

長期債格付評価傾向の安定性に関する定量的分析

メタデータ	言語: jpn 出版者: 明治大学社会科学研究所 公開日: 2012-06-23 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 萩原, 統宏 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10291/13271

《個人研究（2006年度～2007年度）》

長期債格付評価傾向の安定性に関する定量的分析

萩原 統 宏☆

Rating on raters based on the consistency of rating tendency

Motohiro Hagiwara

1 はじめに

1-1 本研究の目的

企業評価において、同一の企業を評価すれば、評価者がだれで、どの時点であっても同一の評価をすることが理想である。しかし実際には、評価者によって異なった評価をする可能性を否定できない。本稿では、それを評価者の評価傾向と呼ぶことにする。本研究の目的は、日本国内外の主要な格付機関による長期債格付について、その評価傾向の時系列変化を定量的に捉えることによって、評価傾向の安定性、いわゆる格付の継続性について定量的に測定すること、および、その手法の提示である。この作業は、いわば格付の格付を試みるものであり、複数の格付機関について、その格付けの継続性に基づいて、優劣を論じることが可能になる事を期待するものである。格付の継続性とは、理想的な格付が満たすべき条件の一つであり、全ての情報が同じである場合には、時点が異なっても、常に同じ格付が与えられることを意味する。例えば、スタンダード・アンド・プアーズ社による「AAA、AA+、…、CC、D」なる、それぞれの格付が格付の利用者に伝える意味が、常に一定である場合、その格付は継続性をもつという。異なる時点間で評価傾向の差異を確認することによって、継続性を確認する場合、適時性という別の問題も考慮しなければならない。格付の適時性とは、格付決定とその基となる情報との間に時間的なずれが無いことを求めるものである。格付に基づく情報入手の時点と、実際の格付決定（または改訂）の時点の間には、実務上、ある程度のずれが生じると考えられ、この時間的なずれによって生じる評価傾向の差異は、継続性の欠如によって生じる評価傾向の差異と区別されるべきものである。しかしその区別は困難であり、本研究では考慮しないため、本研究においては「継続性」「適時性」という表現ではなく「安定性」という表現を使うことにしている。

格付情報の正確性を伝達する目的で、格付水準と累積デフォルト確率の関係を利用する場合がある。この場合、より高い格付を取得した債券は、より長期間にわたって、より低いデフォルト確率になる

☆商学部准教授

実績値が示される。しかし、この方法の場合、デフォルトが実際に発生しない限り格付の正確性が確認できない点と、デフォルト確率が高まれば格下げが行われることから、上述の格付水準と累積デフォルト確率の関係は格付機関自身の行動によって実現することができる点において、問題があると考えられる。これに対して、本研究は、格付の正確性を評価傾向の安定性に基づいて相対的に比較する手法を用いる。つまり、常に同一の評価傾向を維持する格付機関が格付の継続性・適時性の面で最も優れており、時点によって評価傾向が変化する格付機関が劣っていると判断する立場をとる。

1-2 関連する研究群

本稿は、企業評価情報として債券格付け情報、企業評価機関として格付け機関という想定に基づいて試論を提示する。S&P、Moody'sをはじめとする国際的な格付け機関による格付けは、企業あるいは国の資金調達コストに対して強い影響力をもつことに議論の余地は無い。2007年3月、金融庁はバーゼルIIに関連して保有資産の信用リスク・ウェイトの判定基準となる格付けを行う適格外部格付機関5社を公表した。これによって、格付機関にとって、バーゼルII関連格付という新たな事業分野が発生したことになり、我が国における格付機関の役割は今まで以上に重くなる。その一方で、格付の利用者の中には格付機関の活動に不信感を抱く向きもあり、特に格付の技術や格付機関の独立性の問題については、多くの研究者・実務家による議論が続けられている。

格付けに関する研究群の目的は、伝統的には、格付けの決定構造、および格付けの水準とデフォルト確率との関係の2点が中心的であった。一方、本研究のような異なる格付け機関による格付け比較を目的とする研究群、およびそれらの格付け間関係について分析する研究群は、格付けに関する研究群のうちでは比較的歴史が浅い。そのような研究群に属し、本研究の先行研究である主な研究群を以下に列挙しておく。

