

KONAN UNIVERSITY

配当変更と業績パフォーマンスの関係に基づく配当シグナリング仮説の検証

著者	山口 聖
雑誌名	甲南経営研究
巻	52
号	1
ページ	67-87
発行年	2011-07-30
URL	http://doi.org/10.14990/00002039

配当変更と業績パフォーマンスの
関係に基づく
配当シグナリング仮説の検証

山 口 聖

甲南経営研究 第52巻 第1号 抜刷

平成 23 年 7 月

配当変更と業績パフォーマンスの 関係に基づく 配当シグナリング仮説の検証

山 口 聖

1. は じ め に

企業の配当支払いを説明する仮説の中で、シグナリング仮説は最も盛んに研究が行われているテーマの一つである。シグナリング仮説によれば、企業とマーケットの間には情報の非対称性が存在しており、情報を持たないマーケットは企業の株価を適正な水準に評価することができない。過小評価に直面した企業は、新規投資に対する資金調達のため、既存株主の流動性を満たすため、あるいは敵対的買収の脅威を回避するため、増配により自社の将来の業績に関する見通しが明るいことを表明する。将来の業績に関する見通しが明るくない企業も増配を行い、株価を上昇させる誘因を持つが、うそのシグナルを送ることによるコストがそれによって得られる便益を上回る場合、このような行動をとることは無い。シグナリング仮説は、増配が将来の業績に関する経営者の自信を表明する手段として利用されている可能性に注目するものである。

シグナリング仮説が実証的にサポートされるかは、配当シグナリング仮説の必要条件を検証することによって明らかにされる。一つは、予期されない配当の増加（減少）は、株価の上昇（下落）をもたらすというものであり、

配当変更と業績パフォーマンスの関係に基づく……（山口聖）

もう一つは、配当を増加（減少）した企業はその後の利益が増加（減少）するというものである。⁽¹⁾配当変更のアナウンスに対して、株価は有意に反応することが知られている。この現象は、シグナリング仮説の予想と整合するものである。しかしながら、配当変更が将来の業績に関する情報を有しているかどうかは疑わしい。米国市場を対象とした研究では、多くの否定的な結論が導かれている。日本市場においては、否定的な結論と整合的な結論が得られている。

本稿では、配当変更と将来の業績変化を明らかにすることにより、日本市場における配当シグナリング仮説を再検証する。本稿が先行研究と異なる点は、配当変更後の超過パフォーマンスを測定する際、日本市場において適切となるコントロール・ファームをベンチマークとして採用している点にある。

1980年1月から2005年8月までに行われた配当変更とその後の業績の変化を検証した結果、増配企業は増配前に有意なプラスのパフォーマンスを示しており、増配後には有意なパフォーマンスを示していないことが明らかになった。また、減配企業については、減配前に有意なマイナスのパフォーマンスを示しており、減配後にパフォーマンスは有意に回復することが明らかになった。これらの結論は、わが国企業における配当変更がシグナリング仮説では説明できないことを示している。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、配当変更とシグナリング仮説についての先行研究を概観する。第3節では、本研究で利用するサンプルを説明する。第4節では、実証結果を報告する。第5節は本研究のまとめである。

(1) ベイアウト政策について包括的にサーベイした Allen and Michaely (2003) では、配当シグナリング仮説の必要条件として、予期されない配当の増加（減少）が行われると、市場は企業の将来利益に関する予想を上方（下方）修正するという条件も掲げている。

2. シグナリング仮説の検証と先行研究

シグナリング仮説によれば、増配は企業の将来性に関する経営者の自信の表明である。したがって、企業が増配に踏み切れば、その後の業績は配当変更前に比べて有意に上昇すると考えられる。一方、減配はその逆である。米国市場を対象として行われた比較的最近の先行研究では、配当を変更しなかった場合に示したであろうパフォーマンスを推測し、このベンチマークに対する超過パフォーマンスを観測することにより、配当変更がもたらす情報の時点を明らかにしようとしている。

(1) Benartzi, Michaely, and Thaler (1997)

Benartzi, Michaely, and Thaler (1997) では、次の四つの方法で超過パフォーマンス ($UE_{i,t}$; 配当の変更によって生じた業績の成長率) を測定している。一つ目は、イベント企業の $t-1$ 期から t 期への業績の変化である。

$$UE_{i,t} = (E_{i,t} - E_{i,t-1}) / MV_{i,0} \quad (1)$$

ここで、 $E_{i,t}$ は配当変更企業 i の t 年度の特別項目を調整する前の利益 (income before extraordinary item), $MV_{i,0}$ は企業 i が配当を変更した年の取引初日の時価総額である。この指標は、はイベント企業 i の t 期のパフォーマンスがランダム・ウォークに従うと仮定している。

二つ目の指標は、業種のトレンドを取り除いた超過パフォーマンスを測定するため、イベント企業が属する業種の平均的なパフォーマンスをベンチマークとして算出される。

$$UE_{i,t} = \frac{E_{i,t} - E_{i,t-1}}{MV_{i,0}} - \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \frac{E_{j,t} - E_{j,t-1}}{MV_{j,0}} \quad (2)$$

ここで、 J は配当変更企業が属する業種に属し、配当を変更しなかった全ての企業数である。

配当変更と業績パフォーマンスの関係に基づく……（山口聖）

三つ目の指標は、パフォーマンスがドリフトを示す可能性を考慮するため、過去5年間（-5年から-1年まで）の業績の成長率を調整して算出される。

$$UE_{i,t} = \frac{(E_{i,t} - E_{i,t-1}) - (E_{i,-1} - E_{i,-5})/4}{MV_{i,0}} \quad (3)$$

