



ID	JJF00266
----	----------

論文名	株式レーティングの公表に対する市場の反応 —株価と出来高の検証—
	The stock markets response to the release or analysts' recommendations: An empirical examination of price changes and trading volume
著者名	太田浩司 近藤江美
	Koji Ota Emi Kondo
ページ	50-84

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第29巻第1.2合併号
	Vol.29 / No. 1.2.
発行年月	2010年3月
	Mar. 2010
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

## 株式レーティングの公表に対する市場の反応 —株価と出来高の検証—

太田 浩司  
(兵庫県立大学)

近藤 江美  
(帝塚山大学)

### 要 旨

株式レーティングの公表に対する市場の反応を、株価と出来高の両方の観点から調査したところ、レーティング変更公表日に、格上げで 2.25%、格下げで 2.19% の異常リターンが観察され、株式取引高も、格上げ、格下げ共に通常の出来高の 2.4 倍に膨らんでいた。

キーワード：株式レーティング、情報内容、水準と変更、出来高

### 1 はじめに

株式レーティングはアナリスト推奨とも呼ばれ、証券アナリストが企業のファンダメンタルズから投資価値を判断し、ある所定の期間内において、当該企業の株価が TOPIX などのベンチマークに対してどの程度上回る、あるいは下回るかの程度の大小を、順位付けたうえで記号化したものである。レーティングの定義は証券会社によって異なるが、国内系の証券会社は 5 段階、外資系投資銀行は 3 段階のレーティングが一般的である。

米国における株式レーティングの歴史は非常に古く、世界恐慌の時代にまで遡ることができる。また、株式レーティングに関する研究も 1960 年代頃から現在に至るまで盛んに行われており、株式レーティングの公表が証券市場に与えるインパクトについて様々な観点から検証が行われている。一方、わが国における株式レーティングは、1993 年に野村総合研究所が発表したのが最初であるので、その歴史はあまり長くない。従って、先行研究も少なく、米国における研究と比較して、非常に立ち遅れた研究領域のひとつであるといえる。そこで本研究では、この日米における研究水準の差を埋めるべく、わが国における株式レーティングについて調査を行っている。

最初に、日米の先行研究からは、株式レーティングの変更に対して市場が予期される方向に反応していることを示す証拠が、多数提示されている。しかしながら、株式レーティングの定義が証券会社によって大きく異なるという問題点が存在しているためか、レーティングの水準と変更との関係を厳密に分析した研究はほとんど存在しない。そこで本研究では、サンプルに株式レーティングの定義が類似しているものを選択して、レーティングの水準と変更との関係を詳細に分析している。

次に、株式レーティングに関する研究の多くは、レーティングの公表に対する市場の反応を株価を用いて検証しており、出来高を用いて検証している研究は、わが国では皆無であり、米国でも非常に数が少ない。一般的に、アナリストの行うリサーチの費用は、彼らが提供した情報に基づく投資による、株式取引高の増加から得られる手数料収入によって賄われている。従って、自らが調査して公表する株式レーティングによって出来高に変化が生じるかどうかは、アナリストにとって大きな関心事であると思われる。そこで本研究では、市場の反応を株価のみならず出来高の観点からも検証している。

また本研究では、これら以外にも、株式レーティングを公表する証券会社の大きさや、レーティングを付与される企業の規模といった、レーティング情報以外の要因が市場の反応に与える影響、売りの株式レーティングが極端に少ないというレーティング・バイアスが市場に与える影響、レーティングの継続やレーティングの新規付与に対する市場の反応などについての検証を行っている。さらに、本研究の追加検証では、Fama-French 3 ファクターモデルで算定した異常リターンを用いた場合の、頑健性テストを行っている。

なお本論文の構成は次のようである。第 2 節では、先行研究のサーベイを行う。第 3 節では検定方法を説明し、第 4 節ではデータについて記述する。第 5 節では本研究の主要な検証結果について議論し、第 6 節では追加検証について論じる。最後に、第 7 節では本論文をまとめる。

## 2 先行研究

米国における株式レーティングの研究は 1960 年代から行われており、株式レーティングの公表が証券市場に与えるインパクトについて様々な検証が行われている<sup>1</sup>。そして初期の研究では、買い推奨や売り推奨といったレーティング自体の有用性が検証されている。例えば、Lloyd-Davies/Canes (1978) では、Wall Street Journal 誌の投資コラム (Heard-on-the-Street) にアナリストの買い推奨と売り推奨が報じられた企業の公表日の異常リターンは、平均でそれぞれ 0.92% と -2.37% であると報告している。また累積異常リターンによる分析からは、買い推奨公表日の 20 日前からすでに正の異常リターンが観察されているが、公表日 3 日後以降にはもはや異常リターンが獲得されないという結果が示されている。次に、Liu/Smith/Syed (1990) は、Lloyd-Davies/Canes の研究を発展させて、株価と出来高の両方を調査している。そして、公表日 2 日前から公表日までの 3 日間で、買い推奨企業と売り推奨企業の異常リターンはそれぞれ 2.82% と -3.63% であり、またこの 3 日間の出来高はそれ以外の日の出来高よりも有意に大きいという結果を示している。

しかしながら、この株式レーティング自体の有用性を検証するという初期の研究スタイルには、新しいレーティング公表以前のレーティングが存在していない、あるいはそれを無視しているというリサーチ・デザイン上の欠点があった。すなわち、新しいレーティングの公表による市場の期待の変化が明瞭ではなかったのである。例えば、同じ買いというレーティングでも、それが強い買いからの格下げなのかあるいは中立からの格上げなのかで、市場の反応が異なるのではないかというものである。そこで、

---

1 最も古い研究は、1933 年に Alfred Cowles が *Econometrica* の創刊に際して著した“Can Stock Market Forecasters Forecast?”であるが、本格的な研究は 1960 年代になってからである。詳細は、Michaely/Womack (2005) を参照されたい。

Elton/Gruber/Grossman (1986) では、格上げグループと格下げグループに対する市場の反応を月次で調査し、レーティング変更月に、強い買いへの格上げは 1.91%、強い売りへの格下げは-0.38% の異常リターンが観察されるという結果を報告している。また同じ格上げでも、強い買いへの格上げに対する市場の反応が最も正で大きく、レーティングの水準が買い、売りと下がるに従って市場の正の反応が小さくなるということを発見している。これは格下げについても同様で、強い売りへの格下げに対する市場の反応が最も負で大きく、レーティングの水準が上がるに伴って、市場の負の反応が小さくなるという結果を示している<sup>2</sup>。

Elton/Gruber/Grossman 以降の研究は、このレーティング変更を主な研究対象にして、さらに精緻化されたものとなっている。例えば Stickel (1995) では、17,000 もの大量のレーティング変更をサンプルとして、市場の反応を日次で分析している。そして、公表日前後 5 日の 11 日間で買いへの格上げについては 1.16%、売りおよび中立への格下げについては-1.28% の異常リターンを観察している。それ以外にも、強い買いへの格上げおよび売りへの格下げは他のレーティングへの格上げおよび格下げよりもインパクトが大きい、レーティング変更幅が大きいほど株価の反応も大きい、人気アナリストや大手証券会社の公表するレーティング変更はより大きな株価の反応を伴う、レーティングを付与される企業の規模が小さいほど株価への影響は大きい、レーティング変更と同じ方向に予想利益も修正されると市場への影響はより大きくなるなどの結果を報告している。

さらに、Womack (1996) では、レーティング変更に対する市場の反応を、株価のみならず出来高も用いて調査している。そして、公表日前後 1 日の 3 日間の異常リターンは、買いへの格上げ企業で 3.0%、売りへの格下げ企業で-4.7% であり、公表日の出来高は、買いへの格上げ銘柄と売りへの格下げ銘柄で、それぞれ通常の出来高の 1.9 倍と 3.0 倍であるという結果を報告している。また売りへの格下げに関しては、公表日 2 日後からの 6 ヶ月間で-9.1% もの異常リターンのドリフトを観察している。

一方、わが国における株式レーティングは、1993 年に野村総合研究所が発表したのが最初であるので、その歴史はあまり長くない。最初に、レーティング自体の有用性に関しては、小川/國村 (2001) で買い推奨の株価はその公表後 6 ヶ月間にわたって少しずつ上昇し続け、売り推奨の株価は下落し続けるという、レーティング自体の実際の有用性を支持する結果を得ている。しかしながら、このレーティング自体の実際の有用性を支持する結果は、市場の効率性に反するものである。小川 (2003) ではその点について追加的分析を行い、市場リスクを考慮した場合、レーティング自体の実際の有用性は消滅するという結果を報告している。

次に、株式レーティングの変更に関しては、末木 (1997, 1999) でイベント・スタディ型の検証方法を用いて、レーティング変更の公表日前後の数日間において、格上げ企業の株価は有意に上昇し、格下げ企業の株価は有意に下落しているという結果を得ている<sup>3</sup>。このレーティング変更に関する研究は、

2 Copeland/Mayers (1982) や Stickel (1985) も株式レーティングの変更に対する市場の反応を調査し、レーティングの格上げには正の、格下げには負の異常リターンを観察している。しかしながら、両方の研究とも、データに Value Line 社が単独で提供するレーティングを用いている。そしてこの単独のデータベースに関しては、Value Line 社という一社の提供するデータの一般性の問題や、Value Line 社は自らのレーティングの予想がよく当たっていたのでデータを外部に提供しているのではないかといった、事後選択バイアスの問題が多くの研究で指摘されている (Gregory (1983), Elton/Gruber/Grossman (1986), Michaely/Womack (2005))。

その後も小川/國村 (2001), 小川 (2003, 2004) でさらに詳細に分析され, 株価はレーティング変更の公表日前後数日の短期間において有意に反応している, 格上げの場合には, レーティング変更幅が大きいほど株価の反応が大きいといった証拠が示されている。

このように, 日米の研究において, 株式レーティングの変更に対して市場が予期された方向に反応しているということを示す証拠は多数存在する。しかしながら, 株式レーティングの定義がそれを公表する証券会社によって大きく異なるという問題点が存在するためか, レーティングの変更と水準との関係を厳密に分析した研究はほとんど存在していない。唯一, Francis/Soffer (1997) で, 株式レーティングの変更と水準に焦点をあてた分析が行われており, レーティング水準を所与としてもレーティング変更には情報内容があるが, レーティング変更を所与とするとレーティング水準には情報内容がないという, レーティング水準の有用性を否定する結果が報告されている。しかしながら, Francis/Soffer の研究は, 51 もの証券会社のレーティングを集約したものであり, また 5 段階レーティングの場合はそれを 3 段階レーティングに修正するなど, レーティングの定義自体に曖昧さが残るものである<sup>4</sup>。

そこで本研究では, サンプルを株式レーティングの定義が類似しているものに限定し, レーティングの変更と水準の関係を詳細に分析している。

また, 株式レーティングに対する市場の反応を株価の変動の観点から検証する研究は多数存在するが, 出来高の変動の観点から検証している研究は, わが国では皆無であり, 米国でも Liu/Smith/Syed (1990) や Womack (1996) で若干の分析が行われているだけである。セルサイド・アナリストの行うリサーチの費用は, 基本的には, 執筆したレポートを機関投資家や個人投資家に配布して, その情報に基づいて株式売買注文を増やしてもらい, そこから得られる手数料収入によって賄われている (Irvine (2003), Boni (2006))。従って, 自ら作成して頒布する証券調査レポートによって株式取引高が増加するかどうかは, アナリストにとって大きな関心事であると思われる。そこで本研究では, 市場の反応を株価のみならず出来高の観点からも詳細に検証している。

### 3 検定方法

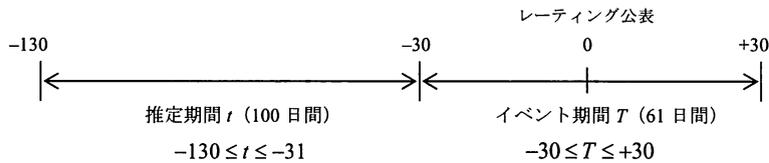
株式レーティングの公表に対する証券市場の反応を調査するにあたって, 本研究では, Campbell/Lo/MacKinlay (1996) で示されているマーケットモデルによる異常リターンと, Harris/Gurel (1986)

3 ただし, 末木 (1997, 1999) の研究では, レーティング自体の実際的有用性の検証と, レーティング変更に対する市場の反応を調査することによる情報内容の検証とが混同されており, 結論が明確ではない。

4 その他に, Elton/Gruber/Grossman (1986) や Stickel (1995) でもレーティングの変更と水準に関する簡単な分析は行われている。しかしながら, これらの研究も, やはり非常に多くの証券会社 (Elton/Gruber/Grossman では 33 社) から集計された株式レーティング・データを用いており, 各証券会社で大きく異なるレーティング・システムの 5 段階レーティング・システムへの統合は, データ・プロバイダーが独自で行っていて, その方法が明らかではないという問題点がある (これに関しては Boni (2006) を参照されたい)。その他にも, Elton/Gruber/Grossman は月次リターンを用いた分析であり, Stickel もレーティング変更の定義を独自で設定しているといった問題点が存在しており, レーティングの変更と水準に関する厳密な分析がなされているとは言い難い。

で示されている異常出来高を用いることにする。なお検定統計量は、Patell (1976) に基づいて算定している。

最初に、株式レーティング公表日を  $T=0$  として、推定期間 (100 日間) とイベント期間 (61 日間) を以下のように設定する。



次に、推定期間における各銘柄の株式リターンの通常の発生パターンを、マーケットモデルと呼ばれる以下の式で推定する。

$$R_{it} = \alpha + \beta R_{mt} + e_{it},$$

$R_{it}$  :  $i$  社の  $t$  日における株式リターン,

$R_{mt}$  : TOPIX の  $t$  日における変化率,

$e_{it}$  : 誤差項で  $i. i. d.$  であり正規分布  $N(0, \sigma_i^2)$  に従う。

上式を OLS によって推定したパラメータおよび残差を、それぞれ  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$ ,  $\hat{e}_{it}$  とする。このとき、 $e_{it}$  の分散  $\sigma_i^2$  の不偏推定量  $s_i^2$  は、残差  $\hat{e}_{it}$  から、

$$s_i^2 = \left( \sum_{t=-130}^{-31} \hat{e}_{it}^2 \right) / (100 - 2),$$

と表現される。

次に  $\hat{\alpha}$ , と  $\hat{\beta}$  を用いてイベント期間 ( $-30 \leq T \leq +30$ ) の予測誤差  $u_{iT}$  を

$$u_{iT} = R_{iT} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta} R_{mT}),$$

と推定する。この予測誤差  $u_{iT}$  とは、すなわち、株式リターンの通常の発生パターンから乖離する部分を測定したものであり、もし株式レーティング公表に対して証券市場が反応しているとすれば、それはこの予測誤差  $u_{iT}$  の中に現れると考えられる。

そして、予測期間であるイベント期間中の誤差項にも、推定期間中の誤差項  $e_{it}$  と同様の仮定が成り立つとすると、予測誤差  $u_{iT}$  は、正規分布で、

$$u_{iT} \sim N(0, C_{iT} \sigma_i^2),$$

$$\text{ただし、 } C_{iT} = 1 + \frac{1}{100} + \frac{(R_{mT} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{t=-130}^{-31} (R_{mt} - \bar{R}_m)^2}, \quad \bar{R}_m = \frac{1}{100} \sum_{t=-130}^{-31} R_{mt},$$

となる。つまり、推定期間外での予測によって、 $u_{iT}$  の分散は  $e_{it}$  の分散よりも  $C_{iT}$  を掛けた分だけ増加しているのである。ここで、 $u_{iT}$  を標準化すると、

$$SDu_{iT} = \frac{u_{iT}}{\sqrt{C_{iT}\sigma_i^2}} \sim N(0,1),$$

となり、さらに未知の分散  $\sigma_i^2$  の代わりにその不偏推定量  $s_i^2$  を用いると、 $98s_i^2/\sigma_i^2$  は  $\chi_{98}^2$  であるので、

$$SDu_{iT} = \frac{u_{iT}}{\sqrt{C_{iT}s_i^2}} \sim t_{98},$$

となる。自由度 98 の  $t$  分布の平均と分散は、 $E[SDu_{it}]=0$ 、 $Var[SDu_{it}]=98/96$  である。このとき、 $SDu_{iT}$  のサンプル企業数  $n$  個の平均は、サンプルが十分に大きいので、中心極限定理から、

$$\overline{SDu}_T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{u_{iT}}{\sqrt{C_{iT}s_i^2}} \xrightarrow{d} N\left(0, \frac{98}{96n}\right),$$

