



# 株価レーティングの実証研究

小川, 長

---

(Degree)

博士 (経済学)

(Date of Degree)

2005-03-25

(Date of Publication)

2015-07-03

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲3319

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1003319>

※ 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

株価レーティングの実証研究

神戸大学大学院経済学研究科  
総合経済政策専攻

小川 長

## 【目次】

第1部	株価レーティング：意義と先行研究	1
第1章	株価レーティングについて	
第1節	株価レーティングの目的	2
第2節	株価レーティングの仕組み	3
第2章	株価レーティングの的中率	
第1節	検証期間とサンプル数	5
第2節	定義通りの検証結果	5
第3節	評価期間末（120日目）の検証結果	7
第4節	評価期間中50%以上の条件クリアを試した検証結果	7
第5節	的中率の検討	7
第3章	先行研究サーベイ	
第1節	株価レーティング研究について	11
第2節	バリュー・ラインに関する先行研究	14
第3節	ウォール・ストリート・ジャーナル紙のコラムに関する先行研究	
	3-1. ダートボードに関する先行研究	18
	3-2. ハード・オン・ザ・ストリートに関する先行研究	23
第4節	ブローカーのアナリスト推奨に関する先行研究	28
第5節	米国以外での先行研究およびその他関連する研究	36
第6節	米国先行論文サーベイのまとめ	41
第7節	わが国の先行論文	41
第4章	第1部のまとめ	43

## 第2部 日本の株価レーティングに関する実証研究 44

### 第5章 草創期における株価レーティングの実証分析

第1節 本章の目的 45

第2節 実証分析の方法 46

第3節 分析結果 49

第4節 本章のまとめ 60

### 第6章 定着期における株価レーティングの実証分析

第1節 本章の目的 62

第2節 実証分析の方法 62

第3節 分析結果 66

第4節 本章のまとめ 73

### 第7章 格付変更の影響に関する実証研究

第1節 本章の目的 74

第2節 実証分析の方法 74

第3節 分析結果 78

第4節 本章のまとめ 89

### 第8章 結び

第1節 全体のまとめ 91

第2節 今後の課題 92

【参考文献】 93

## 第1部

### 株価レーティング：意義と先行研究

## 第1章 株価レーティングについて

### 第1節 株価レーティングの目的

1993年1月の野村総合研究所を皮切りに、わが国において株価レーティングが本格的に導入され、今では市場関係者の間に広く浸透している。株価レーティングとは、投資家の意思決定に必要な基本的判断材料を提供するため、リサーチ・アナリストが企業のファンダメンタルズからその投資価値を判定し、所定の期間内において、その株価の予想値上がり率または予想値下がり率の大小を順位付けた上で記号化したものである。

このようにアナリストが企業ファンダメンタルズ分析に依拠してレーティングを行っていることから、太田(1994)<sup>a</sup>は、株価レーティングは価値株 (value stock) 投資に立脚しているとし、次のように述べている。「企業業績を中心にファンダメンタルな様々な要因を総合して個別株式の投資価値を求め、その価値を時価と比較して割安か割高かを判断する。割高ないし割安な時価の発生が情報の偏りによるものであれば、市場参加者は、いずれこの株式の妥当価値に気づき、訂正売らないし訂正買いが起こり、株価は本来あるべき水準に落ち着く。この段階で、一足早くそのかくれた価値を見出していた人は利益を得ることができる」。株価レーティングがリサーチ・アナリストの発表する分析レポートに記載されることを考慮すると、妥当な見解であると考えられる。

その他、導入当初において株価レーティングの目的について関係者の見解が述べられているが、それらも価値株投資の立場によるものと見てよい。鈴木(1994)は、株価レーティングとは企業価値と株価との間に存在するギャップに対するアナリストの判断であり、その判断を投資家が一般的に使いやすい形で示されたものだとし、それは、ポートフォリオ運用を考えている投資家の進むべき進路に対する分かりやすいシグナルであると述べている<sup>2</sup>。同様に、証券団体協議会(1995)も、株価レーティングは株式

---

<sup>1</sup> 価値株の対語として成長株 (growth stock) がある。前者が、現在の価値が実際よりも割安に評価されている株式であるのに対して、後者は、将来業績が上がるが見込まれる株式を指し、現在の価値からすると実際よりも割高に評価されていることが多い。  
<sup>2</sup> 鈴木行生氏は株価レーティングをわが国で最初に取り入れた野村総合研究所において当時、企業調査部長の立場にあり、わが国における株価レーティング導入の旗手的存在であった。

の質を表すものではなく、企業のファンダメンタルズに基づいた投資価値と株価のギャップに対する株価判断を示し、あくまでも流通市場における判断材料の一つとして用いられる概念であるとしている。また、QUICK 総合研究所(1995)は、株価レーティングは投資家の投資判断に資するため、アナリストのオピニオンを一目でわかるように単純化し、記号化したものであるが、セル・サイドはレーティングそのものや、レーティングの変更だけを営業の道具としてはならず、バイ・サイドの投資家もレーティングが示すメッセージの中身をよく理解し、それを自分自身の投資判断に役立てていくことが必要だと述べている。

## 第2節 株価レーティングの仕組み

このような目的をもって、わが国に導入された株価レーティングの仕組みは、通常ベンチマークに対する相対評価となっており、そのベンチマークの多くは東証株価指数もしくは日経 225 株価指数が使われている<sup>3</sup>。また、株価レーティングは通常3段階の格付に区分されていることが多い。導入当初、具体的には次のような表記方法が大半を占めていた。格付1はベンチマークを10%超上回る。格付2はベンチマークの上下10%以内。格付3はベンチマークを10%超下回る。このように3つのカテゴリーに分けられている理由は、米国の株価レーティング(株式推奨)が、基本的に買い(buy)、中立(hold)、売り(sell)に分けられていることを模したものと見え<sup>4</sup>、これを基本型として、その他に強い買い推奨(strong buy)と強い売り推奨(strong sell)を追加した5段階の格付なども双方で見られる。

次に、評価期間についてであるが、それを6か月と定めているものが多い。このことについて太田(1994)aは、「ほとんどの市場参加者がその株式の妥当価格に気付き、訂正運動が起き、株価が動くのに6か月もあればよいだろう。」と解している。つまり、実現の時期は即刻かも知れないし、かなり時間を置いて後かも知れないが、まず6か月もあれば情報の偏りも是正されるだろうという見解である。

上記のように、レーティングを行う格付公表会社は、格付1(格付3)の条件を、

---

<sup>3</sup>特に、最近ではほとんどの格付公表会社において、ベンチマークが東証株価指数となっている。

<sup>4</sup>わが国で言うところのアナリストによる株価レーティングは、米国において、アナリスト推奨(analysts' recommendation)や、株式推奨(stock recommendation)などと呼ばれている。

ベンチマークを 10%超上回る（下回る）こととし、評価期間中に一度でもこの条件が実現すれば、格付 1（格付 3）は的中したもの（格付 2 は、上下 10%以内にあり続けることが条件）と定義しているところが多いのだが、これに対して、QUICK 総研（1995）は「少々甘い感じがしないでもない。株価の偶然な変動によって、たまたま一度だけ目標をタッチしたというようなケースまでの的中とされることが結構あるのではなかろうか。」と批判している。

そこで、次章において、実際に株価レーティングがどの程度の的中率であったか検証を行ってみた。



## 第2章 株価レーティングの的中率

### 第1節 検証期間とサンプル数

株価レーティングの検証のため、次の2期間のデータを用いた。まず、野村総合研究所を嚆矢として証券大手4社の株価レーティングが本格化した時期を草創期と名付け<sup>5</sup>、具体的には1996年3月11日から1997年6月20日までのデータを採用した。格付別のサンプル数は、格付1が1,723個、格付2が3,738個、格付3が273個の計5,735サンプルである。また、市場関係者の間に株価レーティングが浸透したと考えられる時期を定着期と名付け、具体的には2000年1月4日から同年7月31日までのデータを採用した<sup>6</sup>。この期間の格付別のサンプル数は、格付1が585個、格付2が1,034個、格付3が29個の計1,648サンプルである。検証は両期間それぞれにおいて、まず、定義通り評価期間中に一度でもベンチマークとの間に10%超の乖離が実現したかどうか、次いで、評価期間最終の6か月（120立会日）後に格付通りの結果となっているかどうか、そして、格付通りであった日数が評価期間中50%以上あったかどうかという3つの基準をもとに行った。次節以降、順に検証結果を示す。

### 第2節 定義通りの検証結果

前章で紹介した、格付会社による格付中の定義を再確認すると、格付1は評価期間中に一度でもベンチマークを10%超上回れば的中、逆に、格付3は一度でもベンチマークを10%超下回れば的中したものとし、格付2は期間中ベンチマークの上下10%以内にあり続ければ的中したものとするということであった。この定義による草創期の検証結果を示したのが表1である。これを見ると、格付1、2、3の的中率はそれぞれ62.68%、15.09%、78.47%となっている。ただし、格付1かつ結果1と格付3かつ結果3のサンプルの中には、それぞれ「結果1&3」列の括弧内に示した数の、格付1でも格付3でも的中だったといえるサンプルが含まれている。そこで、それら

---

<sup>5</sup>証券大手4社とは、野村証券、大和証券、日興証券、山一証券を指し、当時の証券界の営業シェアが4社計で全体の約4分の3と、ほぼ4社寡占状態であった。

<sup>6</sup>草創期に比較して定着期が短いのはサンプル採取先の情報提供方法に変更が生じ、2000年8月以降のサンプルの連続性が失われたので、それらの採用を見送ったためである。また、草創期サンプルについての詳細は第5章を、定着期サンプルについての詳細は第6章を参照のこと。

【表1】 草創期レーティングの的中率(定義)

	合計	結果1	結果2	結果3	結果1&3	的中率	的中率(修正)
格付1	1723	1080	209	434	(174)	62.68%	52.58%
格付2	3738	1183	564	1591	400	15.09%	-
格付3	274	41	18	215	(35)	78.47%	65.69%
	5735	2304	791	2240	400		

【表2】 定着期レーティングの的中率(定義)

	合計	結果1	結果2	結果3	結果1&3	的中率	的中率(修正)
格付1	585	498	40	47	(219)	85.13%	47.69%
格付2	1034	440	103	114	377	9.96%	-
格付3	29	13	4	12	(9)	41.38%	10.34%
	1648	951	147	173	377		

注: 的中率(修正)は、格付1と格付3の条件を同時に満たした場合を的中としなかった場合の的中率。

は的中しなかったものとしての的中率を算出すると、格付1と格付3の的中率はそれぞれ52.58%と65.69%となった。これらのことから、草創期における定義通りの検証結果は、格付3の的中率が比較的高く、格付2の的中率が目立って低かったということが分かった。次に、定着期の検証結果を示した表2を見ると、格付1、2、3の的中率はそれぞれ85.13%、9.96%、41.38%となっている。また、草創期同様、格付1でも格付3でも的中だったといえるサンプルを的中しなかったものとしての的中率を算出すると、格付1と格付3の的中率はそれぞれ47.69%と10.34%となった。これらの結果から、定着期における定義通りの検証結果においては、格付1の的中率が比較的高く、格付2と格付3の的中率が低かったことが判明した。また、総じて格付2の的中率が悪いことが特徴的である。

### 第3節 評価期間末（120日目）の検証結果

前章で確認したように株価レーティングが価値株投資に基づいているとすれば、評価期間末において格付に応じたパフォーマンスが実現していることが期待できる。そこで、発表日から120日目において格付の定義が実現しているかどうか検証を行った。表3に示した草創期の検証結果を見ると、格付1、2、3の的中率はそれぞれ41.09%、45.18%、60.22%となっている。また、表4に示した定着期の検証結果を見ると、それぞれ49.06%、30.08%、17.24%となっており、全体的に的中率が低く、草創期と定着期を比較すると、特に格付3における的中率の落ち込みが著しいことが特徴的である。

### 第4節 評価期間中50%以上の条件クリアを試した検証結果

最後に、少々甘いと言われ批判のある的中の定義を厳しくして、評価期間中、格付の条件が50%以上実現していれば的中と考えた検証を行った。表5に示した草創期の検証結果では、格付1、2、3がそれぞれ26.35%、72.42%、35.04%であり、表6に示した定着期の検証結果では、それぞれ、46.15%、40.23%、17.24%となっている。これらの結果を見ると、草創期の格付2においてのみ7割以上の的中率を示し、残りはすべて50%以下と低い中率であったことが分かった。

### 第5節 的中率の検討

【表3】 草創期レーティングの的中率(120営業日後)

	合計	結果1	結果2	結果3	的中率
格付1	1723	708	707	308	41.09%
格付2	3738	812	1689	1237	45.18%
格付3	274	22	87	165	60.22%
	5735	1542	2483	1710	

【表4】 定着期レーティングの的中率(120営業日後)

	合計	結果1	結果2	結果3	的中率
格付1	585	287	196	102	49.06%
格付2	1034	554	311	169	30.08%
格付3	29	16	8	5	17.24%
	1648	857	515	276	

【表5】 草創期レーティングの的中率(50%)

	合計	結果1	結果2	結果3	その他	的中率
格付1	1723	454	1141	116	12	26.35%
格付2	3738	424	2707	578	29	72.42%
格付3	274	14	159	96	5	35.04%
	5735	892	4007	790	46	

【表6】 定着期レーティングの的中率(50%)

	合計	結果1	結果2	結果3	その他	的中率
格付1	585	270	231	64	20	46.15%
格付2	1034	456	416	118	44	40.23%
格付3	29	16	8	5	0	17.24%
	1648	742	655	187	64	

以上の検証結果から、格付公表会社による格付的中の定義は、格付1と格付3にとって緩やかである反面、格付2には厳しかったことが判明し、的中率も前二者と比較して後者は非常に低くなっている。しかし、前節での分析のように、この定義を厳しくすると格付1と格付3の的中率が下がる反面、逆に格付2には緩やかなものとなり、格付2の的中率は高上することが判明した。また、草創期においては格付1よりも格付3の的中率が高く、定着期においては逆の現象となっていることも分かった。

このような的中率の数値結果を見る限り、株価レーティングに情報効果があるとは到底言えそうもないのだが、この点を検討するに当たって、参考となるのが遅澤(2001)で示されている分析結果である。その視点はユニークで、結果は非常に興味深い。遅澤(2001)は1990年12月末から2000年6月末の間、半年後ごとの東京証券取引所第1部上場銘柄の対TOPIX累積超過収益率を用いて、時々の相場環境と共に株価レーティング的中の可能性が大幅に変化することを検出している。遅澤(2001)で示されているグラフから特徴的な点を読み取ると、10年の分析期間の間で、6か月に一度でも10%超となった銘柄の比率は、1999年12月(末を起点とするサンプル群；以下同)では90%近くあったことを示している。つまり、1999年12月末に東京証券取引所第1部上場銘柄の中からランダムに銘柄を選び出し、格付1というレーティングを行っていれば、9割近い確率で的中したということになる<sup>7</sup>。これに次いで1997年12月も高く、83%程度となっている。逆に、1996年6月は21%程度と低く、1994年6月と1997年6月も30%を割り込んでいる。同様にして6か月に一度でもマイナス10%超となった銘柄の比率を見ると、1999年6月に92%程度と最も高く、1992年6月と1997年6月も約80%と高い結果となっているのに対して、1996年12月では22%程度、1993年12月も30%割れの結果となっている。

また、6か月後に格付2の条件を満たしている銘柄比率をみると1994年6月が70%超と高く、次いで1991年12月と1995年12月が60%弱と高くなっているのに対して、1999年6月は5%程度と目立って低く、次いで1997年6月も約20%と低くなっている。例えば、1994年6月末に東京証券取引所第1部上場銘柄の中からランダムに銘柄を選び出し、6か月後に格付2の条件を満たしていると予想したとすると

---

<sup>7</sup>この時期は、本章の実証分析における定着期の開始時期に重なっている。第3節での格付1の的中率の高上と格付3の的中率の低下の原因の一つは、このあたりにあるものと考えられる。

的中確率は 70%を超えるのに対して、1999 年 6 月末に同じことを行った場合、的中確率は 5%程度になってしまうという結果を招くのである。

他にも、6 か月後に±10%超となった銘柄の比率などを基準とするなど、いくつかの検証を行っているが、やはり時々によって条件を満たす銘柄の比率は大きく変化したという結果を示している。それぞれの検証は毎年 6 月末と 12 月末のデータのみを使っているため、もし、この間を埋める日々のデータを加えて検証したとすると、的中率のばらつきが、より拡大することは明らかである。結局、的中の定義通りに、または、それに類似した的中率を用いて、その予測精度から株価レーティングを評価したとしても、条件を満たす銘柄の比率が、このように時系列的に大幅に変化してしまうとするならば、あまり意味のあることだとは言えないことになる。

そこで、このような点を踏まえ、次章において研究例の豊富な米国では株価レーティングに関する先行研究が、どのような方法で行われ、どのような結果を出しているのかをサーベイすることにした。

### 第3章 先行研究サーベイ

#### 第1節 株価レーティング研究について

証券アナリスト情報と株価との関連についての研究には、四つの源流がある。その一つが会計学的なアプローチであり、本来的な証券アナリストの仕事である企業の調査・分析における成果自体を対象に研究されたものである。アナリストの行った企業業績見通しの正確性を分析した研究や、彼らの見通し判断に影響する要因を分析した研究、また、複数の見通しを比較した研究など、様々な視点から研究がなされている。そうした流れの中に、彼らの業績見通しやその変更が株価に与える影響を分析するといった研究群があり、これが、のちに彼らの行う株式推奨が株価に与える影響の分析へと波及していくのである。アナリストの会計学的な業績見通しに関する分析については米国を始めとして、わが国においても多くの研究成果が発表されている<sup>8</sup>。

次に、ボンド・レーティング（または信用格付）が株価に与える影響を分析したアプローチを挙げることができる。ボンド・レーティングとは本来、ある企業が発行する債券についてその返済の確実性を格付したものの、言い換えれば企業の負債返済能力を示す信用格付指標である。こうして行われる格付が債券価格（または利回り）にどのように影響するかという研究が行われるのは当然の成り行きだったが、これを追うように、ボンド・レーティングが株価に与える影響についての分析が、米国において多くなされている<sup>9</sup>。その反面、わが国での研究例は非常に少ない<sup>10</sup>。

三つ目の源流は、株式市場のマイクロ・ストラクチャーを通じたアプローチである。つまり、株価がどのような要因で変化しているのかを分析するという立場から、様々な要因を想定し、それを説明変数として株価（または収益率）を説明しようとする実証分析が多く行われているが<sup>11</sup>、その説明変数の一つにアナリストの行う収益予想や

---

<sup>8</sup>先行論文は枚挙に暇がないが、例えば初期の実証研究 Ball and Brown(1968)や Ohlson(1979)の理論研究などを挙げることができる。

<sup>9</sup>米国における主な論文については仁科・萩原（2001）を参照のこと。この範疇における先行研究のサーベイが行われ、内容別によく整理されている。

<sup>10</sup>筆者が調べた範囲では、鈴木（1998）、大柳（2000）ぐらいであろうか。前者の前書きに、「これまで、・・・（わが国におけるこの分野の）実証分析は皆無といってよい」とあることでも、その寡少さが窺える。ただ、残念ながら両者の内容とも米国の研究に比較すると満足できるものとは言い難い。

<sup>11</sup>一例として、Fama and French(1992)などを挙げることができる。

株価レーティングを取り入れ、その関連を分析しようという試みである。また、こうしたアプローチは、有効な説明変数を利用した投資ストラテジー構築と、その有用性の検証という、より実際的な研究にも拡大している。

最後は、アナリストが行う株価推奨とその効果や、株価への影響を直接分析するオーソドックスなアプローチである。この分野の本格的な学術研究は 1932 年に *Econometrica* 誌に発表された Cowles(1932)が嚆矢となった。そこでは、1928 年から 1932 年の間の、20 の火災保険会社、16 の金融サービス会社、24 の金融雑誌、および 1904 年から 1929 年の *Wall Street journal* 紙の編集者 W. P. Hamilton それぞれが行った株式市場予想を用いて実証分析が行われており、結果はともに市場平均並みか、それ以下だったとされている。採用された分析方法は単純な収益率を計算したものであり、一方で事象が生起する確率を計算しておいて、その確率と実際の発生率を比較して有意性を検討するという方法であった。また、この論文の続編とも言えるのが、同じ *Econometrica* 誌に発表された Cowles(1944)である。そこでは、7 社の金融サービス会社と 4 種類の金融雑誌の行った株価の予想を 1928 年 1 月から 1943 年 6 月と分析期間を拡張して、相場のブル・ベアも考慮した分析を行っているが、結果は前論文同様、情報に予見力は確認できなかったとしている。これらの結果を表 7 にまとめたので参照されたい。

1960 年代から 1970 年代にかけて、現代ポートフォリオ理論、資本資産価格モデル、効率的市場仮説、ランダム・ウォーク仮説等々、多くのアイデアがファイナンスの分野に新しい風を巻き起こすと、これらの理論を実証しようという意図も手伝って、市場アノマリーを対象とした多くの研究がなされるようになった。また、コンピュータの目覚ましい発達や、CRSP (the University of Chicago's Center for Research in Security Prices) に代表されるような株価データの整備が進み、株式に関する実証研究の進展に拍車が掛かったのである。

こうした四つの流れが絡み合いながら、米国では現在も情報と株式市場についての研究が盛んに行われている。そして、この流れの中の一つとして、証券アナリストの行う株式推奨が株価および株式市場に与える影響についての研究が続けられているのである。

本章の目的は、株価レーティングが株式市場に与える影響の分析を主眼に、米国での豊富な先行研究をサーベイすることにあるので、次節からは上述した四番目の流れ



【表7】Cowlesによる先行研究

先行論文	推奨ソース	分析期間(年. 月)	年平均超過リターン(%)
Cowles(1932)	16金融サービス会社	1928.01 - 1932.07	-1.43
	20火災保険会社	1928.01 - 1931.12	-1.20
	24金融関係出版物	1928.01 - 1932.06	-4.00
Cowles(1944)	7金融サービス会社と4金融雑誌	1928.01 - 1943.07	0.20

1.すべて買い推奨サンプルである。

2.年平均超過リターンは市場調整リターン(市場平均リターンとの差)である。

3.Cowles(1932)は、Wall Street Journalの編者W.P.Hamilton の推奨も扱っているが本表の区分に当てはまらないため、ここでは割愛した。

に沿った先行研究のサーベイ結果を示すこととし、前三者の流れに關してのサーベイは後日に譲ることとしたい。

## 第2節 バリュウ・ラインに關する先行研究

株式投資に關する幅広い情報の提供を業務とする大手投資アドバイス・サービス会社“Arnold Bernhard & Co.”は、事業の一環として“The Value Line Investment Survey”誌を1965年より発行している<sup>12</sup>。当誌は毎週、約1,500銘柄（当時）を、今後12か月において最もよいパフォーマンスが予想される格付1から、最も悪いパフォーマンスが予想される格付5に到る5段階にランク付けし<sup>13</sup>、株式情報として投資家（会員）に提供していた。1960年代後半から、効率的市場仮説の是非をめぐる議論が盛り上がる中、このバリュウ・ラインの格付が情報効果を持っているか否かが、研究者の一大関心事となったのである。本節において、バリュウ・ラインに關する一連の先行研究のサーベイを行った。

まず、Shelton(1967)では、1965年12月から1966年6月のデータを用いた単純な平均収益率が示されている。それは、発表日より6か月後のパフォーマンスが格付1で5.11%、格付5でマイナス7.78%となっており、この点も含めてバリュウ・ラインは予測力を持っていると認めている。

一方、Kaplan and Weil(1973)aは市場効率性を支持する立場から、バリュウ・ラインの格付よりもCAPM（Capital Asset Pricing Model）により算出された市場リスク（いわゆるベータ値）による単純なランク付けを行う方が株価予想には有効であると主張し、その検証を行っているが、それにもかかわらずバリュウ・ラインが、わずかながらも何らかの情報効果をもっていると認めている。この論文には、1972年8月から1973年2月のデータによる直接的な平均収益率が示されており、下げ相場であったこの6か月間のパフォーマンスは、格付1でマイナス7.18%、格付5でマイナス10.27%となっている。ただし、Shelton(1967)およびKaplan and Weil(1973)aは、直接バリュウ・ラインのパフォーマンスを論じたものではないことを付け加えてお

---

<sup>12</sup>Arnold Bernhardにより設立された当該会社は、米国の主要な株式情報提供会社の一つであり、現在もバリュウ・ラインは健在である。（<http://www.valueline.com>を参照）

<sup>13</sup>格付1と5が約7%、格付2と4が約22%、中立格付の3が約42%というのが当時のおよその構成比率であった。ただ、現在の等級分けとその比率等について、筆者は無案内である。

ねばならない<sup>14</sup>。

この Kaplan らの主張に対して、Black(1973)は Kaplan らの分析には、検定期間の長さや、検定時が下げ相場であったことに問題があるとした上で、1965 年 4 月から 5 年間のデータを使い、CAPM を用いたイベント・スタディにより、市場リスク調整済みリターン・ベースで毎年平均、格付 1 は 10%の、格付 5 はマイナス 10%の平均超過収益率が得られたという結果を示している<sup>15</sup>。また、Kaplan and Weil(1973)a が取り上げている期間の結果さえもこれに整合的であるとし、バリュー・ラインには有意な予測力が認められると主張している。これを受けて Kaplan and Weil(1973)b は、Black の用いている方法には、無リスク資産の設定、株価の算定日、t 検定におけるポートフォリオの平均値の相関性に問題があると反撃し、あくまでもリスクが重要な要素であると市場の効率性を主張している。

