示唆するものである[15]．

2. 4. 2. ペイアウトと企業特性

Jagannathan, Stephens, and Weisbach[2000] によると，ペイアウト手段の選択は企業の財務特性により影響される可能性がある．営業利益の水準が高く，安定している企業は増配を選択し，そうでない企業が自社株買いを選択する．上野・馬場 [2005] によると，わが国企業においても同様の現象が見られる．しがって以下では，ペイアウト手段の選択に影響すると考えられる企業の財務特性を調整した場合の両者の関係について考察する．

[15] $ERROR_{i,t}$ を被説明変数，$R/A_{i,t}$ を説明変数とする単回帰分析の結果，R/A の係数は，5% 水準で有意にプラスであった．

本研究では，Grullon and Michaely[2002] に従い，以下のモデルを推定する．

$$Error_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R/A_{i,t} + \beta_2 log(MV)_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 \sigma(ROA)_{i,t} + \beta_5 NOPER_{i,t} + \beta_6 DEBT_{i,t} + u_{i,t} \quad (3)$$

ここで，$log(MV)_{i,t}$ は株式時価総額の対数，$ROA_{i,t}$，$NOPER_{i,t}$，$DEBT_{i,t}$ はそれぞれ，営業利益，営業外利益，長短負債合計を $ASSET_{i,t}$ で基準化したものである．また，$\sigma(ROA)_{i,t}$ は，3年間 $(t-1, t, t+1)$ の $ROA_{i,t}$ から計算される標準偏差である[16]．

図表 2.4 推定結果

Dependent Variable:*ERROR*	
R/A	-0.013
*t*値	(-0.40)
log(*MV*)	0.029($\times 10^{-2}$)
*t*値	(1.79)*
ROA	0.046
*t*値	(2.34)**
σ(*ROA*)	-0.023
*t*値	(-0.98)
NOPER	0.006
*t*値	(1.97)**
DEBT	-0.008
*t*値	(-2.27)**
Intecept	-0.010
*t*値	(-2.58)***

(注) ***, **, *は，それぞれWhiteの方法で標準誤差を調整した結果，有意水準1%, 5%, 10%で有意であることを示す．

図表2.4は，回帰分析の結果である．Jagannathan, Stephens, and Weisbach[2000] の分析結果によると，増配を選択する企業はそうでない企業に比べて，企業規模が大きく ROA が高い．本研究の結果によると，企業規模が大きく ROA が高い企業は，モデルによって予測される以上に多くの配当を支払っており，Jagannathan, Stephens, and Weisbach[2000] の結果と整合する．

[16]Grullon and Michaely[2002] は，$ERROR_{i,t}$ と $R/A_{i,t}$ を $t-1$ 期の時価総額で基準化し，その他の変数については総資産簿価で基準化している．しかしながら，不均一分散の影響を削減するための基準化としては，両辺を同一の変数でデフレートする必要性があると考えられるため，本研究では，$ERROR_{i,t}$ と $R/A_{i,t}$ の分母として $ASSET_{i,t}$ を選択した．

また，彼らの結果によると，配当を選択する企業はROAの標準偏差が小さく，営業外利益の水準も低い．図表2.4によると，$\sigma(ROA)$の係数はマイナスであるが，有意な結果は得られなかった．そして，$NOPER$の係数はプラスで有意である．この結果は，わが国企業については，営業外利益の増加も配当の増加につながることを意味している．

負債を多く利用する企業は，負債の利子支払いにより，企業内にフリー・キャッシュフローが蓄積しにくい企業である．したがって，フリー・キャッシュフロー仮説に従えば，負債を多く利用する企業は，多額のペイアウトをする必要はないと考えられる．分析の結果は，負債を多く利用する企業の配当支払いは，モデルによって予測される値よりも小さくなることを意味しており，フリー・キャッシュフロー仮説と整合する．

本研究において重要な結果は，2.4.1節で得られた配当と自社株買いのプラスの有意な関係が，企業の財務特性を調整することによって消滅したことである．R/Aの係数は，極めて0に近い値を示している．この結果は，企業にとって配当と自社株買いは全く独立したペイアウト手段であり，自社株買いの増加は，配当を減らしたことによって生じた資金を用いて行われているわけではないことを示している．この結果は，わが国において，自社株買いの現金配当代替仮説は成立しないことを示している．

2．5．第2章のまとめ

本章では，企業が配当と自社株買いという二つのペイアウト手段を，どのように利用しているのかを調べることによって，自社株買いの現金配当代替仮説を検証した．Lintnerモデルは，わが国においても，将来の配当支払いをある程度正確に予測することが出来るモデルである．この結果に基づき，配当予測誤差である$ERROR$と自社株買いへの支出額であるR/Aとの関係を分析した結果，両者の間には，R/Aが大きくなれば$ERROR$も増加するというプラスの関係が存在することを発見した．

Grullon and Michaely[2002]では，自社株買いへの支出額が多くなるにつれて，$ERROR$は減少するため，両者は代替の関係にある可能性を示している．そして，ペイアウト手段の選択に影響すると考えられる企業の財務特性を調整してもなお，両者はマイナスの関係にあるため，企業は配当と自社株買いを代替的なペイアウト手段として利用しいることを報告している．米国企業においては，配当と自社株買いは代替的なペイアウト手段であり，自社株買いの増加は現金配当代替仮説により説明されるのである．

本章においては，企業の財務特性を調整した結果，$ERROR$ と R/A のプラスの関係は消滅した．この結果は，わが国企業において，配当と自社株買いは独立したペイアウト手段であることを示している．わが国企業において，自社株買いの現金配当代替仮説は成立しないことが明らかになった．

第3章　自社株買いと株価の長期パフォーマンス

3. 1. はじめに

第3章では，金庫株解禁以降に行われた自社株買いのアナウンスメントを対象とし，長期パフォーマンスの検証において推奨される分析方法を用いて，サンプル企業の長期の株価パフォーマンスを検証する．わが国において，自社株買いのアナウンスと長期の株価パフォーマンスに焦点を当てた研究は存在しない．したがって，わが国市場において，自社株買いをアナウンスする企業の長期の株価パフォーマンスの動向を明らかにすることは，学術的にも実務的にも興味深いと考えられる．

米国市場を対象とした代表的な研究としては，Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen[1995] が挙げられる．彼らは，1980 年から 1990 年までの間に，流通市場を通じた自社株買いの計画 (open market share repurchases program) をアナウンスした企業の株価パフォーマンスを検証し，サンプル企業に，長期間にわたりプラスの有意な超過リターンが生じていることを発見している．彼らはまた，長期的に有意な超過リターンは，過小評価される傾向にある B/M(純資産簿価/時価比率) が高いサブサンプルにおいて生じていることを示し，企業が自社株買いを利用する動機が，マーケットによる自社株式の過小評価にあることを明らかにしている．過小評価された自社株式は有益な投資対象になるというのである．

本章の目的は二つある．一つは，わが国市場においても，自社株買いをアナウンスした企業に，長期的に有意な超過リターンが生じているのかどうかを明らかにすることである．もう一つは，得られた長期パフォーマンスの結果に基づいて，企業が自社株買いを利用する動機が，自社株式の過小評価にあるのかどうかを検証することである．

Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen[1995] と同様のブートストラップに基づく分析を行った結果，わが国市場においては，自社株買いをアナウンスした企業に，長期的に有意なマイナスの超過リターンが生じているという結果が得られた．次に，

サンプルをB/Mで分割したサブサンプルについて分析した結果，わが国においては，企業は自社株式の過小評価のために自社株買いをアナウンスするわけではないことが明らかになった．加えて，本研究ではマイナスの有意な超過リターンが，小規模企業によるアナウンスメントにおいてのみ生じていることを発見した．

第3章の構成は以下のとおりである．第2節では，本章で用いるデータについて説明する．第3節では，長期パフォーマンスの検定方法を示す．第4節，第5節では，自社株買いの動機が自社株式の過小評価にあるのかどうかを検証し，長期パフォーマンスの源泉を明らかにする．第6節は，本章のまとめである．

3．2．データ

第3章では，東京証券取引所(1部，2部，マザーズ)上場企業を対象として分析を行う[17]．ただし，金融業については，その企業特性の持つ意味が他の業種に比べて大きく異なるため，分析から除かれる．

本章では，金庫株解禁以降の長期の株価パフォーマンスを検証する．したがって，2001年10月以降に行われたアナウンスメントが分析の対象となる．わが国においては，このサンプル期間中，異なった2つの制度に基づく自社株買いが存在した．2001年10月に施行された商法第210条と，1997年6月に施行され，2002年3月まで適用された株式消却特例法である．

商法第210条に基づいて自社株買いを実施する企業は，自社株式の取得枠の設定に関する取締役会の決議が株主総会によって承認された後，設定された条件に基づいて自社株買いを実施することが可能となる．一方，株式消却特例法に基づいて自社株買いを実施する企業は，株主総会での定款変更の承認により，取締役会の決議のみで自社株買いを実施することが出来るようになる．本研究では，商法第210条の場合，取得枠の設定に関する取締役会の決議が初めて公になった日，また株式消却特例法の場合，定款変更後に行われる取得枠の設定に関する取締役会の決議が初めて公になった日をアナウンスメント日とする[18]．

---

[17]東京証券取引所1部上場企業のみを対象とした場合，有意性は若干低下するものの，本章と同様の結果が得られた．

[18]畠田 [2005] は，商法第210条に基づく自社株買いをイベントとし，取得枠を設定する取締役会決議日の前後で，サンプル企業に，有意なプラスの超過リターンが生じていることを示している．また，広瀬・柳川・齊藤 [2005] では，商法第212条と，株式消却特例法に基づく自社株買いに対する株価の反応を検証している．彼らは，有意な超過リターンは取締役会決議日前後で生じており，取締役会での決議の承認を行う株主総会決議日や，定款変更の決議を行う株主総会決議日の前後において，有意な超過リターンは生じていないことを示している．

図表 3.1 アナウンスメントの時系列と業種別の頻度

パネルA

年/月	回数
2001/10	30
2001/11	46
2001/12	47
2002/01	49
2002/02	67
2002/03	30
2002/04	66
2002/05	514
2002/06	12
2002/07	16
合計	877

パネルB

業種	回数	業種	回数
水産・農林業	6	電気機器	96
鉱業	1	輸送用機器	36
建設業	53	精密機器	13
食料品	59	その他製品	36
繊維製品	31	電気・ガス業	9
パルプ・紙	5	陸運業	18
化学	81	海運業	5
医薬品	24	空運業	2
石油・石炭製品	4	倉庫・輸送関連業	11
ゴム製品	4	情報・通信業	5
ガラス・土石製品	14	卸売業	82
鉄鋼	20	小売業	76
非鉄金属	10	その他金融業	1
金属製品	26	不動産業	1
機械	74	サービス業	74
		合計	877

パネルC

業種	業種別比率	業種	業種別比率
水産・農林業	0.67	電気機器	0.48
鉱業	0.13	輸送用機器	0.43
建設業	0.36	精密機器	0.42
食料品	0.56	その他製品	0.60
繊維製品	0.47	電気・ガス業	0.47
パルプ・紙	0.27	陸運業	0.41
科学	0.55	海軍業	0.33
医薬品	0.60	空運業	0.33
石油・石炭製品	0.36	倉庫・輸送関連業	0.41
ゴム製品	0.24	情報・通信業	0.67
ガラス・土石製品	0.39	卸売業	0.53
鉄鋼	0.41	小売業	0.53
非鉄金属	0.30	その金融業	0.50
金属製品	0.50	不動産業	0.20
機械	0.44	サービス業	0.46

(注) パネルCは, 2001年10月から2002年7月までに, 各々の業種に存在する企業数の平均値で基準化した値.