Cantor and Packer (1995) は、S&P、Moody'sだけでなくそれ以外の格付け機関からも格付けを取得する企業の性質について研究した。その結果、そのような企業は、投資適格か投資不適格かについて、S&PとMoody'sから異なる格付けを付与されている企業であることが確認された。

Kish, Hogan and Olson (1999) は、Moody'sとS&Pの格付けに対する市場の評価について比較を試みている。この研究は、情報媒体におけるMoody'sよりもS&Pの信頼性が高いとする評価について、そのような認識が市場に存在するかどうか、そしてそのことが経済的費用をもたらすかどうか確認した。具体的には、1986年から1996年までの企業の公募債について、格付けの違いによる影響が他の要因による影響とともに推定された。その結果、2つの格付け機関の格付けに対する市場の評価を測定する要因のうち、減債基金オプション条項を除く全ての要因について有意な影響が確認された。つまり、市場は双方の格付けに対して情報としての価値 (informational content) を見出しているものの、その評価の仕方は同質的ではなかった。また、2つの格付け機関に対する優劣が市場において判断されていることを示す結果は得られなかった。

Jewell and Livingston (1999) は、格付け相互の影響を分析した点で特徴的であり、S&P、

Moodysから取得した格付けに対する、追加的に取得されたFitchによる格付けがもたらす影響を、社債の利回りデータに基づいて分析した。その結果、まず、Fitchから格付けを取得している企業は、取得していない企業に比べて、S&P、Moodysからより高い格付けを取得していることと、債券の利回りスプレッドもより小さいことが確認し、先行のThompson and Vaz (1990) を支持する結果を得ている。また、S&P、Moodysから異なる水準の格付けを取得している場合、Fitchの格付けが最終的に格付け水準を決定しており、市場における利回りスプレッドに影響していることが確認された。

依頼格付と非依頼格付に関しては、その格差の有無以外に多くの問題提起が行われてきた。例えば、格付け機関にとって非依頼格付を公表する動機はどこにあるのだろうか、また、依頼か非依頼かの適切な情報公開のあり方はどのようになるのか、と言う点などである。米国の金融当局は、非依頼格付の付与を制限してはしないものの、非依頼格付であることの公開の仕方に不適切なケースがあることに懸念を抱いている (Gasparino (1996))。依頼・非依頼の公表は、格付け機関によって扱い方が異なる。非依頼格付に関する懸念としては、まず、格付が低いのではないかとするものである (Baker and Mansi (2002))。非依頼格付を公表された企業は、その格付が低すぎて、信用面の評判を落とすと考えるならば、格付け機関に対して費用を払って、改めて格付を取得せざるを得ないように考えてしまう。非依頼格付の水準に関する豊富なデータに基づく最近の分析として、Poon and Firth (2005) は、銀行に対するFitchの非依頼格付 (Shadow Rating) に関して分析を行っている。その結果、依頼格付に比べて非依頼格付は低い水準にあり、低い非依頼格付を付与された銀行は、規模が小さく、財務内容が良好でない事実を確認した。

その一方で、格付が依頼に基づき対価と交換に行われる点について、米国における過去のエンロン問題、昨今のサブプライム・ローン問題は、深刻な問題を提起している。エンロン問題は、格付機関の能力について批判を巻き起こした。スタンダード・アンド・プアーズ、ムーディーズともに、エンロンに対して破産の4日前まで投資適格の格付を与えていたからである。また、サブプライム・ローン問題においては、サブプライム・ローンの証券化金融商品市場拡大に対して、依頼格付の付与を通じて格付機関が貢献したとする解釈が可能であり、さらに、商品が破綻する直前まで投資適格格付を与えられていた。このような事実に基づき、格付プロセスの不透明性が問題視されており、住宅ローン会社と格付け会社の関係が、世界的な信用危機と流動性不足問題に発展したサブプライム問題の発生にどの程度影響を与えたかについて重点的に調査されている。ムーディーズやフィッチの収入の90%は、証券発行企業からの依頼格付の手数料 (SEC (2003)) であり、潜在的に投資家よりも発行企業側に有利な格付が生じやすい状況にあり、格付機関の独立性において、疑問を抱かせやすい実態がある (Golin (2001), Baker and Mansi (2002))。政策的な動きとして、米証券取引委員会 (SEC) は、現在SECからNRSRO (公認格付機関) として認定されている格付け機関7社 (スタンダード・アンド・プアーズ・レーティング・サービシーズ、フィッチ、ムーディーズ・インベスターズ・サービシーズ、AMベスト・カンパニー、DBRS、日本格付研究所、格付投資情報センター) について、SECへの登録を認め、これら格付け会社はSECに対し格付け方法に関する情報を開示することで合意した。