四つ目の指標は、過去5年間という長期的なパフォーマンスのドリフトと、配当変更前年という短期的なパフォーマンスの成長率で調整した値である。この方法では、まず過去5年間（-5年から-1年まで）の業績の成長率と、過去1年間（-2年から-1年）の業績の成長率を基準に、5分位に分類された二つのグループを作成する。

$$UE_{i,t} = \frac{E_{i,t} - E_{i,t-1}}{MV_{i,0}} - \frac{1}{Q} \sum_{q=1}^Q \frac{E_{q,t} - E_{q,t-1}}{MV_{q,0}} \quad (4)$$

ここで、 Q は過去5年間の業績の成長率と、過去1年間の業績の成長率が共に配当変更企業と同じ分位に属し、配当を変更しなかった企業数である。このように算出された超過パフォーマンスは、 t 検定で評価される。

これらの指標を用いて、 $t=0, 1, 2$ の三時点について超過パフォーマンスを検証した結果、 $t=0$ については、増配グループが有意な超過パフォーマンスを示していること、増配の規模が大きいほど超過パフォーマンスの規模が大きくなるという関係が存在することを発見している。しかしながら、 $t=1, 2$ については一貫した関係は得られなかった。

減配グループについても同様、 $t=0$ において、超過パフォーマンスは有意なマイナスの値を示している。興味深いのは $t=1$ において、有意なプラスの超過パフォーマンスが生じていることである。この結果は、減配に関するシグナリング仮説の予想と異なるものである。これらの結果は、配当変更に含まれる情報は将来の業績に関するものではなく、現時点に関するものである可能性を示唆している。

彼らは、上記4つの方法で計算した将来の利益変化（ $t=1, 2$ ）を被説明変

数、配当変化率を説明変数として回帰分析を行った結果、配当変更に含まれる情報は過去、あるいは現在のものであり、将来に関する情報はほとんど含まれていないことを主張している。⁽²⁾

(2) Nissim and Ziv (2001)

Nissim and Ziv (2001) は、Benartzi, Michaely, and Thaler (1997) で報告された結論を確認したうえで、彼らの結論が誤った回帰モデルを推定したために得られたものであると主張する。彼らは、Benartzi, Michaely, and Thaler (1997) が用いたモデルについて、二つの点で定式化を誤っている可能性を指摘している。まず、Benartzi, Michaely, and Thaler (1997) は時価総額で基準化した将来の利益変化 $((E_t + E_{t-1})/P_{t-1})$ を配当変化率で回帰しているが、将来の利益は現在の株価に反映されるため、 $(E_t - E_{t-1})/P_{t-1}$ と E_{t-1}/P_{t-1} には、マイナスの相関がある。⁽³⁾ 加えて、配当変更と E_{t-1}/P_{t-1} の間には、プラスの相関があると考えられるため、彼らの方法で検証した場合、シグナリング仮説の予想と反対の結論を導きやすくなる。

もう一つの誤りは、Benartzi, Michaely, and Thaler (1997) が $ROE(E_{t-1}/B_{t-1})$ を説明変数に加えていないことである。 ROE は将来の利益変化を予測する重要な変数であることが知られている (Freeman, Ohlson, and Penman (1982))。配当変更とプラスの相関を持つ ROE を調整しない場合、配当変更企業のその後の利益変化は、平均回帰傾向によって、やはりシグナリング仮

(2) モデルの定式化によっては、限定的に配当変更と1年後のパフォーマンスの間にプラスの有意な関係が得られたことも報告されている (表4, パネルB)。彼らは、増配を行ったグループのその後のパフォーマンスが、増配を行わなかったグループよりも低下しないことを発見している。増配に含まれる情報は将来の超過パフォーマンスに関するものではなく、過去や現在の好調なパフォーマンスが将来にわたり維持されるという内容である可能性を提示している。

(3) ここで、 $\tau=0, 1, 2$ であり、 P_{t-1} は配当変更をアナウンスした年度の期首の時価総額である。

配当変更と業績パフォーマンスの関係に基づく…… (山口聖)

説の予想と反対の結論を導きやすくなる。

Nissim and Ziv (2001) は、これらの問題を回避するため、利益変化を総資産簿簿で基準化した変数 $((E_t - E_{t-1})/B_{t-1})$ を採用し、 $ROE_{t-1}(E_{t-1}/B_{t-1})$ を説明変数に加えた以下のモデルを推定した。

$$(E_t - E_{t-1})/B_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_{1p} DPC_0 \times RADIV_0 + \alpha_{1n} DNC_0 \times RADIV_0 \\ + \alpha_2 ROE_{t-1} + \alpha_3 (E_0 - E_{-1})/B_{-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

ここで、 $RADIV_0$ は配当変化率であり、 $(E_0 - E_{-1})/B_{-1}$ は自己相関の問題を考慮するために採用された被説明変数の1期ラグである。 $DPC_0(DNC_0)$ は増配(減配)の場合1、それ以外の場合で0をとるダミー変数である。これらのダミー変数は、配当変更と業績の関係が増配の場合と減配の場合で異なる(対称ではない)ために採用される。

彼らは正しく定式化されたモデルを推定した結果、増配企業は配当を変更しなかった企業に比べて、その後4年間にわたり業績が有意に増加していることを発見している。彼らの結論は、増配は将来の業績の増加を伝えるとするシグナリング仮説と整合するものである。

(3) Grullon, Michaely, and Swaminathan (2002)

Grullon, Michaely, and Swaminathan (2002) は、Nissim and Ziv (2001) で指摘されたパフォーマンスの指標に関する問題を回避するため、Barber and Lyon (1996) に従い、 ROA の変化を用いて超過パフォーマンスを測定している。Barber and Lyon (1996) では、超過パフォーマンスのベンチマークの選択方法について分析している。彼らは、Brown and Wannner シミュレーションを行った結果、業種と前年のパフォーマンスで選択したコントロール・ファームをベンチマークとして超過パフォーマンスを測定することにより、イベントがパフォーマンスに与える影響を適切に検証できることを明らかにしている。⁽⁴⁾

