

株式市場における株価レーティングの影響

Change in the Effects of Japanese Stock Ratings

小川 長(神戸大学大学院)
Osamu Ogawa

要約

小川・國村(2001)は、証券アナリストによる株価レーティングについて、草創期における分析を行い、その有効性を認めている。それは発表日以後5日目という短期日後のみならず、6か月(120日)を経過した時点においても確認されたとしており、市場の効率性に対する疑念を生じさせる結果ともなっている。そこで、本研究においては、市場モデルを仮定し、分析時期を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定着期にまで拡大した分析を行ない、草創期との比較を試みた。これらより、市場モデルを仮定した場合、草創期において6か月後という長時間を経過した時点では、格付の影響が認められなかった。だが、それは同時に市場の効率性を確認できる結果ともなった。また、定着期においては株価レーティングの有効性がどの時点においてもほとんど認められないという結果を得た。しかし、格付の履歴効果を分析した結果では、草創期のみならず、定着期でも格付の変更に対して、市場は有意に反応している事実が明らかになった。

Summary

Ogawa and Kunimura (2001) presented that stock ratings by security analysts were effective in the beginning period of Japanese stock ratings, not only at the 5th day but also at the 6th month (the 120th day) after announcement. But their finding raised a question on the market efficiency. In this paper I assume a market model and analyze effects of stock ratings expanding in the well-established period when stock ratings had been well utilized by investors. I make a comparison between both results on two periods. If I assumed market model, the effectiveness of stock rating can not be seen at the 6th month after announcement in the beginning period. This fact implies the market efficiency. In addition I have found that the effectiveness of stock rating is not seen at any time in the well-established period. However Japanese market positively responds to the change of rating in both periods.

I. 本研究の目的

1. はじめに

米国において2001年10月に発覚した巨大企業エンロンの不正会計問題は、一企業のスキャンダルの域に止まらず、会計監査制度やコーポレートガバナンス等々、米国資本市場制度全体について、そのあり方を問い直す大問題に発展した。そうした中、証券アナリストの中立性に関する問題もこれら大問題の中の一つとして大きくクローズアップされた。それは、証券アナリストの発する情報が、純粋な自らの判断ではなく、所属する組織や、被格付企業の意向によって捻じ曲げられ、故意に

投資家に不利なものとなっていたというものである。現に、何人もの著名なアナリストが投資家から訴訟を起こされ、中には多額の賠償金を支払った例も報道されている。実は、過去これと同じような問題がわが国においても発生している。ITバブルの崩壊期にあたる2000年の光通信問題である。某格付公表会社に所属するアナリストが、調査を担当する大手携帯電話販売会社、光通信の急速な拡大路線の行き詰まりを重々認知しながらも、自らの所属する系列証券会社の営業方針に沿うように買い推奨を行い続けたという、アナリスト情報の信頼性を損なう事実が発覚したのである。

それでは、これほどまでに影響力が増したアナリストが発する情報は、果たして株式市場にどのような影響を与えているのであろうか。本研究では基本的に「アナリストによる株価レーティング情報は、株式市場における投資情報として有効に機能している」という仮説検証を草創期および定着期という異なる時期において試すこととなる。

2. 先行研究と本研究の特徴

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に資するため、証券アナリストが自らの調査をもとに、企業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や値下がり率の大きさを順位付けた上で記号化したものである。その典型として、例えば、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%超下回るというものなどがある。

わが国において、株価レーティングの嚆矢となる分析は、QUICK総合研究所(1995)で行われているが、本格的には末木(1997, 1999)によって詳細な分析が行われている。末木論文の結論は株価レーティングの情報効果を否定したものであるが、格付そのものの効果と、後述する格付の変更や継続といった履歴の効果を混同しているという問題を孕んでいた。これに対し、小川・國村(2001)では、格付そのものと格付の履歴を明確に分別した上で末木論文とほぼ同時期の分析を行い、短期的には投資家が格付の変更に対して反応するものの、アナリストの格付情報自体については格付通りの有意性を認めている。ただ一方で、この結果はわが国株式市場の効率性に疑問を投げ掛けてもいる。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からである¹⁾。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、この点は疑念として残されていた。

そこで、本研究において新たに二つの分析を行った。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算出したりスク係数を用いて、市場リスクを控除した後の超過収益率を利用した分析である。もう一つは、分析時期を移し、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時期を分析期間とした、定着期における分析である。