となり、さらに  $\overline{SDu}_T$  を標準化すると、

$$z_T = \sqrt{\frac{96}{98n}} \sum_{i=1}^n \frac{u_{iT}}{\sqrt{C_{iT}s_i^2}} \sim N(0,1),$$

となる。そこで、イベント期間中の日 ( $-30 \leq T \leq +30$ ) の異常リターンには、予測誤差  $u_{iT}$  のサンプル  $n$  個の平均である  $\bar{u}_T$ 、検定統計量には  $z_T$  を用いることとする。

さらに、イベント期間中におけるある特定の期間 ( $-30 \leq T_1 < T_2 \leq +30$ ) の累積異常リターン (Cumulative Abnormal Return) とその検定統計量についても、正規分布の再生性の性質を用いて、先と同様の方法で計算すると、それぞれ、

$$CAR_{(T_1, T_2)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{T=T_1}^{T_2} u_{iT} = \sum_{T=T_1}^{T_2} \bar{u}_T,$$

$$z_{(T_1, T_2)} = \sqrt{\frac{96}{98n}} \sum_{i=1}^n \left( \sum_{T=T_1}^{T_2} u_{iT} \right) / \sqrt{\sum_{T=T_1}^{T_2} C_{iT}s_i^2} \sim N(0,1),$$

となる。そこで、累積異常リターンには  $CAR_{(T_1, T_2)}$  を、その検定統計量には  $z_{(T_1, T_2)}$  を用いることとする。

次に、異常出来高について説明する。最初に、各銘柄の市場における通常の出来高比率 (Normal Volume Ratio) を、推定期間から以下のように求める。

$$NormalVR_i = \frac{\sum_{t=-130}^{-31} V_{it}}{\sum_{t=-130}^{-31} V_{mt}},$$

$V_{it}$  :  $i$  社の  $t$  日における出来高、

$V_{mt}$  : 東証一部市場の  $t$  日における出来高。

次に、イベント期間 ( $-30 \leq T \leq +30$ ) における各銘柄の出来高比率を  $NormalVR_i$  で除して標準化したものを、

$$SDVR_{iT} = \frac{(V_{iT}/V_{mT})}{NormalVR_i},$$

とする。もしイベント期間中に出来高に変動がなければ、 $SDVR_{iT}$  は 1 となることが予想される。そして、この  $SDVR_{iT}$  のサンプル企業数  $n$  個の平均を、

$$\overline{SDVR}_T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n SDVR_{iT},$$

とする。検定統計量は、推定期間中の  $VR_{it} = V_{it} / V_{mt}$  の平均  $\mu_i$  と分散  $\delta_i^2$  が、イベント期間中にも成立すると仮定する。このとき、中心極限定理から、

$$z_T = \sqrt{n}(\overline{VR}_T - \bar{\mu}) / \bar{\delta} \xrightarrow{d} N(0,1),$$

$$\text{ただし, } \overline{VR}_T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n VR_{iT}, \quad \bar{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_i, \quad \bar{\delta} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \delta_i^2},$$

となる。そこで、異常出来高には  $\overline{SDVR}_T$ 、検定統計量には  $z_T$  を用いることとする。

さらに、イベント期間中におけるある特定の期間 ( $-30 \leq T_1 < T_2 \leq +30$ ) の異常出来高の平均とその検定統計量についても、正規分布の再生性の性質を用いて、先と同様の方法で計算すると、それぞれ、

$$VOL_{(T_1, T_2)} = \frac{1}{n(T_2 - T_1 + 1)} \sum_{i=1}^n \sum_{t=T_1}^{T_2} VR_{it},$$

$$z_{(T_1, T_2)} = \sqrt{n(T_2 - T_1 + 1)} \left( \frac{1}{T_2 - T_1 + 1} \sum_{t=T_1}^{T_2} \overline{VR}_T - \bar{\mu} \right) / \bar{\delta} \sim N(0,1),$$

となる。そこで、異常出来高の平均には  $VOL_{(T_1, T_2)}$  を、その検定統計量には  $z_{(T_1, T_2)}$  を用いることとする。

## 4 データ

### 4.1 サンプル選択

CFA Institute は、2004 年 10 月に「Research Objectivity Standards」を出版し、その中で、証券会社は投資家の投資意思決定に役立つレーティング・システムを確立しなければならないと述べ、そのための推奨されるレーティング・システムを提示している<sup>5</sup>。株式レーティングには一応のガイドラインが存在してはいるものの、実際には株式レーティングの定義は、証券会社によって千差万別である。

表 1 は、主要な証券会社の株式レーティングの定義を示したものである。国内系証券会社は、5 段階の相対評価レーティングで期間が 6 ヶ月、ベンチマークとして TOPIX を用いているものが多い。一方、

5 「Research Objectivity Standards」の草案は、CFA Institute の前身である AIMR によって、2002 年 7 月に公表されている。「Research Objectivity Standards」では、一次元的なレーティング・システムでは投資家がインフォームドされた投資意思決定を行うのに十分な情報を提供し得ないと述べている。そして、レーティング区分、期間区分、リスク区分の 3 要素の包含するレーティング・システムを構築すべきであると述べている。詳細については、北川 (2007a, 2007b) を参照されたい。

表1 主要な証券会社の株式レーティングの定義

証券会社	ベンチマーク	期間	強い買い 15%	買い 10%	5%	中立 0%	-5%	売り -10%	強い売り -15%	説明	
野村証券	TOPIX	6ヶ月	←1←	2	→←←	3	→←←	4	→5→		
大和総研	TOPIX	6ヶ月	←1←	2	→←←	3	→←←	4	→5→		
みずほ証券	TOPIX	6-12ヶ月	←1←	2	→←←	3	→←←	4	→5→		
三菱UFJ証券	TOPIX	12ヶ月	←1←	2	→←←	3	→←←	4	→5→		
みずほインバスターズ証券	TOPIX	6ヶ月	←1←	←	2+	→2→	2-	→3→			
新光証券	TOPIX	6ヶ月	←1←	←	2+	→2→	→2-	→3→			
コスモ証券	TOPIX	6ヶ月	←A←	B+	→←←	B	→←←	B-	→C→		
岡三証券	TOPIX	6ヶ月	←	強気←	や強気↔	中立↔	や弱気→	弱気→			
いちよし経済研究所	絶対評価		A = 20%超割安, B = 0~20%割安, C = 0~20%割高, D = 20%超割高								予想EPS成長率, リスク指標あり
J P モルガン証券	平均リターン <sup>a</sup>	6-12ヶ月	OW				N	UW		OW=Overweight N=Neutral UW=Underweight <sup>a</sup> アナリストのカバレッジ, ユニバースにおける平均リターン	
リーマン・ブラザーズ証券	業種平均リターン <sup>b</sup>	12ヶ月	OW				N	UW		OW=Overweight N=Neutral UW=Underweight <sup>b</sup> セクター・カバレッジ, ユニバースにおける平均リターン	
クレディ・スイス証券	業種平均リターン <sup>c</sup>	12ヶ月	←OP→←←				N	→←←UP→		OP=Outperform N=Neutral UP=Underperform <sup>c</sup> アナリストのインダストリー・カバレッジ, ユニバースにおける平均リターン	
メリルリンチ証券	総リターン	12ヶ月	←1←	←	2	→3→	→3→	(低&中リスク銘柄) (高リスク銘柄)		リスク, 配当指標あり 1=買い 2=中立 3=売り	
日興コーディアル証券	総リターン	12ヶ月	←1←	←	2	→3→	→3→	(低リスク銘柄) (中リスク銘柄)		リスク指標あり 1=買い 2=中立 3=売り <sup>d</sup> スベキエラティブ銘柄には別途レーティングの定義あり	
ゴールドマン・サックス証券	レーティングの 配分比率		←1←	←	2	→3→	→3→	(高リスク銘柄) <sup>d</sup>		B=買い N=中立 S=売り	

(注) 表中の定義は2008年1月時点のものである。

外資系証券会社は、3段階の相対あるいは絶対評価レーティングで期間が12ヶ月、相対評価のベンチマークにはアナリストの業種カバレッジ・ユニバースの平均が用いられることが多い。さらにリスク指標が加わっているものもあり、一般的に、外資系証券会社の株式レーティングの定義は非常に複雑である。

米国の先行研究では、株式レーティングの定義の多様性ゆえに、5段階のレーティングを3段階にまとめたり (Stickel (1995), Francis/Soffer (1997)), レーティング・スケールの両端にある最上位と最下位のレーティングの変更のみを分析する (Womack (1996)) などの操作を行っている。しかしながら本研究は、株式レーティングの変更と水準に関する影響を厳密に分析することを目的としているので、類似した株式レーティングの定義を有するものにサンプルを限定する必要がある。そこで本研究では、データ収集の制約等も考慮して、以下の基準でサンプルを選択している。

- (i) 株式レーティングが2004年1月～2006年12月の期間に公表されている,
- (ii) T&C ファイナンシャルリサーチ社がウェブサイト上で株式レーティングを掲載している<sup>6</sup>,
- (iii) 株式レーティング公表日前後6ヶ月間の株価データが入手可能である,
- (iv) 東証1部上場企業である,
- (v) 5段階の相対評価のレーティングである,
- (vi) ベンチマークがTOPIXである,
- (vii) 予想達成期間が概ね6ヶ月である。

なお、表1における主要な証券会社の中で、(v)～(vii)の基準に該当する株式レーティングを公表している証券会社は、野村證券、大和総研、みずほ証券、みずほインベスターズ証券、新光証券、コスモ証券、岡三証券の7社である。この内、みずほインベスターズ証券と岡三証券については、(ii)のT&Cファイナンシャルリサーチ社がカバーをしていない。従って、本研究では、野村證券、大和総研、みずほ証券、新光証券、コスモ証券の5社の公表する株式レーティングをサンプルとして用いている。最終的に、これらの選択基準によって、2,476個のサンプルを得ている。

その他、本研究で使用している株価および出来高は、『株価チャートCD-ROM』(東洋経済新報社)から入手している。なお、株式リターンは株価から作成しており、株式分割等の資本異動に対する調整は行っているが、配当落ちに関する修正は行っていない。

## 4.2 サンプルの特徴

表2パネルAは、サンプルを年度と証券会社別に分類している。証券会社では、みずほ証券の公表した株式レーティングが896個と最も多く、コスモ証券が179個と最も少ない。年度別では、コスモ証券の2004年度の株式レーティングがゼロ個ということもあつたか、2004年度が664個と最も少ない。

パネルBは、サンプルに含まれている会社数を表している。2,476個の観測値数からなるサンプルに含まれている会社は、合計で646社である。従って、1社当りの平均観測値数は3.83個である。ただし、

6 本研究では、株式レーティングのデータを、T&C ファイナンシャルリサーチ社が運営するウェブサイト (<http://www.traders.co.jp>) 上で掲載しているものを収集しているが、同社は、公表された全ての株式レーティングを掲載しているわけではない。従って、本研究のサンプル選択にはバイアスが存在していることには注意が必要である。

表 2 サンプルの特徴

パネル A：年度・証券会社							
	2004年	2005年	2006年	2007年			
野村証券	160	175	109	444			
大和総研	163	176	143	482			
みずほ証券	151	376	369	896			
新光証券	190	169	116	475			
コスモ証券	0	77	102	179			
合 計	664	973	839	2,476			

パネル B：会社数					
観測値数	会社数	%	観測値数	会社数	%
1 個	167	25.9%	6 - 7 個	62	9.6%
2 個	138	21.4%	8 - 10 個	60	9.3%
3 個	80	12.4%	11 - 15 個	29	4.5%
4 個	68	10.5%	15 個以上	1	0.2%
5 個	41	6.3%	合 計	646	100.0%

パネル C：業種（証券コード協議会中分類33業種）							
業 種	観測値数	サンプル%	東証% <sup>a</sup>	業 種	観測値数	サンプル%	東証% <sup>a</sup>
水産・農林業	4	0.2%	0.3%	精密機器	54	2.2%	1.5%
鉱業	0	0.0%	0.3%	その他製品	44	1.8%	2.8%
建設業	74	3.0%	6.5%	電気・ガス業	22	0.9%	1.1%
食料品	133	5.4%	4.6%	陸運業	23	0.9%	2.1%
繊維製品	43	1.7%	2.9%	海運業	11	0.4%	0.7%
パルプ・紙	20	0.8%	0.7%	空運業	2	0.1%	0.2%
化学	243	9.8%	7.6%	倉庫・運輸関連業	1	0.0%	0.9%
医薬品	73	2.9%	2.1%	通信業	258	10.4%	4.6%
石油・石炭製品	18	0.7%	0.6%	卸売業	75	3.0%	8.1%
ゴム製品	23	0.9%	0.8%	小売業	114	4.6%	7.4%
ガラス・土石製品	93	3.8%	1.7%	銀行業	26	1.1%	5.0%
鉄鋼	52	2.1%	2.3%	証券業	4	0.2%	0.9%
非鉄金属	52	2.1%	1.5%	保険業	3	0.1%	0.5%
金属製品	21	0.8%	2.1%	その他金融業	32	1.3%	1.6%
機械	164	6.6%	7.7%	不動産業	59	2.4%	2.5%
電気機器	476	19.2%	10.1%	サービス業	67	2.7%	4.4%
輸送用機器	192	7.8%	3.8%	合 計	2,476	100.0%	100.0%

パネル D：規模						
	東証規模5分位 Portfolio <sup>b</sup>					
	P1 (Small)	P2	P3	P4	P5 (Large)	合 計
観測値数	31	131	294	658	1,362	2,476
サンプル%	1.3%	5.3%	11.9%	26.6%	55.0%	100.0%

(注) <sup>a</sup> 東証1部上場企業全体の業種別の比率を表している。

<sup>b</sup> 東証1部上場企業全体の各年1月時点の時価総額に基づいて5分位 Portfolio を作成している。

表 3 レーティング変更・継続・新規のマトリックス

Old Rating	New Rating					合 計
	1 Strong Buy	2 Buy	3 Neutral	4 Sell	5 Strong Sell	
1 Strong Buy	163 <sup>c</sup>	184 <sup>b</sup>	77 <sup>b</sup>	2 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	427
2 Buy	179 <sup>a</sup>	136 <sup>c</sup>	499 <sup>b</sup>	8 <sup>b</sup>	1 <sup>b</sup>	823
3 Neutral	64 <sup>a</sup>	421 <sup>a</sup>	1 <sup>c</sup>	157 <sup>b</sup>	8 <sup>b</sup>	651
4 Sell	2 <sup>a</sup>	12 <sup>a</sup>	155 <sup>a</sup>	1 <sup>c</sup>	10 <sup>b</sup>	180
5 Strong Sell	0 <sup>a</sup>	0 <sup>a</sup>	8 <sup>a</sup>	7 <sup>a</sup>	0 <sup>c</sup>	15
n/a	74 <sup>d</sup>	211 <sup>d</sup>	92 <sup>d</sup>	3 <sup>d</sup>	0 <sup>d</sup>	380
合 計	482	964	832	178	20	2,476
%	19.5	38.9 %	33.6 %	7.2 %	0.8 %	100.0 %

(注) サンプルは、<sup>a</sup> Upgrade (格上げ) 848個、<sup>b</sup> Downgrade (格下げ) 947個、<sup>c</sup> Reiterate (継続) 301個、<sup>d</sup> New (新規) 380個である。

全 646 社の内、観測値数が 1 個か 2 個である会社が 305 社 (47.3%) と、全体の半分近くを占めている。その半面、観測値数が 15 個以上の会社も 1 社あり (アイシン精機の 17 個である)、かなりバラつきが存在している<sup>7</sup>。