本研究では，長期パフォーマンスの測定期間を，12ヶ月，24ヶ月，36ヶ月としている．この結果，分析に用いられるのは，2001年10月以降，2002年7月までに行われたアナウンスメントとなった．これらは，普通株式を対象として行われた，流通市場を通じた自社株買いのアナウンスメントである．

この期間中に行われたアナウンスメント1124回から，企業が2回目以降に行ったアナウンスメント，リターンが利用できない企業によるアナウンスメントをサンプルから除いた結果，分析の対象となるアナウンスメントは877回となった．

図表3.1は，877回のアナウンスメントを時系列と東証33業種分類に基づく業種別に分類したものである．ただし，この期間中にアナウンスメントが行われていない業種については図表から除いている．図表3.1のパネルAから，イベントは2002年5月に極端に集中していることが分かる[19]．

パネルCは，業種ごとのアナウンスメントの回数を，2001年10月から2002年7月までに，各々の業種に存在する企業数の平均値で基準化した値を示している．Lyon, Barber, and Tsai[1999]によると，ブートストラップに基づく分析では，アナウンスメントが極端に少数の業種に集中している場合，信頼できる結果が得られないという可能性が残るが，パネルCからはそのような傾向は見られない．

本研究では，規模(時価総額)とB/M(純資産簿価/時価比率)に基づいたポートフォリオを構築するため，これらのデータが必要になる．これらのデータは，日経NEEDS-FinancialQUESTの企業財務データベースから取得したデータをもとに算出された値である．また，超過リターンを計算するための月次リターンについては，2001年11月から2005年7月までのデータを利用する．これらは，野村総合研究所のAURORAデータベースが提供する修正株価を用いて算出された値である．

3．3．長期の株価パフォーマンス

3．3．1．超過リターン

本章では，累積超過リターン，CAR(cumulative abnormal return)とバイ・アンド・ホールド超過リターン，$BHAR$(buy-and-hold abnormal return)を長期パフォーマンスの指標とする．これらはアナウンスメントが行われた月の翌月から測定される．

Barber and Lyon[1997]によると，CARが有意であるということは，測定期間にわたる月次の平均超過リターンが有意であることを意味する．したがって，CARを

[19]このようなサンプルを除いた場合も，図表3.3，3.4と同様の分析結果が得られた．

超過リターンの指標とした分析は，1年，2年，3年という年次で測定される超過リターンが有意かどうかの検証とは異なる．このような年次の超過リターンを検証するには，$BHAR$を用いなければならない．しかしながら，CARはサンプル企業のアナウンスメント以降の超過リターンの動向を示すには有用である．加えて，山崎[2005]では，ブートストラップを採用した場合，$CAR, BHAR$共に，信頼できる検定結果が得られることが示されているため，本研究ではCARも長期パフォーマンスの指標の一つとする．

アナウンスメントが行われた月の翌月を$t=1$，サンプル企業iのτケ月にわたるCARを$CAR_{i\tau}$とすると，

$$CAR_{i\tau} = \sum_{t=1}^{\tau} AR_{it} \tag{4}$$

である．ここで，$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it})$であり，$R_{it}$はサンプル企業$i$の$t$月のリターン，$E(R_{it})$はサンプル企業$i$の$t$月の期待リターンである．

サンプル企業数をnとすると，サンプル平均は

$$\overline{CAR} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} CAR_{i\tau} \tag{5}$$

であり，これが長期パフォーマンスの指標となる．

もう一つの指標は，$BHAR$である．$BHAR$は，サンプル企業の測定期間にわたる複利リターンから，その期待リターンから計算される複利リターンを引くことによって求められる．つまり，アナウンスメントが行われた月の翌月を$t=1$，サンプル企業iのτケ月にわたる$BHAR$を$BHAR_{i\tau}$とすると，$BHAR_{i\tau}$は，

$$BHAR_{i\tau} = \prod_{t=1}^{\tau}(1+R_{it}) - \prod_{t=1}^{\tau}(1+E(R_{it})) \tag{6}$$

である．

CARと同様，サンプル平均を$\overline{BHAR}$とすると，

$$\overline{BHAR} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} BHAR_{i\tau} \tag{7}$$

であり，これが長期パフォーマンスの指標となる．この式から分かるように，$BHAR$とは，自社株買いのアナウンスメントを行う全ての企業に$t=1$の時点で投資し，τケ月後に売却した場合に，期待リターンに比べて投資家が得ることが出来るリターンを示している．また，本章では長期パフォーマンスの測定期間を1年，2年，3年としているため，τはそれぞれ12，24，36となる．

3. 3. 2. 期待リターン

CARや$BHAR$を算出する際，ベンチマークとして，サンプル企業の期待リターン($E(R_{it})$)が必要になる．Fama and French[1993]が3ファクター・モデルを提案して以降，期待リターンを規模とB/Mという企業特性で捕らえるという方法が一般的である．加えて，本研究では超過リターンの有意性の検定に，ブートストラップに基づく方法を採用するため，期待リターンとして，規模とB/Mによって分割される25分位ポートフォリオの単純平均リターンを用いる．

規模・B/M25分位ポートフォリオを構築するため，毎年8月末の時点で，東証1部上場銘柄を規模に基づいて5つの分位に分割する．次に，この東証1部上場銘柄による分位点を基準に，東証2部，及びマザーズ上場銘柄を5つの分位に振り分ける[20]．このような作業により，規模について5つのポートフォリオが作成される．

このように作成された規模に基づく5つのポートフォリオについて，今度は毎年8月末の時点で，東証1部上場銘柄をB/Mに基づいて5分位に分割し，そのB/Mに基づく分位点を基準に，東証2部，及びマザーズ上場銘柄を振り分ける．こうして作成されるポートフォリオは，規模について5つあり，その各々のポートフォリオがさらにB/Mに基づいて5つに分割されるため，25個となる．本研究では，毎年8月末に規模・B/M25分位ポートフォリオを構築し，その年の9月から翌年の8月まで使用する．したがって，規模・B/M25分位ポートフォリオは翌年の8月末に再構築されることになる[21,22]．

超過リターンの測定期間中に，上場廃止などの理由で，サンプル企業のリターンが利用できなくなるというケースが考えられる．例えば，36ヶ月の超過リターンを測定する場合に，サンプル企業のリターンが32ヶ月目以降，得られなくなるという状況である．本研究では，Lyon, Barber, and Tsai[1999]及び，山崎[2005]に従い，このような場合，32ヶ月から36ヶ月目までのリターンを，その企業が属していた25分位ポートフォリオのリターンで代用する[23]．

3. 3. 3. ブートストラップに基づく検定

[20]東証1部上場企業から計算される分位点に基づいてポートフォリオを構築することにより，最も規模の小さいポートフォリオに1部上場企業が含まれないという可能性を排除することが出来る．

[21]前年度の決算情報が，データベース上で利用可能となるのは7月から8月であるため，本研究では岡田・山崎[2005]に従い，毎年8月末にポートフォリオを構築する．

[22]25分位ポートフォリオを毎年再構築することにより，サンプル企業のアナウンスメント以降の企業特性の変化を考慮した超過リターンを得ることが出来る．

[23]したがって，36ヶ月の超過リターンは，この期間についての超過リターンを0%として算出される．

Kothari and Warner[1997] や Barber and Lyon[1997] は，シミュレーション分析を用いて，長期パフォーマンスの検定方法についての分析を行っている．彼らの結果によると，長期の超過リターン (CAR や $BHAR$) にはさまざまなバイアスが生じるため，短期のイベント・スタディで用いられる方法 (パラメトリックな t 検定) を長期パフォーマンスの検定に適用すると，検定の結果は信頼できないものとなる．つまり，何らイベントを行っていないサンプルから計算される検定統計量が，理論的な有意水準を超えて過剰に棄却されることになる．この意味で，長期パフォーマンスの統計的な検定には，特定化の誤り (misspecification) という問題が存在する．これは，この問題を無視して従来の方法で長期パフォーマンスの検定を行えば，本来有意ではないものを有意であるとして，帰無仮説を過剰に棄却することを意味する．

このような問題に対して，Kothari and Warner[1997] や Lyon, Barber, and Tsai[1999] は，Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen[1995] が用いたブートストラップを採用することを推奨している．そのシミュレーション分析において，Lyon, Barber, and Tsai[1999] は，ブートストラップに基づく検定が，特定化の誤りの問題を回避できる方法であることを示している．

わが国においては，山崎 [2005] が，Barber and Lyon[1997] や Lyon, Barber, and Tsai[1999] と同様の分析を行っている．山崎 [2005] によると，わが国においても長期パフォーマンスの検定には，特定化の誤りの問題が存在する．その結果，長期パフォーマンスの検定方法として，ブートストラップに基づく方法が，信頼性の高い検定方法となることが示されている．したがって，本研究では山崎 [2005] に従い，長期パフォーマンスの検定方法として，ブートストラップに基づく方法を採用する[24]．

この方法を採用するには，帰無仮説の下での経験的な分布 (empirical distribution) を作成する必要がある．この方法は以下のとおりである．

まず，サンプル企業 1 社に対して，$t = 1$ の時点で，このサンプル企業と同じ規模・B/M25 分位ポートフォリオに属す 1 社をランダムに取り出す．この作業をサンプル企業 877 社について行うことにより，実際にはアナウンスメントを行っていないが，$t = 1$ の時点で サンプル企業と同じ企業特性を持つ企業，877 社からなるポートフォリオが 1 つ作成される．これを擬似ポートフォリオ (pseudo-portfolio) とする．次に，この擬似ポートフォリオを構成する証券の超過リターンの平均値を計算し，これを擬似ポートフォリオの超過リターンとする．

[24]長期パフォーマンスの検定方法として，calendar-time portfolio と呼ばれるポートフォリオ・アプローチが存在する．しかしながら，わが国においては，この方法の特定化に関する検証が行われておらず，その信頼性は明らかではないため，ブートストラップに基づく方法を採用する．

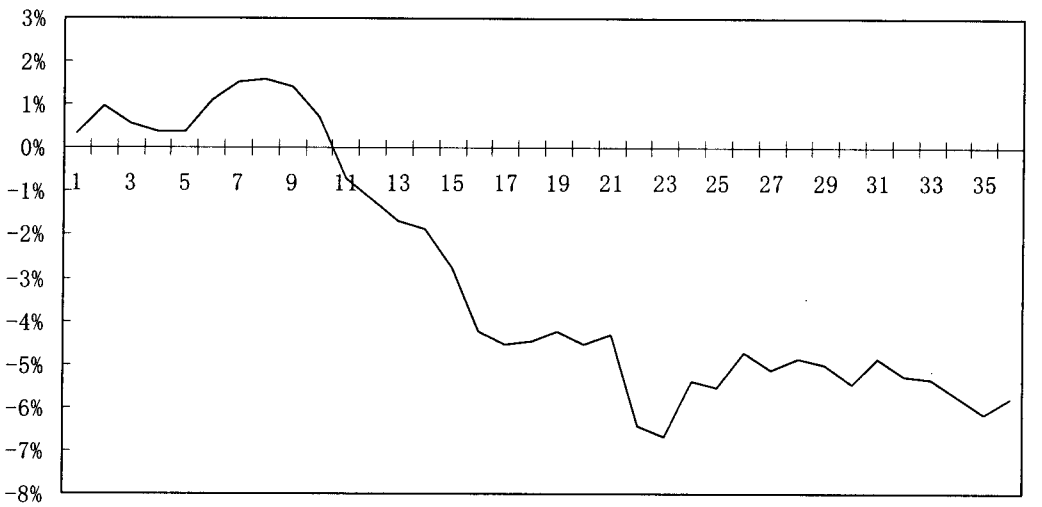
復元抽出により1000回この作業を繰り返すと，1000個の擬似ポートフォリオが作成され，擬似ポートフォリオの超過リターンも1000個求められる．これが，帰無仮説の下で，サンプル企業の超過リターンが従う経験的な分布となる．