Holloway(1981)は 1965 年から 1978 年までの 14 年間に於いて、バリュー・ラインで格付 1 とされた銘柄に 1 年のバイ・アンド・ホールド戦略で投資した平均収益率と、バリュー・ラインに採用されているすべての銘柄に 1 年のバイ・アンド・ホールド戦略で投資した平均収益率との差を超過収益率と考えて、年平均 11.3%の超過収益を上げることができるというシミュレーション(取引コストと配当金については考慮せず)を示している。これに加えて、この 14 年間で年間の超過収益率がマイナスとなったのは 3 回だけで、この事象の起こる確率は 2.86%と極めてまれなことであり、偶然とは言えないとしている。また、取引コストと配当を考慮した数値的なシミュレーション・テストも行い、格付 1 銘柄のバイ・アンド・ホールド戦略によって年率 8.6%の利益を上げることができたとし、これらの結果からバリュー・ライン情報の有効性を

---

<sup>14</sup>この二つの先行論文は、当時、バリュー・ラインの宣伝のために催された読者による株価予想コンテスト “The Value Line contest” の結果が効率的市場仮説に照らして整合的であるかどうかに関心された研究であり、前者は否定的、後者は肯定的な結論を示している。また、このコンテストを対象とした研究には他にも Murphy(1970)があり、1969 年のコンテストの内容から参加者の選択はランダムに選ばれたものとはいえないとする前者支持の結果を示している。

<sup>15</sup>Black(1973)には、実証分析の方法とその経過を表す数値が記述されていない。しかし、後述の Copeland and Mayers(1982)や Hurberman and Kandel(1987)の記述内容から、その方法や数値が詳述された Black(1973)と同タイトルのワーキング・ペーパー (Working Paper. Chicago: Chicago University(1971)) が存在することが判明した。ただ、現時点で当該ワーキング・ペーパーの入手が困難であるため、Copeland and Mayers(1982)の記述内容と、Black(1973)の中で検定方法を採用したと記述されている Jensen(1968)の内容に照らし合わせて、Black が採用したと思われる分析方法を推定した。

認める見解を示している。

これに対して Gregory(1983)は効率的市場仮説を支持する立場から、Holloway(1981)が示したバリュウ・ラインの成果について、確率は小さいが現実にあがりうることであり、それは二項分布のテールの部分で生じている事象を取り上げているに過ぎないのではないかと、事後選択バイアス (ex post selection bias)<sup>16</sup>の影響を持ち出して反論している。

Hanna(1983)も同様な立場から、Holloway(1981)の収益率の計算に市場リスクが混在しているため収益の評価が過大になっている可能性があることを指摘した上で、取引コストの設定に問題があることや、検証期間においては上げ相場が多かったため超過収益の大部分はハイ・ベータ・バイアスで説明できるのではないかというコメントを残している。また、数字のエラーがあったことも併せて指摘している。

両者を受けて、Holloway(1983)は検定期間を 1965 年から 1981 年までの間に拡張し、数字のエラーを修正したシミュレーションの結果、年率 6.7%の利益を上げることができたとしている。また、前研究と同様に、リスクの大きさを基準としてデータを 3 階級に分割した上で超過収益率を比較した結果を示し、それらの間に明確な差異が見られないことから、リスクだけではバリュウ・ラインの予見力を説明できないと反論している。

Copeland and Mayers(1982)は、それまでの先行研究に比較して詳細で、本格的なイベント・スタディを試みた研究であり、期間も 1965 年 11 月から 1978 年 2 月と長期間にわたっている (ただし、週次データ)。また、超過収益率の算出において、平均リターン調整モデルと CAPM を用いた市場リスク調整モデルを採用している。ここで特徴的なのは、パラメータの推定期間をイベント後に設定しているということである<sup>17</sup>。結果として、格付 1 銘柄のロング・ポジションと格付 5 銘柄のショート・ポジ

---

<sup>16</sup>研究の時期と実際に推奨が行われた時期との間に時間的な乖離があるため、分析データの選択において、事後的にアナリスト推奨の結果が良かった (何か影響の見られた) 時期のデータが研究に取り上げられやすいというバイアスのことである。ただ、この用語自体は第 4 節で取り上げる Elton et al.(1986)で使われている。

<sup>17</sup>推定期間を事前、事後を含め、どの期間に設定するかという問題は今後、検討を要するデリケートな問題のようである。しかし今回は本旨と外れるため、ここでの深入りは避けたい。尚、のちほどサーベイを行う Stickel(1985)では、事前、事後いずれを採用しても、結果に大きな違いがなかったとされているが、次章の Albert Jr. and Smaby(1996)では、イベント後のリバーサルの有無に違いが発生している。また、第 6 章の実証分析においても、市場リスクの推定時期の相違が長期リターンの有意性に違いをもたらしている。

ションを組み合わせる戦略で、年平均 6.8%（取引コスト等を考慮すると 0.76%）の超過収益率を確保できることを示し<sup>18</sup>、これによってバリュー・ラインの予見力を示すアブノーマル・パフォーマンスが確認できたと主張している。その他、興味深い結果として次の三点を紹介しておきたい。第一点目は、分析期間を 3 期に分割して分析を行うと、後の時期ほどアブノーマル・パフォーマンスが小さくなったという結果であり、第二点目は、格付 5 によって生じる超過収益率のみに常に統計的な有意性が確認されたという結果である。そして最も興味深いのは、このシミュレーションにおいて、推奨後最初の 2 期間（2 週間）で大きな超過収益率が生じたという第三点目の結果であり、これは、次の Stickel(1985)へ繋がる内容となっている。

Stickel(1985)は 1976 年 6 月から 1980 年 3 月までの日次データを用いイベント・スタディを行い、バリュー・ラインの格付変更が株価に影響していることを見出している。格付変更情報は、発表日当日およびその翌日、翌々日の株価に大きなアブノーマル・リターンを生じさせ<sup>19</sup>、その後 50 日の観察期間を通してリターン・リバーサルが見られなかったことは、価格圧力仮説を退け、情報効果仮説を支持する結果だといえるとしている<sup>20</sup>。また、格下げ情報よりも格上げ情報において大きな変化が見られたことと、影響の大きさが格付変更の種類によって異なり、格付 2 から格付 1 への格上げ変更が最も劇的なインパクトを示したことを確認している。その他に、クロス・セクション分析によって、格付変更情報に対しては、大型の企業よりも小型の企業の方が大きな反応を示したという結果も示している。

尚、Huberman and Kandel(1987)は、Stickel(1985)で示された企業規模によるクロス・セクション分析の結果を受けて、バリュー・ラインの格付と企業規模の関連性を確かめるべく実証研究を行っているが、その間に有意な関係を見つけることはできなかったとしている。

Peterson(1987)は 1969 年から 1982 年の間にバリュー・ラインに新規に加えられたサンプルを使ったイベント・スタディを行っている。累積平均超過収益率に対する Z 検定の結果、格付 1、2、4 とレーティングされた銘柄において、発表日および前後

---

<sup>18</sup>この超過収益率の数値が、Black(1973)で示された数値よりも小さかったのは、推定期間を事後に取ったことによる効果だと Copeland らは主張している。

<sup>19</sup>発表日と並んで、翌日に大きな影響が見られたことについて、郵便事情などの原因を検討している。

<sup>20</sup>この 2 つの仮説については次節の Barber and Loeffler(1993)を参照せよ。

両日の3日間という短期日の間に、統計上有意な累積超過収益率が確認されたとしており<sup>21</sup>、このように株価が情報を短期間に織り込んだことは市場効率性に適合していると主張している。また、市場リスクと格付には相関性が認められるものの、市場リスクを考慮した後でも、超過収益率が発生したと述べている。

以上、バリュー・ラインに関する先行論文をサーベイしたが、研究者の関心は当初、効率的市場仮説との関連において、バリュー・ラインの情報をを用いて利益を上げることが可能なのだろうかという懐疑の検証にあった。その結果、意外にも多くの研究が、バリュー・ラインの情報効果を支持することとなり、効率的市場仮説との齟齬に動揺を隠し切れない様子が窺える。しかし、市場リスクの適用、格付の影響とその変更による影響の分別、検定期間の細分化などによって、徐々に効率的市場仮説に適合する面も検出されてきたと言えよう。バリュー・ラインに関する結果を表8にまとめたので参照されたい。

### 第3節 ウォール・ストリート・ジャーナル紙のコラムに関する先行研究

前述のバリュー・ラインと並んで、アナリストの予想能力・情報価値に関して多くの研究者が対象として取り上げたのが“Wall Street Journal”紙のマンスリー・コラム“Dartboard”とデイリー・コラム“*Heard on the Street*”であった。本章では、この二つのコラムに関する先行研究をサーベイする。

#### 3-1. ダートボードに関する先行研究

“Wall Street Journal”紙のマンスリー・コラム“Dartboard”は、1988年10月から掲載が始まっている。証券アナリストやファンド・マネージャーなど毎回4名の株式専門家が各々1銘柄の推奨銘柄（売り推奨でもよい）を発表し、その4銘柄の投資成果と、編集者がダーツによって任意に選んだ4銘柄の投資成果<sup>22</sup>およびニューヨーク・ダウ工業平均株価指数を、発表1か月後に比較するという企画であった。しか

---

<sup>21</sup>Z 検定の結果は、格付1で3日間1%の有意水準を示しており、その平均リターンの数値も相対的に大きい。格付2では発表日のみに2.5%水準の、格付4では発表日前日のみに同水準の有意性が認められるだけである。このことは、格付1への新規格付が他と比べて相対的に大きなインパクトを持っていると言え、Stickel(1985)の結果に符合するものである。

<sup>22</sup>ちなみに当初100回の結果は、ダーツに対して専門家の61勝39敗であった。

【表8】バリュー・ラインを対象とした先行研究

先行論文	分析期間(年. 月)	リターン算出期間	推奨の種類	リターン(%)	平均リターンの種類	リバーサル
Shelton(1967)	1965.12 - 1966.06	t=0から6か月間	strong buy	5.11	単純リターン	—
			strong sell	-7.78		
Kaplan and Weil(1973)a	1972.08 - 1973.02	t=0から6か月間	strong buy	-7.18	単純リターン	—
			strong sell	-10.27		
Black(1973)	1965.04 - 1970.03	t=0から1年間	strong buy	10.00	市場リスク調整リターン	—
			strong sell	-10.00		
Holloway(1981)	1965.01 - 1978.12	t=0から1年間	strong buy	6.80	市場調整リターン(含取引コスト)	—
Holloway(1983)	1965.01 - 1981.12	t=0から1年間	strong buy	6.70	市場調整リターン(含取引コスト)	—
Copeland and Mayers(1982)	1965.11 - 1978.02	t=0から6か月間	strong buy	0.33	市場リスク調整リターン	—
			strong sell	-3.05		
Stickel(1985)	1976.06 - 1980.03	t=0~+2	upgrade to strong buy	2.44	市場リスク調整リターン	なし
			downgrade to strong sell	-0.33		
Peterson(1987)	1969.01 - 1982.12	t=-1~+1	strong buy (initial)	3.68	市場リスク調整リターン	—

- 1.Holloway(1981)のリターンは当初8.60%となっていたがミスであると判明し、Holloway(1983)において修正された。
- 2.リターン算出期間においてt=0は発表日を表しており、リターンの数値は示された期間の累積リターンとなっている。
- 3.Stickel(1985)、Peterson(1987)では共に、この後t=50までの間に有意なアブノーマル・リターンおよびリバーサルは認められていない。
- 4.リターンの種類は大きく次の4つに分けられている。
  - ・単純リターン(Raw Returns):個々の銘柄の単純リターン。
  - ・平均調整リターン(Mean Adjusted Returns):個々のリターンと平均リターンとの差。平均値の推定期間は論文により異なっている。
  - ・市場調整リターン(Market Adjusted Returns):個々のリターンとベンチマークのリターンとの差。ベンチマークは論文により異なっている。
- 5.リバーサル列の「—」は不明を表している。

し、1990年からは短期の人気効果 (tout effect) を回避するという名目で、6か月後の比較に変更された。また、毎回のコラムにおいて4名中、投資成果が良かった上位2名の専門家が次のダートボードに、再び招待されるというルールであった<sup>23</sup>。このコラムは2002年3月が最終回となっている。

Barber and Loeffler(1993)は研究の目的として、価格圧力仮説 (the price pressure hypothesis) と情報仮説 (the information hypothesis) の検証を提示している。前者は、「株式の推奨によりナイーブな投資家が一時的な株式購入行動を起こし、これが原因でアブノーマル・リターンが生じる」という仮説であり、後者は、「アナリストによる株式推奨が価値ある情報であり、推奨の発表によって生じるアブノーマル・パフォーマンスは、情報による企業ファンダメンタルの再評価に起因する」という仮説である。ダートボードの情報がどちらの仮説に帰するかを巡って、1988年10月から1990年10月までの2年間のデータを利用した分析が行われている。マーケット・モデルにより算出した平均超過収益率をt検定により検証した結果、発表日当日とその翌日の2日間に4.06%の有意な累積平均超過収益率を確認し<sup>24</sup>、取引高も平均して通常の2倍に増えていることが確認されたものの、その後25日目までの累積平均超過収益率は2.08%減少している。これらにより、ダートボードにおける専門家の推奨には、投資家のハーディング (herding) による価格圧力が認められたと結論付けている。

Wright(1994)は1988年10月から20か月間のデータを利用して、発表後2日間に4.59%のマーケット・モデルによる市場リスク調整済みの累積平均超過収益率が確認できたが、その後39日間でそのほとんど消滅してしまったと述べている。こうした事実にも関わらず、分析期間において後の時期ほど発表日の平均超過収益率が大きくなっており、このことは市場が効率的ではないことの表れだとしている。また、その理由として、勝ち抜いた専門家(4人のうち2人が選ばれるという確率50%の偶然によって選ばれたにもかかわらず)によって推奨される銘柄が発表日に、他の参加者の推奨と比べて2倍の平均超過収益率を生起させていることが原因だと推測している。

---

<sup>23</sup>ダーツや株価指数と比較した結果や、投資成果のプラス・マイナスには関係なく、単純に4名中、投資成果の良かった順に2名が選ばれた。

<sup>24</sup>4.06%のリターンのうち3.53%は発表日当日のリターンであり、t値も格段に高い。更に脚注には、この発表日のリターンのうちの52%は寄り付きで実現している(つまり、前日の引け値と当日の初値の差)という興味深い結果が付記されている。この点は、本項のGreene and Smart(1999)や、本章第4節で取り上げるKim et al.(1997)の結論と符合する。



Metcalf and Malkiel(1994)は 1990 年から 1992 年のデータを使って、まず、6 か月間の直接リターンを比較し、専門家の推奨が継続的に市場に勝ち続けることはなかったとしている<sup>25</sup>。また、専門家はよりリスクの高い株式を選んでいること<sup>26</sup>、そのリスクを調整するとダーツによって任意に選ばれた銘柄のパフォーマンスと大差がなくなってしまうことを示している。専門家の推奨により、ダーツでの選択に比べて発表日当日に 3%の平均超過収益率が生じているが、これは単なるアナウンスメント効果(announcement effect) であるとし、実際に投資家が発表日の寄り付きで推奨株を購入したとしても超過リターンを享受することができないことから、専門家の推奨に従っても利益を上げることはできないと結論付けている。

Thomas and Ghani(1996)は 1990 年 1 月から 1992 年 2 月のデータを用いて、マーケット・モデルにより算出した累積平均超過収益率を Z 検定により検証している。その結果、発表日および、その翌日に計 4.24%の有意な累積平均超過収益率が確認されたものの、10 日目までには、その約 2 分の 1 が消失していること、また 60 日後および 120 日後の累積平均超過収益率が統計的に 0 と有意な差がないという結果から、ダートボードの情報はナイーブな投資家をして、イベント日近辺にアブノーマル・パフォーマンスを生起させているとし、これは価格圧力仮説に符合するものだとしている。また、ダートボードの情報によって、他の証券アナリストが収益予想の変更を行うという事実がないことから、ダートボードの情報が推奨される企業について、何か新しい情報を明らかにしているとは言えないと主張している。

Albert Jr. and Smaby(1996)は 1988 年 10 月から 1991 年 12 月のデータを使い、マーケット・モデルによるリスクの推定にイベント前の期間を用いた分析、イベント後の期間を用いた分析およびサイズ調整モデルによる分析を試みている。その結果、3 つのモデルすべてにおいて発行日およびその翌日の 2 日間で、各々約 4%程度の累積平均超過収益率(平均 4.02%)を確認している。しかし、イベント前期間からのリスク推定モデルのみに、イベント・ウィンドウ以後 50 日間でリターン・リバーサルが

---

<sup>25</sup>専門家のパフォーマンスがダーツのパフォーマンスを上回ったのは 30 回中 16 回であり、S&P500 株価指数のパフォーマンスを上回ったのは 18 回であったとして、この確率は偶然の域を超えるものではないとしている。

<sup>26</sup>CAPM の手法により、3 か月短期国債のレートと S&P500 株価指数のリターンを利用して求めた平均ベータ値は 1.401 (有意) となっており、これは Barber and Loeffler(1993) で示されている 1.16 よりも大きな数値となっている。

見られ、価格圧力効果を支持する結果となったが、他はリターン・リバーサルを有意に確認できず、情報効果仮説を支持する結果となったとしている。また、優れた専門家（勝ち抜き成績が良かった専門家）と初めて参加する専門家との比較分析を行った結果、前者の影響が大きいことから、マーケットがダートボードを通して優れた専門家を認定するが故に、優れた専門家であることがマーケットに影響する情報効果に関係していると主張している<sup>27</sup>。

Liang(1999)は1990年1月から1994年11月までのデータを使い、イベント・スタディにより累積平均超過収益率を算出し、Z検定による検証を行っている。その結果、発表日と翌日の2日間の平均で3.52%（勝ち抜き参加者平均は5.34%）という累積平均超過収益率を発生させるアナウンスメント効果があったものの、12日間の強いリターン・リバーサルに続き、その後もリターン・リバーサル傾向が続いた（勝ち抜き参加者の結果も同様だった）ことから、価格圧力仮説を支持できるとしている。また、価格圧力仮説支持の追加的な理由として、ナイーブな投資家の参加によって発表日当日に出来高が通常の約250%となったこと、価格のアスク・ビッドの乖離が最小になったことを挙げている。他に、専門家の推奨する銘柄は比較的风险が高い傾向があることも主張している。

Greene and Smart(1999)はノイズ・トレーディングと株式の流動性をテーマに1988年10月から1992年12月のデータを用いて分析を進めているのだが、超過収益率について二つの興味深い結果を示している。一つは、サイズ調整した全体の平均超過収益率は、発表日3.0%、その翌日0.5%の計3.5%であるものの、初参加者の推奨における2日間の累積平均超過収益率は0.6%、2度目の参加者のそれは3.3%、3回目以上の参加者のそれは7.0%となっており、前述のAlbert Jr. and Smaby(1996)の結果に符合していることである。もう一つは、発表日の平均超過収益率3.0%のうち、約半分の1.47%が取引開始後30分間に発生したとされていることである。これらから、ダートボードの影響を受けた取引は基本的にノイズであるとしている。

Pruitt et al.(2000)は1994年と1995年のデータを用いて、投資家規模別の投資行動に関する分析を行っている。イベント前100日間の取引高を基準に分類した投資家規模別に、Barber and Loeffler(1993)の分析方法（最小2乗法によりパラメータを推

---

<sup>27</sup>このことは、本章第5節でサーベイしたWijmenga(1990)で触れられている自己実現予言（self-fulfilling prophecy）の一つであると言えよう。

定)を踏襲したイベント・スタディによって、ダートボードの発表日当日に専門家の推奨から、3.46%の平均超過収益率が発生したという結果を示している。また、小口投資家が勝ち抜きアナリストの情報を発表後平均4日間フォローしているのに対して、大口投資家は発表日のみに取引を行っていると述べている。

以上、ダートボードに関するサーベイを行ってきたが、これらの結論に共通しているのは、その分析時期を問わず、専門家の推奨により発表日およびその翌日という短期間に3.5%ないし4.0%の超過収益率が発生しているということである。それに加えて、いくつかの先行論文の結果から、その超過収益率の発生が発表日の取引開始直後に偏在しているという事実も判明した。また、大半の先行研究の中で、その後のリターン・リバーサルを認める結果が示され、ダートボードの情報により発生した超過収益率は価格圧力仮説に基づくアブノーマル・リターンであるという見解が大多数であった。ダートボードに関する結果を表9にまとめたので参照されたい。

### 3-2. ハード・オン・ザ・ストリートに関する先行研究

上述した“Dartboard”に並んで、研究者たちが対象として取り上げた素材に、“Wall Street Journal”紙のデイリー・コラム“*Heard on the Street*”がある。このコラムは1969年後半から掲載されており、そこには通常、数人のアナリストの株式推奨情報が記載され、彼らのコメントする銘柄が、時には全員同じであることや、何人かの買い推奨や売り推奨が重複することがあった。以下、このハード・オン・ザ・ストリートに関する先行論文を順次サーベイしていくことにする。

Lloyd Davies and Canes(1978)は、1970年から1971年の当コラムの推奨データを用いて、Fama et al.(1969)が先駆けとなったマーケット残差テクニクによる分析を行っている<sup>28</sup>。その結果、発行日当日に買い推奨では0.923%の、売り推奨ではマイナス2.374%の平均超過収益率が確認され、その後20日間においてリターン・リバーサルは見られなかったとしている。アナリストはまず、自らのクライアントに一番煎じ

---

<sup>28</sup>分析方法において Fama, Fisher, Jensen, and Roll,(1969),The adjustment of stock prices to new information, *International Economic Review* 10,1-21 に準じた方法を用いていると述べられているが、数式等は明記されていない。残念ながら筆者は Fama et al.(1969)を入手することができなかったので、その方法の詳細を承知しないものの、本文および脚注の内容と、次に紹介する、本先行研究の結果との比較を詳細に行っている Beneish(1991)の文脈から、オーソドックスなイベント・スタディの方法が採用されているものと推定する。

【表9】ダートボードを対象とした先行研究

先行論文	分析期間(年.月)	リターン算出期間	リターン(%)	平均リターンの種類	リバーサル
Barber and Loeffler(1993)	1988.10 - 1990.10	t=0~+1	4.06	市場リスク調整リターン	あり
		t=+2~+25	-2.08		
Wright(1994)	1988.10 - 1990.05	t=0~+1	4.59	市場リスク調整リターン	あり
		t=+2~+40	-3.96		
Metcalf and Malkiel(1994)	1990.01 - 1992.12	t=0から6か月間	2.57	市場調整リターン(ダーツ投げによるポートフォリオとの差)	あり
		t=1から6か月間	-0.84		
Thomas and Ghani(1996)	1990.01 - 1992.02	t=0~+1	4.24	市場リスク調整リターン	あり
		t=0~+10	2.37		
Albert Jr. and Smaby(1996)	1988.10 - 1991.12	t=0~+1	4.02	市場リスク調整リターン(3モデル平均)	あり(1モデルでなし)
		t=+2~+50	-7.16	市場リスク調整リターン(イベント前推定モデルのみ)	
Liang(1999)	1990.01 - 1994.11 (上二段:全体平均、 下二段:勝抜者平均)	t=0~+1	3.52	市場リスク調整リターン	あり
		t=0~+5	2.40		
		t=0~+1	5.34		
		t=0~+5	4.42		
Greene and Smart(1999)	1988.10 - 1992.12	t=0~+1	3.50	市場調整リターン(サイズ調整株式指数がベンチマーク)	(あり)
		t=0の取引開始後30分間	1.47		
		次の30分間	0.32		
Pruitt et al.(2000)	1994.01 - 1995.12	t=0	3.46	市場リスク調整リターン	—
		t=+1~+5	0.53		

- 1.リターン算出期間においてt=0は発表日を表している。
- 2.本表における対象はすべて買い推奨である。
- 3.Albert Jr. and Smaby(1996)は、イベント前後をパラメータの推定時期とした2モデルとサイズ調整モデルの計3モデルを採用している。
- 4.リターンの種類は大きく次の4つに分けられている。
  - ・単純リターン(Raw Returns):個々の銘柄の単純リターン。
  - ・平均調整リターン(Mean Adjusted Returns):個々のリターンと平均リターンとの差。平均値の推定期間は論文により異なっている。
  - ・市場調整リターン(Market Adjusted Returns):個々のリターンとベンチマークのリターンとの差。ベンチマークは論文により異なっている。
  - ・市場リスク調整リターン(Market and Risk Adjusted Returns):個々のリターンと、推定した市場リスクに基づいた期待収益との差。リスクの推定期間は論文により異なっている。
- 5.リバーサル列の「—」は不明を表し、括弧は著者の見解ではなく表などから有無を推測したことを表している。

の株式推奨情報を提供した後に、二番煎じのアナリスト推奨情報をコラムで発表するが<sup>29</sup>、クライアントへの一番煎じの情報は株価に十分に反映されず、二番煎じ情報が株価に大きな影響をもたらしていることが明らかになったと述べている。こうしたことから、アナリストはクライアントに対して経済的に価値のある情報を提供していると結論付けている。