パネル C は、サンプルを業種別に分類している。右端のコラム (東証 %) は、東証 1 部上場企業全体の業種別の比率を示している。特徴としては、電気機器、輸送用機器、通信業のサンプル比率が、東証全体の比率の 2 倍ほどであり、アナリストに注目されている業種であるということがわかる。逆に、建設業、卸売業、銀行業などのサンプル比率は東証全体の比率と比べるとかなり低く、アナリストにあまり注目されていない企業が多く存在していることがわかる。

最後に、パネル D は、東証 1 部上場全企業の 2004 ~ 2006 年の各年 1 月時点の時価総額に基づいて 5 分位 Portfolio を作成し、各 Portfolio に含まれている観測値数を表している。東証 1 部上場企業の規模最上位 20% が選ばれている P5 の中に、55.0% ものサンプルが含まれている。逆に、規模最下位 20% が選ばれている P1 の中には、わずか 1.3% のサンプルしか含まれていない。これは、先のパネル C の業種別の結果とも関連していると思われるが、アナリストは、流動性が高く市場へのインパクトが大きい大企業に注目しているといえる。

次に、表 3 は、古いレーティングから新しいレーティングへの推移を表すマトリックスである。古いレーティングが存在しない場合は n/a で表わされており、これは新規に株式レーティングが付与されたことを意味している。全体的に、各セルの観測値数に非常に偏りのあることが見て取れる。例えば、表の一番下の行に示されている新しいレーティングの合計を見ると、1 (強い買い) と 2 (買い) の観測値数が 1,446 個 (58.4%) もあるのに対して、5 (強い売り) と 4 (売り) の観測値数は 198 個 (8.0%) と非常に少ない<sup>8</sup>。

7 観測値数が複数個ある企業の場合には、それらの公表日が近いと、イベント・スタディ分析の結果に影響を与えてしまう。本研究では、公表日が 3 日以内の観測値をサンプルから除いた検証も併せて行っているが、これらの観測値数が 74 個と少なく、結果にほとんど影響がなかったため、そのまま除去していない結果の方を載せている。

8 売りレーティングの少なさは、他の先行研究でも同様である。例えば、大量サンプルを用いている研究を例に挙げると、Boni/Womack (2006) では、全サンプル 169,127 個の内、「強い売り」と「売り」の観測値数の合計は 6,712 個 (3.97%) であり、その他でも、McNichols/O'Brien (1997) では 38,859 個の内 3,520 個 (9.06%)、Stickel (1995) では 21,387 個の内 2,599 個 (12.2%) である。

## 5 実証結果

### 5.1 レーティング変更の影響

株式レーティングの変更が市場に与える影響を調査するために、レーティング変更公表日の前後 30 日をイベント期間として、格上げ企業と格下げ企業の異常リターンおよび異常出来高を検証している。なお観測値数は、表 3 にあるように、格上げが 848 個、格下げが 947 個である。

表 4 からは、レーティング変更公表日 ( $T = 0$ ) に市場が大きく反応していることがわかる。格上げ企業と格下げ企業の異常リターンは、それぞれ 2.25% と -2.19% で、共に 1% 水準で有意である。また異常出来高についても、格上げ企業で 2.463、格下げ企業で 2.409 で 1% 水準で有意である。つまり、レーティングが変更された銘柄は、その公表日に株価が 2% 以上変化し、取引高も通常の 2.4 倍に膨らんでいるのである。

また表 4 からは、市場の反応は、レーティング変更公表日に最も顕著であるが、その前後数日間においても有意に反応していることがわかる<sup>9</sup>。公表日前後 2 日 ( $-2 \leq T \leq 2$ ) の累積異常リターンは、格上げの場合が 4.04%、格下げの場合が -4.28% であり、この 5 日間の異常出来高の平均は、格上げの場合が 1.757、格下げの場合が 1.813 である。

図 1 および図 2 は、それぞれ、株式レーティングの格上げ企業と格下げ企業の、累積異常リターンと異常出来高をグラフにしたものである。両者とも、レーティング公表日前後数日間で市場が大きく反応していることが明瞭に観察される。

### 5.2 レーティング変更幅の大きさの影響

株式レーティングの変更は、必ずしも 1 ランクではなく、時には 2 ランク、3 ランクと一気に変更される。表 3 からは、格上げサンプル 848 個の内、1 ランクの格上げが 762 個、2 ランクの格上げが 84 個、そして 3 ランクの格上げも 2 個あることがわかる。一方、格下げサンプル 947 個の内、1 ランクの格下げが 850 個、2 ランクの格下げが 93 個、3 ランクの格下げが 3 個、そして 4 ランクの格下げ、つまり強い買いから強い売りへいきなり格下げされたサンプルも 1 個存在することがわかる。

本節では、レーティングの変更幅の大きさが市場に与える影響を調査するために、レーティング変更サンプルを、1 ランク変更サンプルと 2 ランク変更サンプルに分割して、市場の反応を比較している。なお 3 ランク以上の変更は、観測値数が全部で 6 個と非常に少ないので分析からは除去している。

図 3 および図 4 は、それぞれ累積異常リターンと異常出来高をグラフにしたものである。図 3 からは、2 ランクの格上げ（下げ）企業の異常リターンが、1 ランクの格上げ（下げ）企業の異常リターンよりも正（負）に大きく反応していることがわかる。また図 4 からは、2 ランク変更企業の出来高が、1 ランク変更企業の出来高よりも大きいことが観察される。

9 その理由としては、①サンプル以外の他の証券会社による株式レーティングの公表があった、②株式レーティング公表前に会社の決算発表等の適時開示があった、③株式レーティングの公表が市場の取引時間終了後であった、などが考えられる。

表 4 格上げ企業と格下げ企業の異常リターンおよび異常出来高

Day	UPGRADE (格上げ)				DOWNGRADE (格下げ)			
	$\bar{u}_T$	$z_T$	$\overline{SDVR}_T$	$z_T$	$\bar{u}_T$	$z_T$	$\overline{SDVR}_T$	$z_T$
T=-30	-0.03 %	-0.74	0.998	-0.94	-0.01 %	0.59	1.008	0.70
T=-29	-0.03 %	-0.05	1.051	0.43	-0.07 %	-1.28	1.001	1.45
T=-28	0.02 %	0.17	1.045	-0.11	-0.07 %	-0.67	0.992	0.32
T=-27	0.00 %	0.13	1.038	-1.12	-0.14 %	-2.46 *	1.007	1.00
T=-26	0.09 %	1.90	1.081	0.52	0.06 %	0.81	1.030	1.57
T=-25	0.08 %	1.32	1.039	-0.51	-0.03 %	-0.40	1.006	-0.12
T=-24	0.05 %	0.84	1.035	-0.48	-0.03 %	0.13	1.011	2.02 *
T=-23	-0.09 %	-0.21	1.098	0.64	-0.10 %	-1.33	1.009	2.30 *
T=-22	0.04 %	0.70	1.084	-0.91	0.08 %	1.46	0.990	1.60
T=-21	0.03 %	-0.36	1.052	-1.82	-0.03 %	-0.17	1.018	1.65
T=-20	0.02 %	0.77	1.093	-1.24	-0.08 %	-0.93	1.002	1.48
T=-19	0.00 %	0.67	1.301	-1.67	0.02 %	-1.50	1.019	0.99
T=-18	0.02 %	0.91	1.111	-1.27	0.01 %	0.52	1.066	1.45
T=-17	0.05 %	0.81	1.071	-0.59	-0.09 %	0.44	1.073	1.10
T=-16	0.04 %	0.28	1.080	-0.01	-0.08 %	-2.25 *	1.054	2.36 *
T=-15	-0.04 %	1.26	1.059	0.42	-0.04 %	0.20	1.080	4.34 **
T=-14	-0.04 %	0.50	1.062	-1.09	0.11 %	-0.86	1.096	2.01 *
T=-13	0.11 %	0.59	1.064	-1.79	-0.01 %	-1.29	1.037	1.57
T=-12	0.12 %	2.15 *	1.060	-0.99	-0.07 %	-0.95	1.053	3.71 **
T=-11	0.05 %	2.00	1.123	-0.07	-0.07 %	0.07	1.070	2.50 *
T=-10	0.00 %	-0.38	1.129	-1.04	-0.05 %	2.61 *	1.058	2.01 *
T=-9	0.09 %	0.51	1.114	1.54	-0.09 %	-1.43	1.065	0.62
T=-8	0.09 %	-0.59	1.089	0.63	-0.03 %	0.88	1.057	0.45
T=-7	0.18 %	3.18 **	1.075	-0.47	-0.03 %	-0.50	1.078	3.11 **
T=-6	0.00 %	1.69	1.093	0.16	0.04 %	-0.70	1.089	1.77
T=-5	0.09 %	1.57	1.103	1.04	-0.09 %	-1.68	1.085	2.87 **
T=-4	0.17 %	3.13 **	1.148	0.77	-0.07 %	-1.11	1.072	0.86
T=-3	0.08 %	1.53	1.213	3.33 **	-0.15 %	-2.37 *	1.098	0.94
T=-2	0.21 %	4.57 **	1.207	2.76 **	-0.08 %	-1.10	1.251	2.90 **
T=-1	0.43 %	8.82 **	1.391	7.87 **	-0.62 %	-12.19 **	1.550	8.12 **
T=0	2.25 %	44.08 **	2.463	16.84 **	-2.19 %	-42.64 **	2.409	18.37 **
T=+1	0.98 %	18.23 **	2.131	11.78 **	-0.94 %	-18.21 **	2.106	11.79 **
T=+2	0.17 %	4.31 **	1.595	3.96 **	-0.45 %	-8.21 **	1.749	6.18 **
T=+3	0.00 %	0.56	1.439	2.96 **	-0.09 %	-1.95	1.452	3.90 **
T=+4	0.18 %	4.13 **	1.396	3.80 **	-0.08 %	-0.43	1.347	4.22 **
T=+5	0.16 %	3.43 **	1.286	1.09	-0.14 %	-2.64 **	1.301	4.78 **
T=+6	-0.12 %	-1.43	1.219	1.29	-0.10 %	-1.36	1.237	2.45 *
T=+7	0.19 %	3.74 **	1.238	2.71 **	-0.09 %	-1.94	1.243	1.69
T=+8	-0.01 %	0.13	1.200	0.71	-0.09 %	-1.95	1.200	1.71
T=+9	0.04 %	0.83	1.202	0.13	0.03 %	0.81	1.202	0.75
T=+10	0.09 %	1.68	1.205	-0.14	-0.01 %	0.01	1.199	2.30 *
T=+11	0.04 %	0.99	1.216	1.05	-0.02 %	-3.65 **	1.223	1.85
T=+12	-0.07 %	-0.23	1.202	1.03	0.01 %	0.36	1.171	1.65
T=+13	0.05 %	1.74	1.211	1.41	-0.01 %	-3.31 **	1.167	1.96 *
T=+14	-0.05 %	-0.98	1.155	0.38	0.02 %	0.52	1.170	1.80
T=+15	0.00 %	1.30	1.141	0.49	-0.03 %	-0.70	1.154	1.63
T=+16	0.04 %	-0.59	1.132	1.65	-0.01 %	-0.50	1.164	1.86
T=+17	-0.09 %	-1.16	1.168	1.08	0.02 %	0.45	1.172	1.06
T=+18	0.10 %	1.11	1.188	2.26 *	-0.19 %	-0.32	1.123	0.03
T=+19	-0.04 %	-0.84	1.178	1.99 *	-0.07 %	0.68	1.143	-0.49
T=+20	0.06 %	0.74	1.176	0.54	-0.13 %	0.22	1.180	0.93
T=+21	-0.01 %	-1.27	1.159	1.91	0.02 %	-3.03 **	1.163	1.60
T=+22	0.05 %	-0.35	1.186	0.99	0.06 %	1.02	1.194	4.29 **
T=+23	0.01 %	0.56	1.181	2.59 **	-0.01 %	-0.18	1.185	2.08 *
T=+24	0.04 %	-1.17	1.126	1.23	-0.07 %	1.47	1.184	1.00
T=+25	-0.02 %	-0.25	1.132	1.85	-0.06 %	-1.39	1.191	0.43
T=+26	0.04 %	0.11	1.164	1.94	-0.08 %	-1.06	1.105	-0.95
T=+27	-0.06 %	1.08	1.111	2.59 **	0.04 %	-1.23	1.125	0.78
T=+28	0.02 %	1.02	1.106	1.58	0.00 %	0.44	1.097	0.94
T=+29	-0.02 %	0.84	1.084	-0.48	0.04 %	1.92	1.110	0.46
T=+30	-0.03 %	-0.02	1.087	-1.47	-0.17 %	1.24	1.107	0.45