帰無仮説の下での経験的な分布が作成されれば，あとはこの分布からp値(経験的なp値)を求めることにより，サンプル企業の超過リターンが有意であるかどうかを検定することが出来る[25]．1000個の擬似ポートフォリオの超過リターンを$\overline{CAR}^p, \overline{BHAR}^p (p = 1, \ldots, 1000)$と表すと，経験的な$p$値とは，サンプル企業の$\overline{CAR}, \overline{BHAR}$の符号がプラス(マイナス)である場合，1000個の$\overline{CAR}^p, \overline{BHAR}^p$の中で，それらが$\overline{CAR}, \overline{BHAR}$よりも大きな(小さな)値をとる割合である．

3. 4. 分析結果

3. 4. 1. *CAR*

図表 3.2　自社株買いをアナウンスした企業の*CAR*の動向



(注)　規模・B/M25分位ポートフォリオをベンチマークとしたCARのアナウンスメントの翌月以降36ヶ月までの動向

[25]ブートストラップによって求められる経験的なp値を用いる分析において，帰無仮説は，サンプル企業の超過リターンの平均値が1000個の擬似ポートフォリオの超過リターンの平均値に等しいというものである．

CARを計算し，サンプル企業のアナウンスメント以降の超過リターンの動向を調べた結果が図表3.2である．図表3.2の縦軸はパーセント表示の超過リターン，横軸はアナウンスメント以降経過した月数である．

図表3.2から分かるように，超過リターンは，5ヶ月から8ヶ月後にかけて大きくプラスに反応しており，7ヶ月後には1.61%に達する．しかしながら，その後低下し始め，10ヶ月後にはほとんど0(−0.69)%となり，23ヶ月後には−6.66%と最も低い超過リターンを記録している．図表3.2から，CARはアナウンスメントの翌月以降，10ヶ月から36ヶ月にかけて下降し続けることが明らかになった．

図表 3.3 CARの検定結果

	サンプル	平均	p値
12ヶ月	877	-1.20	0.070
24ヶ月	877	-5.38	0.001***
36ヶ月	877	-5.80	0.001***

(注) ブートスラップに基づく長期パフォーマンスの検定結果．***は，両側検定，有意水準1%で有意であることを意味する．

図表3.3は，ブートストラップによって計算される経験的なp値に基づく検定結果である．図表中の平均はパーセント表示であり，p値とは経験的なp値である．図表3.3から，アナウンスメント以降，24ヶ月，36ヶ月について測定したCARは，共に有意にマイナスであることが分かる．マーケットは，自社株買いをアナウンスする企業に対して，マイナスの反応を示しているようである．わが国においては，Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen[1995]の結果とは異なり，自社株買いのアナウンスを行った企業のCARは，長期的に有意にマイナスになっていることが明らかになった．

3. 4. 2. *BHAR*

CARによる分析の結果，自社株買いのアナウンスメントを行う企業は，長期的に有意なマイナスの超過リターンを伴うことが分かった．しかしながら，CARの結果は，年次の超過リターンが有意にマイナスであるということを意味しない．したがって，次に$BHAR$についての検定を行う．

図表 3.4 *BHAR*の検定結果

	サンプル	平均	*p*値
1年	877	-1.25	0.152
2年	877	-9.73	0.015**
3年	877	-17.60	0.005***

(注) ブートスラップに基づく長期パフォーマンスの検定結果. ***, **, はそれぞれ, 両側検定, 有意水準1%, 5%で有意であることを意味する.

図表3.4は，この分析の結果である．CARの場合と同様，1年の$BHAR$は有意ではないが，2年，3年の$BHAR$はそれぞれ，有意水準5%, 1% で有意にマイナスとなっている．$BHAR$を用いた分析により，自社株買いをアナウンスする企業の長期パフォーマンスが，有意にマイナスであることが確かめられた．

$BHAR$は投資家が得ることが出来るリターンであるという意味で，より興味深い結果である．この分析結果が示していることは，もし投資家が，自社株買いをアナウンスする全ての企業に$t = 1$の時点で投資した場合，同様の企業特性を持つにも関わらず，アナウンスを行わなかった企業への投資に比べ，平均して9.73% (測定期間が2年の場合)，17.60%(測定期間が3年の場合) 低いリターンしか得ることが出来ないということである．

3. 5. 長期パフォーマンスの源泉

3. 5. 1. 自社株買いとシグナル効果

(1) B/Mに基づく分析

Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen[1995] は，自社株買いのアナウンスメントが平均して約3% の株価低下後に行われ，自社株買いのアナウンスによって，サンプル企業は，短期的に3.5% 程度の有意な超過リターンを得ていることを発見している．しかしながら，過小評価によって生じる超過リターンを得るために，企業が自社株買いを利用しているのであれば，わずか3% 程度の過小評価に対して反応しているとは考えにくい．マーケットは，経営者が把握している規模の過小評価のシ

グナルに対して，瞬時に反応していない可能性がある．彼らは，この可能性を検証するため，B/Mで分割したサブサンプルに基づく分析を行い，過小評価される傾向にあるB/Mが高いグループにおいては，アナウンスメント以降4年間で，45.3%という超過リターンが生じていることを報告している．このような結果に基づき，彼らは，企業の自社株買いの動機が自社株式の過小評価にあること，プラスの有意な長期パフォーマンスは，過小評価のシグナルに対するマーケットの過小反応にあることを確認している[26]．

わが国においては，アナウンスメント以降の長期的な超過リターンの符号はマイナスであるが，企業が過小評価を動機として自社株買いを利用しているのであれば，Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen[1995]のように，過小評価される傾向にあるB/Mが高いグループについては，有意にプラスの超過リターンが生じている可能性がある．したがって，以下ではB/Mで分割したサブサンプルについての分析を行う．

図表 3.5 B/Mに基づく5分位

BHAR		平均	*p*値	サンプル	*CAR*		平均	*p*値	サンプル
1年					12ヶ月				
(低)	B/M1	-6.72	0.065	146	(低)	B/M1	-9.63	0.028*	146
	B/M2	2.58	0.200	169		B/M2	3.97	0.198	169
	B/M3	-3.50	0.090	169		B/M3	-2.99	0.069	169
	B/M4	1.13	0.402	206		B/M4	1.43	0.527	206
(高)	B/M5	-1.01	0.345	187	(高)	B/M5	-0.58	0.367	187
2年					24ヶ月				
(低)	B/M1	-15.24	0.074	146	(低)	B/M1	-11.83	0.035*	146
	B/M2	-4.55	0.481	169		B/M2	-1.24	0.300	169
	B/M3	-16.11	0.034*	169		B/M3	-8.69	0.035*	169
	B/M4	-3.37	0.485	206		B/M4	-0.77	0.289	206
(高)	B/M5	-11.34	0.130	187	(高)	B/M5	-6.16	0.034*	187
3年					36ヶ月				
(低)	B/M1	-15.52	0.191	146	(低)	B/M1	-8.54	0.129	146
	B/M2	-10.01	0.392	169		B/M2	-0.63	0.316	169
	B/M3	-18.78	0.124	169		B/M3	-7.50	0.048*	169
	B/M4	-14.66	0.247	206		B/M4	-2.90	0.156	206
(高)	B/M5	-28.25	0.017**	187	(高)	B/M5	-9.99	0.005***	187

(注) B/Mで5分位に分割したサブサンプルとブートストラップに基づく長期パフォーマンスの検定結果．各分位は，アナウンスメント時点でサンプル企業が属す規模・B/M25分位ポートフォリオのB/Mによる5分位に基づいて分類．***, **, *, はそれぞれ，両側検定，有意水準1%, 5%, 10%で有意であることを示す．

[26]Isagawa[2000,2002] では，株価の低下を経験した企業が自社株買いのアナウンスを行い (Isagawa[2000])，その後の株価が長期的に上昇する (Isagawa[2002]) というモデル分析を展開している．

図表中のB/M1からB/M5は，アナウンスの時点で企業が属す，B/Mポートフォリオに基づく分類である[27]．図表3.5から分かるように，B/M5においてプラスの超過リターンが生じているという結果は得られない．むしろ，B/M5において，3年の$BHAR$，24ヶ月，36ヶ月のCARは，有意にマイナスになっている．わが国企業は，割安な自社株式を購入することによって生じる超過リターンを得るために，自社株買いを利用しているわけではなさそうである．

(2) 制度に基づく分析

広瀬・柳川・齊藤 [2005] は，商法第212条と株式消却特例法に基づく自社株買いのアナウンスメント効果について分析している．彼らは，このような異なった2つの制度に基づく自社株買いの機動性に注目し，企業は目的に応じてこれらを使い分けている可能性を示唆している．

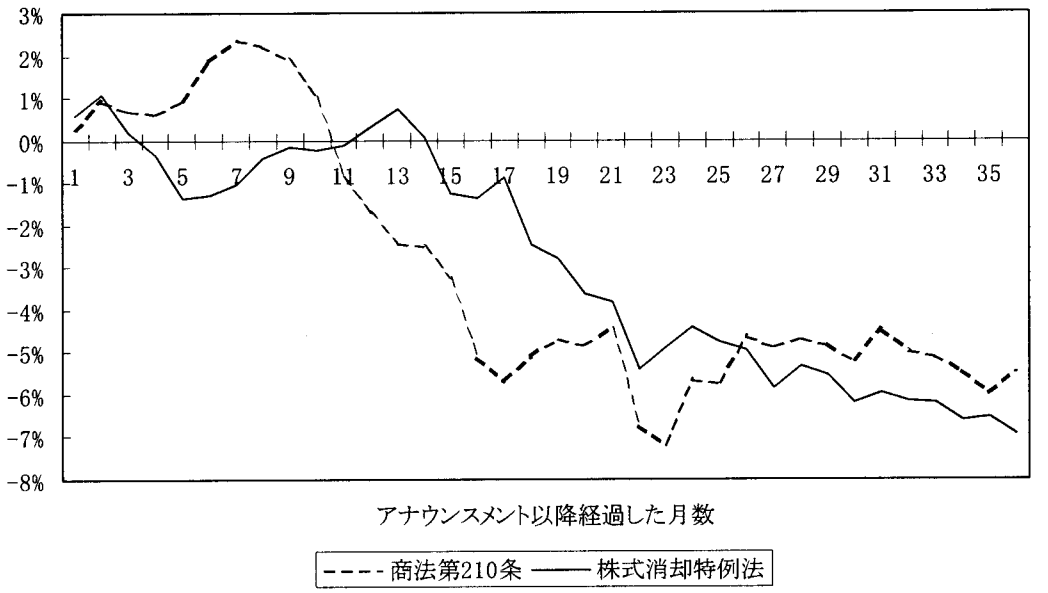
商法第212条に基づく自社株買いは，株主総会での決議を要する一方，株式消却特例法に基づく自社株買いは，定款変更によって，取締役会の決議のみで実施可能となる．企業が過小評価を利用するために自社株買いを用いているのであれば，過小評価を認識した時点で柔軟に自社株買いを実施することが出来る，株式消却特例法に基づく自社株買いを利用している可能性がある．

