

格付変更の株価効果に関する分析*

馬 文 傑
勝 田 英 紀
荒 木 孝 治

1. イントロダクション

1997年に三洋証券が倒産し、北海道拓殖銀行や山一証券までもが破綻した。バブル期以前においては大企業の倒産は非常にめずらしいことであったが、バブルの崩壊を境にして急速に増加し、その負債総額も大型化してきたことが、格付に対する関心を高める結果となった。

格付は、本来民間企業が発行する社債に対する倒産確率を表すものとして20世紀初頭に米国で生まれた。当初公開情報をもとに社債のリスクの程度を判定してきたことから、債券投資の判断材料として投資家に知られるようになった。格付情報の重要性が増す背景としては、資本市場に情報の非対称性が存在することにあると考えられる。企業に情報の開示を徹底させても、市場における情報の非対称性を完全に取り除くことができない。この非対称性を緩和する機能を持つものとして格付が期待されている。

しかし日本において、格付情報が市場の効率の向上を図るもの、あるいは情報の非対称性を緩和するものとして機能しているかどうかについては明確に検証されていない。仮に、投資家と企業の間には情報の非対称性が存在せず、市場が効率的であれば、全ての情報が即時に株価に反映されるた

*本稿をまとめるにあたり、大阪大学大学院経済学研究科の仁科一彦教授より貴重な意見を頂戴いたしました。この場を借りて感謝いたします。

め、格付の変更は市場に影響を与えないはずである。一方、市場に情報の非対称性が存在し、格付情報がその非対称性を緩和するのであれば、格付変更が生じた時に、資本市場にアナウンスメント効果をもたらすはずである。従って格付の変更が株価に与えるアナウンスメント効果をテストすることにより、格付の情報伝達機能を検証することが可能であると考えられる。

格付変更の影響に関する研究は、1970年代後半より始まった。Weinstein (1977), Pinches and Singleton (1978), Wansley and Clauretie (1985) らは、格付変更情報が株価に大きな影響を与えないことを示した。またEderington, Yawitz, and Roberts (1987) は、市場参加者はMoody'sならびにS&Pの格付情報をそのまま利用するのではなく、債券発行体の信用力を自ら分析して投資を行っており、格付情報を対象とする企業の財務情報への付加情報と考えていることを示した。

一方、格下げ、格上げともに債券利回りに有意な影響を与えていることを示した研究として、Griffin and Sanvicente (1982), Ingram, Brooks, and Copeland (1983) がある。さらにHolthausen and Leftwich (1986) は、Moody'sとS&Pの格付変更情報に対する反応に差がないことも示した。

1990年代に入ると、検討対象が大幅に増加し、また、データを月次ベースから日次ベースに変えてより詳細な研究が行われるようになった。これらの共通の結果として、格上げ情報は統計的に有意な影響を市場に与えているとはいえないことが示された。しかし、格下げ情報に関して、Hand, Holthausen, and Leftwich (1992) は、Moody'sとS&Pのデータを用いた場合、社債・株式の利回りに対して有意な負の影響を観察した。さらに、同じ格下げであっても、投資適格内での格下げよりも投機的等級への格下げの方が、影響が大きいことを示した。Goh and Ederington (1993), Ederington and Goh (1998), Kliger and Sarig (2000), Dichev and Piotroski (2001) らも同様の分析結果を得た。

格下げについてより詳細に見ると、Goh and Ederington (1993) は、米

国債券市場において、財務状態の悪化は株式市場に負の影響を及ぼすが、レバレッジの変化による格付変更は株式市場に正の影響を与えていることを示した。また、市場参加者は、Moody's やS&Pが格下げしたという情報をそのまま受け入れるのではなく、その理由を注意深く考慮していることを示した。

日本の市場において、格付情報が市場へ与えるインパクトについての研究、つまり市場から見た格付情報の評価に関する研究は少ない。また米国においては、格付の情報伝達機能を検証する対象がMoody'sおよびS&Pに限られているが、日本においては、米国系のこれらに加えて、日系の格付情報センター（R&I）および日本格付研究所（JCR）が活動している。よって、これら格付機関から発信される格付情報が日本の市場からどのように見られているのか、検討することは興味深い。格付は格付機関固有の情報商品であり、その決定には財務情報等の定量データのみではなく、格付機関独自の意見が定性的に含められている。そのため、たとえばMoody'sやS&P等が企業の同じ財務情報や経営指標等に基づいて格付を行っても、同じ格付になるとは限らない。

本稿は、金融庁から認定を受けている5つの格付機関のうち、格付企業数の少ないFitch Ratingsを除く、Moody's, S&P, JCR, R&Iの4格付機関が持つ格付の情報伝達機能を検証する。その際、これら4格付け機関が共通に格付を付与している55社のデータに基づいて分析を進める。具体的には、以下の問題を検討する。

- 同一企業に対して格付機関が付与する格付の変更に違いがあるのか。また、それぞれの格付変更に対する市場の反応に違いがあるのか。
- 格付変更の程度は、市場に与えるインパクトの大きさに比例するのか。
- 投資適格等級から投機的等級への格下げは、投資適格等級内や投機的等級内での格下げと比較するとき、市場に与えるインパクトの大きさに差があるのか。また、同様の格上げについて、インパクトの大きさに差があるのか。

- A 格, B 格, C 格内の同一格内に留まる格下げと, A 格から B 格へ,あるいは B 格から C 格への格下げとを比較するとき, 市場に与えるインパクトの大きさに差があるのか。また, 同様の格上げについて, インパクトの大きさに差があるのか。
- 前回の格付変更から今回の変更までの時間間隔の長さが, 市場に与えるインパクトの大きさに差があるのか。

本稿は次のように構成される。第 2 節においてアナウンスメント効果の検出方法について, 第 3 節において利用するデータについて説明する。第 4 節において具体的にデータを分析する。その際, 時系列分析の手法およびクロスセクション分析の手法を適用する。第 5 節において結果をまとめる。

2. 方 法

アナウンスメント効果を検証するために, 異常リターン (abnormal return) を利用する。以下, Campbell, Lo, and MacKinlay (1997) に基づいて分析の方法を説明する。

一般に時点 τ を, 格付変更というイベント毎に考え, イベント発生日を $\tau = 0$ とする。 $\tau = 0$ の前後の期間を, 推定ウィンドウ (Est W), イベント・ウィンドウ (Event W), イベント後ウィンドウ (Post Event W) の 3 期に分ける。Est W として, $\tau = T_1 + 1$ 期から T_2 期を定め, この期間 $L_1 (= T_2 - T_1)$ を 250 営業日とする。続いて Event W として, $\tau = T_2 + 1$ 期から T_3 期を定め, この期間を $L_2 (= T_3 - T_2)$ とする。具体的には格付変更日の前後に各 20 営業日ずつ取り, $L_2 = 41$ 営業日とする。この時, $\tau = 0 \in [T_2 + 1, T_3]$ である。