(注)  $\bar{u}_T$ は異常リターン,  $\overline{SDVR}_T$ は1を基準とする異常出来高を表している。

\* 5%水準で有意 \*\* 1%水準で有意。

図 1 格上げ企業の累積異常リターンと異常出来高

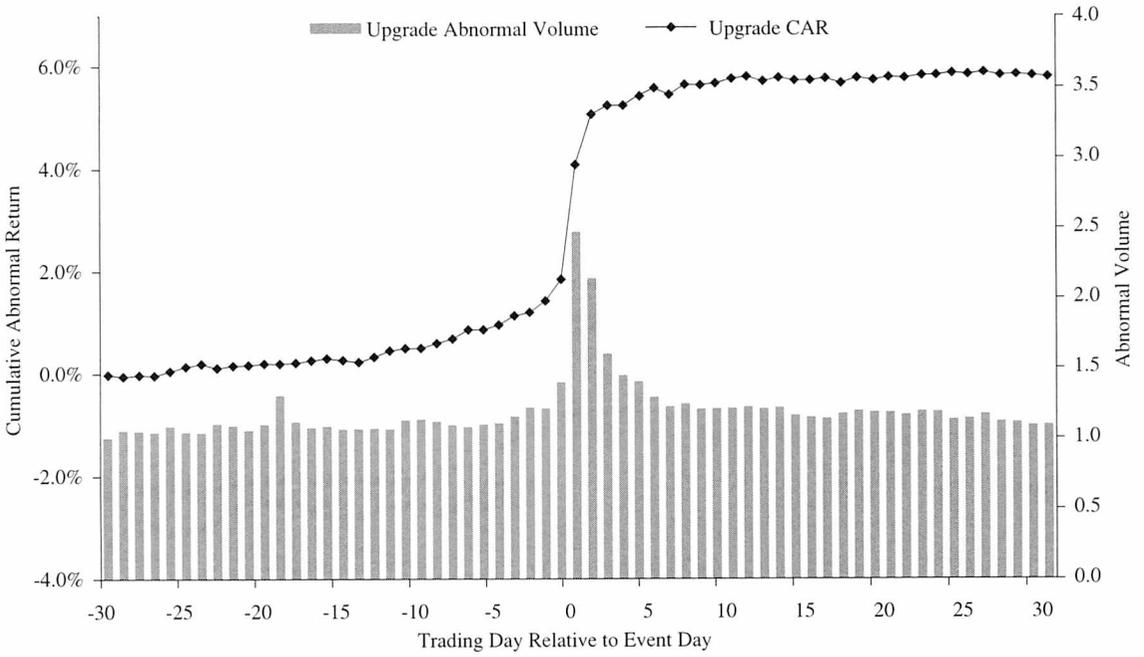


図 2 格下げ企業の累積異常リターンと異常出来高

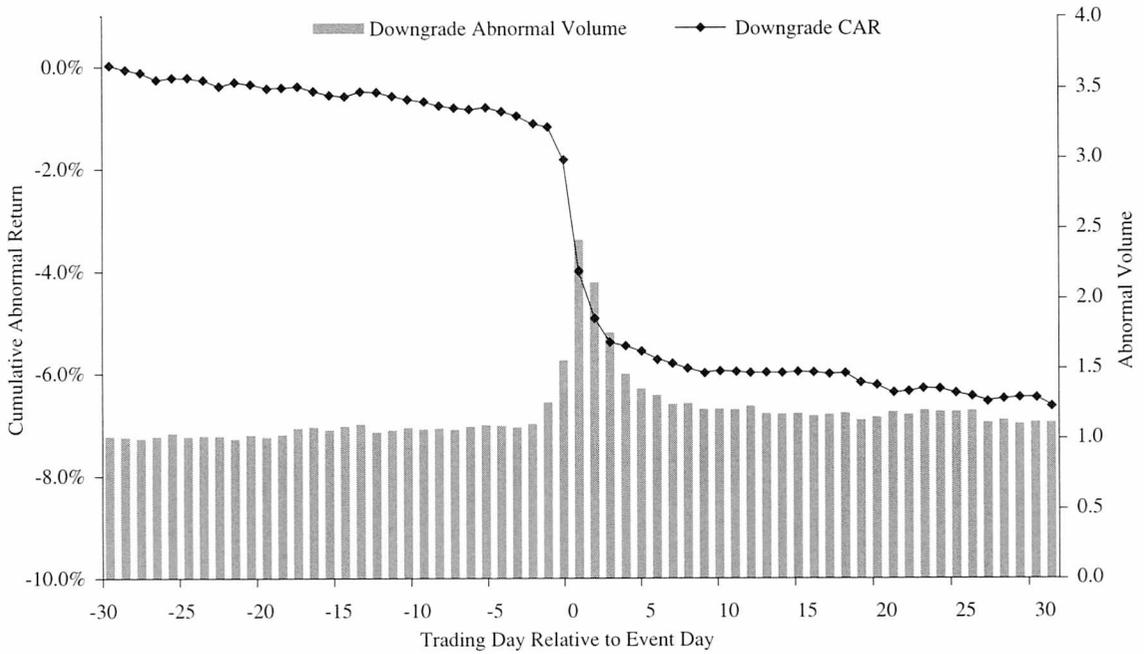


図 3 レーティング変更幅別の累積異常リターン

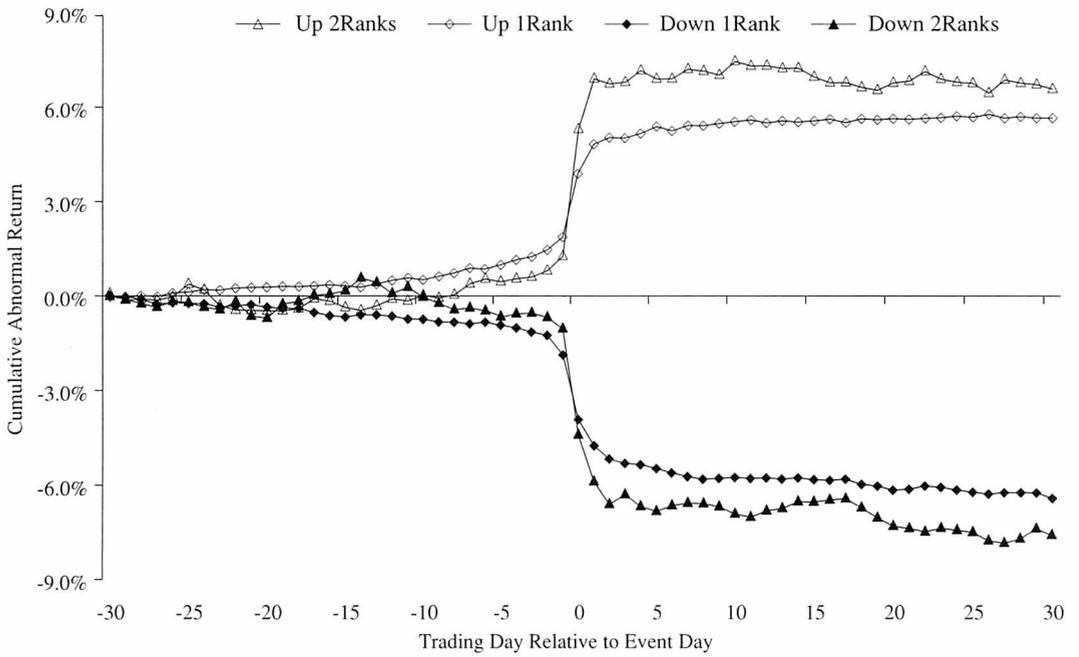


図 4 レーティング変更幅別の異常出来高

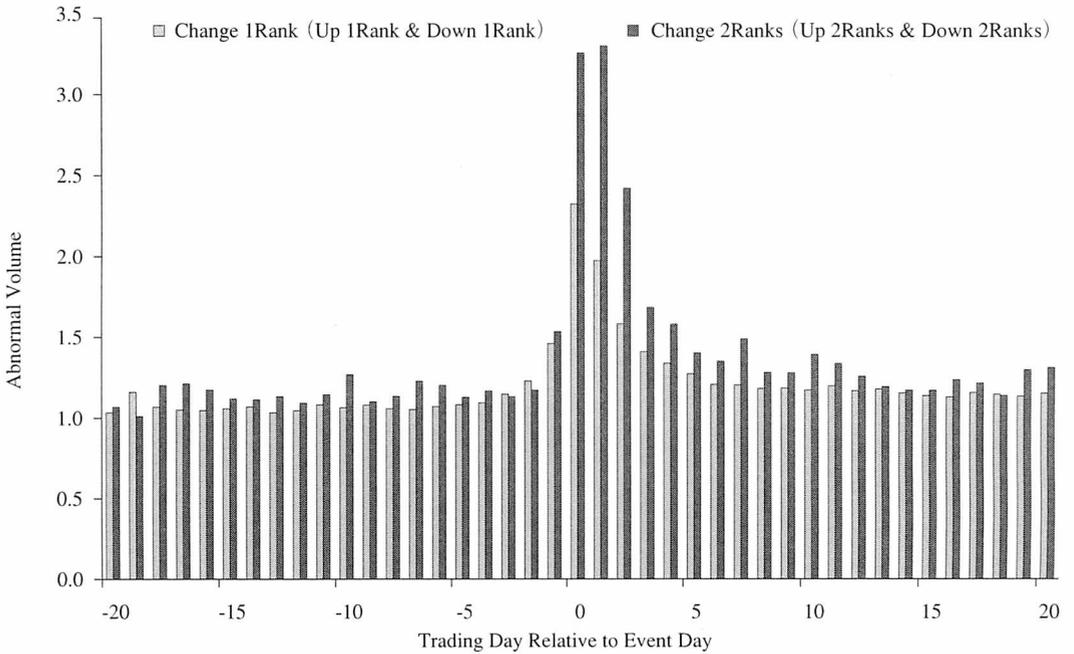


表 5 レーティング変更幅の大きさが市場に与える影響

	N	Cumulative Abnormal Return		Abnormal Volume	
		CAR <sub>(-2,+2)</sub>	平均差検定	VOL <sub>(-2,+2)</sub>	平均差検定
Up 2 Ranks	84	6.18 %	3.43 **	2.042	2.29 *
Up 1 Rank	762	3.81 %		1.728	
Down 2 Ranks	93	-6.11 %	-3.01 **	2.636	1.85
Down 1 Rank	850	-4.02 %		1.725	

(注) 平均差検定の列では、レーティング変更幅が2のグループと1のグループの平均値の差のt検定を行っており、その検定統計量のt値を載せている。

\* 5%水準で有意、\*\* 1%水準で有意。

次に、表5は、2ランク変更企業と1ランク変更企業間の、公表日前後2日 ( $-2 \leq T \leq 2$ ) における、累積異常リターンおよび異常出来高の平均差を、統計的に検証したものである。2ランク格上げ企業と1ランク格上げ企業の累積異常リターンの平均は、それぞれ6.18%と3.81%であり、両者の平均差は1%水準で正に有意である。また異常出来高についても、それぞれ2.042と1.728であり、両者の平均差は5%水準で有意である。

一方、格下げ企業については、2ランク格下げ企業と1ランク格下げ企業の累積異常リターンの平均は、それぞれ-6.11%と-4.02%であり、両者の平均差は1%水準で負に有意である。また異常出来高については、それぞれ2.636と1.725と、2ランク格下げ企業の異常出来高は1ランク格下げ企業の異常出来高を上回ってはいるが、その差は統計的には有意ではない。

これらの結果は、2ランクの変更が市場に与える影響は、1ランクの変更が与える影響よりも大きいということを概ね支持するものであり、株式レーティングの変更幅が大きいほど、市場により大きなインパクトを与えるということを示す証拠であるといえる。

### 5.3 レーティングの変更と水準の影響

本研究では、株式レーティングの定義が同じであるもののみをサンプルにしている。例えばレーティングの2は、株価が6ヶ月以内にTOPIXを5~15%上回ることを予想している。そしてこの2のレーティングに達するには、それが1からの格下げの場合と、3や4などからの格上げの場合の2つのパターンが存在する。株式レーティングの本来の定義から言えば、レーティングが2の銘柄は、それが格下げでの2であろうが格上げでの2であろうが、依然として買い推奨の銘柄である。しかしながら、5.1節の結果からは、市場が格上げをGood News、格下げをBad Newsとして捉えていることがわかる。そこで本節では、レーティングの変更と水準とが、互いに市場に与える影響を調査している。

表6は、株式レーティングの水準をそれが格上げによるものか格下げによるものかによって分類して、公表日前後の累積異常リターンと異常出来高を調査したものである。最初に、レーティング水準2の公表日前後2日の累積異常リターンは、それが格上げによる場合は3.96%であり、格下げによる場合は-2.75%である。このことは、同じ2の買いのレーティングであるにもかかわらず、それが格下げによる場合は、市場はそれをBad Newsとして捉えていることを意味している。

次に、同じ格上げでも、公表日前後2日の累積異常リターンは、それがレーティング水準1への格上げの場合には5.23%、水準2への格上げの場合には3.96%、水準3への格上げの場合には2.59%と、レーティング水準が低くなるに従って累積異常リターンが小さくなっている。格下げについてはその反対に、水準4への格下げは-6.76%、水準3への格下げは-3.82%、水準2への格下げは-2.75%と、レーティ

表 6 レーティングの変更と水準が市場に与える影響

Level	Change	N	Cumulative Abnormal Return		Abnormal Volume	
			CAR <sub>(-2,+2)</sub>	CAR <sub>(-5,+5)</sub>	VOL <sub>(-2,+2)</sub>	VOL <sub>(-5,+5)</sub>
1	Upgrade	245	5.23 %	5.80 %	2.031	1.810
2	Upgrade	433	3.96 %	4.49 %	1.718	1.612
	Downgrade	184	-2.75 %	-3.47 %	1.441	1.401
3	Upgrade	163	2.59 %	3.82 %	1.471	1.451
	Downgrade	576	-3.82 %	-4.56 %	1.716	1.572
4	Upgrade	7	0.74 %	1.62 %	1.302	1.486
	Downgrade	167	-6.76 %	-6.84 %	2.404	2.038
5	Downgrade	20	-10.65 %	-12.12 %	3.086	2.580

(注) Level は 1 ~ 5 までの 5 段階の株式レーティングであり、Change はその Level に至るまでのレーティングの変更の種類である。例えば、Level が 2 で Change が Upgrade なら、格上げで株式レーティングが 2 になったグループであるということの意味している。

ング水準が高くなるに従って累積異常リターンが小さくなっている。これと同様の結果は、公表日前後 5 日の累積異常リターンでも確認される。また異常出来高についても、格上げの場合はレーティング水準が 1 ~ 3 と低くなるに伴って、それぞれ 2.031, 1.718, 1.471 と順に小さくなっており、格下げの場合はレーティング水準が 4 ~ 2 と高くなるにつれて、それぞれ 2.404, 1.716, 1.441 と順に小さくなっている。このことは、レーティングの変更のみならず、レーティングの水準もまた市場の反応の大きさを説明する要因のひとつであることを示唆するものと思われる。

図 5 は、レーティング水準 1, 2, 3 への格上げ企業と、レーティング水準 4, 3, 2 への格下げ企業の累積異常リターンをグラフで表したものである。なお、水準 4 への格上げと水準 5 への格下げ企業は、観測値数がそれぞれ 7 個と 20 個と非常に少ないので、図からは除去している。図 5 からは、格上げ（格下げ）企業は全て正（負）の累積異常リターンを有しており、その大きさはレーティング水準の高さ（低さ）に比例していることが観察される。このことは、株価の反応の方向（正 or 負）は、レーティング変更の種類（格上げ or 格下げ）によって決まるが、その反応の大きさは、レーティングの水準に依存していることを意味している。

そこで、株式レーティングの変更と水準が互いに市場に与える影響をより詳細に調査するために、以下の回帰式を推定している。

$$CAR_{(-2,+2)} = \alpha_0 + \alpha_1 LEVEL + \varepsilon \tag{1a}$$

$$CAR_{(-2,+2)} = \alpha_1 UP + \alpha_2 DOWN + \alpha_3 RANK*UP + \alpha_4 RANK*DOWN + \varepsilon \tag{2a}$$

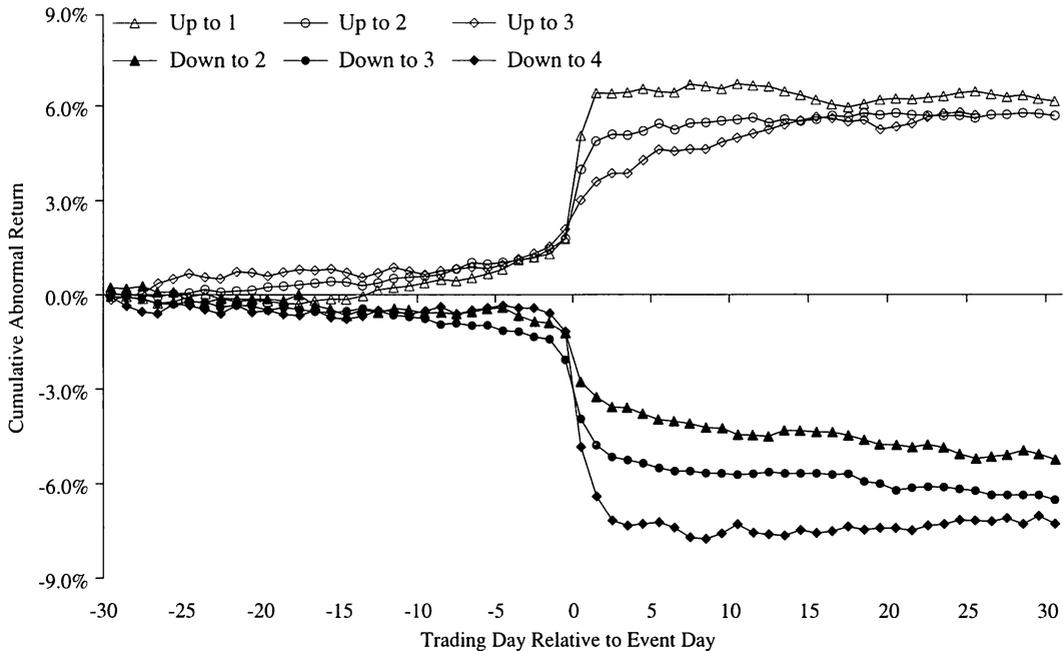
$$CAR_{(-2,+2)} = \alpha_1 UP + \alpha_2 DOWN + \alpha_3 RANK*UP + \alpha_4 RANK*DOWN + \alpha_5 LEVEL*UP + \alpha_6 LEVEL*DOWN + \varepsilon \tag{3a}$$

$$VOL_{(-2,+2)} = \beta_1 UP + \beta_2 DOWN + \beta_3 RANK*UP + \beta_4 RANK*DOWN + \varepsilon \tag{2b}$$

$$VOL_{(-2,+2)} = \beta_1 UP + \beta_2 DOWN + \beta_3 RANK*UP + \beta_4 RANK*DOWN + \beta_5 LEVEL*UP + \beta_6 LEVEL*DOWN + \varepsilon \tag{3b}$$