Beneish(1991)は1978年から1979年のデータを用いて、マーケット・モデルにより求めた平均超過収益率をt検定により検証している。その結果、発表日当日、買い推奨では1.01%の、売り推奨ではマイナス1.00%の平均超過収益率が確認され、その翌日および発表日前日と前々日においても有意な平均超過収益率が確認されたとしている(4日間合計はそれぞれ1.91%とマイナス2.87%)。これらから、当コラムに掲載されるアナリスト情報には情報効果があると言え、この点はLloyd Davies and Canes(1978)に一致するとしている。しかし、アナリストにはマスコミ発表を通じて彼(彼女)の分析・予見能力の高さを証明し、名声を得たいというインセンティブがあるという推測を前提に<sup>30</sup>、実際にアナリストの推奨レポートの発行日について調べたところ、当コラム発表前にレポートが出されていたケースはわずか2%に過ぎなかったことを示して、アナリスト情報は二番煎じの情報ではなく、一番煎じの情報であるが故に情報効果があると主張している。ちなみに、発行後20日間においてリターン・リバーサルは見られなかった。

Liu et al.(1990)は、1982年9月から1985年9月のデータを使ってイベント・スタディにより平均超過収益率を算出し、t検定により有意性の分析を行っている。その結果、発行日当日に買い推奨では1.543%の、売り推奨ではマイナス1.989%の平均超過収益率が、有意な取引高の増加を伴って確認できたとしている。また、その前日と前々日および発行日翌日にも有意な平均超過収益率(4日間合計で買いが3.06%、売りがマイナス3.77%)が確認されたとして、アナリスト情報は株価に対してインパクトをもっており、これらの結果はLloyd Davies and Canes(1978)の結果に一致すると主張している。ちなみに、発表後10日間においてリターン・リバーサルは見られ

---

<sup>29</sup>当コラム責任者へのインタビューによって、アナリストからクライアントが推奨を受けるタイミングと、当ジャーナル発行のインタバルは数日からせいぜい1、2週間であるという情報を得たとしている。

<sup>30</sup>アナリストの名声(reputation)とパフォーマンスに関する研究としてStickel(1992)などがある。

なかった。

また、Liu et al.(1992)では米国証券取引委員会 (The Securities and Exchange Commission) によって 1984 年 3 月に当コラムの記者が、雑誌発行前にその内容を証券会社にリークしたという嫌疑を掛けられたスキャンダルを取り上げて<sup>31</sup>、その前後各 18 か月間のデータによって超過収益率の変化を分析している。内容は、前論文の分析期間を前後に二分して同じ手法で分析を行った観を否めないが、結果として、買い推奨においてスキャンダル前に発表日当日 1.865%であった平均超過収益率が、スキャンダル後は 1.086%となったのを始めとして、総じて平均超過収益率の値が小さくなったことと、特に発表日以前の平均超過収益率の発生が目立って減少したことを伝えている。一方、売り推奨においては発表日当日の平均超過収益率がスキャンダル前後で、それぞれマイナス 2.295%とマイナス 1.529%となり、差異が認められたものの、その他に大きな違いは見られなかったとしている。こうした影響はスキャンダルにより、Wall Street Journal 紙の権威が失墜したためだと結論付けているが、興味深いのは、このような状況を経ても“**Heard on the Street**”におけるアナリスト情報が影響力を失っていないということである。

Huth and Maris(1992)は、ブル・マーケットであった 1986 年の当コラムの記事を用いて、厳密に買い推奨・売り推奨を選別したデータを使って分析したとしている<sup>32</sup>。マーケット・モデルにより求めた平均超過収益率と累積平均超過収益率を、それぞれ t 検定および Z 検定により検証した結果、発行日において買い推奨では 0.615%の平均超過収益率が発生し、統計的な有意性を示しているものの、実際に投資家が発行日に株式を購入しても、コストを考慮すれば経済的な有用性はないと主張している。しかし、売り推奨ではマイナス 4.917%と有意で大きな平均超過収益率が発生しているため、コスト込みでも収益機会は存在するが、実際には寄り付きの段階で株価は既に下がっているので、やはり一般投資家にとっては経済的な有用性はないと述べている。

---

<sup>31</sup>1984 年 3 月 29 日の Wall Street Journal 紙において、SEC により当コラム記者 R.F. Winans が 21 社の企業に関わる market-sensitive な情報を、当紙発行前にキダー・ピーボディ証券会社に漏らし、この事前の情報によって両者は 90 万ドルに及ぶ儲けを手にしたという嫌疑が掛けられたことが報じられたとしている。

<sup>32</sup>厳密に選別したという意味は、良いニュース (good news)、悪いニュース (bad news) という区分ではなく、記事の中でアナリストが「買い」や「売り」の推奨を明示しているデータのみを取り上げたということである。

また同時に、企業規模とのクロス・セクション分析も行っているが<sup>33</sup>、有意な結果は得られなかったとしている<sup>34</sup>。

Bauman et al.(1995)は、荒れ相場であった 1987 年のデータを使った分析を行っている<sup>35</sup>。マーケット・モデルによるイベント・スタディにより平均超過収益率を計算し、t 検定による検証を行った結果、発行日に買い推奨では 0.844%の、売り推奨ではマイナス 0.553%の平均超過収益率が確認されている<sup>36</sup>。また、単純な株価収益率とマーケット収益率との差を超過収益率として、発行後 6 か月後と 1 年後の平均超過収益率を計算した結果、買い推奨ではそれぞれ 4.61%と 6.50%、売り推奨ではマイナス 2.57%とマイナス 7.53%という数値が確認されたとし、このことからアナリストの投資推奨は長期投資を前提にすれば投資価値があるといえ、短期スタンスの投資家よりも長期スタンスの投資家にとってより価値があると結論付けている。

次にサーベイする Pari(1987)は、“Wall Street Week”という米国の人気テレビ番組で放映された専門家の株式推奨を対象にした実証分析であるが、Bauman et al.(1995)の結論と比較するため、ここに書き加えることにする。1983 年から 1984 年に番組で放映された、アナリストの買い推奨をサンプルに用いたイベント・スタディ・アプローチが行われている。Scholes-Williams(1977)メソッドによって推定したマーケット・モデルのパラメータを利用して超過収益率を算出し、t 検定による有意性の検証を行った結果、放映翌日には 0.663%の平均超過収益率が生じるものの、その 3 日後にはそれが消滅してしまうことが判明した。また、6 か月後および 1 年後の累積平均超過収益率はそれぞれマイナス 4.18%、マイナス 7.23%となり、単純な収益率も市場の平均収益率以下であった。これらから放映された推奨情報には価値がないとし、この事実を反面教師に視聴者はパッシブなインデックス・ファンドに投資をする方が

---

<sup>33</sup>前節でも Huberman and Kandel(1987)が企業規模に関するクロス・セクション分析を試みていることを紹介したが、これらの研究は、相対的に規模の小さな企業の方が情報に対する株価の反応がより大きいという先行研究の結果に発想を得たものだと考えられる。Atiase(1985)、Bamber(1986)などを参照せよ。

<sup>34</sup>唯一、ネガティブなコメントを受けた企業群においてのみ、企業規模別の株価反応の違いが確認されたとしている。

<sup>35</sup>S&P500 株価指数を例にとると、1978 年は年初から 8 月 25 日にかけて 39.1%上昇した後、10 月 19 日のブラック・マンデーでの急落を含めて 33.2%の下落を記録した年である。

<sup>36</sup>この数値結果を、Lloyd Davies and Canes(1978)および Liu et al.(1990)の結果と比較して、平均超過収益率が小さくなった理由として考えられるのは、機関投資家に対する個人投資家の比率が減少したことや、短期スタンスの投資家が学習効果によって当コラムに対する自らの過剰反応に気付いたことではないかと検討している。

よいとアドバイスしている。

以上、ハード・オン・ザ・ストリートに関する先行論文をサーベイしたが、買い推奨については発表日におよそ1%前後の超過収益率が発生していることが読み取れる。同時に、売り推奨については数値の差はあるものの、マイナスの超過収益がもたらされていることも判明した。本稿でサーベイした先行研究においては、アナリスト情報の価値の存在を支持する結論が大半となっており、その特徴としてリターン・リバーサルを確認できなかったとするものが多かった。この点は、前項のダートボードに関する先行研究群の結果に相反するものとなり、Bauman et al.(1995)が問い掛けているように、アナリスト情報が本当に投資収益を生む有用な情報価値の反映であるのか、あるいは単なる一時的影響であるのかを判断することの難しさを物語っている。ただ、すべての研究で発表日当日に相対的に大きなアブノーマル・リターンが生じていることからすると、情報が短期間に株価に反映されるという意味での市場の効率性は認めることができよう。ハード・オン・ザ・ストリートに関する結果を表 10 にまとめたので参照されたい。

#### 第4節 ブローカーのアナリスト推奨に関する先行研究

次にブローカー（いわゆる証券会社）に所属するアナリストが行う株式推奨についてサーベイを行っていく。

Diefenbach(1972)は、1967年11月から1969年5月までの間に行われたすべての買いおよび売り推奨をデータとして取り上げ、それらの52週間（約1年間）の平均収益率とS&P425種工業株価指数の収益率の直接的な比較を行っている。その結果、買い推奨においては全体の平均株価収益率がマイナス6.4%、ベンチマークの収益率との差がマイナス0.4%、ベンチマークをオーバー・パフォーマンスしたサンプル数の比率が40%であり、投資情報の有益なソースであるとは到底認められないとしている。ただ一方、売り推奨では全体の平均株価収益率がマイナス23.3%、ベンチマークの収益率との差がマイナス12.6%、ベンチマークをオーバー・パフォーマンスしたサンプル数比率は26%に留まっており、買い推奨に比較すると選択能力が窺えるとしている。しかし、買い推奨と売り推奨のデータ数の比率は26対1であり、圧倒的多数の買い推奨の結果を見る限り、ランダム・ウォーク説を信じるべきだろうと述べている。

また、Bidwell(1977)は、マーケット・モデルを用いて11社の調査機関により発表



【表10】ハード・オン・ザ・ストリートを対象とした先行研究

先行論文	分析期間(年. 月)	リターン算出期間	推奨の種類	リターン(%)	平均リターンの種類	リバーサル
Lloyd Davies and Canes(1978)	1970.01 - 1971.12	t=0	buy	0.92	市場リスク調整リターン	なし
			sell	-2.37		
Beneish(1991)	1978.01 - 1979.12	t=0	buy	1.01	市場リスク調整リターン	(なし)
			sell	-1.00		
		t=-2~+1	buy	1.91		
			sell	-2.87		
Liu et al.(1990)	1982.09 - 1985.09	t=0	buy	1.54	市場リスク調整リターン	(なし)
			sell	-1.99		
		t=-2~+1	buy	3.06		
			sell	-3.77		
Liu et al.(1992)	1982.09 - 1984.03	t=0	buy	1.87	市場リスク調整リターン	(あり)
			sell	-2.30		
	1984.03 - 1985.09	t=0	buy	1.09		(なし)
			sell	-1.53		
Huth and Maris(1992)	1986.01 - 1986.12	t=0	buy	0.62	市場リスク調整リターン	(あり)
			sell	-4.92		
		t=+1~+10	buy	-0.44		
			sell	2.09		
Bauman et al.(1995)	1987.01 - 1987.12	t=0	buy	0.84	市場リスク調整リターン	(なし)
			sell	-0.55		
		t=0から6か月間	buy	4.61	市場調整リターン	
			sell	-2.57		
		t=0から1年間	buy	6.50		
			sell	-7.53		
Pari(1987)	1983.01 - 1984.12	t=0	buy	0.66	市場リスク調整リターン	あり
		t=0から6か月間		-4.18		
		t=0から1年間		-7.23		

- 1.リターン算出期間においてt=0は発表日を表している。
- 2.Pari(1987)はテレビ番組Wall Street Weekを対象とした研究である。
- 3.リターンの種類は大きく次の4つに分けられている。
  - ・単純リターン(Raw Returns): 個々の銘柄の単純リターン。
  - ・平均調整リターン(Mean Adjusted Returns): 個々のリターンと平均リターンとの差。平均値の推定期間は論文により異なっている。
  - ・市場調整リターン(Market Adjusted Returns): 個々のリターンとベンチマークのリターンとの差。ベンチマークは論文により異なっている。
  - ・市場リスク調整リターン(Market and Risk Adjusted Returns): 個々のリターンと、推定した市場リスクに基づいた期待収益との差。リスクの推定期間は論文により異なっている。
- 4.リバーサル列の「-」は不明を表し、括弧は著者の見解ではなく表などから有無を推測したことを表している。

された1970年から1973年のサンプルを使った分析を行っている<sup>37</sup>。買い推奨の1年間の単純平均株価収益率は8.83%、ベンチ・マーク（S&P500 株価指数）のそれは6.20%であったものの統計的には有意な差異が認められなかったと述べている。市場リスクを調整した平均超過収益率も1.79%であったが、ベータの平均値が1.44と相対的にリスクな株式を選択している傾向が見られ、Z検定の結果、これも統計的に有意なものではなかったとしている。また、保有期間を1年間から観察期間すべて（1974年5月末まで）に延ばして分析すると、それぞれのパフォーマンスが平均以下となってしまったという結果も併せて、アナリストの推奨には価値がないと結論付けている。こうした結果がもたらされた理由として、アナリストの長期分析能力の欠如か、グラマーな株式推奨へのバイアスか、投資家行動のバンド・ワゴン効果が昂じたことなどが考えられるとしている。

これに反して、Groth et al.(1979)では、1964年から1970年の月次データを利用して、CAPMにより推定した市場リスクで調整した月次平均超過収益率を使って分析を行っている。その結果、買い推奨においては発表月に1.79%の有意な平均超過収益率が観察され、その後リターン・リバーサルが見られなかったため、これは、買い推奨が一時的ではない真の情報を反映した信用のおけるものである証拠だと結論付けている。また、証券会社は株式の推奨を発表することで、市場環境の中でクライアントにとって有利な投資機会を作り出していると主張している。ただし、売り推奨に関しては観察期間を通して、その情報価値を示す結果が確認できなかったとしている。

Glascok(1986)は、1982年1月から1983年7月までの大手証券会社E.F. Hutton社が行った株式推奨データのうち買い推奨のみを利用している。マーケット・モデルによる線形回帰により推定したパラメータを用いて予測誤差（超過収益）を算出し、累積平均予測誤差<sup>38</sup>の有意性をZ検定により検証している。1982年のデータからは発表日に1.2%の、また、その後90日間に12.2%の累積超過収益率が確認されたとしている。その反面、1983年のデータからは発表当日に有意な数値は得られなかったものの、その後90日間には12.1%の累積超過収益率が確認されたことから、E.F. Hutton

---

<sup>37</sup>観察期間に売り推奨のサンプルが非常に少なかったため、それを分析対象としなかったことと、ベータ値は外生のデータを用いたことを注記している。

<sup>38</sup>ここでいう累積平均予測誤差（cumulative average prediction error）とは、一般的なイベント・スタディで用いられる累積平均残差（cumulative average residual）とほぼ同じ意味であるが、累積期間の始期と終期を多様化している点に違いがあるとしている。

の推奨は聞くに値する情報であると結論付けている。その他に、1983年は1982年に比べて、発表日前の超過収益率が増大したと述べている。

Elton et al.(1986)は Banker's Trust 社の IBOS をデータ・ソースとして、1981年3月から1983年11月までの33か月間における、33社の証券会社、720名のアナリストによる月間10,000件以上の5段階サンプルを用い<sup>39</sup>、CRSPを利用した月次リターンを基に、推奨の変更に焦点を当てた分析を行っている<sup>40</sup>。超過収益率は中立推奨レベル3をベンチマークとして、個々の収益率との差としている。その結果、格上げ、格下げとも変更発表の月とその翌月の2か月間に、推奨レベルに則した超過収益率を示し、2か月間の平均超過収益率は推奨レベル1への格上げで3.15%、レベル5への格下げでマイナス1.86%となり<sup>41</sup>、両方の組合せで5%の超過リターンがアナリスト推奨により生じていると述べている。また、この結果は取引コストを考慮しても利益を上げることができる水準だと主張している。

Francis and Soffer(1997)は、セル・サイドのアナリスト・レポートにおける二つの主要な要素である株式推奨の変更および利益予想の見直しと、株式リターンの関連を明らかにすることを目的とした研究である。Investext をデータ・ソースとして1988年1月から1991年6月の間の51社のデータを利用して、発表日前日から発表日翌日までの3日間の累積平均超過収益率を使った分析を行っている<sup>42</sup>。そこでは、買い推奨 (buy) ポートフォリオの累積平均超過収益率が0.85%であるのに対して、買い推奨への格上げ (upgrade) ポートフォリオのそれは1.28%であり、売り推奨 (sell) ポートフォリオの累積平均超過収益率がマイナス1.14%であるのに対して、売り推奨への格下げ (downgrade) ポートフォリオのそれはマイナス4.76%であったとしている。このことから、株式推奨の有益性はレベルそのものよりも、推奨の改新に依存し

---

<sup>39</sup>このサンプル数は先行研究の3倍程度の数量であり、事後選択バイアス(注16参照)も除かれていると述べている。

<sup>40</sup>モデルの構築において工夫されているのは、格上げポートフォリオと格下げポートフォリオのパフォーマンス比較におけるベータ値の影響を排除するため、両ポートフォリオのベータ値を同程度になるよう調整していることである。

<sup>41</sup>レベル5への格下げ(レベル4への格下げも同様)において変更発表月の超過収益率はt検定による有意性が確認できず、有意性が確認できた翌月の超過収益率より絶対値が小さかった。

<sup>42</sup>i株式の株価収益率と、CRSPでi株式と同じリターンの標準偏差をもつ、すべての株式の平均リターンとの差を超過収益率と見なしている。また、超過収益率として、市場リスク調整リターンや単純収益率を使った場合でも類似した結果が得られたと脚注で補足している。

ていると主張している<sup>43</sup>。

Stickel(1995)は、投資情報会社 Zacks 社が集計した 1988 年から 1991 年の間の証券会社アナリストによる買いおよび売り推奨データを利用している。超過収益率として市場調整超過収益率が使われ、その有意性を t 検定で検証している。この分析によって、発表日を中心にした前後計 11 日間に買い推奨では 1.16%の、売り推奨ではマイナス 1.28%の平均超過収益率が確認されている<sup>44</sup>。また、発表日から 30 日まで明瞭に推奨通りの株価の推移が見られたとしている。更に、重回帰分析の結果として、推奨度合（例えば、同ランク内の strong buy と buy など）<sup>45</sup>、被推奨企業の規模（株式時価総額）、収益見直し変更の発表、といった要因が、情報効果というべき永久的な株価変動をもたらし、推奨の変更幅（buy から hold へといった、ランクを越えた変更かどうか）、アナリストの知名度<sup>46</sup>、証券会社のマーケティング能力（所属アナリストの数）、といった要因が、価格圧力効果というべき一時的な株価変動をもたらしたと結論付けている。

Jegadeesh et al.(2004)は、1985 年から 1988 年の Zacks 社の個別データを用いて作成したコンセンサス・データを使い、市場調整した超過収益率により発表後 6 か月間の累積平均超過収益率を算出し、t 検定によりその有意性を確かめている。その結果、strong buy がマイナス 0.3%、strong sell がマイナス 2.7%、その差が 2.3%となったのに対して、strong buy への格上げ推奨と strong sell への格下げ推奨のパフォーマンスの差は 2.7%であったとしている。次に、これらの要因を始めとして、過去のモメンタムや成長率などを使った重回帰分析の結果と併せて、推奨レベルそのものよ

---

<sup>43</sup> Francis らはこの後、「格付」、「変更等の履歴」、「利益予想の見直し」と「累積平均超過収益率」を使って重回帰分析を行い、市場は「利益予想の見直し」情報と「格付」情報それぞれに対して反応しており、どちらかがどちらかに含まれるものではないと主張している。また、中立格付（hold）についての分析結果から、投資家はそれが売りを意味するものと捉えているようだと言っている。

<sup>44</sup>発表日前の 10 日間に買い推奨、売り推奨によって各々 0.65%とマイナス 1.06%の平均超過収益率が発生しているが、その理由は、文脈から Zacks 社が推奨データを証券各社のアナリスト・レポートから抽出しているため、Zacks 社データの日付以前に証券会社が各々の情報を発表している可能性があるためであると Stickel は考えていると推測できる。

<sup>45</sup>中でも、相対的に strong sell および sell への格下げと strong buy への格上げのインパクトが大きかったとしている。

<sup>46</sup>アナリストの知名度は、“Institutional Investor”誌のアナリスト評価記事である“All America Research Team”を使って測られている。因みに、このアナリスト評価を使った分析で Stickel(1992)では“All America Research Team”に名を連ねるアナリストは、他のアナリストに比較して予見能力が高いという結論を導き出している。

りも推奨の変更の方が情報を持っていると結論付けている。また、アナリストがグラマーな成長株を選好していることも明らかとなり<sup>47</sup>、このことが市場センチメントに影響し、ノイズ・トレーディングに一役買っていると主張している。

Womack(1996)は投資情報会社 First Call 社から入手した証券会社 14 社の 1989 年から 1991 年のデータを用いてサイズ調整した平均超過収益率を算出し、発表日を中心とした 3 日間に買い推奨では 3.0%の、売り推奨ではマイナス 4.7%の累積平均超過収益率が確認されたとしている<sup>48</sup>。また前者では、その後 1 か月間に 2.4%の、後者では 6 か月にわたってマイナス 9.1%のイベント後ドリフト (postrecommendation drift) が見られたと述べている<sup>49</sup>。次に、推奨変更データを用いて変更の影響を分析している。使われているモデルは、サイズ調整リターン・モデル、産業調整リターン・モデルと、Fama-French の 3 ファクター・モデルである。その結果、3 日間のイベント・ウィンドウで買い推奨への格上げは 3 %ないし 4 %の、売り推奨への格下げはマイナス 4 %ないし 5 %の超過収益率が発生したとし、売り推奨からの格上げ (sell から hold) を除き、その後のリターン・リバーサル動きはなかったと述べている。これらの結果から、アナリストは発表のタイミングと株式の選択に関する能力を持っていると主張している。

Kim et al.(1997)は、アナリスト推奨情報を利用して、コール・マーケット (スペシャリスト・マーケット) とディーラー・マーケットのうち<sup>50</sup>、どちらが効率的であるか検証する目的で行われた研究であるが、同時に、アナリスト情報の影響について興味深い結果を示している。“Dow Jones News Wire” から採取した 1991 年 1 年間の

---

<sup>47</sup>セル・サイドの会社に所属するアナリストが、一般にグラマーな株式 (変動が大きく、成長力が高く、出来高の多い、値嵩株) を推奨する傾向にある点は、前節で取り上げた Liang(1999)や本節で取り上げた Bidwell(1977)を始めとして、企業のエクイティ・ファイナンスとアナリスト予想の関連性を検証した Dechow et al.(2000)など他の先行研究でも指摘されている。

<sup>48</sup> アナリスト推奨の対象となっている株式は圧倒的に大資本の会社が多く、このことは逆に、それらの銘柄はよくアナリストのフォローを受ける銘柄であると言えるとしている。

<sup>49</sup> イベント後ドリフトについては、Bernard and Thomas(1989)で詳細な研究がなされており、それについてのディスカッションが Marais(1989)で行われているので参照されたい。

<sup>50</sup> 前者の代表格が NYSE および AMEX であり、後者が NASDAQ である。それぞれ、わが国の株式市場という取引所市場 (立会い取引) と店頭市場 (相対取引) の違いであるといえる。

新規買い推奨サンプルを使って、個々の収益率と寄り付き後5分間と引け前5分間の特殊性を調整した全体の平均収益率との差を超過収益率と定義し、5分ピッチの分析を行い、t検定等で検証している。その結果、コール・マーケットでは寄り付き5分に3.78%（そのうちの98%は寄り値に反映されている）、次の5分に0.57%の平均超過収益率が発生している一方、ディーラー・マーケットでは、最初の5分に3.63%、次の5分と、その次の5分でそれぞれ1.61%、1.19%の平均超過収益率が確認されたことから、後者よりも前者の方がプライベートな情報が伝わりやすいと結論付けている<sup>51</sup>。また、発表日の取引高と値付き回数が通常の場合と比較して、有意に増えていることも判明したとし、これらのことから、アナリストの買い推奨は情報力を持っており、株価に大きな影響をもたらしていると主張している。

Barber et al.(2001)は、Zacks社の1985年から1996年のアナリスト推奨データを用いて算出したコンセンサス推奨別に5クラスのポートフォリオを組成し、比較分析を行っている。市場リスク、企業規模、純資産倍率、価格モメンタムを調整した平均超過収益率がクラス1（最上級）ポートフォリオでは4.13%、クラス5（最下級）ポートフォリオではマイナス4.91%となり、アナリストの推奨により前者の買い、後者の売りのリバランスを日々行うストラテジーにより、月間75ベース・ポイントの収益を上げることが可能であるとしている。しかし、日々のリバランスに掛かる取引コストを考えると現実的には利益を上げることはできないとし、それ故に市場効率性を否定できないとしている。

Barber et al.(2003)は、First Call社の1996年から2001年のアナリスト推奨データを用いてBarber et al.(2001)の方法に準じた分析を行っている。その結果、クラス1（最上級）からクラス3（中間）までの間に際立った差異がみられず、クラス1はクラス5（最下級）と比べて平均超過収益率は大きかったものの、統計上の有意な差異が観察できなかったとしている。こうした結果は、1986年から1996年までのデータを扱った上述のBarber et al.(2001)が示した、アナリスト推奨がクラスに応じた超過収益率をもたらしているという結果とは相反したものであった。特に、2000年と

---

<sup>51</sup>イベント日において、コール・マーケットでは取引開始時間後、寄り付きまでに10.69分の平均インターバルがあったのに対して、ディーラー・マーケットのそれが0.81分であったことも、両者のアブノーマル・リターンの差異を作り出している一つの要因だと言えよう。