Hatakeda and Isagawa[2004] は，その大部分が株式消却特例法に基づく自社株買いから構成されるサンプルを対象として，アナウンスメント前後の株価反応について分析している．彼らは，わが国においても，自社株買いのアナウンスメントが3%程度の株価の低下後に行われ，アナウンスメントを受けて株価は有意に上昇することを発見している．広瀬・柳川・齊藤 [2005] では，商法第212条と株式消却特例法を区別してアナウンスメント効果を分析した結果，Hatakeda and Isagawa[2004] と同様，株式消却特例法に基づく自社株買いは，株価低下の局面でアナウンスされ，短期的なアナウンスメント効果は有意にプラスであることを示している．

本研究は，商法第210条と株式消却特例法に基づいているが，商法第212条と第210条との間に，機動性の点で大きな相違は存在しない．また，畠田 [2005] は，商法第210条に基づく自社株買いをアナウンスする企業は，アナウンスメント前に有意な株価の下落を経験していないことを示している．つまり，株価低下の局面で機動的にアナウンスすることが出来る，株式消却特例法に基づく自社株買いを採用す

[27]サブサンプルは，アナウンスメントの時点でサンプル企業が属す，規模・B/M25分位ポートフォリオのB/Mによる5分位に基づく分類である．したがって，各々の分位でサンプル数は異なる．

図表 3.6 制度の違いで分類した*CAR*の動向



(注) 規模・B/M25 分位ポートフォリオをベンチマークとした *CAR* のアナウンスメントの翌月以降 36ヶ月までの動向

図表 3.7 制度で分類した分析

株式消却特例法							
BHAR	サンプル	平均	*p*値	*CAR*	サンプル	平均	*p*値
1年	212	-0.04	0.449	12ヶ月	212	-0.34	0.531
2年	212	-8.87	0.071	24ヶ月	212	-4.44	0.064
3年	212	-19.02	0.054	36ヶ月	212	-6.95	0.027*
商法第210条							
BHAR	サンプル	平均	*p*値	*CAR*	サンプル	平均	*p*値
1年	665	-1.63	0.140	12ヶ月	665	-1.69	0.050*
2年	665	-10.00	0.069	24ヶ月	665	-5.68	0.004***
3年	665	-17.15	0.032*	36ヶ月	665	-5.43	0.009**

(注) 株式消却特例法と商法第210条に基づくアナウンスメントのブートストラップに基づく長期パフォーマンスの検定結果. ***, **, *, はそれぞれ, 両側検定、有意水準 1%, 5%, 10%で有意であることを示す.

る企業については，過小評価が自社株買いの動機となっている可能性が高い．したがって，商法第210条と株式消却特例法という異なった2つの制度に基づくアナウンスを分析することにより，株式消却特例法に基づく自社株買いが，自社株式の過小評価を動機として利用されているのかどうかを検証する．

図表3.6は，制度に基づいて分類したアナウンスメントと，そのCARの動向である．商法第210条に基づくアナウンスメントでは，7ヶ月目に2.35%というプラスの超過リターンが生じているが，長期的には2つの制度で大きな違いは見られず，超過リターンはマイナスであることが分かる．

図表 3.8 株式消却特例法のB/Mに基づく5分位

BHAR		平均	*p*値	サンプル	*CAR*		平均	*p*値	サンプル
1年					12ヶ月				
(低)	B/M1	-4.88	0.333	19	(低)	B/M1	-6.74	0.341	19
	B/M2	2.36	0.399	38		B/M2	3.89	0.322	38
	B/M3	-3.71	0.216	36		B/M3	-2.51	0.281	36
	B/M4	0.07	0.520	54		B/M4	0.22	0.547	54
(高)	B/M5	1.92	0.307	65	(高)	B/M5	2.01	0.335	65
2年					24ヶ月				
(低)	B/M1	-20.07	0.168	19	(低)	B/M1	-15.69	0.165	19
	B/M2	0.90	0.387	38		B/M2	3.38	0.455	38
	B/M3	-15.35	0.166	36		B/M3	-8.61	0.169	36
	B/M4	-4.30	0.444	54		B/M4	0.69	0.495	54
(高)	B/M5	-11.51	0.118	65	(高)	B/M5	-7.66	0.086	65
3年					36ヶ月				
(低)	B/M1	-29.19	0.127	19	(低)	B/M1	-18.10	0.143	19
	B/M2	4.48	0.228	38		B/M2	7.54	0.267	38
	B/M3	-23.41	0.164	36		B/M3	-10.18	0.131	36
	B/M4	-17.88	0.311	54		B/M4	-4.42	0.332	54
(高)	B/M5	-28.30	0.071	65	(高)	B/M5	-12.49	0.035*	65

(注) 株式消却特例法に基づくアナウンスメントをB/Mで5分位に分割したサブサンプルとブートストラップに基づく長期パフォーマンスの検定結果．各分位は，アナウンスメント時点でサンプル企業が属す規模・B/M25分位ポートフォリオのB/Mによる5分位に基づいて分類．*は，両側検定，有意水準10%で有意であることを示す．

図表3.7は，制度に基づいて分類したアナウンスメントを対象として，本章第3節で行った分析を繰り返した結果である．商法第210条に基づくアナウンスメントでは，3年の$BHAR$で，CARについては，全ての測定期間で有意にマイナスの結果が得られた．これに対して，株式消却特例法に基づくアナウンスメントでは，36ヶ月のCARが10%水準で有意であるに過ぎず，株式消却特例法に基づく自社株買いについては，B/M5のサンプルに有意なプラスの超過リターンが生じている可能性

がある．このことを検証するため，株式消却特例法に基づくアナウンスメントに対して，B/M で分割したサブサンプルについての分析を行う．

図表 3.8 は，この分析の結果である．1 年の $BHAR$，12ヶ月の CAR において，B/M5 の符号はプラスであるが有意ではない．また，長期的には B/M5 において，有意なマイナスの超過リターンが生じている．この結果は，図表 3.5 の結果と同様，わが国企業の自社株買いの動機が，自社株式の過小評価にあるわけではないことを示すものである[28]．

3. 5. 2. 企業規模に基づく分析

図表 3.9 規模に基づく5分位

BHAR	平均	*p*値	サンプル	*CAR*	平均	*p*値	サンプル
1年				12ヶ月			
(小) 規模1	−3.35	0.158	237	(小) 規模1	−2.98	0.043*	237
規模2	−0.03	0.416	161	規模2	0.34	0.667	161
規模3	−0.62	0.362	175	規模3	−1.20	0.280	175
規模4	−0.19	0.446	139	規模4	−0.97	0.401	139
(大) 規模5	−0.69	0.387	165	(大) 規模5	−0.33	0.456	165
2年				24ヶ月			
(小) 規模1	−21.32	0.049*	237	(小) 規模1	−12.71	0.003***	237
規模2	−4.02	0.427	161	規模2	−0.79	0.387	161
規模3	−6.76	0.181	175	規模3	−3.69	0.137	175
規模4	−7.76	0.236	139	規模4	−6.01	0.150	139
(大) 規模5	−3.44	0.415	165	(大) 規模5	−0.60	0.415	165
3年				36ヶ月			
(小) 規模1	−40.76	0.010**	237	(小) 規模1	−13.57	0.001***	237
規模2	−11.80	0.308	161	規模2	−2.21	0.340	161
規模3	−9.24	0.203	175	規模3	−3.86	0.181	175
規模4	−10.83	0.271	139	規模4	−5.87	0.231	139
(大) 規模5	−4.56	0.391	165	(大) 規模5	−0.14	0.436	165

(注) 規模で5分位に分割したサブサンプルとブートストラップに基づく長期パフォーマンスの検定結果．各分位は，アナウンスメント時点でサンプル企業が属す規模・B/M25分位ポートフォリオの規模による5分位に基づいて分類．***，**，*，はそれぞれ，両側検定，有意水準 1%，5%，10%で有意であることを示す．

[28]商法第 210 条に基づくアナウンスメントに対して，B/M で分割した結果，図表 3.8 と同様，B/M5 のサンプルにプラスの有意な超過リターンが生じているという結果は得られなかった．また，図表 3.6 から分かるように，商法第 210 条に基づく自社株買いについては，7ヶ月の CAR は 2.35% という高い値を示している．分析の結果，$BHAR, CAR$ 共に，5% 水準で有意にプラスであることが分かった．したがって，7ヶ月の $BHAR, CAR$ について，B/M で分割したサンプルを用いて分析を繰り返したが，やはり，B/M5 のサンプルに有意なプラスの超過リターンが生じているという結果は得られなかった．

B/M で分割した図表 3.5 からは，マイナスの有意な長期パフォーマンスの源泉を明らかにすることは出来ない．有意な結果が，ある特定のサブサンプルに集中しているという傾向は見られない．マイナスの有意な長期パフォーマンスの源泉を明らかにするため，次に，企業規模で分割したサブサンプルについての分析を行う．

図表 3.5 と同様，図表中の規模 1 から規模 5 は，アナウンスメントの時点で企業が属す規模ポートフォリオに基づく分類である．図表 3.9 の結果は，図表 3.5 の結果とは異なり，長期パフォーマンスの源泉を明らかにしている．$BHAR, CAR$ 共に，有意なマイナスの超過リターンは，規模 1 のサンプルにおいて生じている．これ以外のサブサンプルについては，有意な超過リターンは検出されていない．規模で分割したサブサンプルに基づく分析の結果，本研究で得られたマイナスの有意な長期パフォーマンスは，最も規模の小さい企業によるアナウンスメントによって生じていることが明らかになった．

3. 6. 第 3 章のまとめ

本章では，2001 年 10 月以降に行われた自社株買いのアナウンスメントを対象として，サンプル企業の長期の株価パフォーマンスについて検証した．分析の結果は，米国市場の結果と対照的である．わが国市場においては，自社株買いをアナウンスする企業の短期の株価反応は有意にプラスであるが，長期的には有意なマイナスの超過リターンが生じているのである．

Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen[1995] は，自社株買いのアナウンスメントが有意な株価の低下後に行われ，サンプル企業の短期的なアナウンスメント効果が有意にプラスであることを発見している．しかしながらその規模は，企業に自社株買いをアナウンスさせるほど大きくはない．彼らは，B/M で分割したサブサンプルについての分析を行い，過小評価される傾向にある高 B/M 株式に，長期的に有意なプラスの超過リターンが生じることを発見している．つまり，企業が自社株買いを利用する動機は自社株式の過小評価にあり，アナウンスメントは自社株式の過小評価をマーケットに伝えるシグナルとして機能しているのである．

本章では，わが国企業の自社株買いの動機が，自社株式の過小評価にあるのかどうかを検証するため，Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen[1995] に従い，B/M で分割したサブサンプルについての分析を行った．その結果，わが国においては，高 B/M 株式に有意なマイナスの超過リターンが生じていることが明らかになった．わが国において，自社株買いは過小評価のシグナルとして機能していないようである．

わが国では，サンプル期間中，商法第210条と株式消却特例法という二つの異なった制度に基づく自社株買いが存在していた．株式消却特例法に基づく自社株買いを採用すれば，商法第210条に比べて機動的な自社株買いが実施可能となる．株価低下の局面で，自社株式の過小評価をアナウンスするには適した方法である．

Hatakeda and Isagawa[2004] や広瀬・柳川・齊藤 [2005] は，株式消却特例法に基づく自社株買いは，株価の有意な低下後にアナウンスされることを示し，シグナリング仮説と整合的な分析結果を示している．したがって，本章では，制度の違いに基づいてアナウンスメントを分類し，両者の長期パフォーマンスに違いが見られるかどうかを分析した．その結果，両者に明らかな相違は見られず，さらに，株式消却特例法に基づくアナウンスメントに対して，B/M で分割したサブサンプルについての分析を繰り返したが，やはり高 B/M 株式に有意なプラスの超過リターンが生じているという結果は得られなかった．