ただし、 $CAR_{(-2,+2)}$  = 株式レーティング公表日前後 2 日の累積異常リターン、 $VOL_{(-2,+2)}$  = 株式レーティング公表日前後 2 日の平均異常出来高、 $LEVEL$  = 株式レーティングの 1（強い買い）～ 5（強い売り）がそれぞれ +2 ~ -2 の値を取る、 $UP$  = 格上げなら 1 でそれ以外なら 0、 $DOWN$  = 格下げなら 1 でそれ以外なら 0、 $RANK$  = レーティング変更幅の絶対値から基準となる 1 を差し引いたもので 0 ~ 3 までの値を取る。

図 5 格上げ企業および格下げ企業のレーティング水準別の累積異常リターン



(1a), (2a), (3a)は、それぞれ、株式レーティングの水準、変更、変更と水準の両方が、株価に与える影響を調査するものである。一方、出来高に与える影響については、出来高は株価と違って正負の符号が存在しないので、出来高をレーティングの水準のみに回帰することには意味がない。そこで、株式レーティングの変更と、変更と水準の両方の影響を調査する(2b)と(3b)のみを推定している。

表7は、これらの回帰式の推定結果を表したものである。最初に、(1a)の $LEVEL$ の係数は4.00と正で有意である。このことは、レーティングの水準が高くなるほど株価が正に反応していることを意味しており、限定的ではあるが、レーティングの水準の有用性を示すものといえる。次に、(2a)は $UP$ の係数が3.82で $DOWN$ の係数が-4.01であり、株価は、レーティングの格上げに対しては正に、格下げに対しては負に反応している。また $RANK*UP$ の係数は2.04で、 $RANK*DOWN$ の係数は-2.50であるので、レーティングの変更幅が大きいほど、それぞれ正負により大きく反応している。これらの結果は、レーティング変更の有用性を示すものといえる。最後に、(3a)では、レーティングの変更と水準の両方の変数を加えているが、全ての変数は、予期された方向に有意である。株価はレーティングの格上げ(下げ)に対して正(負)に反応し、また変更幅が大きいほどより正(負)に大きく反応し、そしてレーティングの水準が高い(低い)ほどより大きく正(負)に反応している。このことは、レーティングの変更と水準が、お互いを所与としてもそれぞれに増分情報内容を有していることを意味している。

出来高についても、(2b)の $UP$ と $DOWN$ の係数はそれぞれ1.73と1.74であり、共に有意に1より大きい。また $RANK*UP$ の係数は有意ではないが0.26と正であり、 $RANK*DOWN$ の係数も0.70と有意に正である。これは、レーティング変更公表日前後に出来高は有意に増加し、また変更幅が大きいほどさらに出来高が増加するということを意味している。次に、(3b)では、レーティングの変更と水準の両方を変数に加えているが、 $LEVEL*UP$ の係数は0.27と正に、 $LEVEL*DOWN$ の係数は-0.46と負に有

表 7 レーティングの変更と水準の影響を検証する回帰モデルの推定結果

	Expected Sign	(1a)	(2a)	(3a)	Expected Sign	(2b)	(3b)
CONSTANT	?	-2.34 (-14.5)**					
LEVEL	+	4.00 (25.2)**					
UP	+		3.82 (19.2)**	2.63 (7.81)**	+ <sup>a</sup>	1.73 (12.0)**	1.46 (4.42)**
DOWN	-		-4.01 (-21.3)**	-4.03 (-21.9)**	+ <sup>a</sup>	1.74 (12.8)**	1.74 (13.1)**
RANK*UP	+		2.04 (3.38)**	1.29 (2.09)*	+	0.26 (1.40)	0.09 (0.46)
RANK*DOWN	-		-2.50 (-4.61)**	-1.79 (-3.32)**	+	0.70 (4.24)**	0.54 (3.27)**
LEVEL*UP	+			1.18 (4.35)**	+		0.27 (3.21)**
LEVEL*DOWN	+			2.06 (7.82)**	-		-0.46 (-5.68)**
adj.R <sup>2</sup>		0.261	0.369	0.395		0.010	0.032
N		1,795	1,795	1,795		1,795	1,795

(注) 各セルの上段は係数推定値, 下段括弧内は *t* 値を載せている。推定式は以下のようである。

$$CAR_{t-2,t+2} = \alpha_0 + \alpha_1 LEVEL + \epsilon \quad (1a)$$

$$CAR_{t-2,t+2} = \alpha_1 UP + \alpha_2 DOWN + \alpha_3 RANK*UP + \alpha_4 RANK*DOWN + \epsilon \quad (2a)$$

$$CAR_{t-2,t+2} = \alpha_1 UP + \alpha_2 DOWN + \alpha_3 RANK*UP + \alpha_4 RANK*DOWN + \alpha_5 LEVEL*UP + \alpha_6 LEVEL*DOWN + \epsilon \quad (3a)$$

$$VOL_{t-2,t+2} = \beta_1 UP + \beta_2 DOWN + \beta_3 RANK*UP + \beta_4 RANK*DOWN + \epsilon \quad (2b)$$

$$VOL_{t-2,t+2} = \beta_1 UP + \beta_2 DOWN + \beta_3 RANK*UP + \beta_4 RANK*DOWN + \beta_5 LEVEL*UP + \beta_6 LEVEL*DOWN + \epsilon \quad (3b)$$

ただし、 $CAR_{t-2,t+2}$  = 株式レーティング公表日前後 2 日の累積異常リターン、 $VOL_{t-2,t+2}$  = 株式レーティング公表日前後 2 日の平均異常出来高、 $LEVEL$  = 株式レーティングの 1 (強い買い) ~ 5 (強い売り) がそれぞれ +2 ~ -2 の値を取る、 $UP$  = 格上げなら 1 で、それ以外なら 0、 $DOWN$  = 格下げなら 1 で、それ以外なら 0、 $RANK$  = レーティング変更幅の絶対値から基準となる 1 を差し引いたもので 0 ~ 3 までの値を取る。

<sup>a</sup> 異常出来高は 1 を基準としているので、この行では係数推定値が 1 と異なるかどうかの検定を行っている。

\* 5% 水準で有意 \*\* 1% 水準で有意

意である。このことは、レーティング変更の影響を所与としても、格上げの場合にはレーティングの水準が高く、格下げの場合にはレーティングの水準が低くなるほど、出来高は増加するというを示しており、レーティングの変更と水準の両方に出来高に対する説明能力があることを意味している。

以上の結果は、株式レーティングの変更と水準が、市場の反応に対して互いに増分情報内容を有していることを表すものであり、市場における、レーティングの変更と水準の両方の有用性を示す証拠といえる。

#### 5.4 証券会社の大きさと企業規模が与える影響

株式レーティングが市場に与える影響の要因としては、レーティングの水準や変更の方向や幅といったレーティング自体の要因の他に、レーティングを公表する証券会社の大きさや、レーティングを受ける企業の規模といった、レーティング自体以外の要因が考えられる。

最初に、株式レーティングは、各証券会社が独自のリサーチに基づいて作成し、それを投資家に頒布するものである。そして、大手証券会社のマーケティング能力は、小規模の証券会社よりも高いと考えられる (Logue (1986), Stickel (1995))。また投資家側も、資金のより豊富な大手証券会社のリサー

チを、より信頼性の高いものであると考えるかも知れない。本研究でサンプルとして用いている証券会社は、野村、大和、みずほ、新光、コスモ証券の 5 社である。一般的にわが国では、野村と大和証券は大手証券会社に属し、それ以外は準大手証券会社に属している。そこで本節では、大手証券会社と準大手証券会社を区別する変数を加えて分析を行うこととする。

次に、株式レーティングを付与される企業の情報量の大きさは、企業規模と正の相関があると考えられる。例えば Atiase (1985) は、決算発表に対する市場の反応を調査するにあたり、大企業は、決算発表前に市場に普及している情報量が多いので、決算発表に対する市場の反応は小さく、一方、小企業は、決算発表前に市場に普及している情報量が少ないので、決算発表に対する市場の反応は大きいという仮説を立て、その仮説を支持する証拠を得ている。この現象は、一般的に規模効果としてよく知られているものである<sup>10</sup>。そこで本節では、被レーティング企業の企業規模を変数に加えて分析を行うこととする。

検証に用いる回帰式は、以下のようである。なおコントロール変数には (3a)、(3b) の説明変数を用いている。

$$CAR_{(-2,+2)} = \alpha_1 UP + \alpha_2 DOWN + \alpha_3 RANK*UP + \alpha_4 RANK*DOWN + \alpha_5 LEVEL*UP + \alpha_6 LEVEL*DOWN + \alpha_7 BROKER*UP + \alpha_8 BROKER*DOWN + \alpha_9 LNMVE*UP + \alpha_{10} LNMVE*DOWN + \varepsilon \quad (4a)$$

$$VOL_{(-2,+2)} = \beta_1 UP + \beta_2 DOWN + \beta_3 RANK*UP + \beta_4 RANK*DOWN + \beta_5 LEVEL*UP + \beta_6 LEVEL*DOWN + \beta_7 BROKER*UP + \beta_8 BROKER*DOWN + \beta_9 LNMVE*UP + \beta_{10} LNMVE*DOWN + \varepsilon \quad (4b)$$

ただし、*BROKER* = 大手証券会社なら 1 でそれ以外なら 0、*LNMVE* = 各年 1 月時点の時価総額に対数を取ったもの。

表 8 は、これらの回帰式の推定結果を表したものである。最初に、(4a) の *BROKER\*UP* の係数は 2.05 と正に、*BROKER\*DOWN* の係数は -1.18 と負に有意であり、株価は大手証券会社の格上げに対してはより大きく正に反応し、格下げに対してはより大きく負に反応しているといえる。一方、*LNMVE\*UP* の係数は -0.90 と負に、*LNMVE\*DOWN* の係数は 0.79 と正に有意であり、株価は大企業のレーティング格上げおよび格下げという変更に対して、より小さく反応しているといえる。なおコントロール変数は、全て予期した符号で有意であり、(3a) の推定結果と同じ結果である。

次に、(4b) の *BROKER\*UP* と *BROKER\*DOWN* の係数は、それぞれ 0.20 と 0.22 と共に正であり、大手証券会社のレーティング変更に対して株式の取引高がより増加しているといえる。ただし、格上げに対しては、10% 水準では有意であるが、5% 水準では有意ではない。また *LNMVE\*UP* と *LNMVE\*DOWN* の係数は、それぞれ -0.29 と -0.15 と共に負に有意であり、レーティング変更の対象が大企業である程、出来高は少なくなっているといえる。

これらの結果から、大手証券会社の公表する株式レーティングは市場により大きなインパクトを与え、またレーティングを付与される企業が、事前情報の少ない小企業であるほど市場の反応は大きいといえる。このことは、株式レーティングの公表が市場に与える影響の要因には、レーティング以外の要因も

10 決算発表に関する規模効果については、わが国でも後藤 (1992) でその存在が報告されている。また株式レーティングの公表に関する規模効果については、わが国では未だ検証が行われていないが、米国では Stickel (1985) 等でその存在が確認されている。

表 8 証券会社の大きさと企業規模の影響を検証する回帰モデルの推定結果

	Expected Sign	(4a) Coefficient	t-value	Expected Sign	(4b) Coefficient	t-value
UP	?	12.90	7.22**	?	4.96	8.87**
DOWN	?	-13.36	-8.03**	?	3.52	6.76**
RANK* UP	+	1.57	2.60**	+	0.09	0.47
RANK* DOWN	-	-1.93	-3.63**	+	0.57	3.43**
LEVEL* UP	+	1.41	5.35**	+	0.32	3.86**
LEVEL* DOWN	+	2.00	7.80**	-	-0.45	-5.61**
BROKER*UP	+	2.05	5.55**	+	0.20	1.69
BROKER* DOWN	-	-1.18	-3.42**	+	0.22	2.07*
LNMVE* UP	-	-0.90	-6.43**	-	-0.29	-6.55**
LNMVE* DOWN	+	0.79	5.99**	-	-0.15	-3.64**
adj.R <sup>2</sup>		0.431			0.062	
N		1,795			1,795	

(注) 推定式は以下のようである。

$$CAR_{t-2,t} = \alpha_1 UP + \alpha_2 DOWN + \alpha_3 RANK*UP + \alpha_4 RANK*DOWN + \alpha_5 LEVEL*UP + \alpha_6 LEVEL*DOWN + \alpha_7 BROKER*UP + \alpha_8 BROKER*DOWN + \alpha_9 LNMVE*UP + \alpha_{10} LNMVE*DOWN + \epsilon \quad (4a)$$

$$VOL_{t-2,t} = \beta_1 UP + \beta_2 DOWN + \beta_3 RANK*UP + \beta_4 RANK*DOWN + \beta_5 LEVEL*UP + \beta_6 LEVEL*DOWN + \beta_7 BROKER*UP + \beta_8 BROKER*DOWN + \beta_9 LNMVE*UP + \beta_{10} LNMVE*DOWN + \epsilon \quad (4b)$$

ただし、BROKER=大手証券会社なら1でそれ以外なら0、LNMVE=各年1月時点の時価総額に対数を取ったもの。他の変数の定義については、表7の注を参照されたい。

\* 5%水準で有意 \*\* 1%水準で有意

存在することを示す証拠であるといえる<sup>11</sup>。

### 5.5 レーティング・バイアスの影響

アナリストの公表する株式レーティングには、売りレーティングが非常に少ないというバイアスが存在することが、多くの研究で指摘されている (Stickel (1995), McNichols/O'Brien (1997),

11 その他の要因のひとつとして、証券会社と被レーティング企業との間のアンダーライティング関係の有無が考えられる。例えば、Michaely/Womack (1999) では、IPO後に初めて公表された株式レーティングに対する市場の反応を調査し、引受証券会社の買い推奨に対する市場の反応は、非引受証券会社の買い推奨に対する反応よりも小さいという結果を報告している。これは、市場が、アンダーライティング関係のある証券会社の公表する株式レーティング情報をディスカウントしている証拠であるといえる。一方、Asquith/Mikhail/Au (2005) では、IPO企業ではない通常の企業をサンプルとして、それらの企業の株式レーティングの公表に対する市場の反応は、アンダーライティング関係の有無とは関連性がないという、Michaely/Womack (1999) とは矛盾する結果を報告している。そこで、本研究では、『会社四季報』に幹事会社として記載がある場合には、その企業と記載証券会社の間にはアンダーライティング関係が存在するとみなして、ダミー変数 UNDERWRITE を作成し、(4a)(4b) に UNDERWRITE\*UP, UNDERWRITE\*DOWN を追加して検証を行っている。結果は、両変数とも全く有意ではなく、Asquith/Mikhail/Au (2005) と同様に、市場の反応とアンダーライティング関係との間に関連性は見い出せなかった。

表 9 レーティング・バイアスが市場に与える影響

	Level	Change	N	Cumulative Abnormal Return		Abnormal Volume	
				CAR <sub>(-2,+2)</sub>	平均差検定	VOL <sub>(-2,+2)</sub>	平均差検定
Pair 1	1	Upgrade	245	5.23 %	-2.59 *	2.031	-1.49
	5	Downgrade	20	-10.65 %		3.086	
Pair 2	2	Upgrade	433	3.96 %	-5.15 **	1.718	-2.34 *
	4	Downgrade	167	-6.76 %		2.404	
Pair 3	3	Upgrade	163	2.59 %	-2.77 **	1.471	-2.80 **
	3	Downgrade	576	-3.82 %		1.716	
Pair 4	4	Upgrade	7	0.74 %	-0.07	1.302	-0.49
	2	Downgrade	184	-2.75 %		1.441	

(注) Level は 1～5 までの 5 段階の株式レーティングであり、Change はその Level に至るまでのレーティングの変更の種類である。例えば、Level が 2 で Change が Upgrade なら、格上げで株式レーティングが 2 になったグループであるということを意味している。平均差検定の列では、Pair 1～4 までの各 Pair における Upgrade グループと Downgrade グループの市場の反応の大きさを比較するために平均値の差の t 検定を行っており、その検定統計量の t 値を載せている。なお CAR の平均差検定については、CAR の絶対値を用いている。  
\* 5 %水準で有意 \*\* 1 %水準で有意