Grullon, Michaely, and Swaminathan (2002) では、次のように超過パフォーマンスを測定している。

$$\Delta ROAI_{i,t} = (ROA_{i,t} - ROA_{i,t-1}) - (ROA_{m,t} - ROA_{m,t-1}) \quad (6)$$

ここで、 $ROA_{i,t}$ は配当変更企業 i の t 期の ROA であり、 $ROA =$ 営業利益/総資産簿価、 $ROA_{m,t}$ は 企業 i のコントロール・ファームである。コントロール・ファームは、配当変更企業と同業種に属する企業の中から、イベント前3年間の ROA の平均値がイベント企業に最も近い1社が選択される。

彼らは、配当変更前3年間の $\Delta ROAI_{i,t}$ の平均値と、配当変更後3年間の $\Delta ROAI_{i,t}$ 平均値を比較した結果、増配グループについては配当変更後3年間に有意なマイナスの値を示しており、減配グループについては配当変更後3年間に有意なプラスの値を示している。加えて、増配グループのアナウンス時点の $\Delta ROAI_{i,t}$ については、増配の規模が大きくなるほど高い値を示していることが明らかになった。これらの結果は、Benartzi, Michaely, and Thaler (1997) が報告した結果と同様のものである。

彼らは、 ROA の変化だけでなく、 ROA の水準についても検証している。配当変更が ROA の水準に関する情報を伝える場合、実際には配当変更後に ROA の水準は増加していても、 ROA の変化では捉えられない可能性があるためである⁽⁵⁾。分析の結果は、 ROA の変化を用いた場合と同様である。配当変更グループの ROA の水準は配当変更前に比べて有意に増加していない。こ

(4) Brown and Warner (1985) は、イベントと株価反応の関係を検証するイベント・スタディにおいて、適切なベンチマークとその検定方法を明らかにするため、シミュレーションを行っている。同様のシミュレーション分析は、Brown and Warner シミュレーションと呼ばれる。Brown and Warner シミュレーションの具体的な方法は第4節を参照。

(5) 配当変更前後7期間の ROA の水準がそれぞれ、13%、14%、15%、18%、17%、16%、16%であるとする、 ROA の水準の平均値は変更前3年間の14%からの変更後3年間の16.3%へと上昇することになるが、 ROA の変化は変更後3年間はマイナスの値を示すことになる。

配当変更と業績パフォーマンスの関係に基づく……（山口聖）

の結果は、配当変更が将来の業績に関する情報を持つとするシグナリング仮説の予想に反するものである。⁽⁶⁾

（４）Grullon, Michaely, Benartzi, and Taler (2005)

Grullon, Michaely, Benartzi, and Taler (2005) は、Nissim and Ziv (2001) の結論を再検証している。Nissim and Ziv (2001) の結論は、利益の平均回帰傾向を考慮した結果得られたものであるが、利益の平均回帰は Benartzi, Michaely, and Thaler (1997) や Grullon, Michaely, and Swaminathan (2002) が用いたコントロール・ファームをベンチマークとすることで調整されるはずだからである。

彼らは、Nissim and Ziv (2001) の結論もまた、利益の平均回帰傾向を調整しきれていないために生じた見せかけの関係であるとしている。Nissim and Ziv (2001) のモデルでは、平均回帰のスピードは一定であると仮定されている。しかしながら、Fama and French (2000) によれば、平均回帰のスピードは一定ではない。利益変化の規模が大きいほど平均回帰速度は速く、また予想を下回る利益は予想を上回る利益よりも速く平均回帰する。

Grullon, Michaely, Benartzi, and Taler (2005) は、Fama and French (2000) のモデルに依拠して定式化したモデルを推定した結果、Nissim and Ziv (2001) で得られた関係が消滅することを報告している。

このように、米国市場では否定的な結論が多く導かれ、配当変更が将来の業績を伝えるとするシグナリング仮説とは整合しないようである。

(6) 増配企業の ROA の水準は有意に増加しないものの、増配を行わなかった企業に比べて、高い水準で持続することを発見している。彼らは、配当変更に含まれる情報は将来の業績に関するものではなく、システムティック・リスクに関するものであると結論付けている。

わが国市場においても、配当変更と将来の業績の関係を調べることにより、シグナリング仮説の検証が試みられている。Fukuda (2000) は、Benartzi, Michaely, and Thaler (1997) と同様の分析手法を用いて、わが国市場における配当変更とその後のパフォーマンスの関係を検証している。

Fukuda (2000) では、営業利益をアナウンスメント年度末の時価総額で基準化した値をパフォーマンスの指標として採用し、Barber and Lyon (1996) の方法で選択したコントロール・ファームに対する超過パフォーマンスを用いて検証している。検証の結果、米国市場と同様わが国市場においても、増配後に業績が有意に上昇するという結論は得られなかった。さらに、Benartzi, Michaely, and Thaler (1997) と同様の回帰分析を行った結果、配当変更は将来の業績と有意な関係を示さないことを確認している。

Harada and Nguyen (2005) は、配当変更後1年間のROAの変化を被説明変数、配当変更ダミーを説明変数とした回帰分析により、配当変更が将来のROAの変化に影響するかどうかを検証している。彼らは配当変更が行われる状況に注目する。企業特性から配当変更が予想される状況において配当を変更する企業と、その他の理由で配当を変更する企業とでは、配当変更に含まれる情報が異なると推測されるからである。彼らは、ロジット・モデルを用いて配当変更が予想される企業と、予想されないにもかかわらず配当を変更した企業とに分類している。

彼らの結果は、ロジット・モデルから増配が予想される企業が増配した場合、その後のROAの変化は有意にプラスになることを示している。増配についてはシグナリング仮説と整合する結論が得られたことになる。減配については、ロジット・モデルから減配が予想されるサンプルについては、その後のROAの変化は有意にマイナスになる傾向がある。しかしながら、減配が予想される企業で実際に減配に踏み切った企業は、その後のROAの変化は有意にプラスに転じている。この結果はシグナリング仮説と整合するもの