2001年を取り上げた分析では、アナリストの推奨とパフォーマンスが逆転しており、クラス5の平均超過収益率が年平均13.44%を示しているにもかかわらず、クラス1ではマイナス7.06%となり、20%強の逆転した差が生じているというのである。この時期、小型成長株の人气が下火となり株価が値下がりしたにもかかわらず、アナリストが小型成長株を推奨し続けていたことを重回帰分析によって示し、このことがリターン悪化の原因であり、この現象は1990年代後半から2000年代前半にブームとなった投資銀行ビジネスの影響を受けたことによるものであろうと推測している。ただし、16年間（1986年から2001年）のデータを総括的にみれば、アナリストの推奨は有意性を示しており、この2年間の変化が長いレンジの中の一時的な逆転現象である可能性もあると付け加えている。

Bradshaw(2004)は、バリュエーション・モデルに関する先行研究の成果を踏まえ、First Call社の提供する1994年から1998年のコンセンサス推奨を使って、バリュエーションとアナリスト推奨との関連を分析している。サイズ調整をした1年間の超過収益率を利用して重回帰分析を行った結果、推奨のランクやその変更はアナリストの長期利益成長見通し<sup>52</sup>と相関性が高いものの、長期利益成長見通しと年間超過収益率には相関性が観察できず、逆に、年間超過収益率と相関性の高かった残余利益モデルによるバリュエーションではアナリスト推奨を説明できなかったとしている<sup>53</sup>。言い換えれば、アナリストは、企業の現在価値ではなく成長性に主眼を置いて、それが既にどの程度株価に織り込まれているかどうかを考慮することなく株式の推奨を行っているとし、そのため彼らの推奨は長期のバイ・アンド・ホールド投資には役に立たないと主張している。

Ivkovic and Jegadeesh(2004)は、I/B/E/Sの1990年から2003年のデータを利用して<sup>54</sup>、四半期利益予想の変更および推奨変更の情報効果について分析を行っている。その中で、アナリスト推奨の変更に関して、変更発表日とその後2日間の市場調整済

---

<sup>52</sup>利益成長見通しのデータもFirst Call社が提供しているデータを使用したと述べている。

<sup>53</sup>もう一つの成長力に関連したprice-earnings to growth model(株価収益率を利益成長見通しで除して算出)によるバリュエーションは、どちらに対しても説明力があつたとしている。

<sup>54</sup>このデータ中、1990年初頭に被推奨企業数3,184社、アナリスト数1,837名、証券会社数140社であったのが、1998年にはそれぞれ6,132社、3,445名、262社と二倍近くになっており、アナリスト推奨が拡大したことをうかがわせる。しかし、その後の2001年には、それぞれ4,866社、3,862名、243社となっている。

み累積平均超過収益率を使って、会社（被推奨企業）発表時期との関連性を分析している<sup>55</sup>。その結果、格上げについては会社発表前1週間のあいだに変更されたものに2.31%の有意な平均超過収益率が確認され、格下げについては会社発表後1週間のあいだに変更されたものにマイナス5.44%の有意な平均超過収益率が観察されたとしている<sup>56</sup>。このことから、アナリストは会社発表前に良いニュースは入手しているが、悪いニュースは入手できておらず、これは企業側が良いニュースを積極的に提供する反面、悪いニュースを話したがるのではないかと推測している。また、会社発表日および、その翌日に変更された推奨サンプルを除いた平均超過収益率は買い推奨で1.82%、売り推奨でマイナス2.72%であったとしている。

本節においては、証券会社アナリスト（brokerage analysts）による株式推奨と株価への影響に関する先行論文をサーベイした。その結果、アナリスト情報が概して短期間に超過収益率を発生させていることが判明した反面、長期的な超過収益率に関しての結論は様々であった。また、推奨レベルそのものよりも推奨の変更によって、より大きな超過収益率が生じていることも特徴的であった。ただし、アナリスト情報が実際に投資家に収益をもたらす情報かどうかについての見解は分かれている。証券会社アナリストによる株式推奨に関する結果を表11にまとめたので参照されたい。

## 第5節 米国以外での先行研究およびその他関連する研究

前節までに紹介した先行論文の他に、株式推奨に関連した先行論文は多く存在する。しかし、その詳細を紹介することは後日に譲ることとし、本節では以下、簡単にそれらの一部を紹介するに留めたい。

---

<sup>55</sup>Ivkovicらは、アナリスト情報の価値が、企業の来期利益発表から長期的価値を読み取り、投資家に伝えることにあるならば、利益発表後の推奨変更時に大きな株価変動があるだろうし、アナリストの個別調査・分析が情報価値の重要な要素であれば、会社発表とは直接関係のない推奨変更時に株価変動が起こるであろう。また、アナリストが会社発表前に利益情報を得て、それにより推奨変更しているならば、その価値は会社発表前が最も高く、その時期に大きな株価変動が起こるであろうという3つの推定を前提に分析を行っている。

<sup>56</sup>会社発表当日および、その翌日に発表された推奨変更は、全推奨変更サンプルの26%を占め、他のサンプルと比較して格上げ、格下げいずれもより大きな平均超過収益率を発生させている（それぞれ平均3.60%とマイナス5.81%）。しかし、Ivkovic and Jegadeesh(2004)において議論の俎上に載せられていないのは、それが会社の利益発表による効果なのか、格付変更による効果なのか区別できないためだと推測される。



【表11】証券会社アナリストによる推奨を対象とした先行研究

先行論文	分析期間(年.月)	リターン算出期間	推奨の種類	リターン(%)	リターンの種類	リバーサル
Diefenbach(1972)	1967.11 - 1969.05	t=0から1年間	buy	-0.40	市場調整リターン	—
			sell	-12.60		
Bidwell(1977)	1970.01 - 1973.12	t=0から1年間	buy	2.63 *	市場調整リターン	—
				1.79 *	市場リスク調整リターン	
Groth et al.(1979)	1964.01 - 1970.12	t=0から1か月間	buy	1.79	市場リスク調整リターン(加重平均)	なし
				1.56	市場リスク調整リターン(単純平均)	
Glascock(1986)	1982.01 - 1982.12	t=-90~0	strong buy	8.40 *	市場リスク調整リターン	なし
		t=0	strong buy	1.20		
		t=1~90	strong buy	12.20		
	1983.01 - 1983.07	t=-90~0	strong buy	14.20		
		t=0	strong buy	0.50 *		
t=1~90	strong buy	12.10				
Elton et al.(1986)	1981.03 - 1983.11	t=0から2か月間	upgrade to strong buy	3.15	市場調整リターン(holdをベンチマークとしたリターン)	(なし)
			downgrade to strong sell	-1.86		
Francis and Soffer(1997)	1988.01 - 1991.06	t=-1~+1	buy	0.85	市場リスク調整リターン	—
			upgrade to buy	1.28		
			sell	-1.14		
			downgrade to sell	-4.76		
Stickel(1995)	1988.01 - 1991.12	t=-10~-1	buy	0.65	市場リスク調整リターン	なし
			sell	-1.06		
		t=0~+10	buy	0.90		
			sell	-0.80		
Jegadeesh et al.(2004)	1985.01 - 1988.12	t=0から6か月間	strong buy	-0.30	市場調整リターン	—
			upgrade to strong buy	-0.40		
			strong sell	-2.70		
			downgrade to strong sell	-3.10		

(表 11 の続き)

Womack(1996)	1989.01 - 1991.12	t=-1~+1	upgrade to strong buy	3.00	市場調整リターン(サイズ調整リターン)	なし	
			downgrade to strong sell	-4.70			
		t=0から6か月間	upgrade to strong buy	1.80 *			
			downgrade to strong sell	-9.10			
Kim et al.(1997)	1991.01 - 1991.12	t=0の寄付後5分間 次の5分間	buy	3.78	平均調整リターン	—	
			buy	0.57			
Barber et al.(2001)	1986.01 - 1996.12	t=0から1年間	strong buy	4.13	市場リスク調整リターン	—	
			strong sell	-4.91			
Barber et al.(2003)	1996.01 - 1999.12	t=0から1か月間	strong buy	0.33	市場調整リターン	—	
			strong sell	-2.01			
	2000.01 - 2001.12	t=0から1か月間	strong buy	-0.50	市場調整リターン		
			strong sell	1.18			
Ivkovic and Jegadeesh(2004)	1990.01 - 2003.13	t=0~+2	upgrade	会社発表前5日間	2.31	市場調整リターン	—
				会社発表日	3.79		
				会社発表翌日	3.41		
			downgrade	会社発表前5日間	-2.35 *		
				会社発表日	-6.17		
				会社発表翌日	-5.44		

1.リターン算出期間においてt=0は発表日を表している。

2.リターン列の(\*)印を付した数値は統計的有意性が認められなかったことを表している。

3.リターンの種類は大きく次の4つに分けられている。

・単純リターン(Raw Returns):個々の銘柄の単純リターン。

・平均調整リターン(Mean Adjusted Returns):個々のリターンと平均リターンとの差。平均値の推定期間は論文により異なっている。

・市場調整リターン(Market Adjusted Returns):個々のリターンとベンチマークのリターンとの差。ベンチマークは論文により異なっている。

・市場リスク調整リターン(Market ans Risk Adjusted Returns):個々のリターンと、推定した市場リスクに基づいた期待収益との差。リスクの推定期間は論文により異なっている。

### 5-1. 米国市場以外の先行研究

前節までにサーベイした先行研究は、すべて米国株式市場におけるアナリスト情報を取り扱ったものであった。これに対して、数少ないながらも、米国以外の株式市場に関する先行研究がいくつか行われているので、列記しておく。

Bjerring et al.(1983)はカナダにおける証券会社の株式推奨について分析を行った結果、取引コストを考慮しても有意な超過リターンを得ることができたとしており、対象がカナダ株式市場上場の株式と米国株式市場上場の株式であったことから、異なる2つの市場において同時期に有意性を持った結果を示すことができたとしている。

Dimson and Marsh(1984)は、イギリス市場の200社強の上場会社に対して行われた、35社の証券会社と、投資会社に所属するアナリストによる4,000を超える推奨をサンプルにして実証研究を行っている<sup>57</sup>。その結果、株価は予測の情報コンテンツに対して素早く反応し、情報価値の半分以上が発表後1か月以内に株価に織り込まれたとし、推奨期間のホライズンまでに、アナリストの予想と実際のリターンの間に有意な相関が認められたとしている。また、これらの予想に沿ってファンドを組むと年率2.2%マーケットをアウト・パフォーマンスできたという試算を示し、アナリスト推奨には価値があると結論付けている。

Wijmenga(1990)は、オランダで発行されている3種類の週間金融専門誌の推奨記事をサンプルにして、オランダの株式市場における株式推奨の影響を分析している。その結果、長期にわたる超過収益率は観察できなかったものの、発行後1週間には有意な超過収益率が確認できたとしている。また、この短期的な超過収益率は、より強い推奨であった時と、通常取引高が少ない株式に対して推奨がなされた時に特に大きかったとし、この結果はいわゆる“自己実現予言 (self-fulfilling prophecy)”<sup>58</sup>の強い証拠であると主張している。

Chan and Fong(1996)は香港で最もポピュラーな経済新聞“Hong Kong Economic Journal”紙の記事“Securities Firms’ investment analysis”に取り上げられたデー

---

<sup>57</sup>これらのサンプルは非公表情報であり、全体の80%は投資会社の要請により35社の証券会社が提供した情報であり、残りの20%は投資会社自体のアナリストが行った推奨であるとしている。

<sup>58</sup>主に心理学などで使用されている用語である。一例として、本当は健康であるにもかかわらず自らが病気であると間違っと思ひ込むと、本当に病状が現れるといった現象などが挙げられる。

タにより香港株式市場における株式推奨の影響を実証分析しており、記事情報が二番煎じではあるものの、買い推奨によって超過収益率を上げることができたとしている。反面、売り推奨は一番煎じ情報で株価がすでに反応しており、記事情報では新たな効果が見られなかったこと、持続 (hold) 推奨では有意な超過収益率が確認できなかったことを述べている。

## 5-2. その他の研究

株式推奨に関する理論研究として Morgan and Stocken(2003)がある。そこでは、アナリストは専門的立場から得た企業情報と、その時々に対面するインセンティブによってレポートの内容を決めることができる一方<sup>59</sup>、投資家はアナリストのレポートのみで企業の投資価値を判断すると仮定したモデルから演繹が進められている。その結果、すべてのアナリストがより好ましい推奨をする（売り推奨よりも買い推奨を 선호する）傾向をもつこと。また、買い推奨には投資家寄りでないアナリスト（投資家への誠実さよりも自らのインセンティブの方を優先させるアナリスト）によってバイアスが生じるので、買い推奨よりも売り推奨の方が、より正確な情報が株価に織り込まれるなどの結論を導き出している<sup>60</sup>。

株式推奨に関するその他の先行研究として、Standard & Poor's 社の“Common Stock Quality Ranking”を取り扱った Muller et al.(1983)、Muller and Fielitz(1987)、Felton et al.(1995)を始め、Forbes 誌に連載された金融コラムニスト Heinz H. Biel の記事を取り上げた Lee(1986)、Barron 誌によって毎年開催される“Barron's Annual Roundtable”に招待された著名なアナリストたちの推奨を取り上げている Desai and Jain(1995)、USA Today に掲載された“Market Highlights”でのプロフェッショナル・アナリストたちの推奨を取り扱っている Walker and Hatfield(1996)、そして Business Week 誌の“Inside Wall Street”コラムを研究の対象とした Sant and

---

<sup>59</sup>例えば、自らが関わる投資銀行業務が将来成功するかどうかや、自らが担当する会社の株式を保有しているかどうか等々のインセンティブだと説明している。

<sup>60</sup>他に主な結果として、アナリストの持つ情報すべてが明らかにされることはないこと。内生的に推奨（格付）の均衡比率が決まること。推奨クラスの種類が少ないと悪い情報が伝わりにくくなることを挙げている。この研究で示されている結果は多くの実証研究においてみられる、買い推奨と比べて売り推奨が圧倒的に少ないこと、また、売り推奨の方が絶対値の大きな超過収益率を生じさせているという特徴に一致するものであり非常に興味深い。

Zaman(1996)がある。また、Moody's社とStandard & Poor's社が発表した優先株式に関する推奨情報の変更が、優先株式および普通株式に与える影響を分析したStickel(1986)がある<sup>61</sup>。

#### 第6節 米国先行論文サーベイのまとめ

本章でサーベイした先行研究は、米国のジャーナルに取り上げられている論文のみを対象にしている。この分野に関する研究はワーキング・ペーパーや学会予稿等でも数多く発表されているのだが、紙幅の都合で割愛した。また、今回取り上げた先行論文の編数に匹敵する“株価に直接関連しない”アナリストの株式推奨に関するジャーナル論文があることも判明した。これらの内容についても多くのワーキング・ペーパー等が存在していることを考えると、米国において、いかに豊富なアナリスト推奨に関する研究が行われているか想像するに難くない。

これに加えて特筆すべきことは、こうした多くの研究結果が米国の証券行政など実務において積極的に活かされていることである。例えば、米国証券取引委員会（SEC）は2000年10月23日に“Regulation Fair Disclosure”を発表し、企業情報開示の公平性に関する指針を示しているが、これはアカデミックな実証研究の成果がディスクロージャーの適正化を促したものと言える<sup>62</sup>。また、2002年6月20日に変更された投資家向けのアナリスト推奨に関する警告（Investor alert: Analyzing analyst recommendation）<sup>63</sup>に掲げられた注意点が、アカデミックな実証研究によって明らかにされたアナリストの持つバイアスや、株式推奨の問題点とほとんどそのまま一致していると言え、その裏付けとなっていることは明らかである。

#### 第7節 わが国の先行論文

---

<sup>61</sup>わが国において優先株式は、バブル崩壊後の一時期に都市銀行が自己資本の拡充のため政策的に発行した例を除くと、発行例は少なく普通株式に比べて馴染みが薄い観がある。その反面、米国においては比較的馴染み深い証券の一種であり、Graham and Dodd(1934)の14章、15章で詳しく分析されているように、どちらかというとならば債券的性質が強い証券である。

<sup>62</sup>このRegulation FDの効果に関する研究論文Gintschel and Markov(2004)が早くも発表されていることに、改めて驚かされる。そこでは、Regulation FDによって、アナリスト推奨の株価に対するインパクトが22%（利益予想については34%）減少したとされ、企業担当者がアナリストの情報源だったことを確認している。

<sup>63</sup><http://www.sec.gov/investor/pubs/analysts.htm> を参照せよ。

そうした米国での盛んな研究事情と比較して、わが国での株価レーティングに関する先行研究は少ない。

わが国における先行研究としては、第1章で一部引用した、株価レーティングの仕組みと目的、意義が中心に述べられている鈴木(1994)、太田(1994)a および太田(1994)b など導入初期の論文、株価レーティングについて初の実証分析結果と格付会社・機関投資家等へのアンケート結果を提示した QUICK 総合研究所(1995)、それを敷衍する実証分析が行われている豊崎(1997)、格付否定論に応えた太田(1997)、そして、最も詳細で本格的な実証分析が行われている末木(1997)および末木(1999)を挙げるに留まる。

今や証券アナリストという職業が広く認知され、株価レーティングが市場関係者の間に広範に取り入れられているわが国において、層の厚い米国での研究事例と比較して、この分野の研究がほとんどなされていないことは見直されるべき喫緊の課題であると言えよう。

#### 第4章 第1部のまとめ

前章までに明らかになったことを整理すると、まず、株価レーティングの目的は、調査・分析の専門家である証券アナリストによって判断された企業ファンダメンタルズに基づく価値株投資情報を、投資家に提供し、その投資判断に資するということであつた。しかし、株価レーティングの定義に沿つた的中率の分析を行つた結果、その実態は決して芳しいとは言えず、その大きな原因は、時々相場環境によつて的中する確率自体が大きく変化し、それによつて的中率も大きく左右されてしまうことであつた。故に、的中率だけで株価レーティングの情報価値を判断すると、それは否定的なものにならざるを得ないということが判明した。

一方、米国での株式推奨（株価レーティング）に関する先行研究では、株式推奨の発表や、その変更によつて株価や超過収益率に、いつ、どのような変化が生じているかを検出し、その結果を検討することによつて情報価値の有無を判断している。例えば、買い推奨された銘柄の平均パフォーマンスと全銘柄の平均パフォーマンスの間や、買い推奨による平均パフォーマンスと売り推奨の平均パフォーマンスの間に、リーズナブルかつ十分なスプレッドがあれば推奨情報には価値があると判断するといった考え方である。

わが国においても株価レーティングの価値を検討する場合、的中率に変えて、こうした考え方を取り入れることは有効であろう。なぜなら、株価レーティングの目的が価値株投資情報の提供である限り、評価期間中に一度でもベンチマークを10%超上回つた（下回つた）ことが的中したかどうかといった、その時々環境に結果が大きく左右される基準よりも、格付1、2、3とされた銘柄群の平均パフォーマンスが各々有意な差異を持ち、その間にリーズナブルかつ十分なスプレッドがあるかどうかの方が、投資家にとって有用で実際的な情報価値であると同時に、それによつてアナリストの調査分析力を測ることができると考えるからである。第2部では、こうした視点から、わが国における株価レーティングの実証分析を行つていくことにする。

そこで、まず次章においては、草創期における分析を行う。草創期の分析期間は、株価レーティングの本格的な実証分析の結果を示している末木(1997)および末木(1999)で取り扱われた期間とほぼ同時期である。今回の分析の結果が末木論文の結果と整合的かどうかの比較検討も併せて試みたい。

## 第2部

日本の株価レーティングに関する実証研究



## 第5章 草創期における株価レーティングの実証分析

### 第1節 本章の目的

株価レーティングは、投資家の意思決定に必要な基本的判断材料を提供するため、アナリストが企業のファンダメンタルズからその投資価値を判定し、所定の期間内において、その株価の予想値上がり率、または、予想値下がり率の大小を順位付けたいうえで記号化したものである。わが国では、1993年1月の野村総合研究所を皮切りに、1994年春には日系の証券会社の間で本格的に導入された。この導入初期段階の株価レーティングは、証券関係者の期待通り、投資家に有用な情報を提供していたのか。また、この時期、投資家はそれを適切に利用していたのか。このような問題意識のもと、草創期におけるわが国の株価レーティングについて分析した。

わが国における株価レーティングに関する実証研究は少ない。末木(1997)では、現状の株価レーティングは、精度が低いにもかかわらず投資家に利用されており、市場に対して過剰反応をもたらしていると、また、末木(1999)では、株価レーティング情報に明確な情報効果は認められなかったと分析している。果たしてこれらの分析は説得的であろうか。

本章の研究は、分析期間が末木論文で取り扱われた期間とほぼ同時期である。また、分析において格付そのものと格付の履歴を明確に区別した。格付情報は、それが信頼するに足る限り短期間に株価に反映するだろう。これに対して、格付の変更など履歴情報は株価レーティングの定義とは無関係である。例えば、6か月以内に市場平均より10%超株価が上昇するという格付1は、あくまでも、過去の格付とは関係ない将来に向けた意見の表明である。格付2から1への格上げだから株価が上がると予想するのでなく、格付が1だから株価が上がると予想するのである。結局、本研究では、「株価レーティングにおける格付情報は、投資情報として有効に機能している。それに対し、格付の変更を示す履歴情報は、格付情報に追加しうる情報効果を持たない」という仮説の検証を試みることになる。

なお、米国における先行研究では、情報効果の確認のため発表直後、短期間の株価変動を中心に分析するのが通例である。本研究も、基本的には短期間の株価変動を分析するが、研究の対象時期がわが国における導入初期であり、レーティング情報が短期間に株価に吸収されているか否かを確認するため、6か月目までの変動も併せて分

析した。これは、市場の非効率性の分析になる。

## 第2節 実証分析の方法

### 2-1. サンプルの抽出・分類

草創期の株価レーティングは、次のような表記方法と定義である。レーティングの日より6か月以内のいずれかの時点で、ベンチマークに対し、格付1は10%超上回る。格付2は常に上下10%以内にある。格付3は10%超下回る。

本来的に株価レーティングは、将来の株価変動についてのアナリストの予想を伝えるものである。しかし一方で履歴という系列化が自然発生的に行われている。だが、履歴には定義がない。そこで、新規とはその銘柄に対して始めて格付することと、継続とは既に格付された銘柄に対して6か月以内に再度、同一の格付を行なうことと、変更とは既に格付された銘柄に対して6か月以内に異なる格付を行なうことと考える。本章では、格付と履歴という概念を厳密に区別した上で分析を行なった。格付は格付1、格付2、格付3と分類される一方、履歴は新規1、新規2、新規3、継続1、継続2、継続3、変更2→1、変更1→2、変更3→2、変更2→3に分類することができる。分析はデータをこれらに分類した上で、各々比較検討する。

格付データは、QUICK社情報端末の証券大手4社の株価格付画面より<sup>64</sup>、株価は、東洋経済新報社の株価CD-ROMより採取した。期間は1996年3月11日から1997年6月20日までである。可能な限り多くサンプルを採用する方針を採ったが、以下の条件により一部のものを除いた。

東証1部上場銘柄以外の銘柄と、主に他市場で取引され株価CD-ROMの東証1部に掲載されていない銘柄は除いた。人為的なミス等を考慮し、発表日より5立会日以内に、同一機関により同一銘柄に同一格付されている場合、後のものを除いた。分析期間において、格付3から1に変更とされた1サンプルと、格付2と格付された日から6か月经過前に被格付企業が破綻をきたした1サンプルの計2サンプルを除いた。この結果、総サンプル数は5735個となった。

株価データは日次の終値を採った。取引が不成立日の株価は前日、または、直近の株価をその日の株価とみなした。権利落ちは修正した。また、観察期間の日数は、暦

---

<sup>64</sup>大和証券の表記方法は、A. B. C. だったが、内容的に格付1. 2. 3. に対応しており、便宜上、後者の表記方法に統一した。

日によると立会日数に大きな差が出るため、一律に 20 立会日を 1 か月とした。故に、観察期間は、発表日前 10 日から発表日以後 120 日である。ベンチマークも日次の終値を使用した。大和証券、山一証券のベンチマークは東証株価指数であり、日興証券、野村証券は日経 2 2 5 種株価指数である。

## 2-2. 格付の分布状況

分析期間中の格付の分布状況は、表 12 の基本データ欄の通りである。比率は、65% が格付 2 である反面、格付 3 は 5% である。格付 2 が多く、格付 3 が極端に少ないという現象は特徴的である<sup>65</sup>。一方、履歴別にその分布状況を示したのが表 13 の基本データ欄である。75%を継続が占め、新規 16%、変更 9%となっている。

## 2-3. 分析方法について

第 2 章で検討したように、格付会社による格付の定義は、必ずしも投資家が期待する内容ではないと思われる。レーティングの意義と目的、投資家のニーズ等を考慮すれば、観察期間内のベンチマークに対する累積超過収益率の変化の分析が妥当であろう。そこで、以下の方法でデータを加工、分析する。

### (1) 累積超過収益率の算出

累積超過収益率の算出は次のとおりである。

i 銘柄 t 日の株価終値  $P_{it}$

収益率  $R_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1}$

市場収益率  $R_{mt} = \ln P_{mt} - \ln P_{mt-1}$

超過収益率  $ER_{it} = R_{it} - R_{mt}$

---

<sup>65</sup>米国およびわが国の先行論文においても、買い推奨が多く、売り推奨が少ないという傾向は顕著である。

【表12】 格付による分類

	基本データ	重複修正データ
新規1	240	208
継続1	1285	1025
変更2-1	198	153
(格付1計)	1723	1386
新規2	670	564
継続2	2826	2450
変更1-2	190	157
変更3-2	52	44
(格付2計)	3738	3215
新規3	22	16
継続3	192	174
変更2-3	60	45
(格付3計)	274	235
合計	5735	4836