本研究によって，企業が自社株買いをアナウンスする動機が，自社株式の過小評価にあるわけではないことが明らかになった．わが国においては，自社株買いのアナウンスは，過小評価のシグナルとして機能していないのである．このような結果を踏まえ，マイナスの長期パフォーマンスの源泉を明らかにするため，規模に基づくサブサンプルについての分析を行った．そして，サンプル企業のマイナスの長期パフォーマンスの源泉が，小規模企業によるアナウンスメント後の株価動向にあることを発見した．小規模企業がマイナスの長期パフォーマンスを示す原因については，今後の課題である．

第4章　自社株買いのタイミング

4. 1. はじめに

第3章では，自社株買いの計画をアナウンスした企業の株価の長期パフォーマンスを検証した．しかしながら，現時点において，わが国の自社株買いに関する法制度は，取得枠の設定をアナウンスした企業に自社株買いの実施を強制しない．したがって，取得枠の設定をアナウンスした企業が実際に自社株買いを実施したのかどうかは不明である．第4章では，自社株買いの実施に関するデータを用いて，自社株買いのタイミング仮説を検証する．

近年，自社株買いの実施のデータを分析することにより，企業がタイミングを計って自社株買いを実施しているのかどうかを明らかにしようとする研究が散見される．Brockman and Chung[2001] は，香港市場を対象として，企業は自社株式が割安に評価されている時点で自社株買いを実施していることを報告している．Zhang[2002] は日本市場，Cook, Krigman, and Leach[2004] は米国市場，Ginglinger and Hamon[2007] はフランス市場を対象として分析した結果，Brockman and Chung[2001] と同様の結果を示している．このように，各国の法制度に違いはあるものの，先行研究によれば，企業は自社株式が相対的に低く評価されている時点を選択して自社株買いを行っているのである．

企業がタイミングを計って自社株買いを行っているのかどうかは，企業が自社株買いを利用する動機を明らかにする上で重要になると考えられる．配当ではなく自社株買いによって利益を配分する企業は，割安に評価された自己株式を取得することにより，既存株主の株主価値を増加させることが出来るからである．本章の目的は，わが国企業が自社株買いを行うタイミングを検証することにより，企業が自社株買いを利用する動機を明らかにすることにある．

本章では，2001 年 10 月から 2004 年 12 月までの間に，商法第 210 条に基づいて取得枠を設定し，市場を通じて自社株買いを行った東証 1 部上場企業 351 社，518 の firm-year(1978 回の取得実施) をサンプルとして，わが国企業がタイミングを計って自社株買いを実施しているのかどうかを分析する．企業がタイミングを計って自社株買いを行っているのなら，わが国市場においても先行研究と同様，企業は自社の株価が割安に評価されている時点で自己株式を取得しているはずである．

加えて，企業がタイミングを計る能力を有しているのであれば，毎年自社株買いを行う企業については，翌年以降もタイミング能力を利用すると考えられる．したがって，毎年自社株買いを実施する企業の中で，最初の年に割安に自社株買いを行った企業は，翌年以降も割安に購入するはずである．

Brockman and Chung[2001]，及び Cook, Krigman, and Leach[2004] と同様の分析手法を用いて分析を行った結果，わが国企業は，他の期間を選択した場合に比べて自社株式を割安に購入していることが明らかになった．そして，初年度に自社株式を割安に購入する企業は，翌年以降の自社株買いについても割安に購入していることが確認された．わが国企業は，自社株買いを実施する際，タイミング能力を利用していると判断することが出来る．

第 4 章の構成は以下のとおりである．第 2 節では，先行研究を概観する．第 3 節

では，日本の自社株買いに関する法制度と本研究のサンプル，そしてタイミング能力を検証するための仮説を提示する．第4節では，分析結果を報告する．第5節は，本章のまとめである．

4. 2. 先行研究

Brockman and Chung[2001] は，自社株買いの実施に関するデータを用いて，企業のタイミング能力を評価した最初の研究である．彼らは，1992年から1999年までの8年間に，香港市場上場企業が行った全ての自社株買い，370の firm-year(5058回の取得実施) について分析している．

香港市場では，企業が自社株買いを実施する場合，株主総会での決議が必要になる．株主総会で決議されれば，企業は会計年度末までの1年間という授権期間中に，自社株買いを実施することが可能となる．そして，企業が実際に自社株買いを実施すれば，その情報 (購入価格，及び株数) は翌日中に公表される．

企業は自社株式が安く評価されている時点を選択して自社株買いを実施しているのかどうかを分析するため，彼らは企業が実際に自社株買いに費やしたコストと，他の期間を選択した場合に生じたであろうコストを比較している．企業がタイミング能力を利用し，自社株式が割安に評価されている時点を選んで自社株買いを実施しているのであれば，実際の自社株買いで生じたコストは，他の期間を選択した場合に生じたであろうコストよりも低くなると推測される．

彼らは，このような正確な自社株買い実施のデータに基づき，ブートストラップを用いて分析を行っている．具体的には，企業が自社株買いを行った回 (日) 数を授権期間からランダムに選択し，選択された日次株価終値と取得株数を乗じることによって，他の期間を選択した場合に生じるコストを算出する．サンプル企業の firm-year 毎にこのような作業を繰り返した結果，彼らは，他の期間を選択した場合に比べて，企業は平均的に低いコストで自己株式を取得しており，企業はタイミング能力を利用していることを示している．

米国市場では，自社株買いのプログラムの有効期間は明らかではなく，自社株買いの実施に関する情報は公表されない．Stephens and Weisbach[1998] は，プログラムのアナウンス後3年以内に，企業は目標取得株式数の約82%を取得していること，計画を完遂しない企業も少なくないことを報告している．

Cook, Krigman, and Leach[2004] は，米国市場を対象として，アンケート調査によって得られた自社株買い実施のデータを基に，企業のタイミング能力を検証して

いる．彼らは，1993年3月から1994年3月までに自社株買いのプログラムをアナウンスしたNYSE企業24社，NASDAQ企業41社に対して，自社株買いで生じたコストをさまざまなベンチマークと比較した結果，NYSE企業については，タイミング能力を利用して自社株買いを実施していることを示している．

Ginglinger and Hamon[2007]は，フランス市場を対象として，Cook, Krigman, and Leach[2004]と同様の手法を用いて分析している．フランス市場では香港市場とは異なり，取得実施のデータは月単位で公表される．日中の取引量でウェイト付けた加重平均株価を用いて分析した結果，2000年1月から2002年12月までに自社株買いを実施した企業は，自社株式が安く評価されている時点で自社株買いを実施していることを報告している．

Zhang[2002]は，1995年10月から1999年5月までの間に，商法第212条ノ2に基づいて行われた自社株買い実施のデータを用いて，わが国企業についての分析を行っている．取得時の株価と，取締役会での取得枠設定の決議に関するアナウンス日から取得枠終了時点までの株価終値平均値を比較した結果，わが国企業においても，株価が相対的に安く評価されている時点で自社株買いが行われていることを明らかにしている．

4．3．商法第210条に基づく自社株買い，データ，タイミング能力

この節では，本章が分析の対象とする商法第210条に基づく自社株買いと企業のタイミング能力を評価するための仮説，本章で用いたデータについて説明する．

第1章で示したように，わが国企業の自社株買いに関する規制は徐々に緩和され，その過程において数回にわたり商法が改正された．これまで以上に，企業に柔軟な自社株買いを認めた商法第210条の施行は，わが国企業の自社株買いの活性化に大きな影響を与えたと考えられる．商法第210条の施行により，企業は買い戻した自己株式を金庫株として保有することが認められたのである．

商法第210条に基づいて自社株買いを実施するには，定時株主総会において，自己株式の取得枠の設定が承認されなければならない．取得枠とは，次の定時株主総会までに買い受けることの出来る株式の種類，株式の総数，取得総額，取得方法である．取締役会において自己株式取得枠の設定を決議した企業は，取得枠の決議に関するアナウンスを行い，定時株主総会での承認を経て，承認日から翌年の定時株主総会までの期間に自社株買いを実施することが可能になる．

本研究では，このような商法第210条に基づき，市場買付によって実施された自

社株買いをサンプルとする[29,30]．自社株買いを実施した翌日に，実施に関する情報が公表される香港市場とは異なり，わが国において市場買付を行う企業は，ある期間中に自社株買いを実施したことを事後的に公表する[31]．事後的な取得結果のアナウンスにより，企業が自社株買いを実施した期間，取得株式数，及び取得総額が明らかにされる．

本研究では，2001年10から2004年12月までの間に取得枠を開始し，その後市場を通じて自己株式を取得した東京証券取引所1部上場企業について分析を行う．ただし，銀行，証券，保険業に属する企業については，分析から除かれる．

自社株買い実施のデータは，日経NEEDS-FinancialQUESTの企業ファイナンスデータベースから取得し，自社株買い実施期間などの詳細な情報についてはTD-net(Timely Disclosure network)データベースサービスから入手した．

図表 4.1 年度毎の自社株買いの回数と取得予定比率

年度	枠開始企業数	取得実施回数	取得予定株式比率		取得予定総額比率	
			平均	メジアン	平均	メジアン
2001	2	15	2.70%	2.70%	1.48%	1.48%
2002	276	1125	4.95%	4.16%	2.09%	1.46%
2003	222	753	4.38%	3.54%	2.28%	1.57%
2004	18	85	2.57%	1.92%	1.78%	1.71%
total	518	1978	4.62%	3.76%	2.16%	1.53%

(注) 取得予定株式比率は，取得枠の設定に関するアナウンス時に企業が公表する取得予定株式数をアナウンス月の発行済み株式数で基準化した値，取得予定総額比率は，取得予定総額をアナウンス月の株式時価総額で基準化した値である．

[29]企業は自社株買いを実施する際，市場買付だけでなく，ToSTNeT(Tokyo Stock Exchange Trading NeTwork System)-2による立会外での取引を選択することが可能である．東京証券取引所が「東証市場を利用した自己株式の取得方法について」の中で示しているように，ToSTNeT-2による自社株買いは，大株主等の特定の売方にあらかじめ売却の依頼等により行う取引であり，この取引は，経営者が自己株式取得のタイミングを選択するものではないと考えられるため，分析の対象としない．

[30]山口 [2008a] では，株式消却特例法に基づく自社株買いについて，取得実施のアナウンスメントをサンプルとした結果，株式消却特例法に基づく自社株買いのサンプルが，取得実施のアナウンスが前日に公表されるToSTNeT-2による取引から構成されていた．しかしながら，本稿第3章で示したとおり，株式消却特例法についても枠設定のアナウンスメントをサンプルとした場合も，同様の結果が得られることが確認された．

[31]市場買付を選択する企業の大半が自社株買いの実施後，取得結果をアナウンスしているが，実施前に取得に関するアナウンスを行う企業も存在する．そのような企業は事前のアナウンスに加え，事後的に実施結果を報告している．

図表 4.1 は，取得枠を開始した企業数，自社株買い実施回数，及び取得予定株式比率と取得予定総額比率を年度毎に分類したものである．取得予定株式比率とは，枠設定のアナウンスにより明らかにされる取得予定株式数を，アナウンス時の発行済み株式数で基準化した値，取得予定総額比率とは，枠設定のアナウンスにより明らかにされる取得予定総額を，アナウンス時の株式時価総額で基準化した値である．図表 4.1 から，企業は平均して発行済み株式数の 4.6%，時価総額の 2.2% 程度を取得しようと計画しているようである．