次のマーケットモデルを考える。

$$R_i = X_i \theta_i + \epsilon_i, \quad (1)$$

$$E[\epsilon_i | X_i] = 0, \quad \epsilon_i \sim N(0, \sigma_{\epsilon_i}^2).$$

ここで, $R_i = [R_{iT_1+1}, \dots, R_{iT_2}]'$ は, Est Wにおける株式*i*の収益率の $L_1 \times 1$ のベクトルである。 X_i は $L_1 \times 2$ の行列で, 第1列はすべての要素が1のベクトル, 第2列は日経225の収益率のベクトル $R_m = [R_{mT_1+1}, \dots, R_{mT_2}]'$ である。 $\theta_i = [\alpha_i, \beta_i]'$ は 2×1 のパラメータ・ベクトルである。

一般的な条件および(1)式の仮定から, θ_i の最小二乗推定量 $\hat{\theta}_i$ は一致性と有効性を持つ。 $\hat{\theta}_i$ を使ってEvent Wにおける予測を行ったときの予測誤差を以下のように推定する。

$$\hat{\epsilon}_i^* = R_i^* - X_i^* \hat{\theta}_i. \quad (2)$$

ここで, $R_i^* = [R_{iT_2+1}, \dots, R_{iT_3}]'$ は, Event Wにおける株式*i*の収益率の $L_2 \times 1$ のベクトルである。 X_i^* は $L_2 \times 2$ の行列であり, 第1列はすべての要素が1のベクトル, 第2列は日経225の収益率のベクトル $R_m^* = [R_{mT_2+1}, \dots, R_{mT_3}]'$ である。 $\hat{\epsilon}_i^*$ が異常リターンのベクトルである。

「格付の変更は株価の収益率に影響を与えない」という帰無仮説 H_0 を考える。 H_0 の下で, X_i^* を条件付けた $\hat{\epsilon}_i^*$ の分布は次の正規分布に従うと考えて良い。

$$\hat{\epsilon}_i^* \sim N(0, V_i), \quad (3)$$

$$E[\hat{\epsilon}_i^* | X_i^*] = 0,$$

$$V_i = E[\hat{\epsilon}_i^* \hat{\epsilon}_i^{*'} | X_i^*] = I\sigma_{\epsilon_i}^2 + X_i^* (X_i^{*'} X_i^*)^{-1} X_i^{*'} \sigma_{\epsilon_i}^2.$$

ここで I は, $L_2 \times L_2$ の単位行列である。

次に, 異常リターンを各株式について集計する。このとき, 各Event Wの歴時間が重なっていないように取る。すると, 各Event Wにおける異常リターンは独立であるとみなすことができる。

格付変更の数を N とする。以下, 各株式について格付変更が一回ずつ行なわれたという前提の下で説明を進める。まず, 株式*i*についてEvent W内の異常リターンを集計する。 γ を要素がすべて1の $L_2 \times 1$ ベクトルとし, Event Wにおける株式*i*の累積異常リターンを $\widehat{CAR}_i(T_2, T_3)$ と表し,

$$\widehat{CAR}_i(T_2, T_3) = \gamma' \hat{\epsilon}_i^* \quad (4)$$

と定義する。(3)より, H_0 の下で,

$$\widehat{CAR}_i(T_2, T_3) \sim N(0, \sigma_i^2(T_2, T_3)), \quad (5)$$

$$\sigma_i^2(T_2, T_3) = \text{Var}[\widehat{CAR}_i(T_2, T_3)] = \gamma' V_i \gamma \quad (6)$$

となる。

次に, \widehat{CAR} を標準化した \widehat{SCAR}

$$\widehat{SCAR}_i(T_2, T_3) = \frac{\widehat{CAR}_i(T_2, T_3)}{\hat{\sigma}_i(T_2, T_3)}. \quad (7)$$

を考える。 H_0 の下で, $\widehat{SCAR}_i(T_2, T_3)$ は自由度 $(L_2 - 2)$ の t 分布に従い, その分散は $(L_2 - 2)/(L_2 - 4)$ となる。 L_2 が十分大きいとき, $\widehat{SCAR}_i(T_2, T_3)$ は正規分布で近似できる。

Event W における各異常リターンが独立していることを利用し, 各株式について平均した統計量

$$\overline{CAR}(T_2, T_3) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \widehat{CAR}_i(T_2, T_3), \quad (8)$$

$$\overline{SCAR}(T_2, T_3) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \widehat{SCAR}_i(T_2, T_3) \quad (9)$$

を考える。

H_0 の下で, $\overline{SCAR}(T_2, T_3)$ は平均が 0, 分散が $(L_2 - 2)/(N(L_2 - 4))$ の正規分布で近似できる。これを標準化すると, 次の検定統計量 J_1 を得る。

$$J_1 = \left(\frac{N(L_2 - 4)}{L_2 - 2} \right)^{0.5} \overline{SCAR}(T_2, T_3) \quad (10)$$

検定には, H_0 の下で, J_1 が漸近的に標準正規分布に従うことを利用する。

以上の検定方式は, 株価収益率が正規分布に従うという仮定の下で導かれている。これに対し, Corrado (1989) が提案したノンパラメトリックな方法もある。Corrado の方法は, 分布の非対称性や非正規性に対する頑健性を持っている。Corrado の方法では, データの順位を利用する。まず各株式 i について異常リターンを順位づける。イベント時点 τ に対して, $K_{i\tau}$ を株式 i における異常リターンの順位とする。 H_0 の下で, 順位の期待値は $(L_2 + 1)/2$ となる。

Corrado (1989) は、次の検定統計量 J_2 を提案した。

$$J_2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(K_{i0} - \frac{L_2 + 1}{2} \right) / s(L_2), \quad (11)$$

$$s(L_2) = \sqrt{\frac{1}{L_2} \sum_{\tau=T_2+1}^{T_3} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(K_{i\tau} - \frac{L_2 + 1}{2} \right) \right)^2}.$$

H_0 の下で、 J_2 は漸近的に標準正規分布に従う。

3. データ

分析対象企業として、東京証券取引所の上場企業のうち、日米の格付機関 Moody's, S&P, JCR, R&I が共通に格付している 55 社を取り上げる。4 格付機関がそれぞれ格付している企業数の変動を表 1 に示す。

格付の公表データについては、Moody's, S&P, R&I の格付は発行体格付あるいは長期格付を用いている。JCR の格付においては、明確に長期あるいは発行体格付としていないため、各社債ごとに発表される格付を検証し、その格付がすべて同じであったことより、そのままの格付を用いている。また、Jewell and Livingston (1999) 等の先行研究に習い、各格付機

表 1 4 格付機関による格付け企業数の推移

格付機関		1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Moody's	格付企業数	220	226	235	239	248	257	269
	平均格付け	15.12	15.07	14.98	14.42	14.33	14.39	14.36
S&P	格付企業数	60	95	138	170	251	258	261
	平均格付け	18.07	16.51	15.36	14.76	14.00	13.66	13.61
JCR	格付企業数	401	443	466	489	492	500	506
	平均格付け	15.49	15.51	15.54	15.44	15.76	15.85	15.72
R&I	格付企業数	422	424	736	707	717	649	628
	平均格付け	16.67	16.78	16.14	15.50	15.36	15.60	15.56