Boni/Womack (2006))。本研究でも表 3 にあるように、4 (売り) と 5 (強い売り) のサンプルは、併せても全体の 8.0% に過ぎない。このレーティング・バイアスの理由としては、アナリストが担当企業との関係の悪化を懸念するから、または自らの有力顧客でありかつ企業の大株主でもある機関投資家への配慮があるから、あるいは企業から仕事を取りたい社内の投資銀行部門からの圧力を受けているからといったことがしばしば指摘されている (北川 2007a)。

本研究で用いているサンプルの株式レーティングの定義は、買いレーティングと売りレーティングで対称的であるので、本来ならば市場の反応も買いレーティングへの格上げと売りレーティングへの格下げで対称的であるはずである。しかしながら、もし市場が、株式レーティングにはバイアスが存在するというを知っているならば、アナリストにとって公表に制約のある売りレーティングへの格下げに対する市場の反応は、制約のない買いレーティングへの格上げに対する反応よりも大きくなることが予想される。

表 9 は、株式レーティングの定義に基づいて対称的なペアを作成し、市場の反応が対称的であるかどうかを検証したものである。例えば、Pair 1 は 1 (強い買い) への格上げグループと 5 (強い売り) への格下げグループに対する市場の反応を比較しており、Pair 2 は 2 (買い) への格上げグループと 4 (売り) への格下げグループに対する市場の反応を比較している。表中の Pair 1 の、1 への格上げと 5 への格下げ公表に対する累積異常リターンは 5.23% と -10.65%、異常出来高は 2.031 と 3.086 であり、市場は株価と出来高の両方で強い買いのレーティングよりも強い売りのレーティングに対してより大きな反応を示している。Pair 2 についても同様で、2 への格上げと 4 への格下げ公表に対する累積異常リターンは 3.96% と -6.76%、異常出来高は 1.718 と 2.404 であり、市場は買いレーティングよりも売りレーティングに対してより大きな反応を示していることが窺える。なお Pair 3 や Pair 4 においても、格上げと格下げグループ間で市場の反応に差異が見られるが、その差はそれほど顕著ではない。平均差検定では、累積異常リターンについては絶対値を取って各ペア内のグループ間の比較を行っているが、買いよりも売りのレーティングに対する市場の反応の大きさを概ね支持するものである。

次に、5.3 節と 5.4 節で示した、レーティングの変更幅や水準、証券会社の大きさ、企業規模といった影響をコントロールした後でも、売りレーティングへの格下げに対する市場の反応が有意に大きいか

表10 レーティング・バイアスの影響を検証する回帰モデルの推定結果

	Expected Sign	(5a) Coefficient	t-value	Expected Sign	(5b) Coefficient	t-value
CONSTANT	?	12.93	12.71**	?	4.17	10.95**
SELL*DOWN	+	2.71	7.89**	+	0.68	5.24**
RANK	+	1.65	5.04**	+	0.47	3.83**
LEVEL	+	0.61	4.01**	+	0.17	2.96**
BROKER	+	1.01	4.75**	+	0.23	2.87**
LNMVE	-	-0.72	-9.00**	+	-0.22	-7.21**
				-		
adj.R <sup>2</sup>		0.106			0.059	
N		1,795			1,795	

(注) 推定式は以下のようである。

$$|CAR_{(-2,+2)}| = \alpha_0 + \alpha_1 SELL*DOWN + \alpha_2 RANK + \alpha_3 |LEVEL| + \alpha_4 BROKER + \alpha_5 LNMVE + \epsilon \quad (5a)$$

$$VOL_{(-2,+2)} = \beta_0 + \beta_1 SELL*DOWN + \beta_2 RANK + \beta_3 |LEVEL| + \beta_4 BROKER + \beta_5 LNMVE + \epsilon \quad (5b)$$

ただし、SELL=株式レーティングが4(売り)か5(強い売り)ならば1でそれ以外なら0、|CAR<sub>(-2,+2)</sub>|=CAR<sub>(-2,+2)</sub>の絶対値、|LEVEL|=LEVELの絶対値。他の変数の定義については、表7と表8の注を参照されたい。

\* 5%水準で有意 \*\* 1%水準で有意

を調査するために、以下の回帰式を推定している。

$$|CAR_{(-2,+2)}| = \alpha_0 + \alpha_1 SELL*DOWN + \alpha_2 RANK + \alpha_3 |LEVEL| + \alpha_4 BROKER + \alpha_5 LNMVE + \epsilon \quad (5a)$$

$$VOL_{(-2,+2)} = \beta_0 + \beta_1 SELL*DOWN + \beta_2 RANK + \beta_3 |LEVEL| + \beta_4 BROKER + \beta_5 LNMVE + \epsilon \quad (5b)$$

ただし、SELL = 株式レーティングが4(売り)か5(強い売り)ならば1でそれ以外なら0、|CAR<sub>(-2,+2)</sub>| = CAR<sub>(-2,+2)</sub>の絶対値、|LEVEL| = LEVELの絶対値。

表10は、これらの回帰式の推定結果を表したものである。最初に、(5a)のSELL\*DOWNの係数は2.71と正に有意である。これは、株価は、他の変数の値が同一であった場合に、売りレーティングへの格下げに対して、買いレーティングへの格上げよりも2.71%より大きく反応するという意味している。次に、(5b)のSELL\*DOWNの係数も0.68と正に有意であり、出来高についても売りレーティングへの格下げに対してより大きな反応を伴うといえる。なおコントロール変数は、全て予期した符号に有意である。

以上の結果は、市場が、買いレーティングへの格上げよりも売りレーティングへの格下げに対してより大きく非対称的に反応していることを示している<sup>12</sup>。またこのことは、市場が、アナリストが様々な利害関係から売りレーティングを出し難い環境にあるという、アナリストの独立性の欠如を認知してい

12 市場の非対称的な反応は、株式レーティング以外にも存在している。例えば、Skinner/Sloan (2002) は、グロス株の負の利益サプライズに対する市場の反応が、正の利益サプライズに対する反応よりも非対称的に大きいという証拠を示している。そこで、本節の結果が、このグロス株に対する市場の非対称的な反応に起因するものかどうかを調査するために、買いレーティングへの格上げグループと、売りレーティングへの格下げグループの簿価時価比率を比較している。結果は、前者と後者の簿価時価比率の平均が、それぞれ0.631と0.604であり、両グループ間の平均差検定の結果は0.027(t値=1.12)と、両グループ間の簿価時価比率に有意な差は観察されなかった。

る証拠であるといえる。

### 5.6 レーティング継続と新規レーティングの影響

ここまでの研究では、株式レーティングが変更されたサンプルのみを対象にして、分析を行っている。しかしながら表 3 に示されているように、株式レーティングのサンプルには、変更サンプル 1,795 個以外にも、レーティングがそのまま変更なしに維持された継続サンプルが 301 個、レーティングが新たに付与された新規サンプルが 380 個存在する。そこで本節では、継続サンプルと新規サンプルを用いて、レーティング継続と新規レーティングの公表に対する市場の反応を調査することとする。ただし、その際に問題となるのが、レーティングの極端な偏りである。表 3 にもあるように、継続サンプルでは、3（中立）、4（売り）、5（強い売り）のサンプルが、それぞれ 1 個、1 個、0 個であり、新規サンプルでも、4（売り）、5（強い売り）のサンプルが、それぞれ 3 個と 0 個と極端に少ない<sup>13</sup>。そこで本研究では、これらのサンプルを除いて分析を行っている。

表 11 は、レーティング公表日前後 2 日と前後 5 日の累積異常リターンならびに異常出来高を表している。公表日前後 2 日の累積異常リターンは、1 の継続が 2.09% であるのに対して 2 の継続が 0.71%、異常出来高は、1 の継続が 1.498 であるのに対して 2 の継続が 1.267 と、同じ継続の公表でも、1 の継続に対する市場の反応は 2 の継続に対する反応よりも大きい。

一方、新規レーティングの公表については、公表日前後 2 日の累積異常リターンは、1 の新規が 7.40%、

表 11 レーティング継続と新規レーティングが市場に与える影響

Level	Reit&New	N	Cumulative Abnormal Return		Abnormal Volume	
			CAR <sub>(-2,+2)</sub>	CAR <sub>(-5,+5)</sub>	VOL <sub>(-2,+2)</sub>	VOL <sub>(-5,+5)</sub>
1	Reit(継続)	163	2.09 % (6.86) **	2.28 % (5.31) **	1.498 (9.74) **	1.347 (8.28) **
2	Reit(継続)	136	0.71 % (3.20) **	0.32 % (1.74)	1.267 (3.93) **	1.205 (4.80) **
1	New(新規)	74	7.40 % (17.54) **	7.54 % (11.92) **	4.084 (18.57) **	2.901 (17.39) **
2	New(新規)	211	1.69 % (7.02) **	1.92 % (5.60) **	1.583 (5.80) **	1.402 (5.23) **
3	New(新規)	92	-0.41 % (-0.53)	0.01 % (0.62)	1.127 (-0.32)	1.103 (1.56)

(注) Level は 1～5 までの 5 段階の株式レーティングであり、Reit はレーティングの継続、New は新規レーティングを意味している。各セルの上段は、累積異常リターン (CAR) と異常出来高 (VOL)、下段括弧内はそれぞれの検定統計量  $Z_{(T_1, T_2)}$  を載せている。

\* 5%水準で有意 \*\* 1%水準で有意

13 このレーティングの極端な偏りの理由としては、継続サンプルについては、中立や売りなどの低いレーティング水準の継続では市場へのインパクトが小さいと判断して、データ・ソースである T&C ファイナンシャルリサーチ社がそれらの公表を採り上げなかったということが考えられる。また、新規サンプルについては、アナリストは新たにカバーを始める企業を選択するにあたって、将来業績が良好であると判断している企業を選ぶので、新規レーティングの分布は高いレーティングに偏る傾向がある (McNichols/O'Brien (1997))、といったサンプルのセレクション・バイアスが考えられる。

表12 レーティング継続と新規レーティングの影響を検証する回帰モデルの推定結果

	Expected Sign	(6a)		Expected Sign	(6b)	
		Reit (継続)	New (新規)		Reit (継続)	New (新規)
<i>CONSTANT</i>	?	8.02 (2.55)*	9.96 (4.24)**	?	3.203 (6.24)**	5.849 (3.68)**
<i>LEVEL</i>	+	1.31 (2.16)*	3.68 (9.03)**	+	0.173 (1.74)	1.271 (4.62)**
<i>BROKER</i>	+	0.49 (0.38)	1.32 (2.33)*	+	0.285 (1.35)	0.757 (1.97)*
<i>LN MVE</i>	-	-0.66 (-3.03)**	-0.98 (-5.29)**	-	-0.161 (-4.52)**	-0.450 (-3.59)**
adj. <i>R</i> <sup>2</sup>		0.043	0.260		0.077	0.096
<i>N</i>		301	380		301	380

(注) 各セルの上段は係数推定値, 下段括弧内は *t* 値を載せている。推定式は以下のようである。  
 $CAR_{(-2,+2)} = \alpha_0 + \alpha_1 LEVEL + \alpha_2 BROKER + \alpha_3 LN MVE + \epsilon$  (6a)  
 $VOL_{(-2,+2)} = \beta_0 + \beta_1 LEVEL + \beta_2 BROKER + \beta_3 LN MVE + \epsilon$  (6b)  
 変数の定義については, 表 7 と表 8 の注を参照されたい。  
 \* 5 % 水準で有意 \*\* 1 % 水準で有意

2 の新規が 1.69%, 3 の新規が -0.41% であり, 異常出来高は, 1 の新規が 4.084, 2 の新規が 1.583, 3 の新規が 1.127 と, レーティングの水準が低くなるに従って市場の反応が小さくなっている。また市場は, 1 と 2 の新規レーティング公表に対しては有意に反応しているが, 3 の新規レーティングに対しては有意に反応していない。そしてこれらの結果は, 公表日前後 5 日の累積異常リターンと異常出来高を用いてもほぼ同じである。

次に, 5.4 節で示した, 証券会社と企業規模の影響を調査するために, 継続サンプルと新規サンプルを用いて, それぞれ以下の回帰式を推定している。

$$CAR_{(-2,+2)} = \alpha_0 + \alpha_1 LEVEL + \alpha_2 BROKER + \alpha_3 LN MVE + \epsilon \quad (6a)$$

$$VOL_{(-2,+2)} = \beta_0 + \beta_1 LEVEL + \beta_2 BROKER + \beta_3 LN MVE + \epsilon \quad (6b)$$

表 12 は, これらの回帰式の推定結果を表したものである。最初に, 継続サンプルについては, (6a)(6b) 共に, *BROKER* の係数は正ではあるが有意ではなく, *LN MVE* の係数は有意に負である。次に, 新規サンプルについては, (6a)(6b) 共に, *BROKER* の係数は有意に正であり, *LN MVE* の係数は有意に負である。

以上の結果から, レーティングの継続については, 最上位のレーティングである強い買いの継続に市場はより大きく反応しており, レーティングの新規付与については, 強い買い, 買い, 中立とレーティングの水準が下がるほど市場の反応は小さくなり, とりわけ中立レーティングには市場はほとんど反応しないといえる。また, レーティングの継続や新規付与についても, その公表が大手証券会社によるもので, 被レーティング企業が小規模企業であるほど市場はより大きく反応するといえる。

## 6 追加検証: Fama-French 3 ファクターモデルによる異常リターンを用いた結果

本稿におけるこれまでの分析では, マーケットモデルによって算定された異常リターンを用いて様々な調査を行っているが, 本節の追加検証では, マーケットモデルよりも精緻化された, Fama-French 3

ファクターモデルによって算定された異常リターンを用いることによって、これまでの検証結果の頑健性を確認することとする。

Fama-French 3 ファクターモデルによる異常リターンは、その元となる Fama/French (1993) およびそれを日本のデータに適用している久保田/竹原 (2007) と村宮 (2008) を参考にして算定している。具体的には、2002 年～2007 年の期間で、金融業を含む東証 1 部全上場企業を対象ユニバースとして、以下の手順で算定している<sup>14</sup>。

第 1 に、ユニバースから純資産が負である企業を除く。第 2 に、毎年 8 月末時点における時価総額 (*size*) の中央値を基準として *Small size* と *Big size* の 2 グループ、3 月末時点の純資産時価総額比率 (*BE/ME*) の 30% と 70% 分位点を基準として *Low BE/ME*, *Medium BE/ME*, *High BE/ME* の 3 グループに分割し、その 2 つの基準の組み合わせ (*size-BE/ME*) に基づいて 6 つのポートフォリオ、*Small size-Low BE/ME* (*S/L*), *Small size-Medium BE/ME* (*S/M*), *Small size-High BE/ME* (*S/H*), *Big size-Low BE/ME* (*B/L*), *Big size-Medium BE/ME* (*B/M*), *Big size-High BE/ME* (*B/H*) を構築する<sup>15</sup>。第 3 に、*S/L*, *S/M*, *S/H*, *B/L*, *B/M*, *B/H* の各ポートフォリオ毎に、9 月 1 日～翌年の 8 月 31 日までの加重平均リターンを毎営業日算定する。第 4 に、規模に関するリスクに対するリターン・プレミアである *SMB* (*small minus big*) と、簿価時価比率に関するリスクに対するリターン・プレミアである *HML* (*high minus low*) を以下のように定義して、*SMB* と *HML* の値を 9 月 1 日～翌年の 8 月 31 日までの毎営業日算定する。

$$SMB = (S/L + S/M + S/H)/3 - (B/L + B/M + B/H)/3$$

$$HML = (S/H + B/H)/2 - (S/L + B/L)/2$$

第 5 に、6 つのポートフォリオの構成銘柄のリバランスを、毎年 8 月末に行う。このようにして、本研究の検証に必要な、2002 年 9 月 1 日～2007 年 8 月 31 日の期間の 1,230 営業日に関する *SMB* と *HML* を算出する。第 6 に、市場全体の変動を表す変数  $R_M$  は、6 つの *size-BE/ME* ポートフォリオに純資産が負である企業も加えたユニバース全体の加重平均リターンであり、*SMB* と *HML* と同じ期間の 1,230 営業日に関して算出している。