このような実情および先行研究の示唆に基づけば、格付が依頼であるか非依頼であるかの区別と、格付情報の信頼性ととの関係については、慎重な評価が必要であると言える。我が国では、金融制度改革は着実に進んでいる昨今であるが、改めて、格付機関の重要性に鑑み、格付の役割・重要性、格付の質、格付プロセスの透明性、格付機関の独立性・利益相反性、格付機関の監督、格付産業の競争性・独占性等が検討されるべき時期に来ていると考える。

本稿の構成として、まず第2章において、長期債格付の評価傾向を定量化する枠組みについて、第3章において、評価傾向の安定性についての検定手法について説明する。次に、第4章において、分析対象となるデータベース、分析結果について述べる。最後に第5章において結論が述べられる。

2 評価傾向定量化の方法

本稿は、評価者の評価傾向を定量的に把握するためのモデルを、人事評価傾向定量化モデルを援用することによって提示する。本稿のモデルは、被評価企業の特性値（市場において公開される企業情報）と評価者の特性（評価傾向）に基づいて評価結果を比較、描写しようとするものである。人事評価における評価傾向の分析については、定性的、定量的両面から多くの研究群が存在する。定量的研究群は、評価者の評価傾向を複数のパラメータで定義し、分析を行う。その際、評価者の評価傾向を特徴づけるパラメータとして評価の平均と分散が用いられることが多いが、これらの指標は被評価者の特性値（顕在能力、執務態度）の影響を受けているため、平均が大きく分散が小さい場合でも、優れた被評価者がそろっているのか、評価者が甘い（評価傾向）のかを明確にすることができないという問題が存在した。これについて、本稿において援用されるモデル¹は、他人評価における評価者の評価傾向をパラメータとして組み込む点で特徴を持つ。このモデルは、被評価者の顕在能力、執務態度（業績、態度、能力）を表すパラメータ（被評価者の特性値）と、評価者の評価傾向を表す2種類のパラメータ（評価の甘さ・辛さを表すパラメータ、評価のバラツキの大きさを表すパラメータ）によって、評価データを模写しようとするものであり、評価データに対する被評価者の特性値による影響と、評価者の評価傾向による影響とを区別して把握することを可能にする。

2-1 定量化モデル

本研究における格付機関の評価傾向定量化モデルは、 m 社ある格付機関（添え字 i ）が、時点 t ($t = 1, 2, \dots, T$) において、 n 社ある被評価企業（添え字 j ）に対して、長期債格付 x_{ijt} を与えていると想定する。ここで格付 x_{ijt} は、実際にはカテゴリカルデータであるが、まず表 1 が示すように 0 から 21 までの数値化を行い、さらに定数項を発生させない目的で、式(1)における分析対象となる標本群

1 山下 (2000) 第3章参照。

表1 格付データの数値化

格付 (S&P, JCR, R&I)	格付 (Moody's)	数値
Aaa	AAA	21
Aa1	AA +	20
Aa2	AA	19
Aa3	AA -	18
A1	A +	17
A2	A	16
A3	A -	15
Baa1	BBB +	14
Baa2	BBB	13
Baa3	BBB -	12
Ba1	BB +	11
Ba2	BB	10
Ba3	BB -	9
B1	B +	8
B2	B	7
B3	B -	6
Caa1	CCC +	5
Caa2	CCC	4
Caa3	CCC -	3
Ca	CC +	2
C	CC	1
D	D	0