II. 実証分析の方法

1. サンプルの採取と抽出

格付データの採取は、草創期においてはQUICK社情報端末の証券大手4社の株価格付画面より、定着期においては投資リーダー社ホームページのレーティング情報より行った。期間は草創期が1996年3月11日から1997年6月20日までであり、定着期が2000年1月4日から同年7月31日までである²⁾。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。草創期において、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、野村証券のそれは日

経225種株価指数である。また、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³⁾。

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、基礎データは草創期が5735個、定着期が1648個となった。

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、市場リスク算出のため過去の株価を使って β 値を求めた。その際、以下の条件で β の外れ値を取り除く作業を行った。 β 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⁴⁾。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. データの分布

表1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豊崎（1997）や小川・國村（2001）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については疑問が生じる場所である⁵⁾。

3. 分析の方法

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が主流である。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。しかし、時を経るにつれて、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

表1 格付の分布

格付	草創期			定着期		
	新規	継続	変更	新規	継続	変更
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

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⁶⁾。

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ているのだが、株価レーティングの本来の意義と目的⁷⁾、それを利用する投資家のニーズを考慮すれば、観察期間における、対ベンチマーク収益率の累積超過収益率の変化を分析するのが最も妥当であると考えた⁸⁾。そこで、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方法

まず、市場リスクを考慮せず、ベンチマークの収益率を市場収益率とみなしたモデル1の収益率は、以下により算出した。

$$\begin{aligned} & i \text{ 銘柄 } t \text{ 日の株価終値 } P_{it} \\ & t \text{ 日のベンチマーク終値 } P_{mt} \\ & \text{株価収益率 } R_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1} \\ & \text{市場収益率 } R_{mt} = \ln P_{mt} - \ln P_{mt-1} \\ & \text{超過収益率 } ER_{it} = R_{it} - R_{mt} \\ & \text{累積超過収益率 } AER_{it} = \sum_1^t (ER_{it}) \\ & \text{レーティング公表日} : t = 1 \end{aligned}$$

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。

$$\begin{aligned} & \text{超過収益率 } ER_{it} = R_{it} - R_{cit} \\ & R_{cit} : \text{リスク調整済理論収益率} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & = \text{市場モデルによる理論値} \\ & = a_i + \beta_i \times \text{市場収益率 } R_{mt} \end{aligned}$$

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か月間の株価を用いて回帰的にa及びβを算出し、超過収益率を求めた。

(2) 検定の方法

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。それらはすべて二標本検定である。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1%及び5%、両側検定)を行なった。また、これらの検定は、格付発表後5日目、6か月目の二時点に加え、格付発表日にも行なった。なお、検定は例えば、ある時点において格付1とレーティングされた銘柄群の累積超過収益率をX、格付2のそれをYとした場合の帰無仮説H0 : X = Yの検定である。

Ⅲ. 分析の結果

1. 草創期と定着期の比較

まず、図1と図2に各々の期の市場リスクを考慮しないモデル1の格付別平均累積超過収益率グラフを示している⁹⁾。これを念頭に、表2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拡がりや、アナリストの地位の向上、企業情報開示とIRの伸

図1 累積超過収益率：草創期モデル1

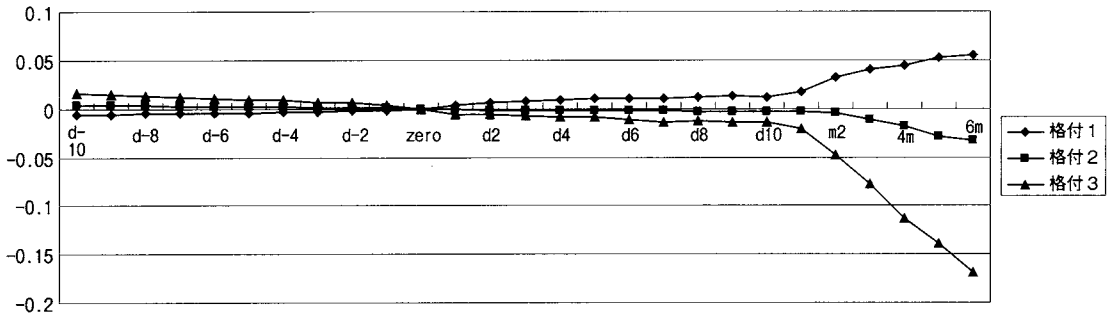
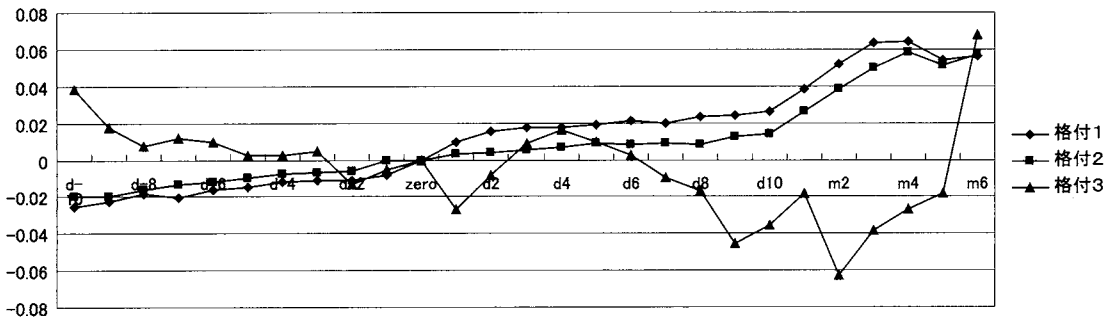