配当変更と業績パフォーマンスの関係に基づく…… (山口聖)

ではないが, Benartzi, Michaely, and Thaler (1997) や Fukuda (2000) で示された減配企業のその後の有意なプラスのパフォーマンス説明するものである。

3. サンプル

本研究では, 金融・証券・保険業を除く東証1部2部上場企業が1980年1月から2005年8月までに行った増配と減配のサンプル(配当開始と無配転落を含む)を用いてシグナリング仮説を検証する。分析に必要となるデータは日経NEEDS Financial Quest 企業財務データベースから取得したものである。これらのデータは連結決算優先である。したがって, 連結決算情報が利用できる企業については連結決算を利用し, これが利用できない企業については単独本決算のデータを利用することになる。

増配(減配)のサンプルは1株当たり配当額の変化で把握する。中間と期末の1株当たり配当金の合計額が1円以上増加(減少)したfirm-yearを増配(減配)サンプルとして分類する。また, 決算月変更などの理由により, 同一暦年に二回の決算を計上する企業については, 二回目の決算を削除した。このような基準でサンプルを選択した結果, 増配サンプルは7,141のfirm-year, 減配サンプルは4,996のfirm-yearとなった。表1のパネルAは各年度の増配サンプルと減配サンプルの分布, パネルBは毎年10分位に分類された全上場企業に対するランクである。

パネルAは t 期を配当変更期の期首とした場合の, ROA_t (t 期の営業利益/ t 期の総資産), $\Delta ROA_{t-1:t}$ ($ROA_t - ROA_{t-1}$), M/B_t (t 期の総資産時価/ t 期の総資産簿価), BV_t (t 期の総資産簿価)についての各年度の平均値である。先行研究で示される通り, 増配サンプルは減配サンプルに比べてその頻度は高いことが分かる。また, パネルAの各変数の平均値を見ると, 増配サンプルと減配サンプルでは, ROA と ΔROA に大きな違いがあることが分かる。Harada and Nguyen (2005) で示された通り, 増配企業は配当変更前に ROA

表1 サンプルとランクの分布

パネルA					パネルB					
year	増配サンプル				減配サンプル					
	sample	ROA (%)	ΔROA (%)	M/B	BV(100万円)	sample	ROA (%)	ΔROA (%)	M/B	BV(100万円)
1980	242	9.43	1.85	1.36	158,872	97	4.88	-1.57	1.22	246,533
1981	175	9.69	1.40	1.42	261,221	136	4.45	-2.38	1.19	115,025
1982	142	9.09	0.09	1.35	127,437	118	3.79	-1.86	1.17	159,853
1983	117	9.10	0.05	1.57	152,185	152	2.84	-2.90	1.25	115,444
1984	127	7.96	1.33	1.82	131,359	132	3.98	-1.41	1.46	180,672
1985	151	7.86	0.96	1.74	238,289	86	2.86	-1.96	1.54	73,783
1986	109	7.26	0.00	1.85	196,821	112	2.21	-2.84	1.58	161,241
1987	132	6.41	1.11	1.92	144,519	131	1.60	-3.23	1.66	217,141
1988	247	6.26	1.64	2.03	172,820	120	2.71	-1.63	1.92	162,051
1989	390	6.41	1.43	2.04	236,452	116	3.67	-2.25	1.91	183,899
1990	414	6.12	0.70	2.12	346,755	126	4.06	-1.94	2.04	202,294
1991	318	6.73	0.89	1.93	303,095	142	3.58	-1.24	1.63	347,240
1992	227	6.73	-0.10	1.53	202,096	199	2.51	-1.98	1.29	168,124
1993	139	6.40	0.15	1.59	193,589	248	0.56	-2.75	1.21	257,982
1994	142	6.06	0.17	1.66	240,357	270	0.54	-1.91	1.31	301,309
1995	192	5.64	0.81	1.37	192,501	181	1.49	-0.93	1.22	334,940
1996	281	5.66	0.89	1.50	298,167	141	1.21	-1.25	1.27	210,037
1997	314	5.86	0.68	1.35	259,006	188	2.25	-0.80	1.08	178,380
1998	173	5.99	0.23	1.25	217,176	632	3.00	-0.89	1.08	369,280
1999	195	5.58	0.09	1.33	185,197	341	1.89	-1.52	1.06	308,721
2000	573	5.10	0.91	1.47	355,032	149	2.82	-0.75	1.12	551,997
2001	330	6.76	1.41	1.32	296,566	252	4.41	-0.68	1.15	346,983
2002	216	7.29	0.21	1.24	200,198	401	2.17	-3.48	1.05	237,978
2003	395	6.82	1.62	1.11	331,420	189	2.87	-1.08	0.96	194,120
2004	614	6.83	1.17	1.29	264,382	159	5.06	-0.70	1.27	209,572
2005	786	7.37	0.90	1.35	304,627	178	6.12	-0.87	1.45	184,245
	7,141	6.94	0.79	1.56	231,159	4,996	2.98	-1.72	1.35	231,494
Rank	増配サンプル				減配サンプル					
	ROA	ΔROA	M/B	BV	ROA	ΔROA	M/B	BV		
1	123 (1.7)	263 (3.7)	322 (4.5)	154 (2.2)	940 (19.0)	1006 (20.3)	527 (10.7)	152 (3.1)		
2	319 (4.5)	387 (5.5)	486 (6.9)	271 (3.8)	838 (16.9)	810 (16.4)	587 (11.9)	249 (5.0)		
3	458 (6.5)	511 (7.2)	603 (8.5)	417 (5.9)	621 (12.6)	590 (11.9)	570 (11.5)	289 (5.8)		
4	593 (8.4)	592 (8.4)	642 (9.1)	533 (7.5)	515 (10.4)	553 (11.2)	541 (10.9)	416 (8.4)		
5	650 (9.2)	660 (9.3)	693 (9.8)	660 (9.3)	434 (8.8)	485 (9.8)	535 (10.8)	461 (9.3)		
6	756 (10.7)	719 (10.2)	735 (10.4)	741 (10.5)	372 (7.5)	392 (7.9)	510 (10.3)	554 (11.2)		
7	865 (12.1)	858 (12.1)	819 (11.6)	960 (13.6)	346 (7.0)	347 (7.0)	490 (9.9)	644 (13.0)		
8	947 (13.4)	915 (12.9)	862 (12.2)	968 (13.7)	321 (6.5)	337 (6.8)	441 (8.9)	673 (13.6)		
9	1131 (16.0)	1077 (15.2)	920 (13.0)	1140 (16.1)	293 (5.9)	279 (5.6)	402 (8.1)	762 (15.4)		
10	1240 (17.5)	1100 (15.5)	1000 (14.1)	1238 (17.5)	268 (5.4)	149 (3.0)	345 (7.0)	748 (15.1)		
Total (%)	7,082 (100)	7,082 (100)	7,082 (100)	7,082 (100)	4948 (100)	4948 (100)	4948 (100)	4948 (100)		