において平均0となるように基準化されている。格付 x_{ijt} は、被評価企業の特徴値 d_{jt} を説明変数とし、誤差 e_{ijt} を含んだ線形な関係

$$x_{ijt} = b_{it} + c_{it} \cdot d_{jt} + e_{ijt} \quad (1)$$

x_{ijt} : 数値化された長期債格付、観測可能

b_{it} 、 c_{it} : 格付の評価傾向を定量化するパラメータ

d_{jt} : 格付対象企業の特徴値

e_{ijt} : 誤差

によって決定されるとする。特徴値 d_{jt} は観測不可能であり推定値にすぎない。 d_{jt} は、格付 x_{ijt} の決定要因を一つの変数で数値化したものである。このような変数を含むモデルを利用する利点は、格付 x_{ijt} の決定構造推定に関する議論を回避できることであるが、格付機関の間で、格付の決定構造が同じであることを仮定していることになる。定数項 b_{it} は格付機関ごとに推定される値であり、平均が0で、格付け機関ごとにプラスまたはマイナスの値が推定される。 b_{it} が高い（低い）値をとる場合、格付 x_{ijt} は高い（低い）値をとることから、 b_{it} は、格付機関*i*による格付評価傾向の甘さ・辛さを表すパラ

メータと解釈できる。 c_{it} は、格付機関 i による格付の散らばりの大きさを表すパラメータである。係数 c_{it} が低い値をとる場合、格付 x_{ijt} の散らばりは小さくなり、特性値が変動しても、格付が変更されにくい傾向、つまり保守的な評価傾向をもつと解釈できる。反対に、係数 c_{it} が高い値をとる場合、格付 x_{ijt} の散らばりは大きくなり、特性値の変動に対して格付が大きく変更される傾向があると解釈できる。

また、格付機関の間で、 b_{it} と c_{it} の値を相対比較することによって、例えば、

b_{it} 大かつ c_{it} 小 \Rightarrow 寛大化傾向

b_{it} 中かつ c_{it} 小 \Rightarrow 中央化傾向

b_{it} 小かつ c_{it} 小 \Rightarrow 厳格化傾向

などの示唆を導くことが可能になる。また、時間の経過による評価傾向の変化も捉えることが出来る。本研究が確認しようとする格付機関ごとの寛大化傾向、中央化傾向、厳格化傾向はすべて、評価が尺度上の特定の位置に集中するものであり、集中の位置によってそれぞれの評価傾向が解釈される。このような評価の集中は、被評価企業の格付と、格付を決定するための観測不可能な真実の特性値との間にずれを生じることになると考える。

2-2 パラメータの推定方法²

本研究は、ある時点 t における b_{it} 、 c_{it} 、 d_{jt} について、後述のように二段階からなる最小二乗推定を行う。具体的には、まず c_{it} を 1 とおいて最小二乗法によりパラメータ b_{it} 、 d_{jt} を推定し、次にこれらのパラメータ b_{it} 、 d_{jt} を固定して最小二乗法によって c_{it} を推定する。

2-2-1 評価の甘さ・辛さを表すパラメータの推定方法

評価の散らばりの大きさを表すパラメータ c_{it} を 1 と置いたもとの、最小二乗法により、評価者の甘さ・辛さを表すパラメータ b_{it} と被評価企業の特性値 d_{jt} を同時に推定する作業は、具体的には、

$$x_{ijt} = \sum_{i=1}^m b_{it} D_{it} + \sum_{j=1}^n d_{jt} D_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

D_i : 格付機関 i のダミー変数 D_j : 格付対象企業 j のダミー変数

なる線形なモデルのパラメータとして、 b_{it} 、 d_{jt} を推定することになる。すると、パラメータ b_{it} 、 d_{jt} は、ダミー変数行列 \mathbf{D} を用いて下記の正規方程式により推定される。

$$\mathbf{b} = (\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1}\mathbf{D}'\mathbf{x} \quad (3)$$

ただし、

\mathbf{b} : b_{it} 、 d_{jt} を要素とするパラメータ・ベクトル

2 本章におけるパラメータ推定手順は、山下 (2000) 第3章、河口 (1998) 第6章による。

$\mathbf{b}' \equiv \mathbf{b}$ の転置ベクトル = $(b_{1n}, \dots, b_{mn}, d_{1i}, \dots, d_{ni})$