【表13】 履歴による分類

	基本データ	重複修正データ
新規1	240	208
新規2	670	564
新規3	22	16
(新規計)	932	788
継続1	1285	1025
継続2	2826	2450
継続3	192	174
(継続計)	4303	3649
変更2-1	198	153
変更1-2	190	157
変更3-2	52	44
変更2-3	60	45
(変更計)	500	399
合計	5735	4836

$$\text{累積超過収益率 } CER_{it} = \sum_1^t (ER_{it})$$

レーティング公表日： $t=1$

発表日とその前日の間に人為的に1日を挿入し、ゼロ日とした。 $t=0$ を基点に、前方へは漸進累積、後方へは遡及累積を計算する。

## (2) 検定について

実証分析において仮説検定を行なった。それらはすべて二標本検定である。各々の標本群に母集団を想定した上で、有意水準5%のF検定により母分散の比の検定による選別を行ない、結果に応じた母平均の差の検定(t検定：有意水準5%、両側検定)を行なった。また、これらの検定は、発表日以後5日目と6か月目の二時点で行なった。なお、検定は次に示す通りである。例えば、格付1とレーティングされた銘柄の累積超過収益率を $\alpha$ 、格付2のそれを $\beta$ とした場合の帰無仮説 $H_0: \alpha=\beta$ の検定。

## 第3節 分析結果

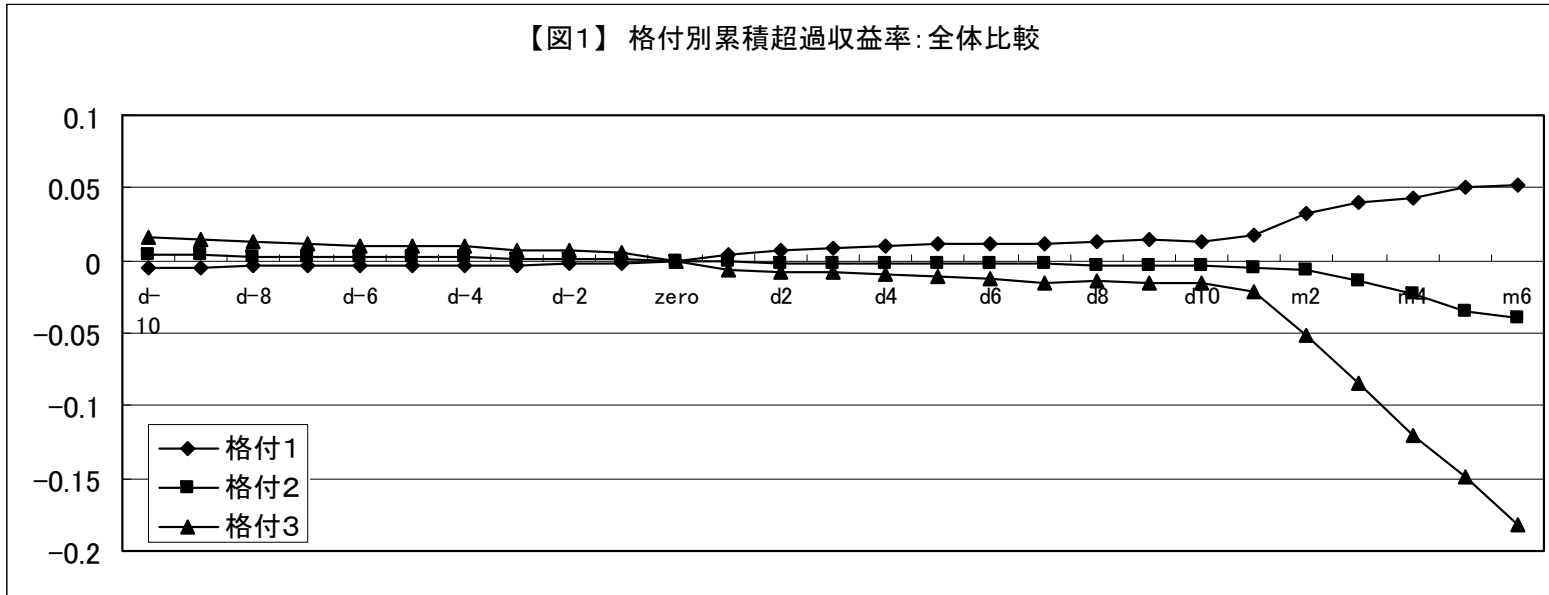
### 3-1. 格付別の分析

全サンプルによる累積超過収益率の平均値の推移を図1に示した<sup>66</sup>。時間の推移と共に、格付1は正の方向に、格付3は負の方向に累積平均超過収益率が拡大している。また、それぞれの累積平均超過収益率の絶対値が最大となる6か月目では、格付1が5.38%、格付3が-16.70%となっており、絶対値比較では、格付3の方が大きい。また、格付2は、両者の中間に位置しているが、負の方向への歪みが見られる。

隣接する格付の差異を確かめるため、5日目での格付1と2の間、また、格付2と3の間の仮説検定を行なった。その結果、表14の5日目欄に示したt値から仮説はともに棄却され、各々の格付は有意な差異が認められた。また、6か月目も有意な差異を確認できた。これを図1のグラフの形状と考えあわせると、格付は投資家に有効

<sup>66</sup>グラフを見易くするため、発表日前の各日の累積超過収益率は、 $t=-1$ 日の超過収益率から負の方向に累積し、正負の記号を逆にした。また、時間目盛りが、11日以降は1ヶ月毎の表示となっている。

【图1】 格付別累積超過收益率:全体比較



【表14】 累積超過收益率:格付比較  
 (\*:有意水準5%)

		格付1	格付2	格付2	格付3
5日	平均	0.0114	-0.0020	-0.0020	-0.0106
	分散	0.0014	0.0014	0.0014	0.0018
	t 値	12.2114 *		3.2968 *	
6か月	平均	0.0524	-0.0390	-0.0390	-0.1827
	分散	0.0375	0.0376	0.0376	0.0509
	t 値	16.1961 *		10.2697 *	
修正5日	平均	0.0108	-0.0022	-0.0022	-0.0117
	分散	0.0014	0.0014	0.0014	0.0019
	t 値	10.7817 *		3.2714 *	

な情報を提供しているものと言える。

データの安定性を試すため、四半期別にデータを分割し、分析した結果、全体データと同様の安定した形状が観察された<sup>67</sup>。

### 3-2.証券会社別の結果

ここで、証券会社4社別に分けた分析を行ったファクト・ファインディングを記しておきたい。まず、4社別のサンプルの分布は表15のとおりである。野村証券のサンプル数が他社のほぼ2.5倍程度あり、力量の大きさを見せている。また、格付間のサンプル数の比率は4社とも非常に似通ったものとなっている。格付別の結果を4社別に分けて表したのが図2である。大和証券では短期的な差異がはっきりとせず、途中で格付3が格付2を上回っている場面もあるが、6か月目には格付通りの累積平均収益率を示している。ただし、格付1と格付3の累積平均収益率の差は4社中最も小さかった。山一証券では短期的な差異がはっきりしなかったものの、6か月目には格付通りの累積平均収益率を示している。また、6か月目の格付3の累積平均収益率は群を抜いてアンダー・パフォーマンスが大きく、その影響で格付1と格付3の累積平均収益率の差は4社中最も大きかった。日興証券では、短期的な差異が確認でき、6か月目にも格付通りの累積平均収益率を示している。また、格付1のパフォーマンスが4社中最も良い結果となっている。野村証券も短期的な差異が確認でき、6か月目にも格付通りの累積平均収益率を示している。また、最も特徴的なのが、野村証券のグラフが全体サンプルのグラフと最も似ていることである。サンプル数が全体の二分の一以上を占めていること、この時期、株価レーティングのイニシアティブを取っていたことなどが影響しているものと考えられる。以上のように4社別に多少の違いがあるものの、証券会社別にデータを分割しても、全体データに類似した安定した形状が得られた。

### 3-3. 変更サンプルによる格付と履歴の分析

表16から、まず、変更2→1と変更3→2という格上げサンプル同士の検定では、5日目で有意な差が現れた。また、変更1→2と変更2→3という格下げ同士では、

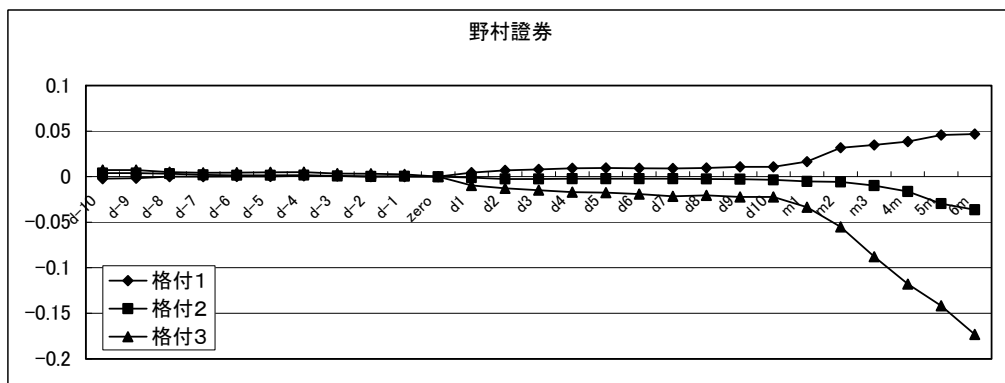
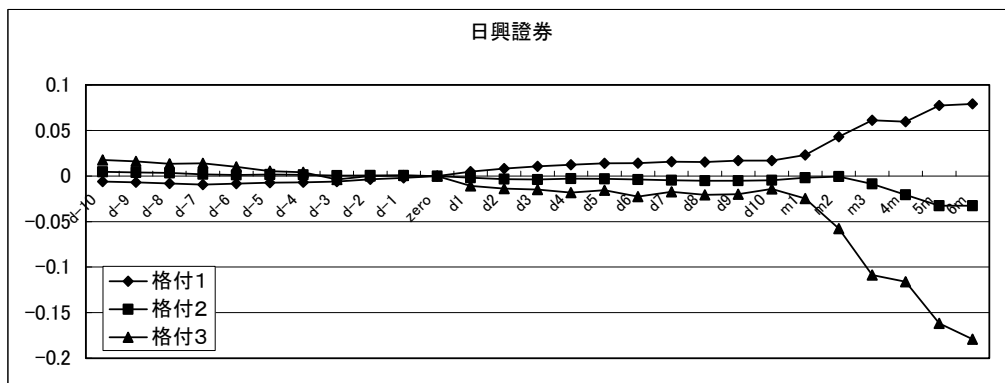
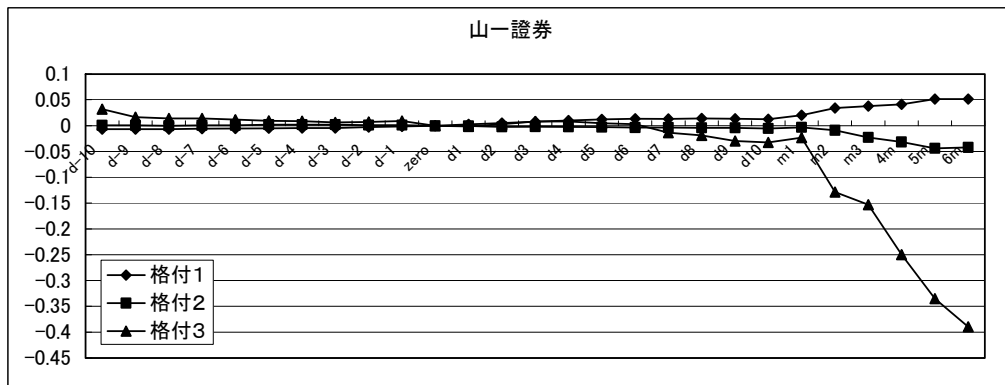
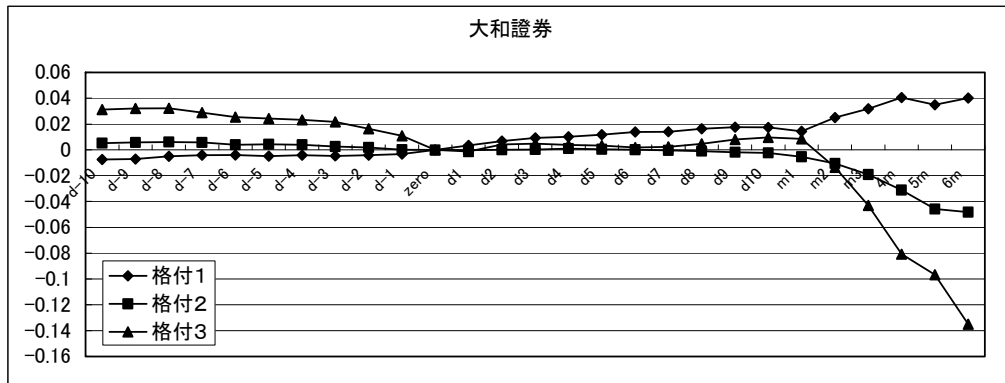
<sup>67</sup>紙幅の関係で資料の掲載は省略している。



【表15】 格付の分布(証券別)

	合計	格付	サンプル数	社内比率
大和証券	1097	1	358	33%
		2	674	61%
		3	65	6%
山一証券	1055	1	378	36%
		2	654	62%
		3	23	2%
日興証券	895	1	317	35%
		2	558	63%
		3	20	2%
野村証券	2688	1	670	25%
		2	1852	69%
		3	166	6%
	5735		5735	

【図2】 4社比較



【表16】 累積超過收益率：履歴比較(1)

(\*: 有意水準5%)

		変更2→1	変更3→2	変更1→2	変更2→3	変更1→2	変更3→2
5日	平均	0.0243	0.0046	-0.0184	-0.0229	-0.0184	0.0046
	分散	0.0016	0.0014	0.0019	0.0015	0.0019	0.0014
	t 値	3.1554 *		0.7166		-3.4478 *	
6か月	平均	0.0777	-0.0987	-0.0444	-0.1621	-0.0444	-0.0987
	分散	0.0313	0.0350	0.0372	0.0456	0.0372	0.0350
	t 値	6.3242 *		4.0141 *		1.8109	
修正5日	平均	0.0246	0.0076	-0.0188	-0.0261	-0.0188	0.0076
	分散	0.001405	0.001568	0.002117	0.001527	0.002117	0.001568
	t 値	2.6030 *		0.9766		-3.4637 *	

5日目に有意な差は認められなかった。本来、株価レーティングに履歴の定義はなく、変更2→1は格付1、変更3→2は格付2である。また、変更1→2は格付2、変更2→3は格付3である。故に、前者は格付1と2の、後者は格付2と3の比較である。各々の平均値を全体サンプルでの各格付のそれと比較すると、格上げでは正方向に、格下げでは負方向に乖離しており、格付変更は株価に影響を与えていると言える。ただ、格下げでは、変更1→2、変更2→3ともほぼ同程度であるのに対し、格上げでは、変更3→2より変更2→1により強いインパクトが観測された。

6か月目においては双方とも有意に差が認められた。これは全体サンプルでの分析結果と同様の結果であり、6か月目ではそれぞれ格付通りの差異が生じたということになる。

そこで、変更1→2と変更3→2という変更の方向が逆で、かつ格付2という同格付の両サンプル間で検定した結果、5日目に有意な差異が確かめられ、6か月目に差異はなかった。これは、短期的に格付の変更に対し投資家が反応したものの、長期的にはアノマリーが消滅し、双方とも格付通りに落ち着いたものといえる。

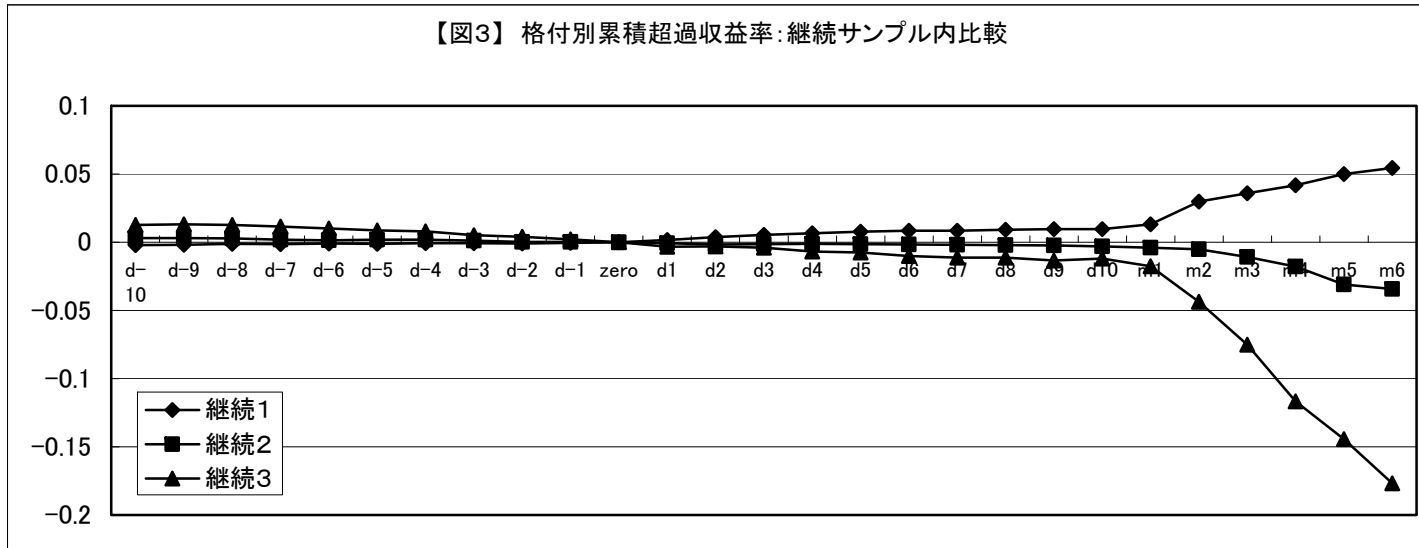
#### 3-4. 継続サンプルを使った分析

サンプル全体の4分の3を占める継続サンプルによる累積超過収益率の平均値の推移(図3)を見ると、形状が全サンプルのグラフ(図1)に酷似している。6か月目の累積超過収益率(対数値)も、格付1, 2, 3がそれぞれ5.45, -3.43, -17.67と非常に似通っている。そこで、この継続サンプルを全サンプルとみなし、これと変更サンプル各々との間の差異を検定した。その結果が表17である。継続2と変更3→2の間を除くすべてのサンプル間で、5日目には差異が生じ、6か月目にはそれが認められなくなった。

継続2と変更3→2をみると、短期的には差異がなく、6か月目に有意な差異が見られた。この差異は継続2サンプルの平均値と比較して、格上げにあたる変更3→2サンプルの平均値の方が負方向に大きい差異である。5日目において差異が認められなかったものの、平均値は継続サンプルを上回っており、6か月目の平均値はその逆であることから、やはり短期的に変更3→2という格上げ変更に対し投資家が反応し、6か月目にはアノマリーが消滅した。

以上、本項の分析においても、前項の分析とほぼ同様の傾向を見出すことができた。

【図3】 格付別累積超過収益率: 継続サンプル内比較



【表17】 累積超過收益率:履歷比較(2)

(\*:有意水準5%)

		継続1	変更2→1	継続2	変更1→2	継続2	変更3→2	継続3	変更2→3
5日	平均	0.0078	0.0243	-0.0014	-0.0184	-0.0014	0.0046	-0.0075	-0.0229
	分散	0.0013	0.0016	0.0014	0.0019	0.0014	0.0014	0.0018	0.0015
	t 値	-5.3789 *		5.2173 *		-1.1378		2.5005 *	
6ヶ月	平均	0.0545	0.0777	-0.0343	-0.0444	-0.0343	-0.0987	-0.1767	-0.1621
	分散	0.0392	0.0313	0.0385	0.0372	0.0385	0.0350	0.0484	0.0456
	t 値	-1.6883		0.6859		2.3480 *		-0.4511	
修正5日	平均	0.0069	0.0246	-0.0019	-0.0188	-0.0019	0.0076	-0.0077	-0.0261
	分散	0.0013	0.0014	0.0015	0.0021	0.0015	0.0016	0.0020	0.0015
	t 値	-5.6190 *		4.4829 *		-1.6518		2.5460 *	

### 3-5. 末木論文批判

実証分析の結果、先に触れた末木論文において、いくつかの問題点を指摘できる。まず、末木論文の分析が、内容的に本章分析の変更サンプル部分に留まっているということ。それは、末木氏の履歴に対する先入観より生じている。

末木(1997)には、「レーティング 1 でも 3 でも期待投資収益率の改訂にはつながるが、より情報効果を明確にするためには、レーティングが変更された場合の方が効果的である。このため、以下では変更されたレーティングについてのみ取り扱う」と記されており、末木(1999)には、「レーティングの発表には変更と現状維持が大半で、このほか少数ながら新規、廃止・停止などがある。この分析で用いるレーティングは、引き上げ、または引き下げなど、変更のあったものに限定する。現状維持を除外した理由は、市場に対する影響は変更の方が大きく、分析結果も明瞭に得られると判断したからである」と記されている。

これらは末木氏の両論文の脚注からの引用である。氏は何の根拠も示さず変更の効果を謳っている。強いて根拠を探せば、末木(1999)の既存研究のまとめにある「米国の市場においては、レーティングが株価に与える影響は、引き上げで有意に大きいという結果が得られている」からであろうか。本章での分析においても変更 2→1 の 5 日目にその傾向はあるものの、最初から無条件に援用しているのは疑問である。

また、後者引用文の内容であるが、表 13 から、サンプル数は変更と継続の間に大きな較差があり、変更より新規の方が多い。氏の分析期間と本論文の期間がほぼ同時期であることを考えると、引用文の内容は明らかに誤りである。逆に、変更は本論文の実証分析データの例では全体の 1 割弱であり、データの安定性に欠ける<sup>68</sup>。

また、上記の引用部分全体から、末木論文における最大の致命傷を指摘できる。それは、氏が格付と履歴を既にこの時点で混同していることである。株価レーティングの情報効果とその影響を分析すると謳いながら、分析は格付ではなく、格付の変更による影響を分析しているのである。その結果を氏は、格付の情報効果とその影響と考えているため、結論が混乱している。

末木(1997)の論文要旨にある「市場に対する過剰反応をもたらしている」という記

---

<sup>68</sup>末木(1999)のサンプル数は 775 個であり、本章の分析におけるサンプル数は 5735 個である。

述の過剰という部分は、格付の変更に対する投資家の反応に起因しており、それにより生じたアノマリーを、格付により生じたものであるとし、故に格付は情報効果をもっていないと氏が結論付けているのは大きな誤りであろう。

#### 第4節 本章のまとめ

##### 4-1. 分析の結論

以上の検定結果から、草創期における格付は有意な情報をもっているという結果を得ることができた。すべての格付は互いに有意に差異が認められ、グラフの形状から、その差異は格付に応じた望ましいものだからである。また、格付に履歴の概念を持ち込むと、継続1と変更2→1の間、継続2と変更1→2の間、継続3と変更2→3の間の5日目に有意な差異が発生した。しかし、6か月目にはこれらを含め、すべての間で有意な差異がなくなった。

結論として、格付は過去の格付に依存しないものであるとすることができる。そこに履歴の概念を持ち込むことで、一部に短期的なアノマリーが発生する。株価レーティングを利用する際には、このことを念頭に置く必要があるようだ。

また、今回の分析結果から、わが国株式市場の非効率性を指摘できる。図1で示した全サンプルを使った累積超過収益率のグラフにおいて、格付1と格付3の平均累積超過収益率の乖離が6か月目に最大となっているのである<sup>69</sup>。そして、それぞれの数値は、5.38%と-16.70%であり、取引コストを3%と多めに仮定しても、6か月間の裁定取引で19%以上の収益確保が可能であるというのが、その理由である。

##### 4-2. 限界と改善

本章での分析における限界は、リスクの調整が不完全である点と、サンプルの抽出において被格付銘柄の個性を捨象した点である。

前者については、次章において市場リスクを考慮した実証研究を行うこととしたい。

後者について、本分析のサンプル抽出は、個別銘柄の重複を考慮することなく、ひとりのアナリストが1回のレーティングを行なったものを1サンプルとして取り上げた。換言すれば、それぞれを独立した1個のアナリストのオピニオンと評価した。故

---

<sup>69</sup>先に触れた、証券会社別及び四半期別の結果も6か月目に最大の乖離となっている。



に、複数の機関のアナリストが注目した銘柄や、継続または変更の頻度が高かった銘柄は登場回数が多かった。5735 個のサンプルは、実質的には 840 銘柄が取り扱われ、最多格付回数はソニーの 35 回であった。

そこで、このサンプルの重複を排除するため、次の作業を行なった。同銘柄に対して同日に複数の機関が格付を行なっている場合、任意に 1 機関のものだけを残し、他のサンプルを削除した。また、同銘柄に対して 5 日以内に複数の格付がなされている場合は、最も早いものを残し他のサンプルを削除した。これにより、サンプル数は 4836 個となり、その内訳は、表 12、13 の重複修正データの欄に示した通りである。