(注) パネルAの数値は各年度についての平均値であり、最後の行はサンプルについては合計値、その他は平均値である。

パネルBは全上場企業を10分位に分類した結果、配当変更企業が属する分位の分布である。Rank 1は小さい値を示す上位10%、Rank 10は大きい値を示す上位10%である。

が上昇した結果、高いROAを示している。一方、減配サンプルについてはROAが低下した結果、低いROAを示している。

パネルBは、配当変更企業の各々の変数について、上場企業全体に対して

配当変更と業績パフォーマンスの関係に基づく……（山口聖）

どのランクに位置するの⁽⁷⁾かを示す。パネルBに注目すると、増配企業は各変数について大きい値を示す傾向にあるが、極端に第10分に集中している傾向は見られない。また減配企業についても、各変数は小さい値を示す傾向にあるが、極端に第1分位に集中している傾向は見られない。

4. 分析方法と分析結果

4.1. コントロール・ファームの選択基準

上述のとおり、Fukuda (2000) は、Barber and Lyon (1996) で明らかにされたコントロール・ファームの選択方法を採用して、わが国市場におけるシグナリング仮説を検証している。しかしながら、わが国市場において、米国市場と同様の方法が適切なコントロール・ファームの選択方法となるかどうかは明らかではない。

山口 (2010) では、日本市場におけるコントロール・ファームの選択基準を評価している。1977年1月から2008年8月までのデータを用いて、M1 からM5 の五つの基準で分析した結果、これらの基準でコントロール・ファームを選択することにより、イベントがその後の超過パフォーマンスに与える影響を適切に評価できることを示している。各々の選択基準は以下のとおりである。

(1) M1：業種分類・ ROA_t

一つ目の基準は、業種分類と t 期の ROA を用いる基準である。この方法では、以下の基準でイベント企業のコントロール・ファーム一社を選択する。

(i) イベント企業と同じ業種に属し、 ROA_t がイベント企業の $\pm 10\%$ 、ある

(7) 配当変更企業の将来の業績の変化を計測するため、本研究では $t-1$ 期、 t 期、 $t+1$ 期の ROA 、 M/B_t 、 BV_t の中で一つでも利用できないサンプルは分析から除いている。したがって、パネルAに比べてパネルBのサンプル数は少なくなっている。

いは ± 0.01 の範囲にある全ての企業を選択する。そして、選択された企業群の中から、 ROA_t がイベント企業に最も近い値を有する一社をコントロール・ファームとする。⁽⁸⁾(ii) (i) の条件を満たす企業群が見つからない場合、業種の条件を取り除き、全ての企業の中から、 ROA_t がイベント企業の $\pm 10\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にある全ての企業を選択し、選択された企業群の中から、 ROA_t がイベント企業に最も近い値を有する一社をコントロール・ファームとする。(iii) (ii) の条件を満たす企業群が見つからない場合、業種と ROA_t の選択基準に関わらず、全ての企業の中から、 ROA_t がイベント企業に最も近い値を有する一社をコントロール・ファームとする。

(2) M2: 業種分類・ $\Delta ROA_{t-1, t}$

二つ目の基準は、業種分類と $t-1$ 期から t 期までの ROA の変化を用いる基準である。この方法では、以下の基準でイベント企業のコントロール・ファームを一社選択する。(i) イベント企業と同じ業種に属し、 $\Delta ROA_{t-1, t}$ がイベント企業の $\pm 10\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にある全ての企業を選択する。そして、選択された企業群の中から、 $\Delta ROA_{t-1, t}$ がイベント企業に最も近い値を有する一社をコントロール・ファームとする。(ii) (i) の条件を満たす企業群が見つからない場合、業種の条件を取り除き、全ての業種の中から、 $\Delta ROA_{t-1, t}$ がイベント企業の $\pm 10\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にある全ての企業を選択し、選択された企業群の中から、 $\Delta ROA_{t-1, t}$ がイベント企業に最も近い値を有する一社をコントロール・ファームとする。(iii) (ii) の条件を満たす企業群が見つからない場合、業種と $\Delta ROA_{t-1, t}$ の選択基準に関わらず、

(8) Barber and Lyon (1996) では、 $\pm 10\%$ の基準のみを採用している。しかしながら、Lie (2001) が示している通り、 $\pm 10\%$ の基準では、 ROA が 0% に近い値を有するイベント企業については、この条件を満たす企業群を選択しにくくなるため、本研究でも $\pm 10\%$ の条件に加え、 ± 0.01 の条件を設定する。