\mathbf{x} : x_{ji} を要素とするベクトル

\mathbf{D} : $(m \times n)$ 行 $(m \times n)$ 列のダミー変数行列

$i \times j$ 行において、 i 列と $(i+j)$ 列のみ 1 で他の列は全て 0

上式内 $\mathbf{D}'\mathbf{D}$ は逆行列を持たないため、 \mathbf{D} の最終列と \mathbf{b} の最終要素を除去して正規方程式により最小二乗解を求め、パラメータ・ベクトル \mathbf{b} の除去した要素に対しては河口 (1998) P101にあるカテゴリーウェイトの基準化の方法に基づいて数値を与える。

2-2-2 評価の散らばりの大きさを表すパラメータの推定方法

2-2-1 において推定された b_{it} , d_{jt} に基づいて、時点 t における、評価の散らばりの大きさを表すパラメータ c_{it} を最小二乗法に基づいて推定する。具体的には、推定された b_{it} , d_{jt} を説明変数とし、格付 x_{jit} のパラメータ b_{it} からの乖離を v_{jit} として被説明変数とする、

$$v_{jit} \equiv x_{jit} - b_{it} = c_{it} \cdot d_{jt} + e_{jit} \quad (4)$$

なる回帰モデルに基づいて、最小二乗法によりパラメータ c_{it} が推定される。この場合、 c_{it} は下記の正規方程式により推定されることになる。

$$\mathbf{c} = (\mathbf{L}'\mathbf{L})^{-1}\mathbf{L}'\mathbf{v} \quad (5)$$

ここで、

\mathbf{c} : m 次のパラメータ・ベクトル $\mathbf{c} = (c_{it})$

\mathbf{L} : $(m \times n)$ 行 m 列のデータ行列

$\{(i-1) \cdot n + j\}$ 行 i 列の要素が d_{jt} で、他の列の要素は全て 0 となる。

\mathbf{v} : 要素数 $(m \times n)$ のベクトル

$i \times j$ 番目の要素は v_{jit}

以上が二段階最小二乗法であるが、パラメータ b_{it} と c_{it} の解釈を主目的とする場合には、二段階最小二乗法で十分である。しかし、高い説明力を持つモデルを構築することを主目的とする場合には、交互最小二乗法により、二段階最小二乗法によって推定された c_{it} を (3) において初期値として 1 とおいた c_{it} に代入し、 b_{it} と c_{it} を繰り返し推定し直すことによって、モデルを推定する方法もある。本研究は、パラメータの推定と解釈を主目的とするため、また、後述の結果に示されるように二段階最小二乗法によって高い決定係数が得られたこともあり、交互最小二乗法は行なわず、二段階最小二乗法を選択している。

3 評価傾向の安定性に関する検定方法

評価傾向の安定性は、パラメータ b_{it} と c_{it} について、異なる時点 t の間で差異が存在するかどうか

統計的に検定することによって確認する。作業過程は、複数時点にわたる基本的な評価傾向を推定する段階と基本的評価傾向に対する差異に基づいて安定性を検定する段階に分かれる。

3-1 基本的な評価傾向の推定

全ての時点における全ての格付に基づいて、格付機関の評価傾向 b_i と c_i ($i=1, \dots, m$) および特性値 d_j を推定する。つまり、推定する具体的なモデルは、(2)を変形して、

$$x_{ijt} = \sum_{i=1}^m b_i D_i + \sum_{i=1}^T \sum_{j=1}^n d_{jt} D_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

D_i : 格付機関 i のダミー変数 D_{jt} : 格付対象企業 j のダミー変数

となる。このモデルでは、同じ企業に対する格付でも、時点が異なれば別の格付として扱っている。これによって推定された b_i と c_i は、複数時点にわたる、全ての格付機関による格付に基づく評価傾向であり、各時点における特定の格付機関による評価傾向について分析する際の基本となる評価傾向である。また、特性値 d_{jt} は、全ての企業について、時点ごとに推定されることになるため、時点が異なれば格付の基となる情報も異なることが反映されている。