本研究では，取得枠期間内の日次株価 (終値) と財務データが必要になる．日次株価については，日経 NEEDS-FinancialQUEST の株式データベースから取得し，取得枠期間中に株式分割を行った企業については，サンプルから除いた[32]．財務データについては，日経 NEEDS-FinancialQUEST の企業財務データベース，連結本決算のデータを用いる．ただし，連結本決算のデータが利用できない企業については，単独本決算の値を用いる．

図表 4.2 は，枠設定のアナウンスによって明らかにされる情報と，実施後の情報に関する記述統計量である．ただし，発行済み株式数，株式時価総額については，アナウンス時点の値である．

香港市場と同様，わが国では，取得枠の開始日 (定時株主総会での承認日) から取得枠の終了日 (翌年の定時株主総会日) までの期間 (取得枠期間) を正確に把握することが出来る．したがって，このような商法第 210 条に基づく自社株買いを分析することで，実際の取得期間と取得枠期間内の他の期間を区別することが可能となり，企業のタイミング能力を評価することが出来る．Brockman and Chung[2001]，及び Cook, Krigman, and Leach[2004] の分析結果から，以下の仮説 1 が導かれる．

仮説 1：企業がタイミング能力を利用して自社株買いを実施する期間を選択しているのなら，企業は取得枠期間内の他の期間を選択した場合よりも，相対的に低いコストで自社株買いを実施する．

商法第 210 条に基づく自社株買いにおいては，企業が翌年以降も自社株買いを実施するには，毎年取得枠を設定する必要がある．毎年取得枠を設定する企業がタイミング能力を利用しているのであれば，全ての取得枠期間において，一貫して自社株式を割安に購入すると考えられる．一方，企業がタイミング能力を有しておらず，

[32]東証 1 部上場企業が商法第 210 条に基づく取得枠の設定をアナウンスし，その後自社株買いが実施された firm-year は 521 である．この内，3 つの firm-year において株式分割が行われている．これらをサンプルに含めた場合も同様の結果が得られた．

図表 4.2 記述統計量

	最小値	平均	メジアン	最大値	標準偏差
パネルA:アナウンス					
取得枠期間	185	247.03	247	290	4.45
取得予定株式数(株)	1,800	11,862,567	3,500,000	500,000,000	39,462,318
取得予定総額(円)	2,076,000	8,635,980,098	919,419,000	499,289,304,000	41,054,998,247
取得予定株式数/発行済み株式数	$0.042(\times 10^{-2})$	0.046	0.038	0.288	0.035
取得予定総額/株式時価総額	$0.013(\times 10^{-2})$	0.022	0.015	0.141	0.020
パネルB:実施					
取得株式数(株)	200	3,601,850	938,500	109,978,000	10,348,917
取得総額(円)	2,076,000	4,808,554,484	516,219,000	207,230,979,000	17,674,325,636
取得株式数/発行済み株式数	$0.005(\times 10^{-2})$	0.014	0.010	0.107	0.013
取得総額/株式時価総額	$0.005(\times 10^{-2})$	0.014	0.009	0.122	0.014
取得実施回数	1	3.82	3	13	2.90
取得実施期間	1	16.72	18	239	10.97

(注) パネルAは, 取得枠の設定に関する取締役の決議のアナウンスにより明らかになる情報であり. パネルAの後半の二行は, それぞれ, 図表4.1の取得予定株式比率, 取得予定総数比率である. パネルBは, 自社株買いの実施に関する情報である.

偶然に割安に購入したのであれば，このような傾向は見られないと考えられる．このような考えに基づくことにより，以下の仮説2が導かれる．

仮説2：複数回の取得枠を設定し，自社株買いを繰り返す企業がタイミング能力を有しているのなら，最初の年度に割安に自己株式を取得した企業は，翌年以降の自社株買いにおいても割安に購入する傾向にある．

本研究では，これら二つの仮説を検証することにより，企業のタイミング能力を評価する．

4. 4. 分析結果

4. 4. 1. 企業のタイミング能力

仮説1を検証するため，まず，Cook, Krigman, and Leach[2004] に従い，取得枠期間内の平均株価に基づくコストと，実際の自社株買いで生じたコストを比較する．企業 i の取得枠期間 (定時株主総会での承認日から翌年の定時株主総会までの期間) を firm-year i ，firm-year i の平均株価に基づくコストを C_i とすると，C_i は，

$$C_i = \frac{\sum_{t=1}^{T_i} P_{it}}{T_i} V_i \tag{8}$$

である．ここで，T_i は firm-year i の営業日ベースの日数であり，P_{it} は firm-year i の t 時点での日次株価である．また，t 時点で購入した株式数を V_{it} とすると，$V_i = \sum_t V_{it}$ であり，V_i は firm-year i において企業が取得した株式総数を示す．

図表4.3のパネルAは分析結果である．518の firm-year の中で，実際に生じたコストが，(8) 式から計算されるコストを下回ったのは363回であり，この期間中に自社株買いを実施したサンプルの約70%が，自社株式を割安に購入していることが分かる．Cook, Krigman, and Leach[2004] では，NYSE 企業の約83%が割安に購入していることを報告している．わが国においても，2003年度から始まる firm-year に自社株買いを実施した企業の約76%が割安に購入しており，米国市場の結果よりも若干低下するものの，その割合は非常に高いことが分かる．

パネルBは，firm-year 毎に集計せず，実施のアナウンス毎に公表される実際のコストと，公表された取得株式数に枠内平均株価を乗じて算出したコストを比較した結果である．firm-year 毎に集計した値と同様，アナウンス毎に比較した場合も，その約65%の回数において，企業は自社株式を割安で購入していることが分かる．企業は全ての自社株買いで，一貫して自社株式を割安に購入しているようである．

図表4.3のディスカウント率は，企業がどれほど割安に自社株買いを実施したのかを示している[33]．取得枠を開始した企業数が少なかった2001年度，2004年度から始まるfirm-yearを除いて，ディスカウント率は1%水準で有意である．この結果は，企業がタイミング能力を利用して自社株買いを実施していることを明らかにしている．

図表 4.3 企業が自社株買いに費やしたコストと枠期間内平均株価に基づくコストの比較

パネルA	枠開始企業数	割安で購入した企業数	%	ディスカウント率	
				平均	メジアン
2001	2	1	50.00	-0.70%(0.892)	-0.70%(0.655)
2002	276	183	66.30	4.14%(0.000)	2.73%(0.000)
2003	222	169	76.13	7.44%(0.000)	4.33%(0.000)
2004	18	10	55.56	0.25%(0.864)	1.26%(0.500)
total	518	363	70.08	5.40%(0.000)	3.49%(0.000)

パネルB	取得実施回数	割安で購入した回数	%	ディスカウント率	
				平均	メジアン
2001	15	9	60.00	0.47%(0.843)	1.75%(0.820)
2002	1125	703	62.49	3.40%(0.000)	2.50%(0.000)
2003	753	528	70.12	5.79%(0.000)	4.19%(0.000)
2004	85	46	54.12	0.77%(0.302)	0.77%(0.399)
total	1978	1286	65.02	4.18%(0.000)	3.08%(0.000)

(注) パネルAは年度毎の取得枠を開始した企業数，パネルBは年度毎の取得実施回数で分類した結果である．%は枠開始企業数(取得実施回数)に対して，割安で購入した企業数(回数)の比率である．ディスカウント率 = 枠期間内の平均株価に基づくコスト / 実際のコスト - 1．括弧内はディスカウント率の平均(メジアン)について，t(符号順位)検定のp値である．

次に，Brockman and Chung[2001]と同様のブートストラップに基づく分析を行うことにより，企業のタイミング能力の頑健性を確かめる．わが国において，この方法を用いるには若干の工夫が必要になる．

[33]ディスカウント率=枠期間内の平均株価に基づくコスト/実際のコスト-1である．

香港市場においては，自社株買いの実施日を日次ベースで特定することが出来る．したがって，例えば企業が枠期間中の6日間に自社株買いを実施する場合，枠期間内の6日間をランダムに選択し，1日毎に取得株式数と株価を乗じ，それらを合計することにより，他の期間を選択した場合に生じたであろうコストを算出することが出来る．

しかしながら，わが国においては，企業はある期間中に自社株買いを実施したことを報告する．したがって，本研究では枠期間内からランダムに選択された，ある期間の終値平均値と取得株式数とを乗じることにより，企業が他の期間を選択した場合に生じたであろうコストを計算する．実際の企業の自社株買い実施の情報を用いて，ブートストラップに基づく方法を説明すると以下のようになる．

光学ガラスメーカーのHOYA株式会社は，2002年6月21日から2003年6月20日までの247日間(営業日ベース)のfirm-yearに，(1回目)2003年1月21日から23日までの3日間に，80000株に対して67,092,000円，(2回目)2003年2月26日から3月20日までの17日間に，857000株に対して6,266,563,000円，総額6,937,465,000円を費やしている．この企業に対して，

(1) 取得枠期間中である247日間の最後の2日間を除く245日間から，実際の取得日開始日(1月21日)を除く1日をランダムに選択し，その後3日間の平均株価を算出する．そして，この3日間の平均株価に80000株を乗じて，他の期間を選択した場合に1回目の取得で生じたであろうコストを計算する．

(2) (1)と同様，247日間の最後の16日間を除く231日間から，2月26日を除くある1日をランダムに選択し，その後17日間の平均株価を算出する．そして，この17日間の平均株価に857000株を乗じて，他の期間を選択した場合に2回目の取得で生じたであろうコストを計算する．

(3) (1)と(2)から求められたコストを合計することにより，HOYAが2002年6月21日から開始したfirm-yearに，他の期間を選択して自社株買いを行った場合に生じたであろうコストを推定することが出来る．

(4) 復元抽出により，(1)から(3)の作業を1000回繰り返すことにより人工的に1000個求められたコストと，HOYAが実際に費やしたコストと比較することにより，経営者のタイミング能力を評価する．

図表 4.4 ブートストラップに基づくコストと実際のコストの比較

パネルA			ブートストラップに基づくコスト/実際の総コスト			
年度	枠開始企業数	取得実施回数	Min	Mean	Median	Max
2001	2	15	0.48	0.95	0.98	1.12
2002	276	1125	0.67	1.02	1.02	1.26
2003	222	753	0.74	1.06	1.06	1.28
2004	18	85	0.70	0.99	1.00	1.10
total	518	1978	0.70	1.04	1.04	1.27

パネルB	p値 < 0.50		p値 < 0.10		p値 < 0.05		p値 < 0.01	
年度	#	%	#	%	#	%	#	%
2001	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%	0	0.00%
2002	167	60.51%	39	14.13%	21	7.61%	5	1.81%
2003	156	70.27%	62	27.93%	40	18.02%	14	6.31%
2004	10	55.56%	2	11.11%	1	5.56	0	0.00%
total	333	64.29%	103	19.88%	62	11.97%	19	3.67%

(注) パネルAは，ブートストラップによって算出されるコストを実際のコストで基準化した値の記述統計量である．パネルBのp値とは，ブートストラップにより求められるp値．#はp値が当該水準よりも小さくなった企業数，%は企業数に対する#の割合であり，各々の水準で割安に購入した割合を示す．

図表4.4は，ブートストラップに基づく分析結果である．パネルAは，firm-year毎に1000個計算された人工的なコストを，実際のコストで基準化した値の統計量であり，518のfirm-yearについての平均値を示している．

最小値は，企業が枠期間内で最も株価が割安に評価されている時点を選択した場合，平均して，実際に生じたコストの70%のコストで取得できたことを示している．一方，最大値は最小値とは逆に，自社の株価が最も高く評価されている時点で自社株買いを実施した場合，平均して，実際に生じたコストを約27%上回る価格で購入していたことを示している．