以上のようにして得られた 3 変数、*SMB*, *HML*,  $R_M$  を用いて、推定期間 ( $-130 \leq t \leq 31$ ) における各銘柄の株式リターンの通常の発生パターンを、Fama-French 3 ファクターモデルに依拠する以下の式で推定する<sup>16</sup>。

14 対象ユニバースは、オリジナルの Fama/French (1993) では、NYSE・Amex・NASDAQ 企業であり、日本のデータを使用している久保田/竹原 (2007) では東証 1 部・2 部上場企業、村宮 (2008) では全上場企業である。本稿では、使用データの制約上、対象ユニバースを東証 1 部企業に限定している。従って、以下の 6 ポートフォリオ作成手続きでは、小規模市場上場企業に対する調整は行っていない。

15 ポートフォリオ構築時点に関して、Fama/French (1993) では、米国企業では 12 月決算が多いことから、その半年後の 6 月末時点としている。村宮 (2008) も Fama/French と同様に、日本企業では 3 月決算が多いことを考慮して、その半年後の 9 月末時点としている。一方、久保田/竹原 (2007) では、9 月末では中間決算の影響があるとして、8 月末時点でポートフォリオを構築している。本稿では、久保田/竹原 (2007) に倣って、8 月末時点でポートフォリオを構築している。

16 Fama-French 3 ファクターモデルをイベント・スタディに適用するに際しては、安全資産利子率 (リスクフリー・レート) の取り扱いによって幾つかのパリエーションが存在する。本稿では、マーケットモデルとの整合性および Ahern (2009) に準拠して、安全資産利子率を無視しているモデルを用いている。

$$R_{it} = \alpha + \beta R_{Mt} + sSMB_t + hHML_t + e_{it}$$

そして、上式で推定されたパラメータ  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$ ,  $\hat{s}$ ,  $\hat{h}$  を用いて、イベント期間 ( $-130 \leq t \leq -31$ ) の予測誤差  $u_{iT}$  を以下のようにして算定し、それを異常リターンとして用いている。

$$u_{iT} = R_{iT} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}R_{Mt} + \hat{s}SMB_T + \hat{h}HML_T)$$

表 13 は、Fama-French が提唱する 6 ポートフォリオの加重平均リターンの 1,230 営業日の平均値を表している。*S/L*, *S/M*, *S/H*, *B/L*, *B/M*, *B/H* の平均値は、それぞれ 0.084%, 0.092%, 0.101%, 0.060%, 0.083%, 0.100% である。従って、*SMB* の 1,230 営業日平均値は、 $(0.084\% + 0.092\% + 0.101\%)/3 - (0.060\% + 0.083\% + 0.100\%)/3 = 0.011\%$  であり、*HML* の 1,230 営業日平均値は、 $(0.101\% + 0.100\%)/2 - (0.084\% + 0.060\%)/2 = 0.029\%$  である。*SMB*, *HML* 共に正のリターンが得られており、小型株効果とバリュー株効果の存在が確認された結果となっている。しかしながら、この *SMB* と *HML* の影響は、

表 13 Fama-French の 6 ポートフォリオの加重平均リターン (1,230 営業日平均値)

size 50%分位点	Small size-Low BE/ME (S/L) 0.084%	Small size-Medium BE/ME (S/M) 0.092%	Small size-High BE/ME (S/H) 0.101%
	Big size-Low BE/ME (B/L) 0.060%	Big size-Medium BE/ME (B/M) 0.083%	Big size-High BE/ME (B/H) 0.100%
	BE/ME 30%分位点		BE/ME 70%分位点

(注) Fama-French の 6 ポートフォリオとは、東証 1 部上場全企業から純資産が負である企業を除いたものを、毎年 8 月末に、企業規模 (size) と簿価時価比率 (BE/ME) の組み合わせで 6 つに分割したものである。なお企業規模は 8 月末時点の中央値を基準に Small と Big, 純資産時価総額比率は 3 月末時点の 30% および 70% 分位点を基準に Low, Medium, High に分割している。

表 14 マーケットモデルと Fama-French 3 ファクターモデルによる推定パラメータの比較 (2,476 個)

	マーケットモデル			Fama-French 3 ファクターモデル				
	Constant	$R_m$	adj. $R^2$	Constant	$R_M$	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	adj. $R^2$
係数の平均値	0.000	0.949		0.000	1.023	0.308	0.040	
<i>t</i> 値の平均値	0.13	6.15		0.02	5.70	0.73	0.15	
5%水準で有意な個数 (%)	68個 (2.7%)	2,389個 (96.5%)		76個 (3.1%)	2,386個 (96.4%)	670個 (27.1%)	465個 (18.8%)	
1%水準で有意な個数 (%)	9個 (0.4%)	2,304個 (93.1%)		7個 (0.3%)	2,293個 (92.6%)	346個 (14.0%)	217個 (8.8%)	
adj. $R^2$ の平均値			0.269					0.294

(注) マーケットモデルと Fama-French 3 ファクターモデルの推定式は、それぞれ以下のようである。

$$R_{it} = \alpha + \beta R_{mt} + e_{it}$$

(マーケットモデル)

$$R_{it} = \alpha + \beta R_{Mt} + sSMB_t + hHML_t + e_{it}$$

(Fama-french3 ファクターモデル)

ただし、 $R_{it}$  = *i* 社の *t* 日における株式リターン、 $R_{mt}$  = TOPIX の *t* 日における変化率、 $R_{Mt}$  = 東証 1 部上場全企業の *t* 日における加重平均リターン、 $SMB_t$  = 規模に関するリスクに対する *t* 日におけるリターン・プレミアで、 $(S/L + S/M + S/H)/3 - (B/L + B/M + B/H)/3$  で算定されている、 $HML_t$  = 簿価時価比率に関するリスクに対する *t* 日におけるリターン・プレミアで、 $(S/H + B/H)/2 - (S/L + B/L)/2$  で算定されている。

年次（246営業日）に換算すると2.706%と7.134%と無視できない大きさとなるが、日次では0.011%と0.029%と非常に小さく、短期のウィンドウでの検証が主となるイベント・スタディ型の研究では、その影響は微小であると考えられる。

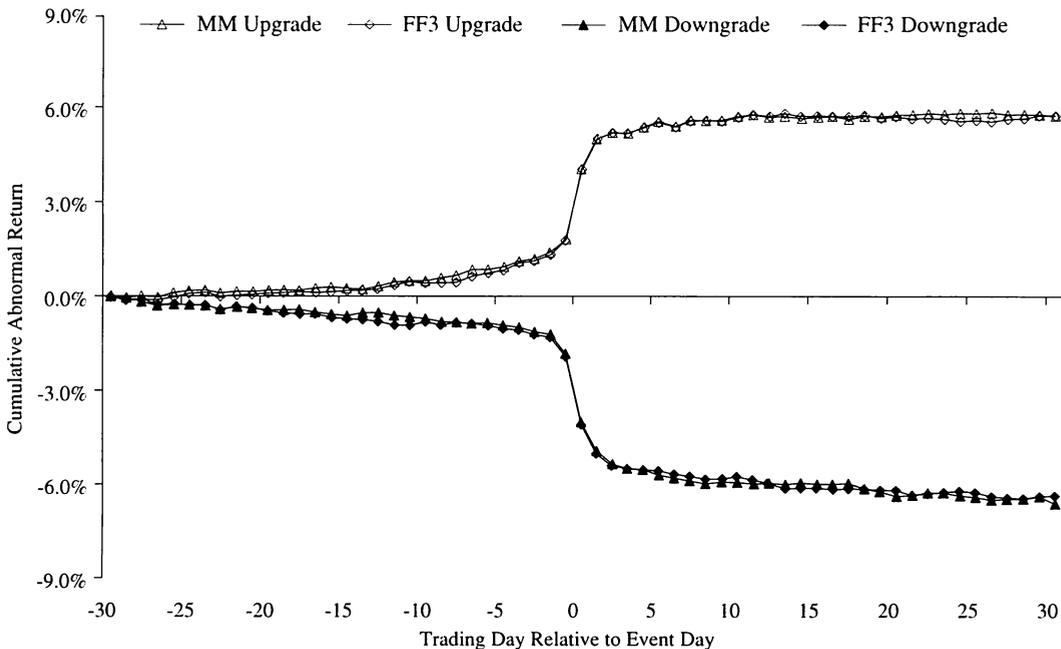
次に、表14は、本研究のサンプルである2,476個の観測値に関する、マーケットモデルとFama-French 3ファクターモデルの推定結果の比較を載せている。最初に、市場全体の変動を表すマーケットモデルの $R_m$ とFama-French 3ファクターモデルの $R_M$ については、係数の平均値がそれぞれ0.949と1.023であり、また2,476個の内、それぞれ2,389個（96.5%）と2,386個（96.4%）が5%水準以上で有意となっている。次に、Fama-French 3ファクターモデルで追加されているSMBとHMLについては、係数の平均値がそれぞれ0.308と0.040と低い値となっており、統計的有意性についても、2,476個の内、SMBで670個（27.1%）、HMLで465個（18.8%）が、5%水準以上で有意であるに過ぎない。

このように、市場全体の変動を表す変数は両モデルで強く有意であるが、Fama-French 3ファクターモデルで追加されているSMBとHMLについては有意性が低く、これらの変数を追加する意義は乏しいといえる。このことは、両モデルの $adj.R^2$ の平均が、マーケットモデルで0.269、Fama-French 3ファクターモデルで0.294というように、大差がないことから窺える。

以上、表13と表14の結果は、シングル・ファクターモデルに、規模と簿価時価比率に関するリスクファクターを加えて3ファクターモデルにしても、その影響は極めて小さいということを示唆している。その影響を日次の平均値で示すと、 $\hat{s}SMB_T + \hat{h}HML_T = 0.308 \times 0.011\% + 0.040 \times 0.029\% = 0.0045\%$ に過ぎないのである。

最後に、図6は、格上げと格下げの累積異常リターンを、マーケットモデルとFama-French 3ファクターモデルで比較したものである。一見してわかるように、2つの線はほとんど重なっており、どち

図6 マーケットモデルとFama-French 3ファクターモデルによる格上げ・格下げの累積異常リターンの比較



らのモデルを用いても累積異常リターンにほとんど影響を及ぼさないことがわかる。また本文中には載せていないが、表 4～表 12 の検証を、マーケットモデルではなく、Fama-French 3 ファクターモデルによって測定した異常リターンを用いて再検証を行った結果も、全くといってよいほど差が観察されなかった<sup>17</sup>。

このように、本研究の結果は、Fama-French 3 ファクターモデルで算定した異常リターンに対して頑健性があるといえる。また、Fama-French 3 ファクターモデルの内、実際に有効であるファクターは、マーケットモデルと同じ市場ファクターのみであり、追加されている規模と簿価時価比率に関する 2 つのリスクファクターはほとんど説明力を有していなかった。その理由としては、Fama-French 3 ファクターモデルが、本来、月次リターンを用いたものであり、その要となる 6 ポートフォリオの構築も年 1 回だけであるというように、長期データに基づく分析を前提としているモデルであるということが考えられる。

## 7 おわりに

株式レーティングとは、証券会社の調査部門に属するアナリストがリサーチに基づいて行う規格化された株式投資判断のことであり、わが国では、1993 年に野村総合研究所が発表したのが最初である。従って、わが国では株式レーティングの歴史は浅く、株式レーティングに関する研究も、米国における研究と比較して、非常に立ち遅れた研究領域のひとつとなっている。

そこで本研究では、2004 年 1 月～2006 年 12 月の期間に 5 つの証券会社から公表された、646 社、延べ 2,476 個の株式レーティングを用いて、その市場における有用性を検証している。本研究の特徴としては、第 1 に、サンプルを株式レーティングの定義が類似しているものに限定し、レーティングの変更と水準の関係を詳細に分析していること、第 2 に、株式レーティングの公表に対する市場の反応を、株価と出来高の両方の観点から調査していることの 2 つが挙げられる。とりわけ、出来高についての検証は今まであまり注目されてこなかったが、アナリストの行うリサーチ費用が株式取引高の増加から生じる手数料収入によって賄われていることに鑑みると、アナリストにとって興味深いものであると思われる。

最初に、株式レーティングの変更が市場に与える影響を調査するために、格上げ企業と格下げ企業の異常リターンおよび異常出来高を検証したところ、レーティング変更公表日の異常リターンは、格上げで 2.25%、格下げで -2.19% であり、株式取引高も、格上げ、格下げ共に通常の 2.4 倍に膨らんでいた。このことは、市場はレーティングの変更に対して、株価と出来高の両方において反応するというを示す証拠といえる。また、レーティングの変更幅が 1 ランクの企業と 2 ランクの企業で市場の反応を比較したところ、株価と出来高の両方において、市場は 1 ランクよりも 2 ランクの変更に対してより大きく反応しており、レーティングの変更幅が大きいほど市場により大きなインパクトを与えていた。

次に、株式レーティングの変更と水準が互いに市場に与える影響を調査するために、株式レーティン

---

17 様々な異常リターン測定方法が日次のイベント・スタディの結果に与える影響についてシミュレーションを行っている Ahern (2009) でも、マーケットモデルと Fama-French 3 ファクターモデルでは、測定された異常リターンには、ほとんど差がないという結果が報告されている。

グの水準をそれが格上げによるものか格下げによるものかによって分類して市場の反応を調査したところ、株価の反応の方向（正 or 負）は、レーティング変更の種類（格上げ or 格下げ）によって決まるが、その反応の大きさは、レーティングの水準に依存しているという結果であった。つまり、格上げ（格下げ）に対しては株価は正（負）に反応するが、同じ格上げ（格下げ）でもそれが高い（低い）レーティングへの格上げ（格下げ）であるほど、より正（負）に大きく反応していたのである。また、株価と出来高を用いた回帰分析の結果は、株式レーティングの変更と水準の両方が、市場の反応に対して互いに増分情報内容を有しており、市場におけるレーティングの変更と水準の両方の有用性を示すものであった。

さらに、レーティングを公表する証券会社の大きさや、レーティングを付与される企業の規模といった、株式レーティング以外の要因が市場に与える影響を調査したところ、市場は、マーケティング能力がより高いと考えられる大手証券会社の公表する株式レーティングにより大きく反応し、また、被レーティング企業が事前情報の少ないと考えられる小規模企業であるほど、市場の反応は大きかった。

最後に、アナリストの公表する株式レーティングには売りのレーティングが極端に少ないというレーティング・バイアスの影響、そしてレーティングの継続や新規付与が市場に与える影響についても調査を行っている。結果は、レーティング・バイアスについては、市場は買いのレーティングへの格上げよりも売りのレーティングへの格下げに対してより大きく非対称的に反応していた。レーティングの継続については、同じレーティングの継続でも最上位のレーティングである強い買いの継続に市場はより大きく反応しており、レーティングの新規付与については、強い買いや買いレーティングには市場は反応するが中立レーティングにはほとんど反応していなかった。またレーティングの継続や新規付与についても、その公表が大手証券会社によるもので、被レーティング企業が小規模企業であるほど、市場の反応は大きかった。

以上が、本研究の主要な検証結果であるが、これらは全て、マーケットモデルによって算定された異常リターンを用いた結果である。そこで、追加検証として、マーケットモデルよりも精緻化された、Fama-French 3 ファクターモデルによって算定された異常リターンを用いて、検証結果の頑健性を確認している。結果は、マーケットモデルと Fama-French 3 ファクターモデルでは、算定された異常リターンにほとんど差がなく、従って検証結果も両モデル間でほとんど差が観察されなかった。

このように、本稿の実証結果は、株式レーティングの公表が、株価のみならず出来高においても市場に大きなインパクトを与えていることを示すものであり、株式レーティング情報の市場における有用性を支持する証拠であるといえる。そして、市場の反応に影響を与える要因としては、レーティングの水準や変更の方向や幅といったレーティング自体の情報の他に、その情報を市場に頒布する証券会社のマーケティング能力や被レーティング企業の情報環境といった要因が存在するといえる。また市場は、企業や顧客との利害関係に因るアナリストの独立性の欠如から生じるレーティング・バイアスを、ある程度認知しているものと思われる。