3-2 評価傾向の安定性の検定

次の段階として、ある時点における、ある格付機関の評価傾向と、前節で推定した基本的評価傾向との間に差異があるかどうか検定する。基本的な考え方として、ある時点における、ある格付け機関による評価傾向を異なる時点間で比較しても、格付が異なる情報に基づいているために、評価傾向の安定性を正確に把握することはできない。したがって、ある格付機関の評価傾向の安定性を確認するためには、まず、安定性を確認したい時点における格付とそれ以外の格付をひとまとめにして格付け機関ごとの評価傾向つまり基本的評価傾向と、安定性を確認したい時点における評価傾向の、2つの評価傾向の差異を確認する。具体的には、ある時点 t における、ある格付機関 i による格付 x_{ijt} を被説明変数として、前節の手法で推定された基本的評価傾向 b_i 、 c_i 、 d_{jt} を用いて

$$x_{ijt} = \alpha_{it} \cdot b_i + \beta_{it} \cdot c_i \cdot d_{jt} + e_{ijt} \quad (7)$$

なる重回帰分析を行う。そして、係数 α_{it} 、 β_{it} について、 $\alpha_{it} = 1$ 、 $\beta_{it} = 1$ なる帰無仮説の下で t 検定を行うことによって、ある時点 t における、ある格付機関 i の評価傾向の基本的評価傾向に対する差異を確認する。

α_{it} が 1 より大きい (小さい) 場合、格付機関 i の格付は該当時点において、高め (低め) に偏っている傾向を示唆する。 β_{it} が 1 より大きい (小さい) 場合、該当時点の格付は特性値に対して非保守的 (保守的) な傾向があることを示唆する。

4 データおよび分析結果

4-1 データ

本研究で使用したデータについて記述する。

(1) 格付機関＝日米の格付機関4社³：

- ・日本格付研究所（以下「JCR」と略）
- ・格付投資情報センター（以下「R&I」と略）
- ・スタンダード・アンド・プアーズ社（以下「S&P」と略）
- ・ムーディーズ・ジャパン社（以下「Moody's」と略）

(2) 格付：各発行体の長期格付（2002年～2005年の9月末時点）

長期債格付が存在しない場合、発行体格付を用いた。R&Iは長期債格付を公表しておらず、発行体格付しか公表していない。JCRは発行体格付を公表しておらず、長期債格付のみを公表している。S&Pは発行体格付のみを公表している。Moody'sは発行体格付と長期債格付両方を公表している。しかし、現実には両方の格付を付与している企業の格付で差が生じている企業はなかった⁴。依頼格付と非依頼格付の区別は行わない。

(3) 抽出条件：

2002年～2005年の各9月末において、前述4社全ての格付機関から格付を取得している企業を抽出した。これは、4社の評価傾向の推定精度を均一にするためである。金融業を含む。2002年～2005年に合併のあった企業は除かれている。その結果、分析対象企業数は、52社となった⁵。

4-2 分析結果

4-2-1 基本的評価傾向

表2に基づけば、基本的評価傾向について、

$$b_i : (b_i \text{ 高い} = \text{格付高い}) \quad \text{JCR} \rightarrow \text{R\&I} \\ \rightarrow \text{Moody's} \rightarrow \text{S\&P} \quad (b_i \text{ 低い} = \text{格付低い})$$

となり、国内と国外の格付機関による格付の水準について、広く知られた格差を再確認する結果となった。2002年～2005年において、平均的な格付格差は、

$$\text{JCR} - \text{R\&I} = \text{約} 1 \text{ ノッチ}$$

$$\text{R\&I} - \text{Moody's} = \text{約} 2 \text{ ノッチ}$$

$$\text{Moody's} - \text{S\&P} = \text{約} 1 \text{ ノッチ}$$

であることが確認された。

3 Fitch Ratingsは金融庁の指定格付機関であるが、日本では格付の件数が少ないため除外した。

4 勝田ら（2006）参照。

5 出典 ブルームバーグ

c_i : (c_i 低い=保守的) JCR → Moody's
 → R&I → S&P (c_i 高い=非保守的)