注：各社公表資料より作成

関の格付をAAA格（22）からD格（1）までの22段階としている。投資適格は、BBB－格（13）以上であり、それ未満は投機的等級とされている。サンプル期間は、2000年1月1日～2002年12月31日である。格付データは日次ベースで、各格付機関および対象企業に格付け変更を問い合わせることによって入手した。各社の株価および日経225データは、日経NEEDSから入手した。

格付機関毎の格上げ、格下げを集計したものを表2に示す。同じ企業を格付けしていても、格付機関によって格付の上げ下げの大きさが異なり、格付機関によって評価の基準に違いがあると判断できる。特に、Moody'sの場合、格付変更数が他社と比べ非常に少なく、格付変更に関してより慎重な態度を取っていると考えられる。

表2 格付の変更

格付機関	変更	データ数	平均	標準偏差	最小	最大	No	Rate
Moody's	格下げ	10	-1.3	0.483	-2	-1	6	60.0%
	格上げ	2	1.0	0.000	1	1	0	0.0%
S&P	格下げ	27	-1.3	0.734	-3	-1	21	77.8%
	格上げ	14	1.1	0.535	1	3	11	78.6%
JCR	格下げ	22	-1.0	0.213	-2	-1	16	72.7%
	格上げ	3	1.0	0.000	1	1	3	100.0%
R&I	格下げ	30	-1.2	0.407	-2	-1	22	73.3%
	格上げ	3	1.3	0.577	1	2	3	100.0%

注：Noは、イベント日前2ヶ月以内に他の格付け機関による格付け変更がない場合の数である。Rateは、No / データ数 × 100を表す。

また、格付総変更数の中で、他の格付機関が格付を変更しないで、特定の格付け機関のみが変更する割合は約70%であり、各格付機関がほぼ独自の評価方法で格付していることを表している。なお、分析に当たってEvent Wが重なっている場合は、予め取り除いている。

4. 分析

本節では、Event W における格付変更による異常リターンを測り、時系列およびクロスセクションでの影響を分析する。

4.1 格付変更のインパクト—時系列分析—

4.1.1 格下げの場合

表3に、格下げの場合の格付け機関別の時点 τ に対する各種統計量の値を示す。表3において、 $J_{1\overline{CAR}}$ は、累積異常リターンの平均 \overline{CAR} に対する検定統計量 J_1 の値を表す。 $\bar{\epsilon}$ は時点 τ における各株式の異常リターンの平均である（記法を簡単にするため、 ϵ^* を ϵ と表示している）。 $J_{1\bar{\epsilon}}$ 、 $J_{2\bar{\epsilon}}$ はそれぞれ $\bar{\epsilon}$ に対する検定統計量 J_1 、 J_2 の値を表す。