図2 累積超過収益率：定着期モデル1



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、長期にわたって影響が残った。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2の数値が示すように、この場合も定着期において格付間に有意な差異が認められなかった。このことから、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いえることができる。

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。

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より大きいものに対して、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。

本稿において、市場リスクを考慮した場合のモ

表2 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	-0.00296	-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

デルはどちらが相応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¹⁰⁾。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、前項の疑念にも答えられるので、この点からも相

応しいと言えそうである。

結論として、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. 変更履歴の影響

最後に、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¹¹⁾。

本来、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記号であるが、一方で履歴という系列化が自然発生的に行われている。それは、格付される銘柄が今回新規に格付されたものか、既に格付された銘柄に再度同一の格付が付されたものか、もしくは既に格付された

銘柄に異なる格付がなされたものかという区分である。そこで、それぞれを新規、継続、変更と呼ぶことにする。Feltonら (1995) や小川・國村 (2001) において、格付の変更に関して有意な影響が確認されている。すなわち、格付それ自体ではなく、格付の変更という履歴に投資家が反応し、株価の変動が起こっているというのである。そこで、本研究においても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¹²⁾。その結果が表3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更サンプルの比較においても、6か月目と比較して5日目にそれなりの履歴効果が認められそうである。

これらの結果から、草創期であれ定着期であれ

表3 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	0.006936	0.021386	-0.00102	-0.02046	-0.00102	0.004495	-0.0053	-0.02153
		分散	0.001339	0.001449	0.001337	0.001881	0.001337	0.00157	0.001712	0.001222
		t値	-4.8213	**	5.490565	**	-1.01202		2.576909	*
	6か月	平均	0.054628	0.083763	-0.02666	-0.02994	-0.02666	-0.08646	-0.16155	-0.1587
		分散	0.038713	0.03095	0.038256	0.035843	0.038256	0.036042	0.044345	0.041353
		t値	-1.9991	*	0.203426		2.05485	(*)	-0.08672	
草創期3	5日	平均	0.003889	0.01576	-0.00013	-0.01965	-0.00013	0.009485	-0.00047	-0.01724
		分散	0.001372	0.0014	0.001388	0.001958	0.001388	0.001726	0.001796	0.001157
		t値	-3.9212	**	5.405428	**	-1.72957		2.937082	**
	6か月	平均	-0.04124	-0.02634	-0.002159	-0.00055	-0.02159	-0.00721	-0.05626	-0.007041
		分散	0.065158	0.05218	0.057963	0.066534	0.057963	0.074882	0.063761	0.063547
		t値	-0.78531		-1.0563		-0.4004		0.355517	
定着期1	5日	平均	0.008435	0.080679	0.008274	-0.0312	0.008274	0.076599		
		分散	0.005477	0.008259	0.006469	0.011301	0.006469	0.009599		
		t値	-4.81385	**	1.599567		-2.06188	*		
	6か月	平均	0.031898	0.20261	0.060838	0.033783	0.060838	0.423379		
		分散	0.081654	0.084648	0.149245	0.031784	0.149245	0.079268		
		t値	-3.53353	**	0.605155		-3.11596	*		
定着期3	5日	平均	-0.00021	0.060749	0.005135	-0.02028	0.005135	0.069459		
		分散	0.005648	0.008322	0.006894	0.012299	0.006894	0.009414		
		t値	-4.04068	**	0.987635		-1.88156			
	6か月	平均	-0.15257	-0.1983	-0.07034	0.219743	-0.07034	0.210255		
		分散	0.315387	0.142894	0.390074	0.378944	0.390074	0.0438591		
		t値	0.669498		-1.98785	(*)	-1.09259			