この作業により、5 日目におけるデータの重複はすべて解消されたので、これを用いて、本章で行ってきた主分析と同様の方法で分析を補足的に行なった。その結果を表 14 および表 16、17 の修正 5 日欄に示した。これを主分析の 5 日目データと比較すると、平均、分散、 $t$  値とも大きく変化したものはなく、仮説検定もすべてにおいて主分析と同様の結果となった。これにより、データの重複修正を行なっても、短期の情報効果に関して主要結果は変化しないものといえる。

#### 4-3. 疑念

結論の項でも触れたように、本章の分析結果は、株価レーティング情報で投資収益を確保できることを意味しており、市場効率性に対し重大な疑念を投げかけることになった。これは導入初期段階の特異現象なのか、またはリスクで説明が可能なのか、疑念として残った。

そこで、こうした疑念を明らかにするために次章では、分析期間を定着期に移した実証分析を行って草創期との比較を試みると共に、市場リスクを調整した超過収益率を使った分析を行うことにする。

## 第6章 定着期における株価レーティングの実証分析

### 第1節 本章の目的

前章では、格付そのものと格付の履歴を明確に分別した上で草創期の分析を行い、短期的には格付の変更に対してアノマリーが発生するものの、アナリストの格付情報は格付通りの有意性を持っていることを確認した。しかし一方で、この結果はわが国株式市場の効率性に疑問を投げ掛けることにもなった。それは、アナリストによって行われた格付をそのまま利用することで、発表後6か月目に十分な利益を上げることができる結果となったからである。通常、市場が効率的であれば、有効な情報は短期間に株価に織り込まれるはずで、格付発表日から6か月という長期間を経過した後に収益機会が存するとは考えにくく、この点が疑念として残った。

そこで、この疑念を解明するために本章において、新たな二つの分析を行うことにした。一つは分析時期を新たに移し、草創期と比較して株価レーティングが投資家に十分認知されたであろうと考えられる定着期を対象とした分析である。また、もう一つは市場リスクを想定し、過去の株価および市場収益率から回帰的に推定したパラメータを用いて、市場リスクを調整した後の超過収益率を使ったイベント・スタディ分析である。

### 第2節 実証分析の方法

#### 2-1. サンプルの採取と抽出

草創期における格付データの詳細は前章第2節で述べた通りである。定着期における格付データの採取は、投資レーダー社ホームページのレーティング情報より行った。期間は2000年1月4日から同年7月31日までである<sup>70</sup>。株価データは東洋経済新報社の株価CD-ROMより採取した。株価は日次の終値を使用している。取引不成立の日の株価は前日、もしくは直近の株価を代用した。権利落ちは修正した。また、観察期間の日数は暦日によらず、一律に20立会日を1か月とした。故に、一つの格付デ

---

<sup>70</sup>以前にも述べたように、草創期と比較して定着期が短いのはサンプル採取先の情報提供方法に変更が生じ、2000年8月以降のサンプルの連続性が失われたためである。しかし、そのため草創期と定着期は期間の長さは異なるものの、分析期間中、両時期とも相似した下げ相場であるという、期せずして比較に都合のよい結果となった。

ータの観察期間は発表日前 10 日から発表日以後 6 か月すなわち 120 日である。ベンチマークの数値も日次の終値を使用している。定着期のベンチマークはすべて東証株価指数となっている。

格付データの抽出には以下の方法を採用した。東証 1 部上場以外の銘柄及び、主に他市場で取引されているなどの理由により株価 CD-ROM に掲載されていない銘柄は除外した。人為的なミス等を考慮して、格付発表日より 5 立会日以内に、同一の会社により同一銘柄に同一格付がなされている場合、後のデータを外した。この結果、定着期基礎データは 1648 個となった。尚、草創期の基礎データは前章で示した通り 5735 個である。

後述するが、本研究では各々の期において 3 タイプのモデルによる分析を行っている。そのうち各々 2 タイプは、市場リスク調整のため過去の株価を使ってベータ値を求めた。その際、以下の条件でベータの外れ値を取り除く作業を行った。ベータ値がマイナスのものおよび 3 以上となるサンプルを除いた。10%水準で t 値に有意性の認められないサンプルを除いた。その上で、採用データの相違によるバイアスを防ぐため、各々の期の 3 モデル間で共通のサンプルを採用データとした。最終的に採用データは草創期が 4856 個、定着期が 928 個である<sup>71</sup>。因みに採用された銘柄の数は、それぞれ 721 銘柄と 359 銘柄であった。

## 2-2. データの分布

表 18 に格付別のデータ分布状況を示した。草創期においては、格付 1 が 30%、格付 2 が 65%、格付 3 が 5%であり、格付 3 が極端に少ないことは多くの先行研究でも指摘されているが、株価レーティングが認知されてきた定着期において、各々の比率が、38%、61%、1%となり、格付 1 が増加したにもかかわらず、格付 3 の比率がますます減少していることは特徴的である。

## 2-3. 分析方法について

草創期の株価レーティングは、3 段階の格付が主流であった。しかし、時を経るにつ

---

<sup>71</sup>モデル 1 の中で削除されたデータが多かったものの、基礎データを使ったグラフ（前章の図 1）の形状は採用データのもの（本章の図 4）とほぼ同形であり、分析に問題はないものと考えられる。

【表18】 格付の分布

		草創期		定着期		
格付1	1456(1723)	新規	192	353(585)	新規	24
		継続	1089		継続	289
		変更2→1	175		変更2→1	40
格付2	3162(3738)	新規2	552	564(1034)	新規2	81
		継続2	2407		継続2	458
		変更1→2	157		変更1→2	19
		変更3→2	46		変更3→2	6
格付3	238(274)	新規3	18	11(29)	新規3	1
		継続3	167		継続3	10
		変更2→3	53		変更2→3	0
合計	4856(5735)	合計	4856	928(1648)	合計	928

( )内は基礎データ数

れて、格付公表会社ごとに格付の分類方法や期間などが多様化し、証券会社の合併、外資系証券会社の進出などにより、一層その傾向が強まった。定着期においては、データとして一部、5段階分類のものも採用したが、草創期分析との比較における整合性等を考慮して、それらのうち最上級の格付を1、最下級の格付を3、その間の3階級をまとめて格付2というように3段階に再分類した。各々の期間において、代表的な格付公表会社の格付をサンプルとして採用した<sup>72</sup>。

このように定着期における株価レーティングの定義は、草創期における一律的なものから多様化しつつあるが、株価レーティングの本来の意義と目的、それを利用する投資家のニーズを考慮すれば、前章同様、観察期間における対ベンチマーク収益率の超過収益率の変化を分析するのが妥当であると考え、以下の方法によりデータ加工し、分析を進めた。

#### (1) 累積超過収益率の算出

まず、リスクを考慮せず、株価収益率とベンチマークの収益率との差を超過収益率とみなした市場調整モデル(モデル1)の収益率は、前章の方法を踏襲した。便宜上、算出式を以下に再掲する。

i 銘柄 t 日の株価終値  $P_{it}$

t 日のベンチマーク終値  $P_{mt}$

株価収益率  $R_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1}$

市場収益率  $R_{mt} = \ln P_{mt} - \ln P_{mt-1}$

超過収益率  $ER_{it} = R_{it} - R_{mt}$

累積超過収益率  $CER_{it} = \sum_1^t (ER_{it})$

---

<sup>72</sup>サンプル採取上の制約等による事情から、草創期においては前述の通り、大和証券、山一証券、日興証券、野村証券系列の4社、定着期においては、大和証券、野村証券、国際証券系列の3社の格付情報を採用している。

レーティング公表日：t=1

発表日とその前日の間に人為的に1日を挿入し、ゼロ日とした。t=0を基点に、前方へは漸進累積、後方へは遡及累積を計算している。

次に、市場リスクを考慮したモデル2、モデル3では、上記の超過収益率算出式を以下のように修正し、累積超過収益率を求めた。

$$\text{超過収益率 } ER_{it} = R_{it} - R_{cit}$$

$R_{cit}$  :市場リスク調整済理論収益率

=市場モデルによる理論値

$$= \tilde{\alpha}_i + \tilde{\beta}_i R_{mt} \quad (\text{市場収益率})$$

モデル2は各期の分析期間直前まで過去6か月間の株価と株価指数を用い、また、モデル3は個々の格付の発表日前日まで3か月間の株価と株価指数を用いて回帰的にパラメータ( $\alpha$ および $\beta$ )を推定し、超過収益率を求めた<sup>73</sup>。

## (2) 検定について

各期の3タイプのモデルにより算出した累積超過収益率を用いた実証分析において、仮説検定を行っている。それらはすべて、ポートフォリオごとの母集団を想定した二標本検定であり、前章の検定方法に準じている<sup>74</sup>。

## 第3節 分析結果

### 3-1. 草創期と定着期の比較

まず、図4と図5に各々の期の市場リスクを考慮しないモデル1の格付別平均累積

---

<sup>73</sup>Brown and Warner(1980)は超過収益率の算出モデルとして、基本的に次の3モデルを取り上げている。①平均調整リターン (Mean Adjusted Returns)、②市場調整リターン (Market Adjusted Returns)、③市場リスク調整リターン (Market and Risk Adjusted Returns)。本章におけるモデル1は②に当たり、モデル2と3は③に当たるものである。  
<sup>74</sup>前章第2節3項の(2)を参照のこと。

超過収益率グラフを示している<sup>75</sup>。これを念頭に、表 19 の各々の 5 日目、6 か月目の数値を見ていただきたい。草創期においてはモデル 3 の格付 1 と格付 2 比較の 6 か月目、格付 2 と格付 3 比較の 5 日目を除いて、格付に応じたパフォーマンスが確認できるのに対して、定着期においては 5 日目、6 か月目とも有意な差異がまったく認められないのである。

草創期以降の株価レーティングの普及や、アナリストの地位の向上、企業情報開示と IR の伸展を勘案し、その原因について以下のような仮説を想定した。草創期においてはアナリストの発する格付情報が有意な情報であったにもかかわらず、草創期ゆえに株価レーティングが、すぐには投資家に十分活用されず、長期にわたって株価に織り込まれていった。一方、定着期においては市場関係者の間に株価レーティングが浸透し、格付情報の活用が盛んになった。多くの投資家が格付情報を利用するほど、その情報は短期間に株価に織り込まれてしまい、長期間後には影響が見られなかった。

これを確かめるため、格付発表当日における検定を行った。しかし、表 19 の数値が示すように、定着期において格付 2 と格付 3 の間では差異が認められるものの、格付 1 と格付 2 の間には有意な差異が認められなかった。これらのことから、定着期においては格付情報自体が有意性を持っていないと言うことができる。

草創期については引き続き次項で検討していくことにする。

### 3-2. モデル間の相違

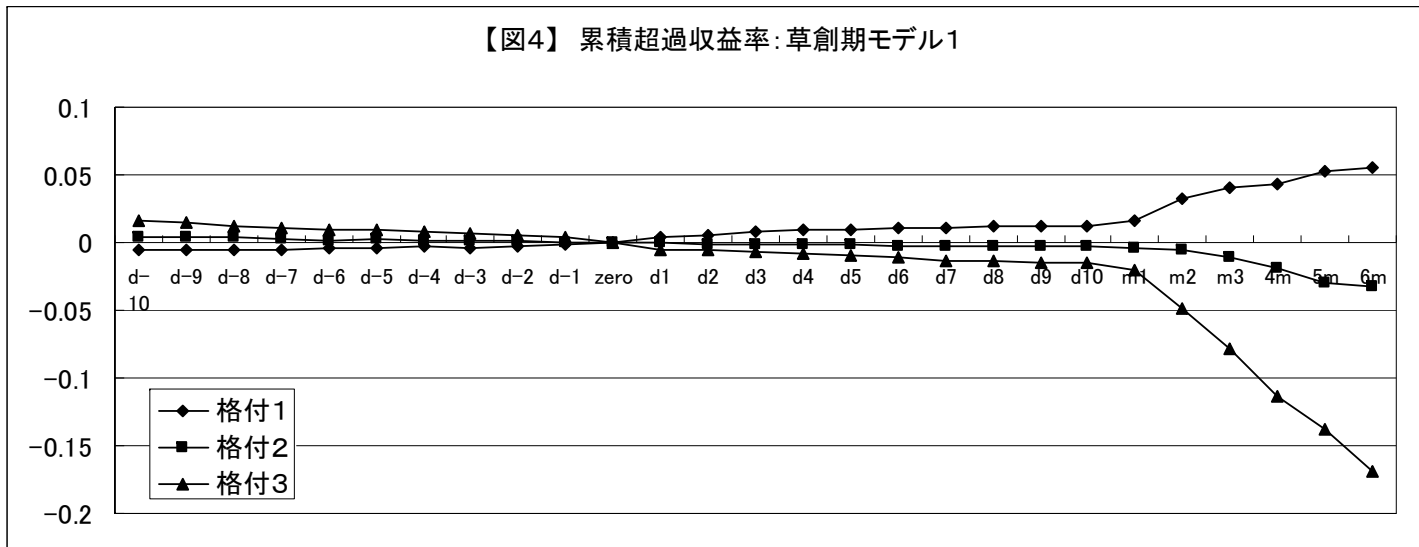
前項で見たように、定着期においては、5 日目、6 か月目についてどのモデルでも各格付間の有意な差異を認められなかったため、モデル間の有効性について検討することができない。

これに対して、草創期においては、すべてのモデルについて、数値の違いはあるものの、各々の格付間に有意な差異が確認できた。しかし、詳細に格付 1 と格付 2 の 6 か月目の検定結果をみると、モデル 1、モデル 2 では累積超過収益率の平均値は、格付 1 が格付 2 より大きいのに対して、モデル 3 では、格付 1 が格付 2 よりも小さいという逆の結果になっている。この違いは重大で、モデル 2 を採用すれば、市場リスク

---

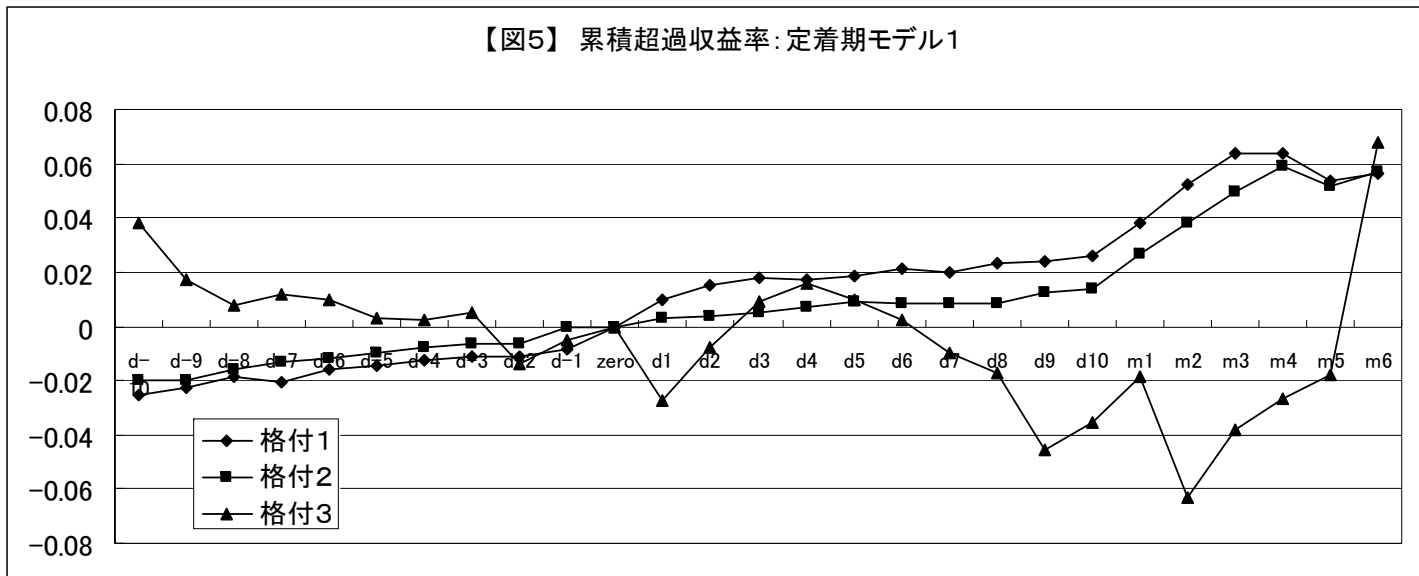
<sup>75</sup> 前章同様、グラフを見易くするため発表日前の各日の累積超過収益率は、 $t = -1$  日の超過収益率から負の方向に累積し、正負の記号を逆にした。また、時間目盛りが、11 日以降は 1 ヶ月毎の表示となっている。

【図4】 累積超過収益率: 草創期モデル1





【図5】 累積超過収益率: 定着期モデル1



【表19】 累積超過収益率:格付別比較

		格付1と格付2						格付2と格付3					
		発表日		5日目		6か月目		発表日		5日目		6か月目	
草創期1	平均	0.00368	-0.0006	0.00999	-0.0019	0.05515	-0.0324	-0.0002	-0.0054	-0.0019	-0.0092	-0.0324	-0.1693
	分散	0.00047	0.00042	0.00139	0.00133	0.03685	0.03742	0.00042	0.00055	0.00133	0.00162	0.03742	0.04735
	t値	6.2875	**	10.1854	**	14.3293	**	3.31194	**	2.71107	**	9.42555	**
草創期2	平均	0.00304	-0.0009	0.00773	-0.0029	-0.0077	-0.0797	-0.0009	-0.0053	-0.0029	-0.0088	-0.0797	-0.1979
	分散	0.00045	0.00041	0.00138	0.00133	0.05132	0.05052	0.00041	0.0006	0.00133	0.00169	0.05052	0.06099
	t値	5.98449	**	9.11435	**	10.0883	**	2.71719	**	2.15868	*	7.16548	**
草創期3	平均	0.00282	-0.0005	0.00656	-0.0007	-0.0424	-0.0209	-0.0005	-0.0044	-0.0007	-0.0041	-0.0209	-0.059
	分散	0.00045	0.00041	0.00141	0.0014	0.0637	0.05839	0.00041	0.00059	0.0014	0.0017	0.05839	0.06324
	t値	5.00409	**	6.16959	**	-2.7286	(**)	2.40035	*	1.21524		2.3372	**
定着期1	平均	0.00955	0.00302	0.01872	0.00922	0.05618	0.05694	0.00302	-0.0272	0.00922	0.00996	0.05694	0.06773
	分散	0.00176	0.00194	0.0065	0.00662	0.08506	0.133	0.00194	0.00268	0.00662	0.00359	0.133	0.18883
	t値	2.22351	*	1.72612		-0.0347		2.24487	*	-0.03		-0.0969	
定着期2	平均	0.00963	0.00421	0.01844	0.01344	0.0644	0.1598	0.00421	-0.0312	0.01344	0.00107	0.1598	0.13841
	分散	0.00175	0.00192	0.00717	0.00704	0.29009	0.39958	0.00192	0.0031	0.00704	0.00417	0.39958	0.6694
	t値	1.85488		0.87424		-2.4386	(*)	2.63905	**	0.48594		0.11052	
定着期3	平均	0.00737	0.00249	0.00929	0.00541	-0.1608	-0.0686	0.00249	-0.0296	0.00541	0.0062	-0.0686	0.08316
	分散	0.00176	0.00201	0.00664	0.00685	0.30196	0.37258	0.00201	0.00277	0.00685	0.00523	0.37258	0.72429
	t値	1.64574		0.69457		-2.3669	(*)	2.34767	*	-0.0313		-0.5887	

\*\* 1%水準で有意

\* 5%水準で有意

( ) 符号が逆転して有意

を考慮しても格付情報は有意といえるが、モデル3を採用すれば、市場リスクを考慮すると格付情報が長期的には有意性を失ってしまうということになる。

本章において、市場リスクを考慮した場合のモデルはどちらがふさわしいのか検討してみたい。まず、モデル2と比較してモデル3は回帰分析の対象とした期間が個々の格付データの観察期間に隣接し、時間的な開きがない。また、分析期間の前6か月間は上げ相場であったため、モデル2は上げ相場の中の株価から回帰分析によって求めた係数を、下げ相場に適用した格好になっている<sup>76</sup>。この二点から、今回の場合、モデル3の方が適していると考えられる。

そこで、モデル3の結果を採用すると、超過収益率の中から市場リスクで説明できる部分を取り除いても、5日目という短期間においては格付の有意性が認められるが、6か月後には格付1と格付2の平均値は逆転してしまい、長期的には格付は有意性を持たないという結果になる。しかし、これは逆に市場の効率性と整合する結果となり、前章の疑念にも答えられるので、この点からもふさわしいと言える。

結論として、モデル3を採用すると前項で述べた仮説は棄却され、草創期において、格付情報は有意な情報を提供しており、その影響は短期間に株価に現れている。反面、定着期の格付情報は短期、長期に関わらず、明確な影響が検知できないことから、有意な情報を提供していないということになる。

### 3-3. 変更履歴の影響

最後に、本章においても履歴という概念を持ち込んで分析した結果を示すこととしたい。そこで、前章に倣って同一格付内における継続サンプルと変更サンプルの累積超過収益率の比較分析を行った。その結果が表20である。

まず、特徴的なのは、格付1の継続サンプルと格付2から格付1への変更サンプルの5日目における比較である。これらのサンプルは本来どちらも格付1とレーティングされたものであり、同格付である限り差異はないはずである。しかし、すべてのモデルにおいて、両者の間に有意な差異が確認されたのである。加えて、各々の期のモデル1では、その差異が6か月後にも認められた。また、その他の継続サンプルと変

---

<sup>76</sup>今回分析した草創期、定着期とも、およそ分析開始前6か月間は上げ相場であり、分析期間は下げ相場であったという共通点がある。上げ相場と下げ相場におけるベータの差異については Hodoshima et al.(2000)を参照せよ。

【表20】 累積超過収益率: 履歴別比較

			継続1と変更2→1	継続2と変更1→2	継続2と変更3→2	継続3と変更2→3
草創期1	5日	平均 分散 t値	0.006936 0.021386 0.001339 0.001449 -4.8213 **	-0.00102 -0.02046 0.001337 0.001881 5.490565 **	-0.00102 0.004495 0.001337 0.00157 -1.01202	-0.0053 -0.02153 0.001712 0.001222 2.576909 *
	6か月	平均 分散 t値	0.054628 0.083763 0.038713 0.03095 -1.9991 *	-0.02666 -0.02994 0.038256 0.035843 0.203426	-0.02666 -0.08646 0.038256 0.036042 2.05485 (*)	-0.16155 -0.1587 0.044345 0.041353 -0.08672
草創期3	5日	平均 分散 t値	0.003889 0.01576 0.001372 0.0014 -3.9212 **	-0.00013 -0.01965 0.001388 0.001958 5.405428 **	-0.00013 0.009485 0.001388 0.001726 -1.72957	-0.00047 -0.01724 0.001796 0.001157 2.937082 **
	6か月	平均 分散 t値	-0.04124 -0.02634 0.065158 0.052185 -0.78531	-0.02159 -0.00055 0.057963 0.066534 -1.0563	-0.02159 -0.00721 0.057963 0.074882 -0.4004	-0.05626 -0.07041 0.063761 0.063547 0.355517
定着期1	5日	平均 分散 t値	0.008435 0.080679 0.005477 0.008259 -4.81385 **	0.008274 -0.0312 0.006469 0.011301 1.599567	0.008274 0.076599 0.006469 0.009599 -2.06188 *	
	6か月	平均 分散 t値	0.031898 0.20261 0.081654 0.084648 -3.53353 **	0.060838 0.033783 0.149245 0.031784 0.605155	0.060838 0.423379 0.149245 0.079268 -3.11596 *	
定着期3	5日	平均 分散 t値	-0.00021 0.060749 0.005648 0.008322 -4.04068 **	0.005135 -0.02028 0.006894 0.012299 0.987635	0.005135 0.069459 0.006894 0.009414 -1.88156	
	6か月	平均 分散 t値	-0.15257 -0.1983 0.315387 0.142894 0.669498	-0.07034 0.219743 0.390074 0.378944 -1.98485 (*)	-0.07034 0.210255 0.390074 0.438591 -1.09259	

\*\* 1%水準で有意 \* 5%水準で有意 ( ) 符号が逆転して有意

更サンプルの比較においても、6か月目と比較すると5日目の方に履歴効果が認められるといえよう。

これらの結果から、草創期であれ定着期であれ投資家は格付の変更に対して、短期的に投資行動を起こしているものといえる。特に、格付2から格付1への格上げ変更に対して顕著な反応を示している。このことはStickel(1985)やElton et al.(1986)等の米国での分析結果と符合する興味深い結果となった。

#### 第4節 本章のまとめ

証券アナリストの行う株価レーティング情報は、草創期においては短期的な有意性が確かめられたのであるが、それが浸透したであろうと考えられる定着期においては、有意性が確認できないという結果となった。また、それにもかかわらず投資家は格付の変更に対して反応しているという事実も明らかになった。

これらから、定着期においては、リサーチ・アナリストの専門的な調査に基づいたファンダメンタルズ分析の結果をタイムリーに投資家に伝え、その投資判断に資するという、当初謳われた株価レーティングの目的が実現されているとは言えず、株価レーティングが株式市場に有効な情報を提供しているとは言い難い。その反面、投資家の格付の変更に対する反応は、本来、株価レーティングの効果としては意図されていなかったものであるにもかかわらず、それが市場に短期的な影響を生じさせているということが判明した。