τ に対する \overline{CAR} の変動を図1に示す。これより、格付機関ごとの変動パターンが大きく異なることが読み取れる。

Moody's の格付変更を見ると（表3-1参照）、イベント発生日よりかな

図1 格下げ時の累積異常リターン

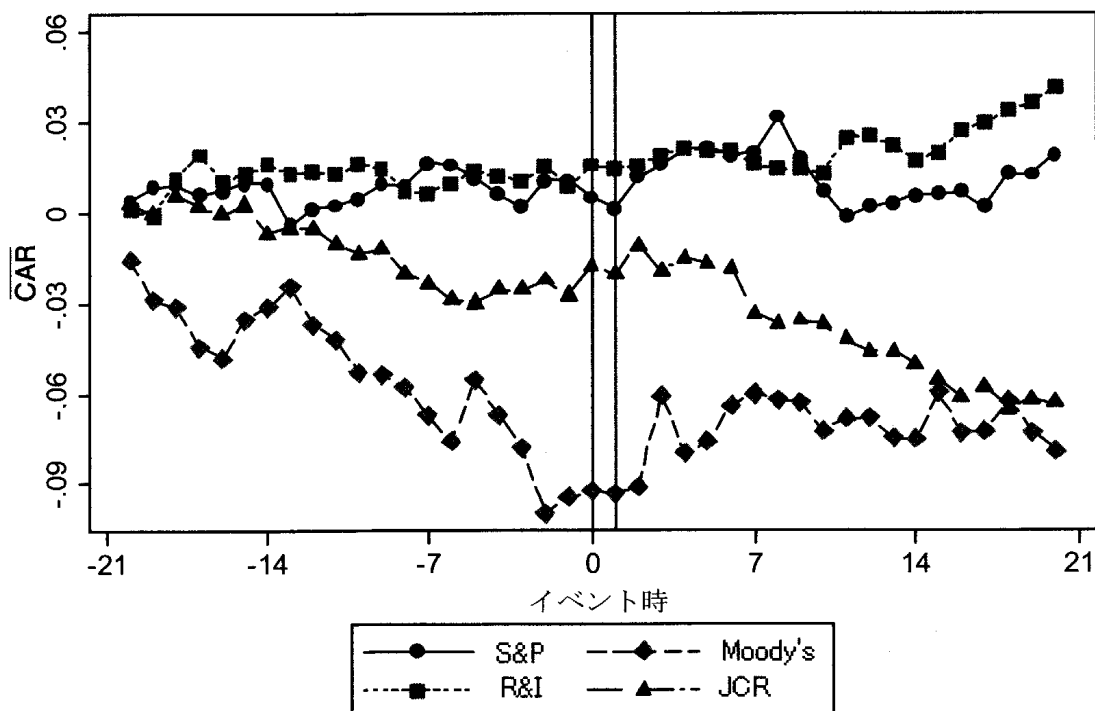


表 3-1 格下げの場合

τ	Moody's					S&P				
	CAR	J_{ICAR}	$\bar{\varepsilon}$	$J_{1\varepsilon^-}$	$J_{2\varepsilon^-}$	CAR	J_{ICAR}	$\bar{\varepsilon}$	$J_{1\varepsilon^-}$	$J_{2\varepsilon^-}$
-20	-0.016	-1.499	-0.016	-1.499	-1.056	0.004	0.862	0.004	0.862	0.351
-19	-0.029	-2.214	-0.013	-1.637	-0.862	0.009	1.273	0.005	0.943	1.027
-18	-0.031	-1.881	-0.002	-0.133	-0.167	0.010	0.985	0.001	-0.091	0.025
-17	-0.044	-2.319	-0.013	-1.398	-1.390	0.006	0.461	-0.003	-0.782	-1.503
-16	-0.048	-2.250	-0.004	-0.410	-0.028	0.007	0.765	0.001	0.798	0.138
-15	-0.036	-1.581	0.013	1.169	1.640	0.010	0.792	0.002	0.242	0.075
-14	-0.031	-1.308	0.005	0.409	1.084	0.010	0.643	0.000	-0.240	0.263
-13	-0.024	-1.000	0.006	0.623	1.112	-0.004	-0.337	-0.014	-2.686	-2.179
-12	-0.037	-1.379	-0.013	-1.345	-1.668	0.002	-0.080	0.005	0.724	0.551
-11	-0.042	-1.504	-0.005	-0.645	-0.361	0.003	-0.095	0.001	-0.061	0.413
-10	-0.053	-1.729	-0.011	-1.019	-0.056	0.005	0.147	0.002	0.811	1.691
-9	-0.054	-1.639	-0.001	0.053	0.862	0.009	0.453	0.004	1.108	0.902
-8	-0.058	-1.675	-0.004	-0.379	-1.112	0.009	0.368	0.000	-0.246	-0.338
-7	-0.067	-1.833	-0.009	-0.847	-0.361	0.016	0.819	0.007	1.775	0.839
-6	-0.076	-1.982	-0.009	-0.850	-0.306	0.016	0.623	0.000	-0.665	-0.288
-5	-0.055	-1.361	0.021	2.290	1.945	0.012	0.459	-0.005	-0.579	-0.376
-4	-0.067	-1.528	-0.012	-0.894	-0.083	0.006	0.209	-0.005	-1.013	-1.064
-3	-0.078	-1.644	-0.011	-0.700	-0.278	0.002	-0.054	-0.004	-1.111	-0.739
-2	-0.100	-2.116	-0.022	-2.356	-1.890	0.011	0.269	0.009	1.450	1.490
-1	-0.095	-1.945	0.005	0.540	1.112	0.011	0.250	0.000	-0.050	-0.025
0	-0.093	-1.833	0.002	0.284	0.917	0.005	0.039	-0.006	-0.983	-1.315
1	-0.093	-1.814	-0.001	-0.131	0.222	0.002	-0.147	-0.004	-0.901	-1.102
2	-0.091	-1.766	0.002	0.027	-0.556	0.012	0.313	0.010	2.284	1.691
3	-0.061	-1.190	0.030	2.738	1.473	0.016	0.432	0.004	0.654	0.639
4	-0.080	-1.523	-0.019	-1.872	-1.139	0.021	0.576	0.005	0.811	0.313
5	-0.076	-1.420	0.004	0.391	0.306	0.022	0.604	0.001	0.216	-0.363
6	-0.064	-1.179	0.012	1.153	1.251	0.019	0.472	-0.003	-0.655	-0.501
7	-0.060	-1.086	0.004	0.389	0.167	0.020	0.538	0.001	0.421	0.413
8	-0.062	-1.131	-0.002	-0.363	-0.028	0.032	0.778	0.012	1.419	-0.025
9	-0.063	-1.142	-0.001	-0.181	-0.611	0.018	0.310	-0.014	-2.615	-1.991
10	-0.073	-1.252	-0.010	-0.777	-0.500	0.007	-0.057	-0.011	-2.134	-1.603
11	-0.068	-1.159	0.004	0.428	0.083	-0.001	-0.374	-0.009	-1.882	-1.165
12	-0.068	-1.146	0.000	-0.039	-0.139	0.002	-0.320	0.003	0.292	0.063
13	-0.075	-1.227	-0.007	-0.615	-0.889	0.003	-0.233	0.001	0.506	0.401
14	-0.075	-1.230	0.000	-0.143	-0.195	0.006	-0.100	0.002	0.812	0.225
15	-0.060	-0.967	0.015	1.562	1.890	0.006	-0.131	0.000	-0.200	0.313
16	-0.073	-1.135	-0.013	-1.186	-1.390	0.007	-0.188	0.001	-0.380	-0.351
17	-0.073	-1.114	0.000	0.024	0.028	0.002	-0.387	-0.005	-1.323	-0.989
18	-0.062	-0.914	0.010	1.226	2.001	0.013	-0.007	0.011	2.511	2.467
19	-0.073	-1.069	-0.010	-1.142	-0.973	0.013	0.062	0.000	0.482	0.651
20	-0.079	-1.143	-0.006	-0.602	-0.056	0.019	0.251	0.006	1.326	0.977

表 3-2 格下げの場合

τ	JCR					R&I				
	\overline{CAR}	J_{ICAR}	$\bar{\varepsilon}$	$J_{1\bar{\varepsilon}}$	$J_{2\bar{\varepsilon}}$	\overline{CAR}	J_{ICAR}	$\bar{\varepsilon}$	$J_{1\bar{\varepsilon}}$	$J_{2\bar{\varepsilon}}$
-20	0.003	0.619	0.003	0.619	1.048	0.002	0.100	0.002	0.100	0.818
-19	0.000	0.216	-0.003	-0.308	-0.112	-0.001	-0.518	-0.003	-0.836	-1.241
-18	0.006	0.798	0.006	1.083	1.927	0.012	1.270	0.013	2.940	1.159
-17	0.003	0.521	-0.004	-0.342	-0.150	0.019	2.008	0.008	1.833	0.573
-16	0.000	0.033	-0.003	-0.971	-0.898	0.011	0.726	-0.008	-2.410	-1.732
-15	0.003	0.137	0.003	0.268	0.711	0.013	0.866	0.002	0.491	0.805
-14	-0.007	-0.464	-0.010	-1.582	-1.291	0.016	0.996	0.004	0.526	0.627
-13	-0.005	-0.321	0.002	0.319	0.992	0.013	0.824	-0.003	-0.304	-0.150
-12	-0.005	-0.189	0.000	0.347	-0.449	0.014	0.747	0.001	-0.085	0.450
-11	-0.010	-0.376	-0.005	-0.626	0.000	0.013	0.376	-0.001	-1.065	-0.887
-10	-0.014	-0.546	-0.003	-0.637	0.243	0.016	0.568	0.003	0.715	-0.205
-9	-0.012	-0.466	0.002	0.199	0.393	0.015	0.360	-0.001	-0.657	-0.641
-8	-0.020	-0.841	-0.008	-1.451	-1.235	0.007	-0.255	-0.008	-2.202	-1.759
-7	-0.023	-0.897	-0.003	-0.345	-0.636	0.007	-0.265	0.000	-0.078	0.095
-6	-0.029	-1.199	-0.005	-1.331	-1.197	0.010	-0.088	0.003	0.665	0.736
-5	-0.030	-1.129	-0.001	0.126	-0.131	0.014	0.107	0.005	0.780	0.355
-4	-0.025	-0.964	0.004	0.548	0.692	0.012	-0.104	-0.002	-0.878	-1.200
-3	-0.026	-0.852	0.000	0.369	0.898	0.011	-0.150	-0.001	-0.204	-0.082
-2	-0.022	-0.744	0.003	0.378	0.449	0.016	0.107	0.005	1.138	1.105
-1	-0.027	-0.845	-0.005	-0.566	-0.992	0.009	-0.259	-0.007	-1.670	-2.032
0	-0.018	-0.408	0.010	1.979	2.376	0.016	0.148	0.007	1.893	1.568
1	-0.020	-0.565	-0.003	-0.820	-0.711	0.015	0.079	-0.001	-0.339	-0.464
2	-0.011	-0.248	0.010	1.523	1.497	0.016	0.041	0.001	-0.174	-0.259
3	-0.020	-0.614	-0.009	-1.903	-2.451	0.019	0.297	0.003	1.320	0.846
4	-0.015	-0.425	0.004	0.924	1.048	0.021	0.404	0.002	0.595	0.641
5	-0.017	-0.509	-0.001	-0.499	-0.056	0.020	0.257	-0.001	-0.740	-0.286
6	-0.019	-0.514	-0.002	-0.086	0.355	0.021	0.225	0.000	-0.136	-0.109
7	-0.034	-1.169	-0.015	-3.708	-1.403	0.016	0.133	-0.004	-0.495	-0.641
8	-0.037	-1.357	-0.003	-1.195	-0.337	0.014	-0.065	-0.002	-1.107	-1.296
9	-0.036	-1.321	0.001	0.060	0.393	0.015	-0.152	0.000	-0.495	-0.927
10	-0.037	-1.238	-0.001	0.347	0.468	0.013	-0.216	-0.001	-0.392	-0.355
11	-0.042	-1.434	-0.005	-1.307	-0.973	0.025	0.290	0.012	3.002	2.182
12	-0.046	-1.530	-0.004	-0.736	-0.636	0.026	0.285	0.001	0.006	-0.655
13	-0.046	-1.412	0.000	0.561	0.599	0.022	0.215	-0.003	-0.400	0.014
14	-0.050	-1.531	-0.004	-0.895	-1.179	0.018	-0.021	-0.005	-1.464	-1.118
15	-0.055	-1.669	-0.005	-1.030	0.243	0.020	-0.057	0.002	-0.234	-0.232
16	-0.061	-1.781	-0.006	-0.895	0.037	0.028	0.253	0.008	2.007	1.568
17	-0.058	-1.644	0.004	0.719	0.935	0.030	0.244	0.003	-0.026	-0.586
18	-0.065	-1.894	-0.008	-1.837	-1.721	0.034	0.395	0.004	1.048	0.627
19	-0.062	-1.726	0.003	0.973	0.449	0.036	0.488	0.002	0.690	0.750
20	-0.063	-1.725	-0.001	-0.161	0.804	0.042	0.780	0.006	2.058	1.937