配当変更と業績パフォーマンスの関係に基づく……（山口聖）

全ての企業の中から、 $\Delta ROA_{t-1,t_0,t}$ がイベント企業に最も近い値を有する一社をコントロール・ファームとする。

(3) M3：業種分類・ ROA_t ・ $\Delta ROA_{t-1,t_0,t}$

三つ目の基準は、業種分類と t 期の ROA ，そして $t-1$ 期から t 期までの ROA の変化を用いる基準である。この方法では、以下の基準でイベント企業のコントロール・ファームを一社選択する。(i) イベント企業と同じ業種に属し、 ROA_t がイベント企業の $\pm 20\%$ ，あるいは ± 0.01 の範囲にあり、かつ $\Delta ROA_{t-1,t_0,t}$ がイベント企業の $\pm 20\%$ ，あるいは ± 0.01 の範囲にある全ての企業を選択する⁽⁹⁾。そして、選択された企業群の中から、次式を最小にする一社をコントロール・ファームとする。

$$|ROA_{event,t} - ROA_{i,t}| + |\Delta ROA_{event,t-1,t} - \Delta ROA_{i,t-1,t}| \quad (7)$$

(ii) (i) の条件を満たす企業群が見つからない場合、業種の条件を取り除き、全ての業種の中から、 ROA_t がイベント企業の $\pm 20\%$ ，あるいは ± 0.01 の範囲にあり、かつ $\Delta ROA_{t-1,t_0,t}$ がイベント企業の $\pm 20\%$ ，あるいは ± 0.01 の範囲にある全ての企業を選択し、選択された企業群の中から、(2)式を最小にする一社をコントロール・ファームとする。(iii) (ii) の条件を満たす企業群が見つからない場合、業種、 ROA_t 、 $\Delta ROA_{t-1,t_0,t}$ の選択基準に関わらず、全ての企業の中から、(2)式を最小にする一社をコントロール・ファームとする。

(4) M4：業種分類・ ROA_t ・ M/B_t

四つ目の基準は、業種分類と t 期の ROA ，そして t 期の M/B を用いる基準である。この方法では、以下の基準でイベント企業のコントロール・ファーム

(9) コントロールする変数が多くなれば、選択される企業群を構成する企業数が少なくなってしまうため、 $\pm 10\%$ の基準から $\pm 20\%$ の基準へと拡大する。

ムを一事選択する。(i) イベント企業と同じ業種に属し、 ROA_t がイベント企業の $\pm 20\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にあり、かつ M/B_t がイベント企業の $\pm 20\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にある全ての企業を選択する。そして、選択された企業群の中から、 ROA_t がイベント企業に最も近い値を有する一事をコントロール・ファームとする。(ii) (i)の条件を満たす企業群が見つからない場合、業種の条件を取り除き、全ての業種の中から、 ROA_t がイベント企業の $\pm 20\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にあり、かつ M/B_t がイベント企業の $\pm 20\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にある全ての企業を選択し、選択された企業群の中から、 ROA_t がイベント企業に最も近い値を有する一事をコントロール・ファームとする。(iii) (ii)の条件を満たす企業群が見つからない場合、業種、 ROA_t 、 M/B_t の選択基準に関わらず、全ての企業の中から、 ROA_t がイベント企業に最も近い値を有する一事をコントロール・ファームとする。

(5) M5: 業種分類・ ROA_t ・ $\Delta ROA_{t-1,t}$ ・ M/B_t

五つ目の基準は、業種分類、 t 期の ROA 、 $t-1$ 期から t 期への ROA の変化、そして t 期の M/B を用いる基準である。この方法では、以下の基準でイベント企業のコントロール・ファームを一事選択する。(i) イベント企業と同じ業種に属し、 ROA_t がイベント企業の $\pm 20\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にあり、かつ $\Delta ROA_{t-1,t}$ がイベント企業の $\pm 20\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にあり、さらに M/B_t がイベント企業の $\pm 20\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にある全ての企業を選択する。そして、選択された企業群の中から、次式を最小にする一事をコントロール・ファームとする。

$$\begin{aligned} & |ROA_{event,t} - ROA_{i,t}| + |\Delta ROA_{event,t-1,t} - \Delta ROA_{i,t-1,t}| \\ & + |M/B_{event,t} - M/B_{i,t}| \end{aligned} \quad (8)$$

(ii) (i)の条件を満たす企業群が見つからない場合、業種の条件を取り除き、 ROA_t がイベント企業の $\pm 20\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にあり、かつ

配当変更と業績パフォーマンスの関係に基づく……（山口聖）

$\Delta ROA_{t-1, to, t}$ がイベント企業の $\pm 20\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にあり、さらに M/B_t がイベント企業の $\pm 20\%$ 、あるいは ± 0.01 の範囲にある全ての企業を選択し、選択された企業群の中から、(3)式を最小にする一社をコントロール・ファームとする。(iii) (ii) の条件を満たす企業群が見つからない場合、業種、 ROA_t 、 $\Delta ROA_{t-1, to, t}$ 、 M/B_t の選択基準に関わらず、全ての企業の中から、(3)式を最小にする一社をコントロール・ファームとする。

4.2. 分析結果

表2 ランダム・サンプルにおける Brown and Warner シミュレーションの結果

パネル A : t 検定	Cumulative Probability					
	0.005	0.995	0.025	0.975	0.05	0.95
M1 : ROA_t	0.5	0.5	2.7	2.5	4.7	5.4
M2 : $\Delta ROA_{t-1, to, t}$	0.1	0.3	1.9	2.1	5.0	4.2
M3 : $ROA_t, \Delta ROA_{t-1, to, t}$	0.5	0.5	2.7	2.2	5.1	5.2
M4 : $ROA_t, M/B_t$	0.2	0.2	2.1	1.5*	4.5	3.5*
M5 : $ROA_t, \Delta ROA_{t-1, to, t}, M/B_t$	0.6	0.3	2.4	2.0	5.3	4.7