セルサイド・アナリストは、資本市場と投資家をつなぐ仲介者としての役割を担っており、彼等の公表する株式レーティングに情報内容があるという本稿の結果は、彼等が資本市場における情報仲介者として正しく機能していることを示唆するひとつの証拠であるといえる。しかしながら、株式レーティングは、あくまでもセルサイド・アナリストの提供する膨大な情報を要約したサマリー情報に過ぎず、彼等はその他にも、利益予想、目標株価、定性的コメントなどの様々な情報を市場に提供している。今後は、株式レーティングのみならず、これらの情報も加えて総合的な分析を行うことが、セルサイド・アナリストが市場において果たす役割の更なる解明に役立つことであろう。

## 補遺 株価の長期パフォーマンスから見たレーティングの予想能力

本研究の主要部分では、イベント・スタディ型のアプローチで、株式レーティング公表日前後の短い期間の市場の反応を調査している。しかしながら、本来、株式レーティングとは、対象銘柄のある一定期間におけるベンチマークに対する相対パフォーマンスを予想するものである。そして、本研究ではサンプルとして、基本的にレーティングの定義が、

予想期間：6ヶ月

ベンチマーク：TOPIX

レーティング：1 (+15% 以上), 2 (+5~+15%), 3 ( $\pm 5\%$ ), 4 (-5%~-15%), 5 (15% 以下)

であるものを用いている。この基本定義に完全に一致しているのが、野村、大和、コスモ証券の公表する 1,105 個のサンプルである。また本研究ではそれ以外にも、みずほ証券と新光証券もサンプルに含めているが、みずほ証券は予想期間を 6~12ヶ月と設定しており、新光証券はレーティング 1 の定義を対 TOPIX で +10% 以上としているというように、基本定義から若干異なっており、これらも含めた全サンプルが 2,476 個である。そこで補遺では、全サンプル (2,476 個) と完全一致サンプル (1,105 個) の両方を用いて、株式レーティングが果たしてその定義に見合ったパフォーマンスを上げているかどうかを調査することとする。

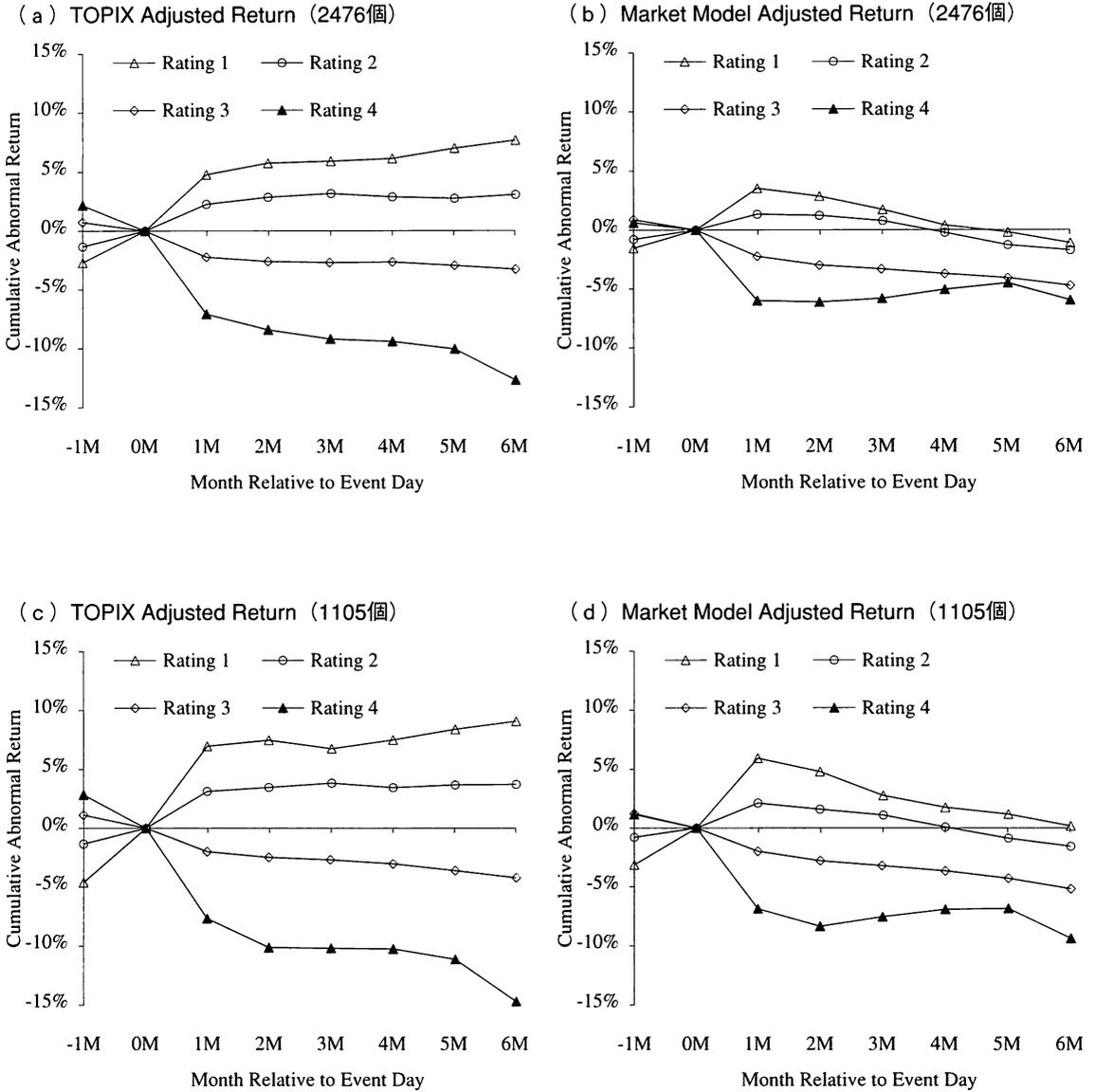
図 7(a) は、全サンプルを用いて、レーティング公表日から 6ヶ月間の TOPIX 調整済み累積異常リターンを、月次でレーティングごとにグラフで表したものである。なおグラフは、各レーティングの平均値を表しており、またレーティング 5 については、観測値数が少ないのでグラフからは除去している。6ヶ月後の累積異常リターンは、レーティング 1~4 で、それぞれ 7.7%, 3.0%, -3.3%, -12.7% である。1 と 2 については予想を下回っているが正であり、3 と 4 については予想の範囲内である。またレーティングの 1 と 4 については、レーティング公表から 1ヶ月以降にも若干のドリフトが観察される。

次に、図 7(b) は、マーケットモデルによる市場リスク調整済みリターンを用いたものである。図からも明らかなように、時間が経過するほど累積異常リターンは小さくなっており、6ヶ月後の累積異常リターンは、レーティング 1~4 で、それぞれ -1.0%, -1.6%, -4.6%, -5.9% である。1 と 2 については予想を大きく下回って負であるが、3 と 4 については予想の範囲内である。また図 7(a) で観察されたドリフトは、図 7(b) ではもはや観察されない。図 7(c)(d) は、完全一致サンプルのみを用いたものであるが、図 7(a)(b) とほぼ同じ結果である。

このように、異常リターンの算定に、レーティングの定義通りに TOPIX を用いるか、あるいは市場リスクを考慮したマーケットモデルを用いるかで、株式レーティングの予想能力の評価はかなり異なってくる。しかしながら、どちらの異常リターンを用いても、1 や 2 の買い推奨銘柄はレーティングの予想に達しないことが多いが、3 や 4 の中立や売り推奨銘柄はレーティング予想を達成することが多いといえる。

最後に、表 15 では予想の達成基準を緩和して、レーティング公表から 6ヶ月以内に 1日でもレーティングの定義に達した場合には、レーティングの予想は達成されたとみなして、その場合の予想達成個数と予想達成比率を計算している。全サンプルを用いたパネル A では、レーティング 1~5 の達成率が、TOPIX 調整済みリターンでは、それぞれ 49.8%, 80.4%, 97.8%, 89.9%, 65.0%、マーケットモデル調整済みリターンでは、それぞれ 42.5%, 72.7%, 96.8%, 87.6%, 70.0% である。3 の達成率が高い

図7 レーティングの予想能力



(注) (a)(b)は全サンプルを用いたものであり、(c)(d)は株式レーティングの定義が全く同一である、野村・大和・コスモ証券のサンプルのみを用いたものである。なおグラフは、各レーティングの平均値を表している。

表15 レーティング達成比率

パネルA：全サンプル 2476個						
Level	Definition	N	TOPIX Adjusted Return		Market Model Adjusted Return	
			達成個数	達成%	達成個数	達成%
1	More than +15%	482	240	49.8 %	205	42.5 %
2	+5%～+15%	964	775	80.4 %	701	72.7 %
3	±5%	832	814	97.8 %	805	96.8 %
4	-5%～-15%	178	160	89.9 %	156	87.6 %
5	Less than -15%	20	13	65.0 %	14	70.0 %
合計		2,476	2,002	80.9 %	1,881	76.0 %

パネルB：同一レーティング定義のサンプル 1105個						
Level	Definition	N	TOPIX Adjusted Return		Market Model Adjusted Return	
			達成個数	達成%	達成個数	達成%
1	More than +15%	122	72	59.0 %	66	54.1 %
2	+5%～+15%	429	350	81.6 %	320	74.6 %
3	±5%	448	442	98.7 %	440	98.2 %
4	-5%～-15%	102	94	92.2 %	90	88.2 %
5	Less than -15%	4	3	75.0 %	3	75.0 %
合計		1,105	961	87.0 %	919	83.2 %

(注) パネルAは全サンプルを用いており、パネルBは株式レーティングの定義が全く同一である、野村・大和・コスモ証券のサンプルのみを用いている。達成個数は、株式レーティング公表日から6ヶ月以内に1日でもレーティングの定義を満たしたサンプルの個数を表しており、達成%はその比率を表している。

のは当然であるが、それ以外のレーティングでは、1と2のレーティングがその反対の5と4のレーティングよりも達成率が低いといえる。また同一レーティング定義のサンプルのみを用いたパネルBでは、達成率が全体的に向上しているが、1と2の達成率が5と4の達成率よりも低いという傾向は同じである。

以上、補遺では図7や表15において、株式レーティングの予想能力についての調査を行っているが、明瞭な結果は得られていない。従って、明確な結論は下すのは困難ではあるが、全体的な傾向として、売りのレーティングの方が買いのレーティングよりも長期的な予想能力が高いといえる。

【参考文献】

- [1] 小川長 (2003), 「株式市場における株価レーティングの影響」『現代ディスクロージャー研究』4, 33-41.
- [2] 小川長 (2004), 「株価レーティング変更の影響に関する分析」『年報経営分析研究』20, 68-75.
- [3] 小川長・國村道雄 (2001), 「草創期における株価レーティングの分析」『年報経営分析研究』17, 99-106.
- [4] 北川哲雄 (2007a), 『資本市場ネットワーク論—IR・アナリスト・ガバナンス—』文眞堂.
- [5] 北川哲雄 (2007b), 「アナリスト格付けの絶対性と相対性」『関東学院大学経済系』233, 14-36.
- [6] 久保田敬一・竹原均 (2007), 「Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証」『現代ファイナンス』22, 3-23.
- [7] 後藤雅敏 (1992), 「中間決算情報の公表に関する研究」『税経通信』652, 19-25.
- [8] 末木将史 (1997), 「株価レーティング：その予測精度と情報効果」『証券アナリストジャーナル』35 (4), 62-78.

- [9] 末木将史 (1999), 「株価レーティングの情報効果に関する検証」『証券経済学会年報』 34, 67 – 78.
- [10] 村宮克彦 (2008), 「経営者が公表する予想利益に基づく企業価値評価」『現代ファイナンス』 23, 131 – 151.
- [11] Ahern, K. (2009), “Sample Selection and Event Study Estimation,” *Journal of Empirical Finance* 16 (3), 466 – 482.
- [12] Asquith, P., M. Mikhail, and A. Au (2005), “Information Content of Equity Analyst Reports,” *Journal of Financial Economics* 75 (2), 245 – 282.
- [13] Atiase, R. (1985), “Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior Around Earnings Announcements,” *Journal of Accounting Research* 23 (1), 21 – 36.
- [14] Boni, L. (2006), “Analyzing the Analysts after the Global Settlement,” In *Financial Gatekeepers: Can They Protect Investors?* edited by Y. Fuchita and R. Litan, Brookings Institution Press, 139 – 171.
- [15] Boni, L., and K. Womack (2006), “Analysts, Industries, and Price Momentum,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 41 (1), 85 – 109.
- [16] Campbell, J., A. Lo, and C. MacKinlay (1996), *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- [17] Copeland, T., and D. Mayers (1982), “The Value Line Enigma (1965-1978): A Case Study of Performance Evaluation Issues,” *Journal of Financial Economics* 10 (3), 289 – 321.
- [18] Cowles, A. (1933), “Can Stock Market Forecasters Forecast?” *Econometrica* 1 (3), 309 – 324.
- [19] Elton, E., M. Gruber, and S. Grossman (1986), “Discrete Expectational Data and Portfolio Performance,” *The Journal of Finance* 41 (3), 699 – 713.
- [20] Fama, E., and K. French (1993), “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics* 33 (1), 3 – 56.
- [21] Francis, J., and L. Soffer (1997), “The Relative Informativeness of Analysts’ Stock Recommendations and Earnings Forecast Revisions,” *Journal of Accounting Research* 35 (2), 193 – 211.
- [22] Gregory, N. (1983), “Testing an Aggressive Investment Strategy Using Value Line Ranks: A Comment,” *The Journal of Finance* 38 (1), 257.
- [23] Harris, L., and E. Gurel (1986), “Price and Volume Effects Associated with Changes in the S&P 500 List: New Evidence for the Existence of Price Pressures,” *The Journal of Finance* 41 (4), 815 – 829.
- [24] Irvine, P. (2003), “The Incremental Impact of Analyst Initiation of Coverage,” *Journal of Corporate Finance* 9 (4), 431 – 451.
- [25] Liu, P., S. Smith, and A. Syed (1990), “Stock Price Reactions to The Wall Street Journal’s Securities Recommendations,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25 (3), 399 – 410.
- [26] Lloyd-Davies, P., and M. Canes (1978), “Stock Prices and the Publication of Second-Hand Information,” *Journal of Business* 51 (1), 43 – 56.
- [27] Logue, D. (1986), “Discrete Expectational Data and Portfolio Performance: Discussion,” *The Journal of Finance* 41 (3), 713 – 714.
- [28] McNichols, M., and P. O’Brien (1997), “Self-Selection and Analyst Coverage,” *Journal of Accounting Research* 35 (Supplement), 167 – 199.
- [29] Michaely, R., and K. Womack (1999), “Conflict of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst

- Recommendations," *The Review of Financial Studies* 12 (4), 653 – 686.
- [30] Michaely, R., and K. Womack (2005), "Market Efficiency and Biases in Brokerage Recommendations," In *Advances in Behavioral Finance Vol. II*, edited by R. Thaler, Princeton University Press, 389 – 419.
- [31] Patell, J. (1976), "Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests," *Journal of Accounting Research* 14 (2), 246 – 276.
- [32] Skinner, D., and R. Sloan (2002), "Earnings Surprises, Growth Expectations, and Stock Returns or Don't Let an Earnings Torpedo Sink Your Portfolio," *Review of Accounting Studies* 7 (2-3), 289 – 312.
- [33] Stickel, S. (1985), "The Effect of Value Line Investment Survey Rank Changes on Common Stock Prices," *Journal of Financial Economics* 14 (1), 121 – 143.
- [34] Stickel, S. (1995), "The Anatomy of the Performance of Buy and Sell Recommendations," *Financial Analysts Journal* 51 (5), 25 – 39.
- [35] Womack, K. (1996), "Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?" *The Journal of Finance* 51 (1), 137 – 167.