り前から株式の異常リターンが下落し始めている。検定統計量 $J_{1\overline{CAR}}$ の値より、イベント発生日よりかなり前から \overline{CAR} が有意にゼロではないことが分かる。しかし、イベント発生日における異常リターン $\bar{\epsilon}$ はむしろ増加し(0.002)、その翌日には減少している(-0.001)。これらに対する各検定統計量の値は、 $J_{1\bar{\epsilon}}=0.284$ (-0.131)、 $J_{2\bar{\epsilon}}=0.917$ (0.222)であり、有意ではない。これは、Moody'sの格付変更情報は市場に対するアナウンスメント効果を持つとはいえないことを意味する。この原因として、Moody'sは格下げに対して慎重な態度を取っているため、Moody'sが格下げを行う前に市場はすでにその情報を価格に織り込んでいるためと考えられる。そのためサンプル企業に対していえば、Moody'sの格下げの公表時には市場に新たな情報を提供していない。すなわち、対象企業に格付を付与するときに、Moody'sは、公表された情報を使うウェイトが高いといえる。また、異常リターンが公表以前から下落している理由として、ウォッチ(見直し)情報の公表に市場が反応している可能性があると考ええる。

S&Pについては、Moody'sとは異なり、イベント発生日前では \overline{CAR} は有意に減少していない。しかし、イベント発生日および翌日における異常リターン $\bar{\epsilon}$ は2営業日連続して減少している。イベント発生日の異常リターンの値(-0.006)に対するノンパラメトリック検定統計量 $J_{2\bar{\epsilon}}$ の値は-1.315であり、有意水準10%の片側検定で有意である。また、イベント発生日とその翌日の異常リターンを合計すると、-0.010(=-0.006-0.004)となり、これに対する検定統計量は $J_1=-1.330$ より、有意水準10%の片側検定で有意となる。まとめると、S&Pに関しては、格下げ情報がアナウンスされるまで市場はあまり変化しないが、実際の格下げ日およびその翌日には株価収益率が有意に減少している。言い換えれば、S&Pによる格下げ情報は、市場に新たな情報をもたらしている。S&Pが格下げを実行する際、Moody'sより非公開情報のウェイトを大きく取っていると思われる。

JCRについては(表3-2参照)、イベント発生日までの \overline{CAR} およびイベント発生日における異常リターン $\bar{\epsilon}$ は、有意に下がっていない。つまり、

JCRの格下げ情報は、市場に影響を与えているとはいえない。ただし、 $\tau = 8$ から \overline{CAR} は有意に下がっており、この下落は、格下げによるものなのか、それとも他の原因によるものなのかは、識別できない。

R&I については、格下げ情報の公表は市場に対してほとんど影響を与えていない。サンプル企業に対する格下げを公表しても、異常リターン $\bar{\epsilon}$ が逆に上昇しており、予想外の反応が市場で生じている。R&Iの格付けは市場からあまり信用されていないのではないかと考えられる。

米国の研究では、Moody'sとS&Pによる格付変更情報に対する市場の反応に差が見られなかったが、共通会社を対象に分析した結果、格付機関によって、格付変更に対する反応が大きく違うことが見出された。特に米国系のMoody'sおよびS&Pの間に差があることが見出されたことは、既存の研究の結果と異なる。

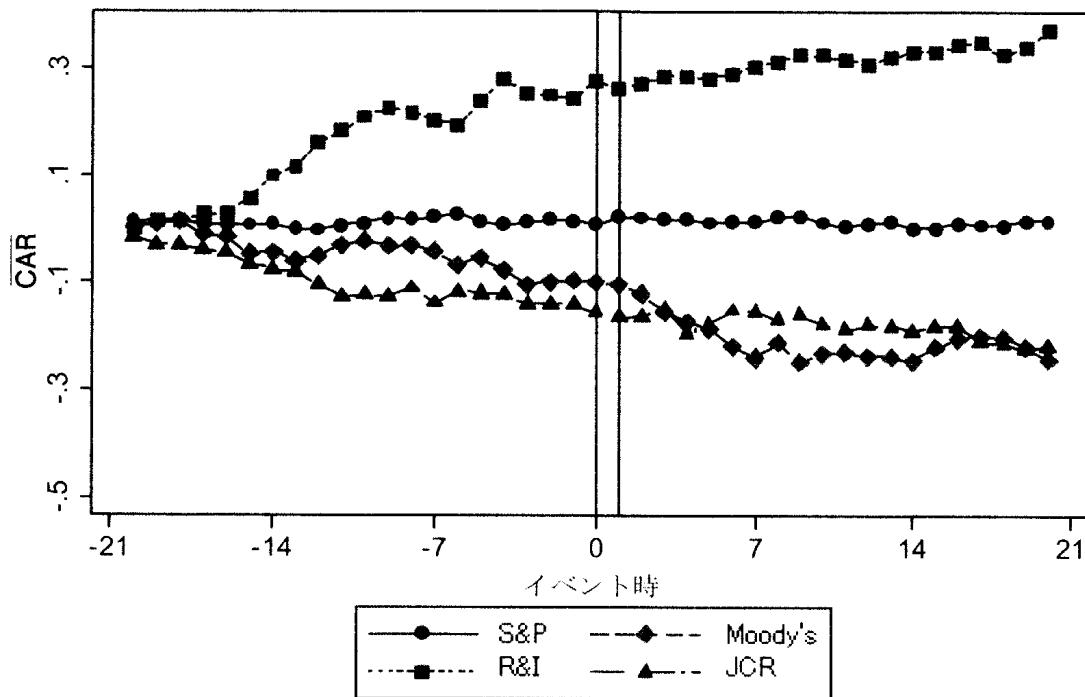
4.1.2 格上げの場合

表4に、格上げの場合の格付機関別のイベント時点 τ に対する各種統計量の値を示す。各検定統計量の記号は、表3と同様である。また、累積異常リターン \overline{CAR} のEvent W 内の変動を図2に表す。