パネル B : 符合順位検定	Cumulative Probability					
	0.005	0.995	0.025	0.975	0.05	0.95
M1 : ROA_t	0.2	0.5	2.6	2.4	5.3	4.7
M2 : $\Delta ROA_{t-1, to, t}$	0.3	0.4	2.0	2.2	4.6	4.7
M3 : $ROA_t, \Delta ROA_{t-1, to, t}$	0.4	0.7	2.3	2.3	5.1	4.6
M4 : $ROA_t, M/B_t$	0.6	0.2	2.2	1.9	4.1	4.0
M5 : $ROA_t, \Delta ROA_{t-1, to, t}, M/B_t$	0.3	0.3	2.2	2.7	5.9	4.1

(注) 五つのコントロール・ファーム選択方法で1,000個の t 値、 z 値の中で、各水準で棄却された割合。

* は、二項検定の結果、両側 5%水準で有意であることを示す。

表2は、五つの選択基準で選択したコントロール・ファームをベンチマークとして Brown and Warner シミュレーションを行った結果である。表中の値は、1977年1月から2008年8月までの全ての上場企業の中からランダムに抽出された50サンプルを用いて検定統計量を計算するという作業を1,000回行っ

た結果、帰無仮説が誤って棄却された割合を示している。有意な値は、その割合が理論的な有意水準から有意に異なることを意味している。各々の基準を用いて超過パフォーマンスの有意性を適切に検定するには、帰無仮説が誤って棄却される割合が理論的な有意水準と有意に異なる必要がある。イベントを行っていない企業について測定した超過パフォーマンスは有意な値を示さないはずであり、理論的な有意水準とは、帰無仮説のもとで検定統計量が誤って棄却される確率だからである。

表2の値は、サンプルが極端な企業特性を持たないと仮定した場合のシミュレーションの結果である。表1から明らかな通り、配当変更サンプルは、わずかに企業特性の偏りが見られる。増配（減配）を行った企業はROAが上昇（下落）した結果、イベント前に高い（低い）ROAの値を示しており、企業規模も大きい（小さい）。したがって、本研究では、五つ全ての選択基準で選択したコントロール・ファームをベンチマークとして、超過パフォーマンスの有意性の検定を行う。

五つのコントロール・ファームをベンチマークとして、超過パフォーマンスは以下のように計算される。

$$\Delta AROA_{i,t,t+1} = (ROA_{i,t+1} - ROA_{i,t}) - (ROA_{c,t+1} - ROA_{c,t}) \quad (9)$$

ここで、 t は配当変更期の期首であり、 $ROA_{c,t}$ は各基準で選択されるコントロール・ファームの t 期のROAである。

このように算出された配当変更企業の超過パフォーマンスについて、本研究では平均値とメジアンで評価する⁽¹⁰⁾。表3は、M1～M5までの基準で選択したコントロール・ファームを用いて、配当変更がその後のパフォーマンスに与える影響を検証した結果である。 $t-2$ から $t+3$ までの期間を通じて超過パフォーマンスを測定できる企業にサンプルを限定した結果、サンプル数は増

(10) 山口(2010)では、平均値に対する t 検定と、メジアンに対する符号順位検定の検出力を検証したところ、検出力は後者のほうが高いことが明らかとなった。

配当変更と業績パフォーマンスの関係に基づく……（山口聖）

表3 イベント前後の超過パフォーマンス

	増配サンプル (サンプル数=6,675)					減配サンプル (サンプル数=4,668)				
	t-2 to t-1	t-1 to t	t to t+1	t+1 to t+2	t+2 to t+3	t-2 to t-1	t-1 to t	t to t+1	t+1 to t+2	t+2 to t+3
M1										
平均値	0.569%	1.036%	0.166%	0.067%	0.079%	-0.265%	-1.052%	0.127%	0.143%	0.253%
t値	12.77***	24.40***	3.69***	1.43	1.67*	-5.29***	-17.49***	2.04**	2.74***	4.46***
メジアン	0.388%	0.701%	0.076%	-0.026%	0.051%	-0.198%	-0.804%	0.087%	0.077%	0.149%
p値	0.000***	0.000***	0.001***	0.767	0.054	0.000***	0.000***	0.015**	0.006**	0.000***
M2										
平均値	0.418%	0.824%	-0.125%	-0.250%	-0.048%	-0.297%	-1.070%	0.330%	0.437%	0.355%
t値	8.83***	17.88***	-2.82***	-5.25***	-0.91	-5.38***	-16.91***	5.12***	7.41***	6.15***
メジアン	0.312%	0.561%	-0.073%	-0.155%	-0.030%	-0.191%	-0.783%	0.271%	0.325%	0.250%
p値	0.000***	0.000***	0.010**	0.000***	0.083	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
M3										
平均値	0.586%	0.947%	0.071%	-0.010%	0.071%	-0.279%	-1.059%	0.184%	0.170%	0.246%
t値	12.92***	22.56***	1.68*	-0.22	1.51	-5.64***	-18.65***	3.05***	3.00***	4.47***
メジアン	0.333%	0.643%	0.054%	-0.052%	0.024%	-0.216%	-0.748%	0.081%	0.031%	0.091%
p値	0.000***	0.000***	0.144	0.148	0.148	0.000***	0.000***	0.008**	0.060	0.015**
M4										
平均値	0.553%	0.996%	0.092%	-0.006%	0.052%	-0.224%	-1.081%	0.176%	0.185%	0.189%
t値	12.38***	23.88***	2.15**	-0.12	1.10	-4.46***	-18.66***	2.97***	3.52***	3.03***
メジアン	0.368%	0.707%	0.018%	-0.041%	0.025%	-0.145%	-0.825%	0.069%	0.111%	0.077%
p値	0.000***	0.000***	0.084	0.168	0.350	0.000***	0.000***	0.008**	0.001***	0.015**
M5										
平均値	0.585%	0.953%	0.046%	-0.061%	0.057%	-0.263%	-1.092%	0.105%	0.176%	0.192%
t値	13.01***	22.77***	1.10	-1.39	1.23	-5.26***	-19.28***	1.80*	3.22***	3.19***
メジアン	0.363%	0.640%	0.018%	-0.050%	0.003%	-0.216%	-0.759%	0.084%	0.026%	0.075%
p値	0.000***	0.000***	0.209	0.021**	0.631	0.000***	0.000***	0.083	0.020**	0.008**