そこで、次章においては、この格付の変更に焦点を絞り、それが株式市場にどのような影響を与えているのか、米国における先行研究で行われている検定方法を用いて分析期間を移した実証研究を試みることにする。

## 第7章 格付変更の影響に関する実証研究

### 第1節 本章の目的

本来、株価レーティングは将来の株価変動について、単にアナリストの予想を伝えるものである。しかし一方で、履歴という系列化が自然発生的に行われている。第5章でも触れたように、履歴について明確な定義はないが、実際には「新規」とは、ある銘柄に対し始めて格付されること、「継続」とは、既に格付されている銘柄に対し6か月以内に再度、同一の格付がなされること、また、「変更」とは、既に格付されている銘柄に対し6か月以内に異なる格付がなされることである。

第5章では、格付と履歴を明確に区別した分析を行ない、格付本来の情報効果を確認した。また、変更履歴をもつ格付と他の履歴をもつ格付との相対的な比較分析から、変更履歴の株価収益率に対する短期的な影響が存在することも判明した。また、第6章では、市場リスク調整後の株価収益率を使った分析を、わが国における株価レーティングの草創期および定着期という異なった2つの時期において行い、前者では格付の効果を認めているものの、後者ではその効果が認められないという結果を示した。しかし一方で、相対的な比較分析による格付変更の株価収益率に対する短期的な影響が双方の時期で認められた。

格付情報の変更による影響については、株価レーティングに関する先行研究が豊富な米国においても広く認められており、例えば、Stickel(1985)、Elton et al.(1986)やWomack(1996)等では格付（推奨レベル）の変更による影響の分析が行われ、その影響を認める結果が示されている。そこで、本稿でも格付の変更に特化し、その影響の詳細な分析を試みた。分析方法に、第5章及び第6章で用いられた履歴間の相対的な比較分析に代えて、Stickel(1985)、Stickel(1986)や Felton et al.(1995)など多くの先行研究で用いられている分析方法を採用することで、格付変更による株価収益率への、より直接的な影響の分析が可能になる。この分析方法によって、本章は「株価レーティングの変更が、株価収益率に対して短期的な影響を与えている」という仮説検証を試みるとともに、その特徴を示すことを目的としている。

### 第2節 実証分析の方法

#### 2-1. サンプルの抽出・分類

本章では株価レーティングの変更による影響の分析に特化したため、サンプルは変更履歴を持つもののみを採用した。今回採用したサンプルは3段階レーティングと5段階レーティングに大別できる。故に、前者は1→2（格付1から格付2への変更；以下同様）、2→3、3→2、2→1に、後者は1→2、2→3、3→4、4→5、5→4、4→3、3→2、2→1に分類できる。また、これに加えて、3→1、1→4などの2ノッチ以上の変更も採用した。

格付データは投資レーダー社ホームページのレーティング情報より、株価データはヤフー・ジャパンホームページのファイナンス画面より採取した。格付データの採取期間は2001年1月4日から2002年12月30日までの2年間である。この期間は、前章の分析期間より新しい期間であるため、便宜上、新定着期と名付けることにする。また、格付データは具体的に、野村証券、大和総研、日興シティグループ、新光証券、ゴールドマン・サックスの各社が公表した格付である<sup>77</sup>。可能な限り多くのサンプルを採用する方針を採ったが、以下の条件により一部のものを除いた。東証1部上場銘柄以外の銘柄は除いた。人為的なミス等を考慮し、発表日より5立会日以内の同一会社による同一銘柄への同一格付は、後のものを除いた。倒産や合併等の理由で連続的な株価データが十分に採取できないサンプルは除いた。株価データは日次の終値を採った。取引不成立日の株価は、その日（不成立日が連続した場合はその期間）の前後直近の取引成立日間の株価変動幅を不成立日数で按分し算出した。権利落ちは修正した<sup>78</sup>。観察期間は、発表日前10日から発表日後120日である。ベンチマークは東証株価指数であり<sup>79</sup>、これも日次の終値を使用した。

後述するが、本稿では市場リスク調整モデルを用いるため、過去の株価及びベンチマークの値からパラメータを推定した。その際、以下の条件でベータの外れ値を除去した。ベータ値がマイナスのもの及び3以上となるサンプルは除いた。また、10%水準でt値に有意性の認められないサンプルは除いた。

この結果、サンプル数は1780個となった。また、採用された銘柄数は521銘柄で

---

<sup>77</sup>その他、多数の格付公表会社があるが、わが国における証券会社の営業シェアに鑑み、本章で採用した会社は、新定着期においてわが国における代表的な格付公表会社であると判断した。

<sup>78</sup>株式分割による権利落ち価格の修正を行った。但し、配当権利落ちについては影響が軽微であると考え、修正を施していない。

<sup>79</sup>サンプルとして採用したすべての格付公表会社のベンチマークが東証株価指数であった。

あった。

## 2-2. データの分布状況

全体サンプルを格上げサンプルと格下げサンプルに分けた結果が表 21 である。その比率は、格上げ 46%、格下げ 54%であり、極端な偏りはない。また、各々における 2 ノッチ以上の変更サンプルの比率は 11%と 14%である。

次に表 22 及び表 23 で、3 段階サンプル、5 段階サンプルの分布状況を示した。これらのサンプルの合計数が全体サンプル数と一致しないのは、2 ノッチ以上の変更サンプルと、変則的な 4 段階格付であるゴールドマン・サックスの一部サンプルを除いたことによる。

尚、ここで特記しておきたいのは、表 23 において 5 → 4 と 4 → 5 のサンプル数が極端に少なく、データの信頼性に乏しいということである。

## 2-3. 分析方法について

本稿では、変更の種類別に分類したポートフォリオにおける平均超過収益率の比較分析をいくつか試みている。その際、Stickel(1986)等で採用された方法を用いてその有意性の確認を行った。その方法は以下の通りであり、基準日となるレーティング公表日を  $t=0$  としている。

(i) 株式  $i$  の  $t$  日における収益率

$$R_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1}$$

(ii)  $t$  日におけるマーケットの収益率

$$R_{mt} = \ln P_{mt} - \ln P_{mt-1}$$

(iii) 公表日 110 日前から 11 日前までの収益率を利用したパラメータの推定<sup>6)</sup>

$$R_{it} = \tilde{\alpha}_i + \tilde{\beta}_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

(iv) 推定パラメータによる超過収益率の算出

$$AR_{it} = R_{it} - (\tilde{\alpha}_i + \tilde{\beta}_i R_{mt})$$

(v) ポートフォリオの平均超過収益率を算出

$$AAR_t = \sum_{i=1}^n AR_{it} / n$$



【表21】 全体サンプルにおけるデータの分布

	1ノッチ	2ノッチ	3ノッチ	total
格上げ	728	79	7	814
格下げ	831	125	10	966
				1780

【表22】 3段階サンプルにおけるデータの分布

2→1	3→2	格上げ
52	30	82
1→2	2→3	格下げ
89	57	146
	total	228

【表23】 5段階サンプルにおけるデータの分布

2→1	3→2	4→3	5→4	格上げ
103	332	156	7	598
1→2	2→3	3→4	4→5	格下げ
125	333	164	6	628
			total	1226

(vi) 公表日後 11 日目から 110 日間の超過収益率を利用し超過収益率を基準化

$$SAR_{it} = AR_{it} / \left[ \sum_{t=+11}^{+120} (AR_{it} - \overline{AR}_i)^2 / 109 \right]^{1/2}$$

(vii) 基準化した超過収益率によりポートフォリオの t 値を算出

$$t_t = \sum_{i=1}^n SAR_{it} / n^{1/2}$$

一方、異なったポートフォリオに属するサンプル群の異同を確認するため、以下の仮説検定を行った。それらはすべて二標本検定であり、その方法は第 5 章に準じた<sup>80</sup>。

### 第 3 節 分析結果

#### 3-1. 格上げ変更と格下げ変更の影響

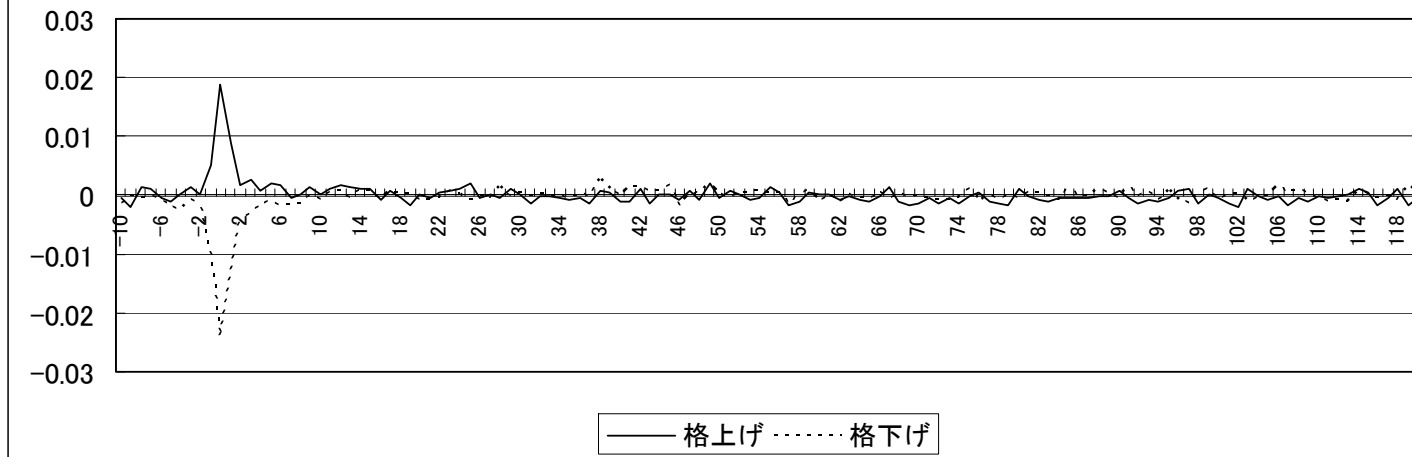
表 21 で分類した格上げ変更と格下げ変更各々のサンプル群をポートフォリオとして、公表日前 10 日から公表日後 120 日までの 131 日間の平均超過収益率を図 6 に示したが、株価レーティングの影響は公表日付近で確認できるのみであった<sup>81</sup>。故に、これ以降は公表日前 10 日から公表日後 10 日に期間限定した分析を行うこととする。それが図 7 と表 24 (主分析) である。これらより、格上げポートフォリオでは格付公表日に平均超過収益率の値が最も高く、その有意性を示す t 値も最大となっていることが明らかとなった。さらに、公表日後 3 日間に平均超過収益率が有意に大きいことが判明した。

また、格下げポートフォリオでは、格上げとは対称的に負の方向に平均超過収益率が変化し、有意性が現れる期間は同時期であった。さらに、図 7 から公表日後 4 日以降はレーティング変更による影響がみられない。以上から、公表日からその後 3 日目までという短期間に、格上げ変更は正の、格下げ変更は負の平均超過収益率の変化を

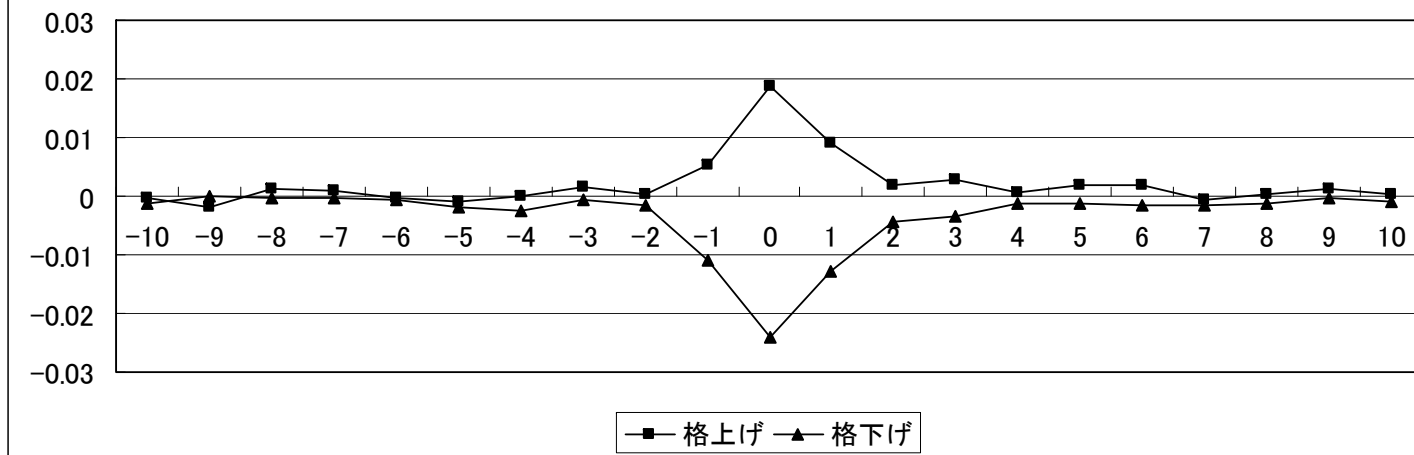
<sup>80</sup>第 5 章 2 節 3 項 (2) を参照のこと。

<sup>81</sup>図 6 の形状から、次のような興味深い点を指摘できる。公表日に見られた超過収益率の変化はその後も持続され、すぐには解消されていないということである。もし格上げ (格下げ) 変更による正の (負の) 超過収益率の変化が一時的なものであるならば、公表日後短期日の内に、負の (正の) 超過収益率を示すという平均回帰的な変化が現れるはずであるが、それが認められない。

【図6】 格上げ・格下げポートフォリオの日次平均超過収益率変化  
(公表日前10日～公表日後120日:公表日はt=0)



【図7】 格上げ・格下げポートフォリオの日次平均超過収益率変化  
(公表日前10日～公表日後10日:公表日はt=0)



【表24】 格上げ・格下げポートフォリオの平均超過収益率と検定結果（公表日はt=0、1日前t=-1、1日後t=1）

t	格上げ(主分析)		格上げ(重複修正後)		格下げ(主分析)		格下げ(重複修正後)	
	AAR	t-ratio	AAR	t-ratio	AAR	t-ratio	AAR	t-ratio
-10	-0.0003	-0.4560	-0.0003	-0.3374	-0.0013	-2.0653 *	-0.0013	-1.9140
-9	-0.0020	-2.5791 *	-0.0024	-2.8538 **	-0.0001	0.0804	-0.0003	-0.1089
-8	0.0014	1.6508	0.0015	1.7540	-0.0004	-0.2244	-0.0003	-0.2643
-7	0.0010	1.4815	0.0010	1.3485	-0.0002	0.3207	0.0001	0.6837
-6	-0.0004	0.0793	0.0000	0.4255	-0.0008	-1.0239	-0.0009	-1.1493
-5	-0.0010	-1.5062	-0.0008	-1.1308	-0.0019	-2.2010 *	-0.0019	-2.0574 *
-4	0.0001	-0.4504	0.0002	-0.4459	-0.0025	-2.5731 *	-0.0024	-2.3190 *
-3	0.0014	2.1440 *	0.0016	2.2382 *	-0.0006	-0.5349	-0.0007	-0.6950
-2	0.0003	0.7935	0.0003	0.6988	-0.0016	-1.4985	-0.0007	-0.5094
-1	0.0053	6.9217 **	0.0041	5.4523 **	-0.0108	-12.7510 **	-0.0073	-8.4933 **
0	0.0187	24.1343 **	0.0173	21.6712 **	-0.0240	-29.5681 **	-0.0197	-23.4442 **
1	0.0089	11.9172 **	0.0087	11.4449 **	-0.0128	-15.9642 **	-0.0108	-13.0898 **
2	0.0018	2.2262 *	0.0018	2.2564 *	-0.0043	-5.7093 **	-0.0044	-5.6654 **
3	0.0027	3.6416 **	0.0027	3.4322 **	-0.0033	-4.6034 **	-0.0028	-3.8662 **
4	0.0007	0.8255	0.0007	0.9225	-0.0013	-2.0593 *	-0.0012	-1.8974
5	0.0020	2.1871 *	0.0019	2.0108 *	-0.0011	-0.8808	-0.0008	-0.4114
6	0.0018	2.4531 *	0.0018	2.3930 *	-0.0016	-2.0248 *	-0.0017	-2.1758 *
7	-0.0006	-0.3188	-0.0005	-0.3374	-0.0016	-1.7262	-0.0020	-2.4148 *
8	0.0002	0.6684	0.0005	1.0053	-0.0013	-1.9857 *	-0.0011	-1.7405
9	0.0014	2.1845 *	0.0012	1.8690	-0.0002	-0.3150	-0.0004	-0.4025
10	0.0002	0.6254	0.0003	0.7226	-0.0009	-0.4768	-0.0011	-0.6374

Notes: \* Significant at  $\alpha=0.05$  \*\* Significant at  $\alpha=0.01$

生起させ、中でも公表日当日に最も大きな影響を与えていることが判明した<sup>82</sup>。

### 3-2. 1ノッチ変更と2ノッチ以上変更の相違

株価レーティングの変更幅の多くは1ノッチの変更である。しかし、格上げサンプルで11%が、格下げサンプルで14%が2ノッチ以上の変更サンプルである。前項で格上げ及び格下げという変更履歴が平均超過収益率に影響を与えているということが判明したので、続いて本項では「変更幅によって、平均超過収益率への影響が異なる」という仮説を検証する。前項の格上げ、格下げポートフォリオを、さらに1ノッチ変更と2ノッチ以上変更ポートフォリオに分け、各々の平均超過収益率を分析した結果が図8である。これを表25-①に示した二標本検定の結果と照らし合わせると、格上げ変更において2ノッチ以上の変更時には、1ノッチのみの変更時よりも、平均超過収益率に対する影響度が有意に大きいということが判明した反面、格下げ変更の場合は、有意な影響の格差を確認できなかった。

### 3-3. 3段階サンプルにおける影響の分析

次に、サンプルを3段階と5段階サンプルに分類した分析を行ってみたい。まず、3段階サンプルについて分析する。表22のように、格上げポートフォリオは2→1と3→2に、格下げポートフォリオは2→3と1→2に二分できる<sup>83</sup>。Stickel(1985)やStickel(1995)では、最高位格付への格上げ変更時、平均超過収益率への影響が大きいという結論を示している。そこで本項では「同じ格上げ変更（または、格下げ変更）でも、変更先の格付によって平均超過収益率への影響が異なる」という仮説を検証するため、上記のように分類した計4つのポートフォリオ別に平均超過収益率への影響を分析した。その結果が図9であり、公表日における二標本検定の結果が表5-②である。

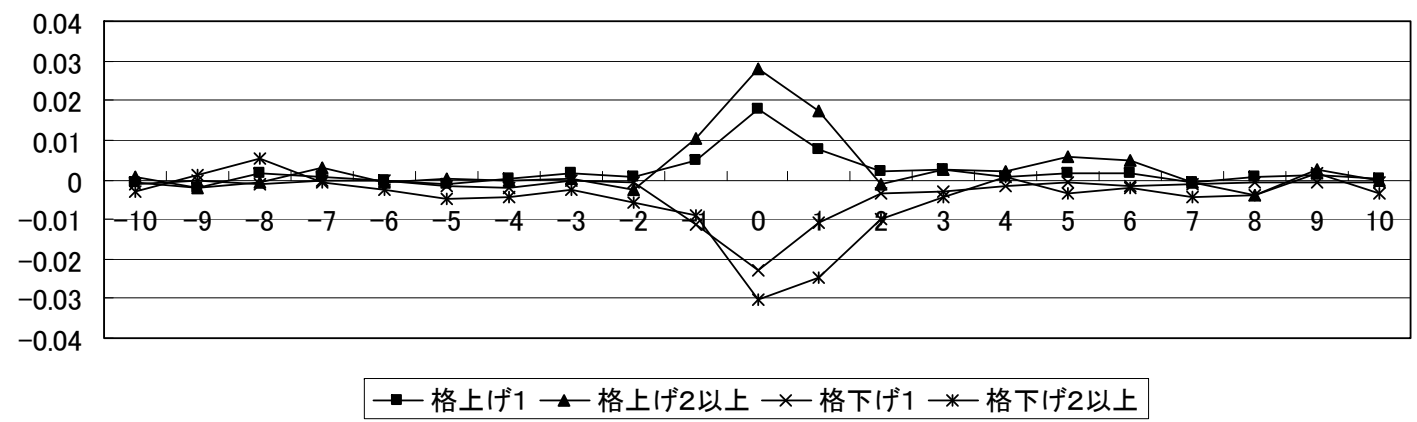
ここでは、格上げの2ポートフォリオ間および格下げの2ポートフォリオ間それぞれ

---

<sup>82</sup>公表日前日にも有意な平均超過収益率の変化が見られたことに関して検討を加えておく必要がある。本章の分析では格付データを投資レーダー社ホームページのレーティング情報より採取したが、これらのデータは「各調査機関の公表日と1日前後異なることがある」とされており、その影響と考えている。この点はデータ採取上の限界であり、今後の改善課題としたい。

<sup>83</sup>本項と次項においては、1ノッチ変更サンプルのみを採用している。

【図8】 1ノッチ・2ノッチ以上別、格上げ・格下げポートフォリオの  
日次平均超過収益率変化(公表日はt=0)



【表25】 二標本検定の結果

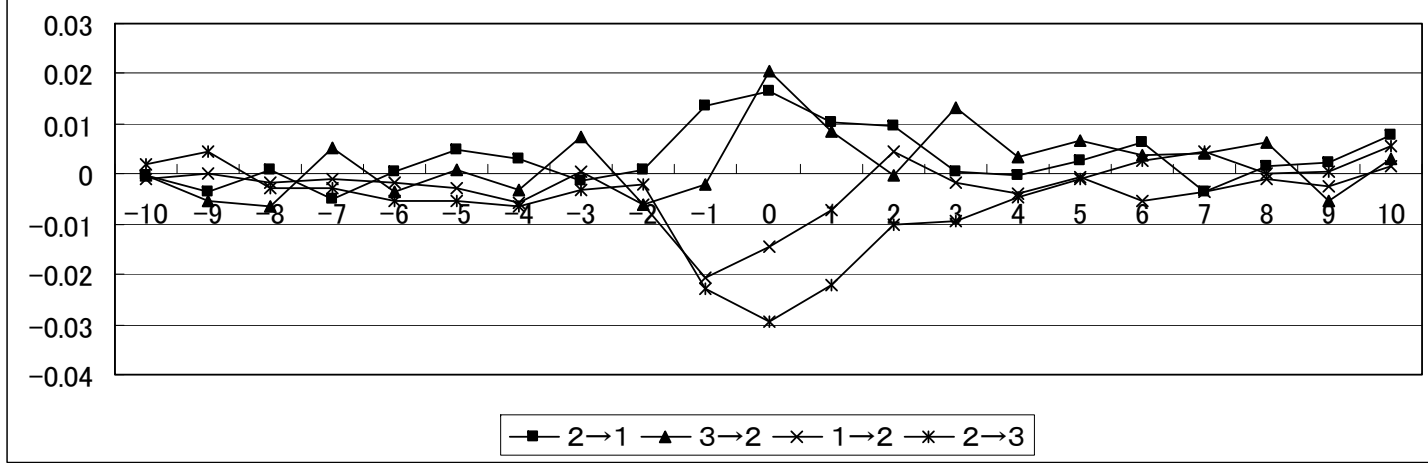
(①は変更幅別による比較、②は3段階における比較、③は5段階における比較となっている)

		格上げ1ノッチ	格上げ2ノッチ	格下げ1ノッチ	格下げ2ノッチ
①	平均超過収益率	0.0176	0.0281	-0.0230	-0.0303
	t値	-2.0324 *		1.3278	
		(3段階) 2→1	(3段階) 3→2	(3段階) 1→2	(3段階) 2→3
②	平均超過収益率	0.0167	0.0204	-0.0146	-0.0293
	t値	-0.4678		1.6815	
		(5段階) 2→1	(5段階) 3→2	(5段階) 3→2	(5段階) 4→3
③	平均超過収益率	0.0200	0.0212	0.0212	0.0095
	t値	-0.2792		3.6851 **	
		(5段階) 1→2	(5段階) 2→3	(5段階) 2→3	(5段階) 3→4
③	平均超過収益率	-0.0130	-0.0212	-0.0212	-0.0373
	t値	2.0523 *		3.3961 **	

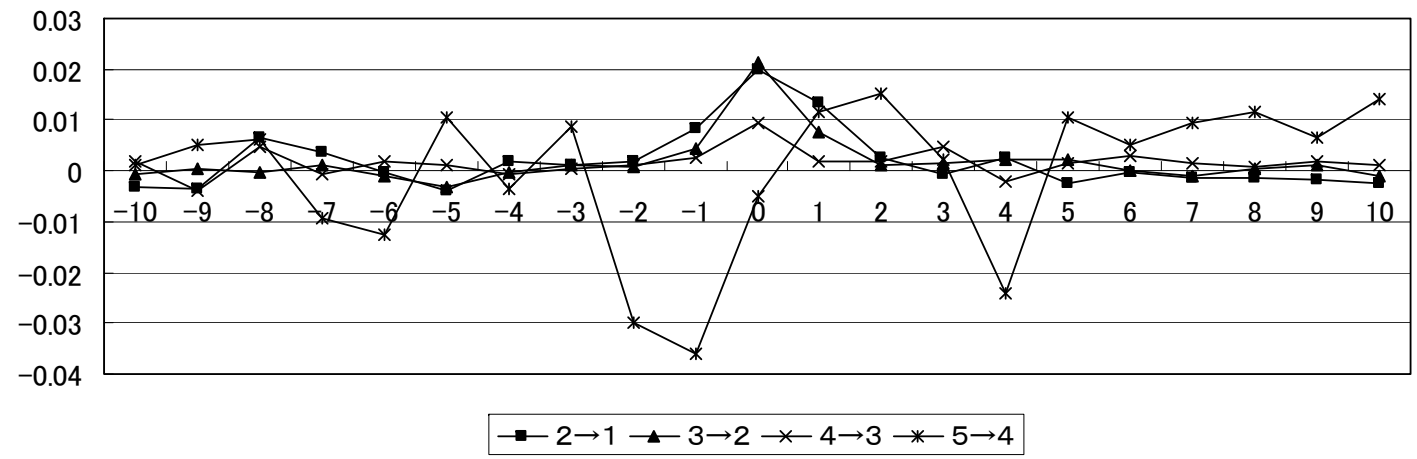
Notes:                   \* Significant at  $\alpha=0.05$                    \*\* Significant at  $\alpha=0.01$