しかし表2から分かるように、格上げ数がS&P以外は少ないため、他の格付機関についての分析結果は信頼性がなく、以下はS&Pだけを取り上げて分析する。

表4および図2を見ると、イベント発生日前では、異常リターンはあまり変動していないが、イベント発生日の翌日だけを見ると、 $\bar{\epsilon} = 0.012$ に対する各統計量の値が、 $J_{1\bar{\epsilon}} = 1.746$ 、 $J_{2\bar{\epsilon}} = 1.236$ なので、有意水準10%の片側検定で異常リターンが0より有意に大きいことが分かる。つまり、S&Pに関して、格上げ時にアナウンスメント効果があるといえる。これは、米国の格付機関に関する既存の研究の結果と異なる。

図 2 格上げ時の累積異常リターン



4.2 格付変更のインパクト—クロスセクション分析—

格付変更情報が市場に与える影響に関して、以下に示す仮説を設定し、クロスセクション分析により検証する。

- ・仮説 1：格付変更のノッチ数は、市場に与えるインパクトの大きさに比例する。
- ・仮説 2：投資適格等級から投機的等級への格下げは、他の格下げに比べて市場に与えるインパクトが大きい。
- ・仮説 3：A 格、B 格、C 格のクラス間の格下げは、クラス内での格下げに比べて市場に与えるインパクトが大きい。
- ・仮説 4：前回の格下げから今回の格下げまでの間隔の長さは、市場に与えるインパクトに比例する。

これらの仮説を検証するために、次に示す回帰モデルを考える。

$$\begin{aligned}
 \epsilon_i^* &= \alpha_0 + \alpha_1(change_i) + \alpha_2(grade_i) \\
 &\quad + \alpha_3(dfci_i) + \alpha_4(cross_i) + \eta_i \\
 \eta_i &\sim N(0, \omega_i),
 \end{aligned} \tag{12}$$

表 4-1 格上げの場合

τ	Moody's					S&P				
	\overline{CAR}	J_{ICAR}	$\bar{\varepsilon}$	$J_{1\varepsilon}$	$J_{2\varepsilon}$	\overline{CAR}	J_{ICAR}	$\bar{\varepsilon}$	$J_{1\varepsilon}$	$J_{2\varepsilon}$
-20	0.002	0.087	0.002	0.087	0.480	0.012	1.492	0.012	1.492	1.499
-19	0.010	0.375	0.008	0.444	0.779	0.015	1.416	0.003	0.515	0.668
-18	0.014	0.429	0.004	0.215	0.839	0.014	0.988	-0.001	-0.291	-0.608
-17	-0.011	-0.276	-0.025	-1.304	-1.259	0.008	0.370	-0.006	-0.972	-1.479
-16	-0.016	-0.353	-0.005	-0.240	0.240	0.006	0.135	-0.002	-0.439	0.000
-15	-0.046	-0.961	-0.031	-1.590	-1.319	0.006	0.199	0.000	0.192	-0.020
-14	-0.044	-0.832	0.003	0.150	0.659	0.008	0.219	0.002	0.090	-0.142
-13	-0.060	-1.073	-0.016	-0.838	-0.779	-0.001	-0.263	-0.010	-1.332	-1.560
-12	-0.051	-0.867	0.008	0.440	0.779	-0.003	-0.300	-0.001	-0.162	-0.020
-11	-0.031	-0.475	0.021	1.113	1.259	0.004	0.018	0.007	0.967	1.580
-10	-0.025	-0.366	0.006	0.288	0.719	0.010	0.261	0.006	0.828	1.357
-9	-0.033	-0.472	-0.008	-0.428	-0.240	0.018	0.515	0.008	0.940	0.182
-8	-0.031	-0.414	0.002	0.144	0.659	0.016	0.370	-0.002	-0.456	0.182
-7	-0.044	-0.577	-0.013	-0.687	-0.240	0.022	0.552	0.005	0.745	0.506
-6	-0.066	-0.851	-0.022	-1.172	-1.019	0.027	0.704	0.005	0.684	0.506
-5	-0.054	-0.668	0.012	0.634	0.959	0.013	0.149	-0.015	-2.198	-3.221
-4	-0.076	-0.919	-0.022	-1.155	-1.379	0.008	-0.052	-0.004	-0.827	-0.628
-3	-0.104	-1.224	-0.028	-1.460	-1.678	0.013	0.016	0.004	0.297	0.608
-2	-0.100	-1.143	0.004	0.211	0.659	0.017	0.123	0.004	0.486	0.324
-1	-0.098	-1.086	0.002	0.119	0.539	0.015	0.035	-0.002	-0.393	-0.932
0	-0.100	-1.082	-0.002	-0.114	0.240	0.009	-0.122	-0.006	-0.747	-0.689
1	-0.104	-1.096	-0.004	-0.202	0.060	0.020	0.241	0.012	1.746	1.236
2	-0.121	-1.256	-0.018	-0.931	-0.959	0.020	0.207	-0.001	-0.142	0.162
3	-0.153	-1.549	-0.031	-1.655	-1.498	0.017	0.139	-0.002	-0.322	-0.365
4	-0.171	-1.700	-0.019	-0.966	-0.539	0.016	0.079	-0.001	-0.299	-0.527
5	-0.186	-1.808	-0.015	-0.769	-0.539	0.011	-0.075	-0.005	-0.813	-0.668
6	-0.217	-2.061	-0.030	-1.589	-1.678	0.013	-0.048	0.001	0.142	0.284
7	-0.239	-2.223	-0.022	-1.139	-0.599	0.012	-0.050	0.000	-0.017	-0.405
8	-0.211	-1.923	0.028	1.447	1.858	0.021	0.060	0.009	0.624	0.932
9	-0.246	-2.205	-0.035	-1.812	-1.498	0.023	0.134	0.002	0.439	0.263
10	-0.232	-2.036	0.014	0.762	1.558	0.011	-0.183	-0.013	-1.854	-2.107
11	-0.229	-1.977	0.003	0.122	0.480	0.003	-0.332	-0.008	-0.904	-0.142
12	-0.235	-1.991	-0.006	-0.300	0.000	0.010	-0.123	0.008	1.229	1.215
13	-0.238	-1.984	-0.002	-0.162	0.000	0.013	-0.028	0.002	0.569	0.689
14	-0.244	-2.005	-0.006	-0.323	0.060	0.001	-0.337	-0.012	-1.947	-1.357
15	-0.220	-1.776	0.024	1.248	1.858	0.002	-0.298	0.001	0.211	0.486
16	-0.205	-1.628	0.015	0.795	1.558	0.010	-0.093	0.008	1.306	1.317
17	-0.199	-1.557	0.006	0.311	0.959	0.006	-0.145	-0.004	-0.342	-0.466
18	-0.201	-1.554	-0.002	-0.128	0.120	0.005	-0.149	-0.002	-0.038	0.344
19	-0.221	-1.684	-0.020	-1.038	-1.139	0.013	0.110	0.009	1.735	1.256
20	-0.243	-1.824	-0.022	-1.126	-0.959	0.015	0.118	0.002	0.079	-0.263