(注) 平均値についてはt検定, メジアンについてはWilcoxon符号順位検定を行った結果, t検定についてはt値, 符号順位検定についてはp値を示す。tはイベント公表期の期首である。

***, **, *, はそれぞれ, 両側1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

配サンプルで6,675, 減配サンプルで4,668となった。

増配サンプルの結果に注目すると, 全ての基準において, サンプル企業は増配前に有意なROAの上昇を経験していることが分かる。増配前の2期間に注目すると, ROAは連続して上昇している。配当は自社株買いに比べて硬直的なペイアウト手段であり, 経営者は将来も増配後の水準を維持できる場合に限り増配に踏み切るとされる。増配企業の経営者は, 他社に比べ2期連続して有意に増加したROAに裏打ちされ, 増配に踏み切ったのかもしれない。

一方, 増配後に注目すると, ROAは他社に比べ有意に高い値を示していない。増配の2年後の平均値を見るとM1基準でわずかに有意なプラスの値が

検出されているが、メジアンは有意ではない。この結果は、増配後に業績が上昇すると予想するシグナリング仮説とは整合しないものである。

減配サンプルの結果に注目すると、やはり全ての基準において、サンプル企業は減配前に有意な *ROA* の低下に直面している。減配前の2年間に注目した場合も増配のケースと同じく、連続して業績の落ち込みを経験している。減配は企業にとって苦渋の決断であるが、前期を上回る低下を経験した企業は減配を避けられなかったようである。

減配サンプルの減配後のパフォーマンスに注目すると、減配後に連続して業績は有意に上昇していることが分かる。この結果は、米国市場における先行研究や、Fukuda (2000)、で得られた結論と同様である。これらの分析の結果は、わが国市場において、配当変更は将来の業績を伝えるシグナルとして機能していないことを示している。

5. ま と め

本稿では、配当変更が将来の業績に関する情報を有するかどうかを明らかにすることにより、配当シグナリング仮説を検証した。シグナリング仮説によれば、増配企業の業績は増配後に有意に増加すると推測される。米国市場を対象とした研究では、配当変更は将来のパフォーマンスと関連していないようである。増配企業は増配前に有意なプラスの超過パフォーマンスを示しているが、増配後は有意な値を示していない。減配企業についても、減配前に有意なマイナスの超過パフォーマンスを示している。一方、減配後に業績は有意に上昇することが報告されている。

本稿では、日本市場において適切となる選択基準を採用してコントロール・ファームを選択し、超過パフォーマンスの検証を行った。検証の結果は、米国市場の先行研究や、Fukuda (2000) と同様である。増配企業は増配前に有意なプラスの超過パフォーマンスを示しており、変更後には有意な値を示し

配当変更と業績パフォーマンスの関係に基づく……（山口聖）

ていない。また、減配後に企業は有意なプラスの超過パフォーマンスを示している。この結果は、日本市場において、配当シグナリング仮説をサポートしないものである。

第2節で見たとおり、これまでの研究では、企業特性がイベント企業に近い値を有する企業をコントロール・ファームとして選択し、そのベンチマークに対する超過リターンを検証するという方法が多く採用されてきた。しかしながら、この方法ではコントロールする必要のある変数が多くなった場合、全ての変数においてイベント企業に近い値を有する企業を選択することが難しくなる。この問題を解消する方法として、propensity score を用いてコントロール・ファームを選択する方法がある。この方法を用いて同様の結論が得られることを確認することにより、本稿で得られた結論の頑健性を検証することができると考えられる。この分析は今後の課題とする。

引用文献

- Allen, F and R. Michaely [2003], Payout policy, *HANDBOOK OF THE ECONOMICS OF FINANCE* 1A (Elsevier), 337-429. (砂川伸幸訳 (2006) 「ペイアウト政策」加藤英明監訳『金融経済ハンドブック1』丸善, 367-457)。
- Barber, B. M., and J. D. Lyon [1996], “Detecting abnormal operating performance: the empirical power and specification of test statistics,” *Journal of Financial Economics* 41, 359-399.
- Benartzi, S., R. Michaely, and R. Thaler [1997], “Do changes in dividends signal the future or the past?” *Journal of Finance* 52(3), 1007-1034.
- Brown, S. J., and J. B. Warner [1985], “Using daily stock returns: the case of event studies,” *Journal of Financial Economics* 14, 205-258.
- Fama, E. F., and K. R. French [2000] “Forecasting profitability and earnings,” *Journal of Business* 73 161-175.
- Fukuda, A. [2000], “Dividend changes and earnings performance in Japan,” *Pacific-Basin Finance Journal* 8(1), 53-66.
- Freedman, R. N., and J. A. Ohlson, and S. H. Penman [1982] “Book rate-of-return and the prediction of earnings changes: An empirical investigation,” *Journal of Accounting Research* 20 639-653.
- 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.
- Grullon, G, R. Michaely, S. Benartzi, and R. H. Thaler. [2005] "Dividend changes do not signal changes in future profitability." *Journal of Business* 78(5), 1659-82.
- Harada, K., and P. Nguyen [2005], "Dividend change context and signaling efficiency in Japan," *Pacific-Basin Finance Journal* 13(5), 504-522.
- Lie, E. [2001], "Detecting abnormal operating performance: revisited," *Financial Management* 30, 77-91.
- Nissim, D, and A. Ziv [2001]. "Dividend changes and future profitability." *Journal of Finance* 55(6), 2111-133.
- 山口聖 [2010], 「イベント後のROA分析におけるコントロール・ファームの選択法」『未発表論文』, 1-18.