** 1%水準で有意

* 5%水準で有意

() 符号が逆転して有意

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Feltonら(1995)の米国での分析結果と符合する興味深い結果となった。

IV. 結び

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¹³⁾。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¹⁴⁾。

これらから、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定着期において実現されているとはいえ、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。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り、このままでは単に市場にノイズを生じさせるだけの結果となりかねないのである。

株価レーティングの存在を意味あるものにし、本来その目的として掲げられた、投資家の客観的な投資判断に資するということを実現するためには、株価レーティングの精度を向上させる証券アナリストの一層の努力が焦眉の急といえるのである。

《注》

1) 図1からも分かるように格付発表時に格付1とされた銘柄を買い、格付3とされた銘柄を売って、6か月後

に各々反対売買をするという裁定取引で十分な利益を得ることができるのである。

- 2) 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たからである。これにより、2000年8月以降のサンプルの連続性が失われたため、それらの採用を見送った。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。
- 3) ベンチマークは各々の格付公表会社が相対評価の対象として掲げている株価指数をそのまま採用した。
- 4) 紙幅の関係で掲載を省略するが、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の形状は採用データのものとはほぼ同形であり、分析に問題はないものと考えられる。
- 5) 株価レーティングが、平均株価を基に算出される株価指数をベンチマークとした相対評価であることに鑑みれば、格付1に対して格付3が極端に少ないことは、アナリスト情報の中立性を疑われかねないのではないかと考えるからである。
- 6) サンプル採取上の制約もあり、草創期においては、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。
- 7) わが国での株価レーティング導入時、参考文献に示した資料等において、その意義と目的が多々述べられている。それは概して、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ことにあるとされている。格付は一つの目安として付随的に付された記号であり、株価レーティングは、決して株価の当てっこではないというものであった。本稿においても、この立場に基づいて議論を進めている。
- 8) 「先行研究と本研究の特徴」で紹介した論文においても、この分析方法が採られている。
- 9) 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。
- 10) 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ら(2000)を参照。
- 11) 紙幅の関係で、本稿では履歴効果についてこの項に記した以上の詳細を述べることができない。この点の詳細については小川・國村(2001)を参照されたい。
- 12) この方法は、小川・國村(2001)で採用した方法に準じた。
- 13) Barberら(2001)が示しているように米国において、アナリストのレーティング情報を用いて利益を上げることが困難であることは通説となっているが、アナリスト情報は有意であるという見解自体は多数を占めている。

- 14) これに関する一つの考え方として、ケインズが株式投資を美人投票に模した例に例えて説明できる。投資家は個々の格付に関して（自らの判断に沿うように他の投資家が反応するとは考えず）投資行動を起こさないが、格付の変更に関しては（他の多くの投資家が反応し）市場インパクトになるであろうと考え投資行動を起こすと考えられるのである。

《参考文献》

青山護・井手正介『証券アナリスト-新時代のプロフェッショナル-』東洋経済新報社、1995年。
太田八十雄「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。
太田八十雄「ディスクロージャーの限界とアナリストの役割」『現代ディスクロージャー論』第8章、ディスクロージャー研究会編、中央経済社、1999年。
小川長・國村道雄「草創期における株価レーティングの分析」『経営分析研究』第17号、2001年3月。
QUICK総合研究所『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、1995年。
証券団体協議会『格付（レーティング）の現状と課題』証券団

体協議会、1995年。

末木将史「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。
末木将史「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』第34号、1999年5月。
鈴木行生「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。
豊崎恭行「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。
淵田康之・大崎定和編『検証アメリカの資本市場改革』日本経済新聞社、2002年。
Barber,B. R.Lehavy and M.Mcnicols "Can Investors Profit from the Prophets? Security Analyst Recommendations and Stock Returns", Journal of Finance, vol.51, no.2, 2001.
Felton,J. D.Hearth and P.Lui "The Information Content of Security Analyses:Evidence from Standard & Poor's Common Stock Quality Ranking Changes", Journal of Business Finance & Accounting, 22(7), October 1995.
Hodoshima, J. X.Garza-Gomes and M.kunimura "Cross-sectional Regression Analysis of Return and Beta in Japan", Journal of Economics and Business, vol.52, 2000.