表 4-2 格上げの場合

τ	JCR					R&I				
	\overline{CAR}	J_{ICAR}	$\overline{\varepsilon}$	$J_{1\overline{\varepsilon}}$	$J_{2\overline{\varepsilon}}$	\overline{CAR}	J_{ICAR}	$\overline{\varepsilon}$	$J_{1\overline{\varepsilon}}$	$J_{2\overline{\varepsilon}}$
-20	-0.017	-1.112	-0.017	-1.112	-0.886	0.001	0.025	0.001	0.025	-0.460
-19	-0.032	-1.326	-0.015	-0.767	-0.560	0.015	0.736	0.014	1.021	0.307
-18	-0.032	-1.286	0.000	-0.362	0.093	0.015	0.593	0.000	-0.009	-0.716
-17	-0.039	-0.851	-0.007	0.520	0.047	0.026	0.901	0.011	0.781	-0.051
-16	-0.044	-0.656	-0.005	0.248	0.700	0.026	0.795	0.000	-0.022	-0.819
-15	-0.068	-1.785	-0.024	-2.942	-0.653	0.056	1.629	0.030	2.237	1.023
-14	-0.075	-1.795	-0.007	-0.399	0.047	0.097	2.638	0.041	3.040	1.432
-13	-0.081	-2.052	-0.005	-1.081	-0.886	0.115	2.941	0.018	1.370	0.358
-12	-0.104	-2.569	-0.024	-1.935	-1.259	0.157	3.778	0.043	3.084	2.046
-11	-0.127	-2.633	-0.022	-0.646	-0.513	0.180	4.113	0.023	1.714	0.870
-10	-0.122	-2.479	0.004	0.092	0.700	0.207	4.466	0.027	1.862	1.432
-9	-0.126	-2.301	-0.003	0.238	0.700	0.224	4.549	0.017	1.002	0.512
-8	-0.111	-1.752	0.014	1.680	1.586	0.215	4.184	-0.009	-0.654	-1.074
-7	-0.138	-2.359	-0.027	-2.587	-1.866	0.201	3.751	-0.014	-1.049	-0.819
-6	-0.117	-1.866	0.021	1.627	1.866	0.193	3.459	-0.008	-0.623	-1.023
-5	-0.120	-1.783	-0.003	0.078	0.093	0.236	4.073	0.043	3.017	2.456
-4	-0.123	-1.843	-0.002	-0.497	-0.047	0.277	4.594	0.041	2.779	1.791
-3	-0.140	-2.101	-0.018	-1.391	-1.119	0.251	4.069	-0.026	-1.706	-2.097
-2	-0.140	-2.094	0.001	-0.235	-0.047	0.248	3.893	-0.003	-0.231	-0.767
-1	-0.142	-2.152	-0.002	-0.509	-0.047	0.243	3.743	-0.005	-0.201	-1.023
0	-0.155	-2.273	-0.013	-0.837	-0.606	0.274	4.096	0.031	2.149	1.125
1	-0.165	-2.390	-0.010	-0.860	-0.606	0.261	3.787	-0.014	-1.021	-1.125
2	-0.163	-2.369	0.001	-0.176	0.233	0.269	3.809	0.009	0.566	0.102
3	-0.148	-2.152	0.015	0.817	1.399	0.284	3.920	0.014	1.021	0.460
4	-0.193	-2.736	-0.045	-3.302	-2.425	0.283	3.806	-0.001	-0.152	-0.409
5	-0.178	-2.505	0.015	0.940	1.213	0.279	3.698	-0.004	-0.150	-0.972
6	-0.152	-2.001	0.026	2.472	2.285	0.288	3.758	0.009	0.728	-0.153
7	-0.153	-1.955	-0.001	0.033	0.466	0.301	3.870	0.014	1.022	0.358
8	-0.170	-2.220	-0.017	-1.643	-0.560	0.311	3.902	0.010	0.607	0.051
9	-0.161	-2.057	0.009	0.697	0.700	0.322	3.950	0.011	0.712	0.205
10	-0.178	-2.232	-0.018	-1.247	-0.979	0.322	3.871	0.000	-0.036	-0.767
11	-0.188	-2.335	-0.010	-0.852	-0.560	0.316	3.730	-0.006	-0.458	-1.023
12	-0.179	-2.137	0.009	0.969	1.586	0.306	3.554	-0.009	-0.668	-1.074
13	-0.180	-2.166	-0.001	-0.406	0.187	0.317	3.615	0.011	0.749	0.102
14	-0.192	-2.253	-0.011	-0.770	-0.233	0.330	3.708	0.013	0.964	0.358
15	-0.180	-1.985	0.011	1.481	0.839	0.328	3.643	-0.002	-0.057	-1.023
16	-0.182	-1.966	-0.002	-0.072	0.326	0.340	3.718	0.012	0.843	0.205
17	-0.211	-2.355	-0.029	-2.768	-1.819	0.344	3.727	0.004	0.413	0.153
18	-0.214	-2.331	-0.003	-0.080	0.466	0.322	3.411	-0.022	-1.745	-1.279
19	-0.223	-2.386	-0.010	-0.592	-0.093	0.337	3.512	0.016	1.005	0.307
20	-0.219	-2.360	0.005	-0.045	0.233	0.369	3.795	0.032	2.264	1.023

ここで、 i は株式を表す。誤差項 η_i の分散 ω_i は株式 i によって異なってもよい。また、各変数の意味は以下のとおりである。

- ϵ_i^* ：異常リターン
- $change_i$ ：格付変動のノッチ（notch）の数
- $grade_i$ ：投資適格に関するダミー変数。BBB－以上（投資適格等級）からBBB－未満に変化したときに1を、それ以外には0を取る。
- dfc_i ：前回の格付変更日から今回の変更日までの日数。格付変更の間隔が長くなると前回の格付変更から受ける影響が小さいと考えられるので、Holthausen and Leftwich（1986）に倣って、60日を超えた場合は60日とする。
- $cross_i$ ：クラス間の格下げに関するダミー変数。AAAからAA，AAからA，AからBBB，BBからBのいずれかの変更が生じたときに1を、それ以外には0を取る。

格上げに関しても同様の回帰モデルを考える。ただし、 $grade$ と $cross$ は今回のサンプルにおいて該当するものが無かったため、説明変数には $change$ と dfc のみを用いている。