2001年度，2004年度など，ばらつきはあるものの，平均，メジアン共に1.0を上回っている．この結果は，企業が実際の取得期間とは異なった期間を選択した場合，人工的なコストは，平均的に実際に生じたコストを上回っていることを意味している[34]．つまり，企業は，自社株式が比較的安く評価されている時点で自社株買いを実施していると言える．

パネルBは，ブートストラップの結果，企業がどれほど割安に自社株買いを行ったのかを示している．図表中のp値とは，ブートストラップに基づくp値であり，各々のfirm-yearについて1000個算出される人工的なコストの中で，それが実際のコストを下回った割合を示している．つまり，$p < 0.05$とは，1000個算出された人工的なコストを小さい順に並べた場合，実際のコストが人口的なコストの50番目の値よりも小さかったことを意味する．

やはり，年度毎にばらつきはあるが，518のfirm-yearの中で，人工的なコストに比べて5%水準で有意に割安に購入したのは12%である．この値は，Brockman and Chung[2001]によって報告された香港市場の37%に比べて低い水準にある．しかしながら，人工的なコストに比べて50%水準を下回るコストで購入したfirm-yearは64%に達する．この結果は，企業は人工的なコストのメジアンよりも低いコストで自社株買いを実施していることを意味しており，図表4.3の結果と同様，企業は自社株式を割安に購入していると判断することが出来る結果である．

4. 4. 2. タイミング能力に影響を与える要因

Brockman and Chung[2001]は，企業のタイミング能力に影響する要因を明らかにするため，ブートストラップによって求められるp値を被説明変数とした回帰分

[34]Brockman and Chung[2001]では，平均(メジアン)はそれぞれ1.09(1.04)であり，メジアンについては香港市場と同水準の結果が得られた．

析を行っている．この節では，Brockman and Chung[2001] と同様の分析手法を用いて，わが国企業のタイミング能力の決定要因について分析する．

具体的には，以下の回帰式を推定する．

$$1-p_i = \alpha+\beta_1 SIZE_i+\beta_2 NUM_i+\beta_3 CF_i+\beta_4 RANGE_i+\beta_5 MB_i+\beta_6 TIMING_i \quad (9)$$

被説明変数である $1-p_i$ は，4.1 節で求められたブートストラップに基づく p 値を 1 から引いたものである．ブートストラップに基づく p 値が小さいほど，企業は自社株式を割安に購入したことを示している．したがって，$1-p_i$ を被説明変数として分析した結果，説明変数の係数がプラスであれば，その変数の値が大きくなるほど企業は割安に自社株買いを実施していることになる．

$SIZE_i$ は，株式時価総額 (取得枠設定のアナウンス時の発行済み株式数 × 月次株価) の対数である．企業規模が大きくなるほど，アナリスト等の注目を受けるため，情報の非対称性は小さくなる．その結果，大規模企業の株式はマーケットで正しく評価され，経営者は過小評価を発見しにくくなると考えられる．予想される符号はマイナスである．

NUM_i は，frim-year i において，企業が自社株買いの実施をアナウンスした回数である．上述の HOYA の例では 2 回となる．企業が繰り返し自社株買いを実施するほど，企業はマーケットと接する機会が多くなるため情報の非対称性は小さくなり，企業は過小評価を発見しにくくなると考えられる．予想される符号はマイナスである．

CF_i は，EBITDA(経常利益＋支払利息・割引料＋減価償却実施額)/総資産簿価である．企業内に豊富なキャッシュフローを有する企業は，フリー・キャッシュフローの配分手段として自社株買いを実施していそうである．一方，キャッシュフローが少ない企業が自社株買いを実施しているのであれば，割安な自己株式の取得など，単なる利益の配分とは異なった目的で行っていそうである．予想される符号はマイナスである．

$RANGE_i$ は，firm-year i の企業の株価の最大値/最小値 -1 であり，firm-year i の企業の株価動向を示す．企業の株価の変動幅が大きいほど，自社株式の過小評価を発見しやすいと考えられる．予想される符号はプラスである．

MB_i は，総資産時価簿価比率 (株式時価総額+負債簿価/自己資本簿価+負債簿価) である．有益な投資機会を持つ企業は，将来の投資に備えてペイアウトを控えると考えられる．そのような企業が自社株買いを実施するのであれば，単なる利益の配

分とは異なった目的で自社株買いを行っている可能性がある．予想される符号はプラスである．

図表 4.5 変数の記述統計量

変数	最小値	平均	メジアン	最大値	標準偏差
SIZE	21.78	25.10	24.74	30.16	1.64
NUMBER	1.00	3.82	3.00	13.00	2.90
CF	−0.13	0.09	0.08	0.44	0.06
RANGE	0.09	0.70	0.56	4.45	0.53
MB	0.34	1.22	1.02	7.52	0.74

図表 4.6 タイミング能力の決定要因

説明変数	被説明変数：1−*p*						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
SIZE		0.0074					0.0091
*p*値		0.435					0.332
NUMBER			−0.0112				−0.0103
*p*値			0.033**				0.053*
CF				−0.3052			−0.4713
*p*値				0.301			0.203
RANGE					0.0792		0.0630
*p*値					0.017**		0.070*
MB						0.0092	0.0172
*p*値						0.677	0.522
TIMING	0.1088	0.1091	0.0932	0.1086	0.1034	0.1099	0.0921
*p*値	0.004***	0.005***	0.016**	0.004***	0.007***	0.004***	0.019***
Intercept	0.5675	0.3805	0.6198	0.5964	0.5161	0.5561	0.3704
*p*値	0.000***	0.116	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.137
Sample	320	320	320	320	320	320	320
$adjR^2$	0.021	0.020	0.032	0.022	0.036	0.019	0.041

(注) 1−*p*を被説明変数とした回帰分析の結果．***, **, *, はWhiteの方法で標準誤差を調整した*t*検定の結果，それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す．

$TIMING_i$は，仮説2を検証するための変数である．サンプル中に複数回のfirm-yearを持つ企業の中で，最初のfirm-yearのディスカウント率がメジアンを上回った企業について，翌年以降のfirm-yearで1，それ以外で0となるダミー変数である[35]．仮説2と整合する符号はプラスである．

図表4.5，4.6はそれぞれ，説明変数についての記述統計量と回帰分析の結果である[36]．図表4.6において，各々の変数について検証したモデル(2)から(6)の推定結果によれば，有意に影響を与える変数は，(3)のNUM_iと(5)の$RANGE_i$である．

これらの係数については，予想と整合する結果が得られた．firm-yearの中で，短期的な自社株買いを実施し，取得実施のアナウンスを繰り返し行う企業ほど，自社株式を割安に購入しにくくなるようである．また，株価の変動幅が大きい企業ほど，自社株式の過小評価を発見しやすいようである．

本研究において注目すべきは，仮説2を検証する$TIMING_i$の係数である．検証した全てのモデルにおいて，$TIMING_i$の係数は有意な値を示している．この結果は，サンプル期間中に繰り返し自社株買いを実施し，複数回のfirm-yearを計上する企業の中で，初年度に割安に自社株買いを実施した企業は，翌年以降も割安に購入していることを意味しており，そのような企業はタイミング能力を利用して自社株買いを実施しているということを示している．

4．5．第4章のまとめ

本章では，2001年10月から2004年12月までに自己株式の取得枠を開始し，その後市場を通じて自社株買いを実施した企業のデータを用いて，企業のタイミング能力について分析した．企業がタイミング能力を利用して自社株買いを実施しているのであれば，自社株式が割安に評価されている時点を選んで実施すると考えられる．そこで本章では，企業のタイミング能力を評価するため，Brockman and Chung[2001]，及びCook, Krigman, and Leach[2004]と同様の方法を用いて分析を行った．

まず，Cook, Krigman, and Leach[2004]に従い，取得枠期間の平均株価に基づいて算出されるコストと，企業が実際に自社株買いに費やしたコストを比較した結果，518のfirm-yearの約70%において，企業は自社株式を割安に購入していることが明らかになった．次に，Brockman and Chung[2001]と同様のブートストラップを用い

[35]351企業による518firm-yearの中で，2回以上のfirm-yearを持つ企業は152社である．この152社の1回目のfirm-yearのディスカウント率のメジアンは0.025であった．

[36]図表4.6において，サンプルは，1度限りのfirm-yearを計上した企業を除いた320のfirm-yearである．これらをサンプルに加えた518のfirm-yearを用いた場合も同様の結果が得られた．

て分析した結果，企業が自社株買いに費やしたコストは，他の期間をランダムに選択した場合に生じるコストを下回っており，人工的なコストよりも50%水準で低いコストで自社株買いを実施したfirm-yearは，全体の64%に上っている．これらの結果は，企業は自社株式が割安な時点を選択して自社株買いを実施していることを示している．

次に，本章では，企業のタイミング能力に影響する要因を明らかにするため，ブートストラップに基づくp値を用いた回帰分析を行った．firm-yearの中で短期的な自社株買いを行い，繰り返し取得実施のアナウンスを行う企業は，自己株式を割安に取得しにくい傾向がある．また，株価の変動幅が大きい企業は，自己株式を割安に取得する傾向にあることが明らかになった．そして，これらの変数を調整してもなお，ダミー変数の係数は有意な値を示している．この結果は，企業が自社株買いを実施する際，タイミング能力を利用していることを示す結果である．

わが国においても先行研究と同様，商法第210条に基づいて自社株買いを実施した企業は，自社の株価が割安に評価されている時点で自社株買いを実施していることが明らかになった．わが国企業における自社株買いの活発化は，自社株買いが株主価値の最大化という財務戦略を遂行するのに適したペイアウト手段であるという点にある可能性がある．

第5章　本研究のまとめ

本稿では，日本企業の自社株買いのデータを用いて，わが国企業が自社株買いを利用する動機について，米国企業の検証結果と比較する形で検証を行った．本稿は，企業の財務データを用いた分析である．企業の自社株買いの動機を解明する上で重要となる分析方法として，サーベイ調査を行う方法がある．花枝・芹田[2008]は，サーベイ・データに基づいて，わが国企業のペイアウト政策を検証した研究である．本章では，本稿で得られた結果をまとめることに加え，花枝・芹田[2008]の結果と比較することにより，わが国企業のペイアウト政策についての考察を行う．

本稿第2章では，自社株買いの現金配当代替仮説を検証した．自社株買いの現金配当代替仮説とは，企業にとって，配当と自社株買いは代替的なペイアウト手段であるため，企業は配当の代わりに自社株買いを利用すると説明する仮説である．米国企業においては，従来であれば配当によって支払っていたであろう資金を用いて

自社株買いが行われている．一方，わが国においては，配当と自社株買いは代替的なペイアウト手段であるという結果は得られなかった．わが国において，配当と自社株買いは独立したペイアウト手段であり，現金配当代替仮説は支持されない結果が得られた．

花枝・芹田 [2008] では，自社株買いが新たなペイアウト手段として定着したことによって，配当の重要性が低下したか否かについて質問している．集計結果によると，配当は重要なペイアウト手段であることに変わりはなく，配当と自社株買いの間に代替的な関係があるという仮説は棄却されることになる．本研究の結果は，花枝・芹田 [2008] の結果と整合するものである．

次に，第 3 章では，自社株買いの過小評価/投資仮説の検証を行った．自社株買いの過小評価/投資仮説とは，企業が自社株買いを行うのは，自社の株式が割安に評価されており，自社株式が有益な投資先になるという仮説である．米国市場の分析結果によると，自社株買いをアナウンスした企業の株式には，長期的にプラスの超過リターンが生じている．つまり，自社株式の過小評価の是正を通じて，アナウンス企業はキャピタル・ゲインを得ることが出来る．同時に，マーケットにとって自社株買いのアナウンスは，アナウンス企業の株式が過小評価されていることを示すシグナルになるのである．