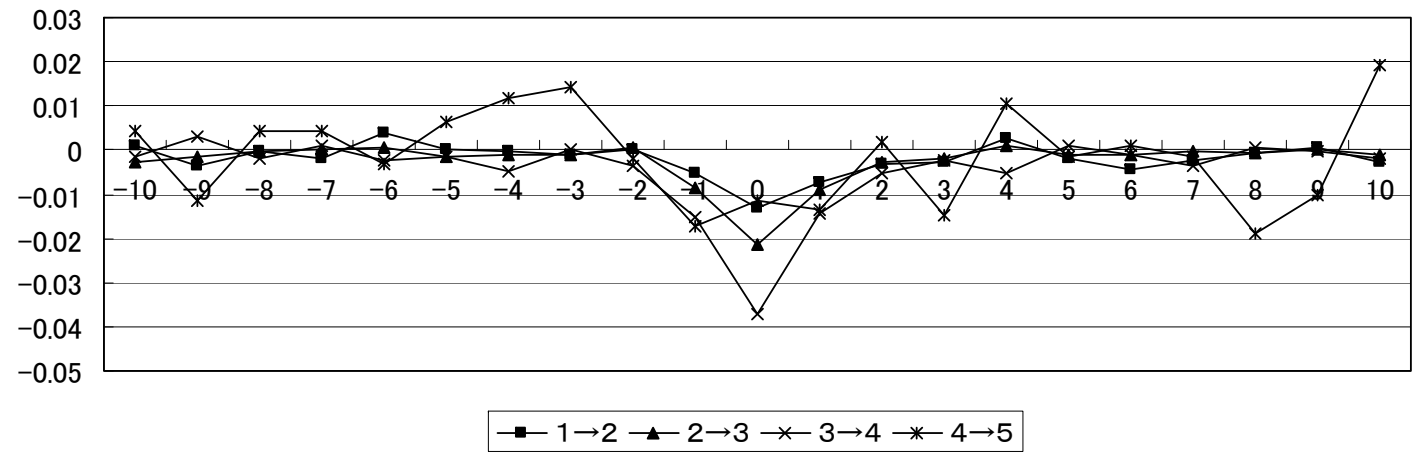
【図9】 3段階サンプルにおける変更種別ポートフォリオ  
 日次平均超過収益率変化(公表日はt=0)



【図10】 5段階サンプルにおける格上げ変更種類別ポートフォリオ  
 日次平均超過収益率変化(公表日はt=0)



【図11】 5段階サンプルにおける格下げ変更種類別ポートフォリオ  
 日次平均超過収益率変化(公表日はt=0)



れにおいて、公表日の平均超過収益率に有意な差異が見られなかった。つまり、それぞれ平均超過収益率への影響に差がなく、3段階サンプルを用いた分析では上記の仮説が棄却されたことになる<sup>84</sup>。

#### 3-4. 5段階サンプルにおける影響の分析

5段階サンプルは表 23 のように8分野に分類できるが、便宜上、格上げと格下げポートフォリオに分けてグラフ表示した。前者が図 10 である。ここで特徴的なのは5→4のグラフ形状が乱れていることである。「第2節の2. データの分布状況」で示したように、5→4の数は7個であり、5段階サンプルにおける格上げサンプル中1.2%と過少である。また、予め述べておくと格下げサンプル内においても4→5の数は6個(1.0%)と同様に過少であり、グラフ形状も乱れている。故に、これらはデータに信頼性がなく、本章の分析では対象としないこととした。

前項同様、本項において「同じ格上げ変更(または、格下げ変更)でも、変更先の格付によって平均超過収益率への影響が異なる」という仮説を検証するため、再度、図 10 および表 25-③に示した二標本検定の結果を見ていただきたい。これらは、格上げポートフォリオ間において、2→1と3→2の間には有意な差異が見られない反面、3→2と4→3の間では、前者が後者よりも有意に正の方向に大きな平均超過収益率を示している。次に、図 11 および表 25-③に示した二標本検定の結果から格下げポートフォリオ間の影響度の差異が確認できる。これらは、3→4、2→3、1→2の順に負の方向に絶対値の大きな平均超過収益率を有意に示している。すなわち、変更先の格付が低位であるほど平均超過収益率が負の方向に大きいということが判明した<sup>85</sup>。

#### 3-5. 重複サンプルの調整

最近の米国でのアナリスト推奨(株価レーティング)に関する実証研究では、個別

---

<sup>84</sup> グラフの形状から、念のため公表日前日の二標本検定も行ったが、有意な差異は認められなかった。

<sup>85</sup> 売り推奨サンプルが買い推奨サンプルよりも少ない反面、その影響が大きいという傾向は先行論文においても広く認められている。今回の結果も、売り推奨情報を公表するコストが、買い推奨情報を公表するコストよりも大きい故に、パフォーマンスが良いという、コスト=ベース仮説に符合したものとなっている。

のアナリスト情報よりも、各々の銘柄に対する複数のアナリストの見解を平均化・数値化した「コンセンサス推奨」が利用されていることが多い<sup>86</sup>。実際にサンプルの採取が簡便であるという利便性に加えて、サンプルの重複を回避できるというメリットがある反面、個々のアナリストが発するレーティング情報の影響が分析できないというデメリットも存在する。

本章の分析では個別情報を対象とし、ひとりのアナリストが1回のレーティングを行なったものを1サンプルとして取り上げた。すなわち、それぞれを独立した1個のアナリストのオピニオンとして評価した。故に、多くのアナリストが注目した銘柄や、変更の頻度が高かった銘柄は登場回数が多かった。中でも、同日もしくは近い日付において同銘柄に対して複数のアナリストが同格付を付した場合、すべてを個々のサンプルとして取り上げているため、サンプルの重複が発生している。この重複による分析結果へのバイアスを確かめるため、以下の作業を施した後、再度格上げ、格下げ別の分析を行った。サンプル中、同銘柄に対して同日に複数のアナリストが格付を行なっている場合、任意の1格付だけを残し、他のサンプルを削除した。また、同銘柄に対して5日以内に複数の格付がなされている場合<sup>87</sup>、最も早いものを残し、他のサンプルを削除した。これにより、全サンプル数は1649個（131個減）となり、その内訳は、格上げサンプル769個（45個減）、格下げサンプル880個（86個減）となった。

この作業により、5日目以内におけるデータの重複はすべて解消されたので、これを用いて、本稿で行ってきた主分析と同様の方法で補足的な分析を行なった。その結果を表24の重複修正後の欄に示した。これを主分析データと比較すると、平均超過収益率、t値とも大きく変化したものはなく、仮説検定も主分析と同様の結果となった。これにより、データの重複修正後も主要結果は変化しないということが判明した。

#### 第4節 本章のまとめ

##### 4-1. 分析の結論

以上の検定結果から、株価レーティングの変更が被格付銘柄の超過収益率に対して

---

<sup>86</sup>その背景として、投資情報提供会社によるアナリスト情報の集計・提供事業の拡大が考えられる。

<sup>87</sup>先の結果から、5日の間隔があれば影響の重複は回避できると考えた。

影響を与えていることが明らかとなった。それは、総じて公表日において最も影響が大きく、公表日前日から公表日後3日間という短期間において有意な平均超過収益率の変化をもたらしており、格上げ変更については正の、格下げ変更については負の方向を持つものであった。また、その中で1ノッチの格上げよりも2ノッチ以上の格上げの方が大きな平均超過収益率の変化をもたらしていることも判明した。

さらに、3段階サンプルと5段階サンプルに分類した分析では、各々の格下げポートフォリオで、より低位の格付への変更時に、より大きな負の平均超過収益率の変化が生じていることが判明した。ただ、格上げポートフォリオでは、すべて正の平均超過収益率の変化が認められるものの、5段階サンプルの3→2と4→3の間で差異が確認できたのみで、3段階サンプルの2→1と3→2の間及び5段階サンプルの2→1と3→2の間には有意な差異が確認できなかった。これは、Stickel(1985)等の最高位格付への格上げ変更時、平均超過収益率への影響が大きいという結論とは異なる結果となった。

尚、もう一点、格付変更の影響について付言しておきたい。表25から3段階レーティングの3→2と1→2の平均超過収益率を比較すると前者はプラスであり、後者はマイナスである。しかし、どちらも本来格付2という同格付であることから、まさにこの差異自体が格付変更の影響といえる。また、この関係は5段階サンプルの3→2と1→2の間、4→3と2→3の間にも確認できるのである。さらに、本章で行ったどの分析においても、その変更先の格付にかかわらず、公表日の格上げ変更の平均超過収益率が正であり、格下げ変更のそれが負であったということも、格付の変更が超過収益率に対して影響を及ぼしていることを示すものであった。

## 第8章 結び

### 第1節 全体のまとめ

バブルの反省から、大きく投機に傾いていた株式投資スタンスを、企業ファンダメンタルズに基づいて株式を評価するという投資本来の姿に立ち返らせようとする機運が市場関係者の間に高まり、その最たるものの一つとして、証券アナリストによる株価レーティングが、期待を込めてわが国に導入された。企業調査の専門家である証券アナリストが、自ら分析した結果に基づいて、投資価値と株式時価とのギャップを判断し、それを投資情報として投資家に提供するという仕組みは、基本的に価値株投資の考え方に立脚したものであった。しかし、株価レーティングが定義通りに的中したかどうかという予測精度から、その情報価値を判断すると否定的な結論とならざるを得ず、その背景には、的中条件を満たす銘柄の比率が時系列的に大幅に変化するという大きな原因があった。

そこで第2部では的中率を離れ、株価レーティングがわが国の株式市場にどのような影響をもたらしているのかという視点に立った分析を展開した。その結果、導入初期の草創期においては、短期的にも長期的にも格付された方向に適合した株価パフォーマンスを生じさせていたことが判明した。一方、定着期においては株価レーティングによる株価パフォーマンスは見られなくなってしまった。しかし、草創期において用いた超過収益率を市場リスクで調整すると、草創期においても長期的な影響が認められなくなってしまったのだが、この結果は懸念であった市場効率性に適応する結果ともなった。また、これは、アナリストが意識していたかどうかは別として、草創期のレーティング決定において市場リスクが何らかの形で考慮されていたことを物語っている。

次に、株価レーティングがもたらす影響には、格付クラスによる影響とは別に格付の変更による影響があることが判明した。前者と比べて後者の影響は短期的でインパクトの大きなものであり、この格付変更の影響は草創期、定着期ともに確認できた。また、新定着期における格付変更についての分析の結果、変更の影響は発表日に最もインパクトが強いことが明らかとなり、その前日と発表日後3日間にも有意性が確認された。他にも変更幅の大きなものほど影響が大きいこと、格下げにおいて、より下位のクラスへの格下げほど負の影響が大きいことなどが判明した。

## 第2節 今後の課題

Stickel(1985)や Barber and Loeffler(1993)を始めとして、多くの先行研究の中で価格圧力仮説と情報仮説を巡る議論がなされており、その検証にイベント後のリターン・リバーサルの有無が使われている。その点から今回の実証分析を振り返ると、草創期における格付の影響や、新定着期における格付変更による影響においては、リターン・リバーサルは見られなかったため、情報仮説を支持する結果となる。しかし、リターン・リバーサルの有無の判定については先行研究の中でも確固とした方法が示されておらず、曖昧さが残るところである。この点は今後の課題とし、説明力の高い検定方法を取り入れ実証研究を行いたいと考えている。

また、今後の課題としてもう一点挙げておきたいのは市場リスクの推定時期についてである。通常、ショート・ウィンドウのイベント・スタディにおいてはイベント前の一定期間を市場リスクの推定期間とする。しかし、Copeland and Mayers(1982)を始め、いくつかの先行研究において市場リスクの推定時期をイベント後に採っている。その結果、Albert Jr. and Smaby(1996)では推定時期をイベント前と後に採った2モデルの間でリターン・リバーサルの有無の判定に相違が生じている。同様に、本稿第6章の実証分析においても推定時期の違う2モデルの間で長期の株価パフォーマンスに相違を来たした。方法論的な問題ではあるが、推定時期および推定期間の妥当性については今後の検討課題としたい。

その他、米国の先行研究においては企業の損益情報など他の個別情報の影響との関連、被格付企業の規模や業種によるデータの加工、より細分化した観察期間の設定、取引高変化の分析など、様々な切り口で株価レーティングの影響に関する詳細な分析が行われており、厚みのある研究成果を挙げている。今後、これらを参考に、わが国における株価レーティングに関して、より詳細な研究を展開していきたいと考えている。



【参考文献】

- Albert Jr.,R.L., and T.R. Smaby,(1996),Market response to analyst recommendations in the “Dartboard” column: The information and price-pressure effects, *Review of Financial Economics* 5,59-74
- Atiase,R.K.,(1985),Predisclosure information, firm capitalization, and security price behavior around earnings announcements, *Journal of Accounting Research* 23,21-36
- Ball,R., and P. Brown,(1968),An empirical evaluation of accounting income numbers, *Journal of Accounting Research* 6,159-178
- Bamber,L.S.,(1986),The information content of annual earnings releases: A trading volume approach, *Journal of Accounting Research* 24,40-56
- Barber,B.M., and D. Loeffler,(1993),The “Dartboard” column: Second-hand information and price pressure, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28,273-284
- Barber,B., R. Jehavy, M. McNichols and B. Trueman,(2001),Can investors profit from the prophets? Security analyst recommendations and stock returns, *Journal of Finance* 56,531-563
- Barber,B., R. Jehavy, M. McNichols and B. Trueman,(2003),Reassessing the return to analysts’ stock recommendations, *Financial Analysts Journal* 59,88-96
- Bauman,W.S., S. Datta and M.E. Iskandar-Datta,(1995),Investment analyst recommendations: A test of ‘the announcement effect’ and ‘the value information effect’, *Journal of Business Finance and Accounting* 22,659-670
- Bernard,V.L., and J.K. Thomas,(1989),Post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium?, *Journal of Accounting Research* 27,1-36
- Bidwell,III,C.M.,(1977),How good is institutional brokerage research?, *Journal of Portfolio Management* 3,26-31
- Bjerring,J.H., J. Lakonishok and T. Vermaelen,(1983),Stock prices and financial analysts’ recommendations, *Journal of Finance* 38,187-204
- Beneish,M.D.,(1991),Stock prices and the dissemination of analysts’

- recommendation, *Journal of Business* 64,393-416
- Black,F.,(1973),Yes, Virginia, there is hope: tests of the Value Line ranking system, *Financial Analysts Journal* 29 Sep.-Oct.,10-14
- Bradshaw,M.T.,(2004),How do analysts use their earnings forecasts in generating stock recommendations?, *Accounting Review* 79,25-50
- Brown,S.J., and J.B. Warner,(1980),Measuring security price performance, *Journal of Financial Economics* 8,205-258
- Chan,S.Y., and W.M. Fong,(1996),Reactions of the Hong Kong stock market to the publication of second-hand analysts' recommendation information, *Journal of Business Finance and Accounting* 23,1121-1139
- Copeland,T.E., and D. Mayers,(1982),The Value Line enigma(1965-1978): A case study of performance evaluation issues, *Journal of Financial Economics* 10,289-321
- Cowles,A.,(1932),Can stock market forecasters forecast?, *Econometrica* 1,309-324
- Cowles,A.,(1944),Stock market forecasting, *Econometrica* 12,206-214
- Dechow,P.M., A.P. Hutton, and R.G. Sloan,(2000),The relation between analysts' forecast of long-term earnings growth and stock price performance following equity offerings, *Contemporary Accounting Research* 17,1-32
- Desai,H., and P.C. Jain,(1995),An analysis of the recommendations of the "Superstar" money managers at Barron's Annual Roundtable, *Journal of Finance* 50,1257-1273
- Diefenbach,R.E.,(1972),How good is institutional brokerage research?, *Financial Analysts Journal* 28,54-60
- Dimson,E., and P. Marsh,(1984),An analysis of brokers' and analysts' unpublished forecasts of UK stock returns, *Journal of Finance* 39,1257-1292
- Elton,E.J., M.J. Gruber, and S. Grossman,(1986),Discrete expectation data and portfolio performance, *Journal of Finance* 41,699-714
- Fama,E.F., and K.R. French,(1992),The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 47,427-465
- Felton,J., D. Hearth, and P. Liu,(1995),The information content of security

- analyses: Evidence from Standard & Poor's common stock quality ranking changes, *Journal of Business Finance and Accounting* 22,975-989
- Francis,J., and L. Soffer,(1997),The relative informativeness of analysts' stock recommendations and earnings forecast revisions, *Journal of Accounting Research* 35,193-211
- Gintschel,A., and S. Markov,(2004),The effectiveness of Regulation FD, *Journal of Accounting and Economics* 37,293-314
- Glascok,J.L.,(1986),When E.F. Hutton Talks...., *Financial Analysts Journal* 42,69-72
- Graham,B., and D. Dodd,(1934),*Security analysis*, McGraw-Hill Companies, Inc.  
(和訳書：関本博英、増沢和美[訳],(2002),「証券分析 1934 年度版」、パンローリング)
- Greene,J., and S. Smart,(1999),Liquidity provision and noise trading: Evidence from the "Investment Dartboard" column, *Journal of Finance* 54,1885-1899
- Gregory,N.A.,(1983),Testing an aggressive investment strategy using Value Line ranks: A comment, *Journal of Finance* 38,257
- Groth,J.C., W.G. Lewellen, G.G. Schlarbaum and R.C. Lease,(1979),An analysis of brokerage house securities recommendations, *Financial Analysts Journal* 35,31-40
- Hanna,M.,(1983),Testing an aggressive investment strategy using Value Line ranks: A comment, *Journal of Finance* 38,259-262
- Hodoshima,J., X. Garza-Gomes and M. Kunimura,(2000),Cross-sectional regression analysis of return and beta in Japan, *Journal of Economics and Business* 52,515-533
- Holloway,C.,(1981),A note on testing an aggressive investment strategy using Value Line ranks, *Journal of Finance* 36,711-719
- Holloway,C.,(1983),Testing an aggressive investment strategy using Value Line ranks: A reply, *Journal of Finance* 38,263-270
- Huberman,G., and S. Kandel,(1987),Value Line rank and firm size, *Journal of Business* 60,577-589

- Huth,W.L., and B.A. Maris,(1992),Large and small firm stock price response to “Heard on the Street” recommendations, *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 7,27-47
- Ivkovic,Z., and N. Jegadeesh,(2004),The timing and value of forecast and recommendation revisions, *Journal of Financial Economics* 73,433-463
- Jegadeesh,N., J. Kim, S.D. Krische and C.M.C. Lee,(2004),Analyzing the analysts: When do recommendations add value?, *Journal of Finance* 59,1083-1124
- Jensen,M.C.,(1968),The performance of mutual funds in the period 1945-1964, *Journal of Finance* 23,389-419
- Kaplan,R.S., and R.L. Weil,(1973)a, Risk and the Value Line contest, *Financial Analysts Journal* 29 Jul.-Aug.,56-61
- Kaplan,R.S., and R.L. Weil,(1973)b, Kaplan and Weil rejoinder, *Financial Analysts Journal* 29 Sep.-Oct.,10,92
- Kim,S.T., J.C. Lin, and M.B. Slovin,(1997),Market structure, informed trading, and analysts’ recommendation, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 32,507-524
- Lee,C.J.,(1986),Information content of financial columns, *Journal of Economics and Business* 38,27-39
- Liang,B.,(1999),Price pressure: Evidence from the “Dartboard” column, *Journal of Business* 72,119-134
- Liu,P., S.D. Smith and A.A. Syed,(1990),Stock price reactions to the Wall Street Journal’s securities recommendations, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25,399-410
- Liu,P., S.D. Smith and A.A. Syed,(1992),The impact of the insider trading scandal on the information content of the Wall Street Journal’s “Heard on the Street” column, *Journal of Financial Research* 15,181-188
- Lloyd Davies,P., and M. Canes,(1978),Stock Prices and the publication of second-hand information, *Journal of Business* 51,43-56
- Marais,M.L.,(1989),Discussion of post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium?, *Journal of Accounting Research* 27,37-48

- Murphy,J.M.,(1970),The Value Line contest:1969, Financial Analysts Journal 36,94-100
- Metcalf,G.E., and B.G. Malkiel,(1994),The Wall Street Journal contests: The experts, the darts, and the efficient market hypothesis, Applied Financial Economics 4,371-374
- Morgan,J., and P.C. Stocken,(2003),An analysis of stock recommendations, RAND Journal of Economics 34,183-203
- Muller,F., and B. Fielitz,(1987),Standard & Poor's quality rankings revisited, Journal of Portfolio Management 13,64-68
- Muller,F., B. Fielitz, and M. Greene,(1983),S&P quality rankings: Risk and return, Journal of Portfolio Management 7,17-26
- Ohlson,J.A.,(1979),On financial disclosure and the behavior of security prices, Journal of Accounting and Economics 1,211-232
- Pari,R.A.,(1987),Wall Street Week recommendations: Yes or no?, Journal of Portfolio Management 13,74-76
- Peterson,D.R.,(1987),Security price reactions to initial reviews of common stock by the Value Line Investment Survey, Journal of Financial and Quantitative Analysis 22,483-494
- Pruitt,S.W., B.F. Van Ness and R.A. Van Ness(2000),Clientele trading in response to published information: Evidence from the Dartboard column, Journal of Financial Research 23,1-13
- Sant,R., and M.A. Zaman,(1996),Market reaction to Business Week 'Inside Wall Street' column: A self-fulfilling prophecy, Journal of Banking and Finance 20,617-643
- Scholes,M., and J. Williams,(1977),Estimating betas from nonsynchronous data, Journal of Financial Economics 5,309-327
- Shelton,J.P.,(1967),The Value Line contest: A test of the predictability of stock-price changes, Journal of Business 40,251-269
- Stickel,S.E.,(1985),The effect of Value Line Investment Survey rank changes on common stock prices, Journal of Financial Economics 14,121-143

- Stickel,S.E.,(1986),The effect of preferred stock rating changes on preferred and common stock prices, *Journal of Accounting and Economics* 8,197-215
- Stickel,S.E.,(1992),Reputation and performance among security analysis, *Journal of Finance* 47,1811-1836
- Stickel,S.E.,(1995),The anatomy of the performance of buy and sell recommendations, *Financial Analysts Journal* 51,25-39
- Thomas,M.R., and W.I. Ghani,(1996),The Dartboard column: Analysts' earnings forecast and the information content of recommendations, *Journal of Business and Economic Studies* 3,33-42
- Walker,M.M., and G.B. Hatfield,(1996),Professional stock analysts' recommendations: Implications for individual investors, *Financial Services Review* 5,13-29
- Wijmenga,R.Th.,(1990),The performance of published Dutch stock recommendations, *Journal of Banking and Finance* 14,559-581
- Womack,K.L.,(1996),Do brokerage analysts' recommendations have investment value?, *Journal of Finance* 51,137-167
- Wright,D.W.,(1994),Can price be trusted? A test of the ability of experts to outperform or influence the market, *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 9, 307-323
- 太田八十雄(1994)a、株式レーティング：その導入と問題点、証券アナリストジャーナル 1994年6月号、25-46
- 太田八十雄(1994)b、株式レーティングはバブル相場を防げるか、*財経詳報* No.1999、10-13
- 太田八十雄(1997)、株式格付とアナリスト機能：ビッグバンの中で高まる期待、*資本市場* 1997年5月号、38-48
- 大柳康司(2000)、格付情報の利用、森脇彬編「現代債券格付論」10章、中央評論社、259-283
- 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
- 小川長(2004)、株価レーティング変更の影響に関する分析、*経営分析研究* 20、68-75

- 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、経営分析研究 17、  
99-106
- QUICK 総合研究所(1995)、株価レーティングの現況と課題：新たなる発展に向けて、  
QRI 調査研究報告書 408
- 証券団体協議会(1995)、格付（レーティング）の現状と課題、証券団体協議会レポー  
ト
- 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 1997 年 4 月号、62-78
- 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
- 鈴木誠(1998)、債券格付けと株価（リターン）に関する考察、証券アナリストジャー  
ナル 1998 年 4 月号、55-69
- 鈴木行生(1994)、株価レーティングの意義と活用、証券アナリストジャーナル 1994  
年 6 月号、47-53
- 遅澤秀一(2001)、株式投資情報は有効か：株価格付け・業績予想の情報価値、ニッセ  
イ基礎研 REPORT2001 年 6 月号、22-29
- 豊崎恭行(1997)、株価レーティングのパフォーマンス、証券アナリストジャーナル  
1997 年 4 月号、51-61
- 仁科一彦・萩原統宏(2001)、格付と資本市場：展望、貯蓄経済理論研究会年報 16、  
141-152