格付変更日に市場に有意に影響を与えたのはS&Pだけであるため、クロスセクションの分析はS&Pに関するデータのみを対象とする。

分析結果を表5に示す。表5より以下がわかる。

格下げの場合、 $change$ 、 $grade$ 、 dfc 、 $cross$ すべての説明変数が有意水準5%あるいは10%で有意となった。また仮説に従えば、各係数の符号は負になるべきであり、検定結果もそれと一致している。よって、格下げに関しては、仮説1から4のすべてが支持される。これに対して、格上げに関しては、どの説明変数も有意ではない。しかも、 dfc の符号は予想に反している。よって、仮説1から4はどれも支持されない。

表5 クロスセクション分析

変更		定数	<i>change</i>	<i>grade</i>	<i>dfc</i>	<i>cross</i>	データ数	Adj R2
格下げ	予想		(-)	(-)	(-)	(-)	27	0.078
	係数	0.167	-0.013	-0.139	-0.003	-0.040		
	標準誤差	0.066	0.007	0.051	0.001	0.020		
	<i>t</i> 統計量	2.530**	1.960*	-2.700**	-2.380**	-2.010*		
格上げ	予想		(+)		(+)		14	-0.166
	係数	0.021	0.001		-0.0002			
	標準誤差	0.020	0.004		0.0003			
	<i>t</i> 統計量	1.040	0.280		-0.670			

注：**と*はそれぞれ5%、10%有意を表す。標準誤差はWhite Estimator of Varianceを表す。Adj R2は自由度調整済の決定係数を表す。

5. 結 論

日本における格付機関の設立は1980年代であり、Moody'sやS&Pといった20世紀初頭に自然発生的に生まれてきた格付機関を持つ米国との歴史的な差は大きい。しかし日本においても、格付は信用リスクの指標として重要なものと考えられるようになってきており、また、アカデミズムの領域においてもその重要性の認識は急速に高まってきている。

米国では、格付けに関する広範囲の研究が行われており、また、市場においては投資判断の尺度として格付けが定着している。これに対して日本では、まだまだ米国並みとは言えない。しかし、認識は確実に高まってきており、存在意義も今後より一層増していくであろう。

本稿では、東京証券取引所に上場している企業のうち、Moody's、S&P、JCR、R&Iの4格付機関が共通して格付を付与している55社を対象として、格付変更のアナウンスメント効果のテストを通じて格付の情報伝達機能を検証した。得られた結果をまとめると、以下のようになる。

1. 1つの格付機関が格付変更を行っても、他の格付機関が変更を行わない割合が70%に達する。

2. 4 格付機関の格付情報に対する市場の反応には差が見られる。米国の研究では、Moody'sとS&Pの格付変更に対する市場の反応に差がないとされていたが、日本の市場においては両社の格付変更に対する反応が異なる。
3. 日本の市場において、S&Pの場合、格下げのみならず格上げにおいてもアナウンスメント効果が統計的に有意に認められる。
4. S&Pが付与する格付については、格下げの大きさに比例したインパクトを市場に与える。また、投資適格等級から投機的等級に格下げされた場合、市場に与えるインパクトはより大きい。
5. クラス間の格下げは、クラス内での格下げと比較して市場に与える影響が大きい。また、連続して格下げが行われる場合、その間隔が長ければ長いほど影響が大きくなる。

格付機関によって、同一企業に対する格付変更に相違があり、また格付変更に対する市場の反応に差が見られた。これらより格付機関は、格付を付与する際に、公表されている定量データのみで判断しているのではなく、独自の意見を含めっていると判断できる。

現在日本においては、Moody's およびS&Pとも300社程度の企業にしか格付を付与していない。米国並に格付を付与するようになれば、日系の格付機関であるJCRやR&Iとの比較も容易となるため、多数の企業に対して格付を付与することが望まれる。それにより、格付に対する研究もよりいっそう発展して行くものと考えられる。

参考文献

- [1] Campbell, John Y., Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay, 1997, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton: Princeton University Press. 祝迫得夫, 大橋和彦, 中村信弘, 本多俊毅, 和田賢治 (訳), ファイナンスのための計量分析, 共立出版, 2003.
- [2] Corrado, C., 1989, A Nonparametric Test for Abnormal Security-Price Performance in Event Studies, *Journal of Financial Economics*, 23, 385-395.

- [3] Dichev, Ilia D., and Joseph D. Piotroski, 2001, The Long-Run Stock Returns Following Bond Ratings Changes, *Journal of Finance*, 56, 173–203
- [4] Ederington, Louis H., and Jeremy C. Goh, 1998, Bond Rating Agencies and Stock Analysts: Who Knows What When?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33, 569–585
- [5] Ederington, Louis H., Jess B. Yawitz, and Brian E. Roberts, 1987, The Informational Content of Bond Ratings, *Journal of Financial Research*, 10, 211–226
- [6] Goh Jeremy C., and Louis H. Ederington, 1993, Is a Bond Rating Downgrade Bad News, Good News, or No News for Stockholders?, *Journal of Finance*, 48, 2001–2008
- [7] Griffin, Paul A., and Antonio Z. Sanvicente, 1982, Common Stock Returns and Rating Changes: A Methodological Comparison, *Journal of Finance*, 37, 103–119
- [8] Hand, John R. M., Robert W. Holthausen, and Richard W. Leftwich, 1992, The Effect of Bond Rating Agency Announcements on Bond and Stock Prices, *Journal of Finance*, 47, 733–752
- [9] Holthausen, Robert W., and Richard W. Leftwich, 1986, The Effect of Bond Rating Changes on Common Stock Prices, *Journal of Financial Economics*, 17, 57–89
- [10] Hsueh, Paul L., and David S. Kidwell, 1988, Bond Ratings: Are Two Better Than One?, *Financial Management*, 17, 46–53
- [11] Ingram, Robert W., Leroy D. Brooks, and Ronald M. Copeland, 1983, The Information Content of Municipal Bond Rating Changes: A Note, *Journal of Finance*, 38, 997–1003
- [12] Jewell, Jeff, and Miles Livingston, 1999, A Comparison of Bond Ratings from Moody's, S&P and Fitch IBCA, *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 8, 1–45
- [13] Kliger, Doron, and Oded Sarig, 2000, The Information Value of Bond Ratings, *Journal of Finance*, 55, 2879–2902
- [14] Pinches, George E., and J. Clay Singleton, 1978, The Adjustment of Stock Prices to Bond Rating Changes, *Journal of Finance*, 33, 29–44
- [15] Smith, L. Douglas, and Edward C. Lawrence, 1995, Forecasting Losses on a Liquidating Long-Term Loan Portfolio, *Journal of Banking and Finance*, 19, 959–985
- [16] Smith, L. Douglas, Susan M. Sanchez, and Edward C. Lawrence, 1996, A Comprehensive Model for Managing Credit Risk on Home Mortgage Portfolios, *Decision Sciences*, 27, 291–317

- [17] Wansley, James W., and T. M. Clauretie, 1985, The Impact of Credit Watch Placement on Equity Returns and Bond Prices, *Journal of Financial Research*, 8, 31-42
- [18] Weinstein, Mark I., 1977, The Effect of a Rating Change Announcement on Bond Price, *Journal of Financial Economics*, 5, 329-350