わが国の分析結果によると，自社株買いをアナウンスした企業に，短期的にプラスの超過リターンが生じているが，長期的には有意にマイナスの超過リターンが生じている．そして，このようなマイナスの超過リターンは，規模が小さい企業によるアナウンスによって生じている．この結果は，自社株買いによって生じる超過リターンを得るために，企業は自社株買いをアナウンスするという過小評価/投資仮説と整合しない．

しかしながら，花枝・芹田 [2008] によると，わが国企業は，自社株買いが過小評価のシグナルになるということを認識してアナウンスを行っているようである．わが国企業の自社株買い後の長期パフォーマンスがマイナスである原因は，企業による自社株式の評価に下方のバイアスが生じているためである可能性がある．花枝・芹田 [2008] によると，日本の株価水準が大きく回復したにもかかわらず，低迷時に行われた調査結果と同程度の割合の企業が自社の株価が割安であると感じており，市場の見方に対して企業の見方は下方にバイアスがある可能性が示されている．

第 4 章では，自社株買いのタイミング仮説を検証した．自社株買いのタイミング仮説とは，企業は自社の株価が過小評価されているタイミングを選択して自社株買

いを実施するという仮説である．企業が株主価値の最大化を目的として行動するのなら，株価が割安な段階で自社株式を購入すると考えられる．配当ではなく自社株買いによって利益を配分する企業は，割安に評価された自己株式を取得することにより，既存株主の株主価値を増加させることが出来るからである．

米国をはじめ各国の企業は，自社の株価が割安な時点を選択して自社株買いを実施しているという分析結果が報告されている．わが国においても，同様の結果が得られた．わが国企業は，他の期間を選択して自社株買いを行った場合に比べて，相対的に安いコストで自社株買いを行っているのである．

花枝・芹田 [2008] のサーベイ調査によれば，わが国企業が自社株買いを行う際に考慮するのは，自社株式の市場価格である．企業は，自社の株価が割安であると判断した場合に，自社株買いを実施する．本研究の結果は，花枝・芹田 [2008] の集計結果と整合するものである．わが国企業において，自社株買いが盛んに行われるようになったのは，自社株買いが株主価値の最大化という財務戦略を遂行するのに適したペイアウト手段であるという点にある可能性がある．

参考文献

砂川伸幸 [2000],『財務政策と企業価値』有斐閣.

砂川伸幸 [2002],「自社株買入れ消却と株価動向の理論」『証券アナリストジャーナル』40(3), 110-125.

砂川伸幸, 川北英隆, 杉浦秀徳 [2008],『日本企業のコーポレートファイナンス』日本経済新聞出版社.

砂川伸幸, 畠田敬, 山口聖 [2006],「ペイアウトと現金保有」『証券アナリストジャーナル』44(7), 6-20.

砂川伸幸, 山口聖 [2007],「企業のペイアウトと株価の長期パフォーマンス」『国民経済雑誌』196(2), 33-46.

石川博行 [2007],『配当政策の実証分析』中央経済者.

上野陽一, 馬場直彦 [2005],「わが国企業による株主還元策の決定要因：配当・自社株消却のインセンティブを巡る実証分析」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No.05-J-6.

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.

小西大, 趙ファンソク [2003],「自己株式取得に対する株価の反応」『一橋論叢』130(5), 452-469.

胥鵬 [2002],「自己株式取得の法と経済分析 (中)」『経済志林』70(1/2), 149-173.

芹田敏夫, 花枝英樹 [2007],「わが国企業の株価認識と財務行動 —サーベイ・データにもとづく実証分析—」『現代ファイナンス』21, 55-79.

花枝英樹, 芹田敏夫 [2008],「日本企業の配当政策・自社株買い—サーベイ・データによる検証—」『現代ファイナンス』24, 129-160.

畠田敬 [2005],「自己株式取得による株価への効果—2001 年 10 月の商法改正以降のイベントを用いたマーケット調整済み収益モデルによるイベントスタディ分析—」『産業経営研究』27, 27-48.

広瀬純夫, 柳川範之, 齊藤誠 [2005],「企業内キャッシュフローと企業価値—日本の株式消却に関する実証分析を通じての考察—」『経済研究』56(1), 30-41.

牧田修治 [2005],「わが国上場企業の自社株買いに関する実証研究—フリーキャッシュフロー仮説の検証—」『現代ファイナンス』17, 63-81.

山口聖 [2007],「わが国企業における配当と自社株買いの関係」『証券アナリストジャーナル』 45(12), 104-113.

山口聖 [2008a],「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.

山口聖 [2008b],「自社株買いと経営者のタイミング能力」『神戸大学大学院経営学研究科博士課程モノグラフシリーズ』 No.0824.

山崎尚志 [2005],「わが国株式市場における長期の異常収益率の分析」『神戸大学ディスカッション・ペーパー』 No.2005・26

Allen, F., A. E. Bernaldo, and I. Welch[2000], "A theory of dividends based on tax clienteles," *Journal of Finance* 55(6), 2499-2536.

Allen, F., and R. Michaely[2003], "Payout policy," in G. M. Constantinides(ed.), *Handbook of the Economics of Finance, Volume 1A*, Elsevier/North-Holland, 337-457.

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(3), 341-372.

Bhattacharya, S.[1979], "Imperfect information, dividend policy, and "the bird in the hand" fallacy," *Bell Journal of Economics* 10(1), 259-270.

Boehme, R. D., and S. M. Sorescu[2002], "The long-run performance following dividend initiations and resumptions: Underreaction or product of chance?," *Journal of Finance* 57(2), 871-900.

Brav, A., J. R. Graham, C. R. Harvey, and R. Michaely[2005], "Payout policy in the 21st century," *Journal of Financial Economics* 77(3), 483-527.

Brockman, P., and D. Y. Chung[2001], "Managerial timing and corporate liquidity: evidence from actual share repurchases," *Journal of Financial Economics* 61(3), 417-448.

Comment, R., and G. A. Jarrell[1991], "The relative signalling power of dutch-auction and fixed-price self-tender offers and open-market share repurchases," *Journal of Finance* 46(4), 1243-1271.

Cook, D. O., L. Krigman, and J. C. Leach[2004], "On the timing and execution of open market repurchases," *Review of Financial Studies* 17(2), 463-498.

DeAangelo, H., L. DeAngelo, and D. J. Skinner[2000], "Special dividends and the evolution of dividend signaling," *Journal of Financial Economics* 57(3), 309-354.

Easterbrook, F. H.[1984], "Two agency-cost explanations of dividends," *American Economic Review* 74, 650-659.

Efron, B., and R. J. Tibshirani[1994], *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall.

Fama, E. F.[1998], "Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance," *Journal of Financial Economics* 49(3), 238-306.

Fama, E. F., and H. Babiak[1968], "Dividend policy: An empirical analysis," *Journal of American Statistical Association* 63(324), 1132-1161.

Fama, E. F., and K. R. French[1992], "The cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance* 47(2), 427-465.

Fama, E. F., and K. R. French[1993], "Common risk factors in returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics* 33(1), 3-56.

Fenn, G. W., and N. Liang[2001], "Corporate payout policy and managerial stock incentive," *Journal of Financial Economics* 60(1), 45-72.

Fukuda, A.[2000], "Dividend changes and earnings performance in Japan," *Pacific-Basin Finance Journal* 8(1), 53-66.

Ginglinger, E., and J. Hamon[2007], "Actual share repurchases, timing and liquidity," *Journal of Banking and Finance* 31(3), 915-938.

Grullon, G., and R. Michaely[2002], "Dividends, Share Repurchases, and the Substitution Hypothesis," *Journal of Finance* 57(4), 1649-1684.

Grullon, G., and R. Michaely[2004], "The information content of share repurchase programs," *Journal of Finance* 59(2), 651-680.

Grullon, G., and R. Michaely, and B. Swaminathan[2002], "Are dividend changes a sign of firm maturity?," *Journal of Business* 75(3) 387-424.

Harada, K., and P. Nguyen[2005], "Dividend change context and signaling efficiency in Japan," *Pacific-Basin Finance Journal* 13(5), 504-522.

Hatakeda, T., and N. Isagawa[2004], "Stock price behavior surrounding stock repurchase announcements: Evidence from Jpan," *Pacific-Basin Finance Journal* 12(3), 271-290.

Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen[1995], "Market underreaction to open market share repurchases," *Journal of Financial Economics* 39(2), 181-208.

Isagawa, N.[2000], "Open-market stock repurchase and stock price behavior when management values real investment," *Financial Review* 35(4), 95-108.

Isagawa, N.[2002], "Open-market repurchase announcements and stock price behavior in inefficient markets," *Financial Management* 31(3), 5-20.

Jagannathan, M., C. P. Stephens, and M. S. Weisbach[2000], "Financial flexibility and the choice between dividends and stock repurchases," *Journal of Financial Economics* 57(3), 355-384.

Jensen, M. C.[1986], "Agency costs of free cash, flow, corporate finance, and takeovers," *American Economic Review* 76(2), 323-329.

Jensen, M. C., and W. H. Meckling[1976], "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure," *Journal of Financial Economics* 3(4), 305-360.

Kato, K., U. Loewenstein, and W. Tsai[1997], "Voluntary dividend announcements in Japan," *Pacific-Basin Finance Journal* 5(2), 167-193.

Kato, H. K., Loewenstein, U., and W. Tsai[2002], "Dividend policy, cash flow, and investment in Japan," *Pacific-Basin Finance Journal* 10(4), 443-473.

Kothari, S. P., and J. B. Warner[1997], "Measuring long-horizon security price performance," *Journal of Financial Economics* 43(3), 301-339.

Kothari, S. P., and J. B. Warner[2006], "Econometrics of event studies," in B. E. Eckbo(ed.), *Handbook of Corporate Finance:Empirical Corporate Finance, Volume 1*, Elsevier/North-Holland, Chapter 1.

Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny[1994], "Contrarian investment, extrapolation, and risk," *Journal of Finance* 49(5), 1541-1578.

Lintner, J.[1956], "Distribution of incomes of corporations among dividens, retained earnings, and taxes," *American Economic Review* 46(2), 97-113.

Lyon, J. D., B. M. Barber, and C. L. Tsai[1999], "Improved methods for tests of long-run abnormal stock return," *Journal of Finance* 54(1), 165-201.

Massa, M., Z. Rehman, and T. Vermaelen[2007], "Mimicking repurchases," *Journal of Financial Economics* 84(3), 624-666.

Miller, M. H., and K. Rock[1985], "Dividend policy under asymmetric information," *Journal of Finance* 40(4), 1031-1051.

Mitchell, M. L., and E. Stafford[2000], "Managerial decisions and long-term stock price performance," *Journal of Business* 73(3), 287-329.

Stephens, C. P., and M. S. Weisbach[1998], "Actual share reacquisitions in open-market repurchase program," *Journal of Finance* 53(1), 313-333.

Vermaelen, T.[1981], "Common stock repurchases and market signalling: An empirical study," *Journal of Financial Economics* 9(2), 139-183.

Wansley, J. W., W. R. Lane, and S. Sarkar[1989], "Managements' view on share repurchase and tender offer premiums," *Financial Management* 18(3), 97-110.

White, H.[1980], "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test of heteroscedasticity," *Econometrica* 48(4), 817-838.

Zhang, H.[2002], "Share repurchases under the commercial law 212-2 in Japan: Market reaction and actual implementation," *Pacific-Basin Finance Journal* 10(3), 287-305.