となった。この結果に基づく限り、企業のマクロ要因、ミクロ要因などの特性値の変化に対して、格付を敏感に変更する度合いについては、国内と国外の格付機関の間に顕著な差はないことが分かる。また、JCRは最も高い水準の格付を安定的に与えていることから、相対的な寛大化傾向が確認された。反対に、Moody'sについては、相対的な厳格化傾向が確認された。

また、自由度修正済み決定係数については、0.928と高い説明力を示す値が得られた。

表2 基本的評価傾向 b_i と c_i の推定

JCR		R&I		S&P		Moody's		修正済 R ²
b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	b_i	c_i	
2.052	0.944	1.105	0.971	- 2.016	1.128	- 1.141	0.956	0.928

4-2-2 評価傾向の安定性の検定

表3に示された有意な結果に基づけば、S&P以外の格付機関について、一つあるいは複数の時点において、有意な結果が確認された。有意性はその時点の評価傾向が基本的評価傾向と異なっていることを示唆していることから、最も安定した評価傾向を持つ格付機関はS&Pであると判断できる。

表3 評価傾向の安定性に関する検定結果 (帰無仮説 $\alpha_{it} = 1$ 、 $\beta_{it} = 1$)

	JCR					R&I				
	α_{it}	t 値	β_{it}	t 値	修正済 R ²	α_{it}	t 値	β_{it}	t 値	修正済 R ²
2002	1.067	1.540	0.960	- 1.164	0.945	1.165	- 2.159 *	0.900	- 3.134 **	0.933
2003	1.012	0.273	0.959	- 1.175	0.940	1.135	1.532	0.968	- 0.892	0.924
2004	1.003	0.069	1.014	0.423	0.944	0.997	- 0.028	1.037	1.074	0.931
2005	0.914	- 2.128 *	1.061	2.005	0.952	0.698	- 4.191 ***	1.086	- 3.019 **	0.949
	S&P					Moody's				
	α_{it}	t 値	β_{it}	t 値	修正済 R ²	α_{it}	t 値	β_{it}	t 値	修正済 R ²
2002	1.098	1.747	1.032	0.882	0.937	1.107	1.040	1.103	2.284 *	0.912
2003	0.999	- 0.019	1.015	0.382	0.932	1.154	1.380	1.056	1.155	0.902
2004	0.974	- 0.453	1.000	0.002	0.937	1.050	0.397	0.948	- 1.040	0.876
2005	0.926	- 1.546	0.957	- 1.454	0.944	0.683	- 3.160 **	0.903	- 2.333 *	0.888

* : 有意水準5%において有意
 ** : 有意水準1%において有意
 *** : 有意水準0.1%において有意

あえて、安定性の面で4社に順序づけを行うとすれば、有意な結果の数に基づく限り

S&P → JCR → Moody's → R&I

となる。この順序は、非有意な結果のt値も考慮すれば、対象となった5期についておよそ安定していると解釈可能である。

最近である2005年の傾向として、 α_{it} がマイナスに有意になっている。これは、4社の b_i の水準が収束していることを示しており、S&Pのみ有意でないことから、4社の格付の水準は、S&Pの格付の近辺の水準に収束しつつあると解釈可能である。また、 β_{it} については、JCRのみt値が有意水準10%のものでプラスになっており、最も保守的な評価傾向が非保守的な方向に変化しつつあると解釈できる。また、他の3社は、S&Pについては非有意ではあるもののマイナス、R&IとMoody'sについては有意にマイナスであり、いずれも2005年において、保守的な評価傾向に変化しつつあると確認できる。

5 おわりに

本研究は萩原(2006)において提示された、人事評価傾向定量化モデルの援用によって定量化された格付機関による評価傾向に基づいて、JCR、R&I、S&PおよびMoody'sの格付の評価傾向について、継続性と適時性を区別しない安定性について検定した。その結果、JCR、R&I、S&PおよびMoody'sの格付の評価傾向について、日系が米国系よりも高い水準の格付を付与しているという既に広く指摘されている傾向を再確認できた。また、格付の基となる情報を総合的に数値化した特性値に対する感応度としての保守性について、相対比較も行った。結果は、

(格付高い) JCR → R&I → Moody's → S&P (格付低い)

(保守的) JCR → Moody's → R&I → S&P (非保守的)

であった。

評価傾向の安定性については、S&P以外の格付機関について、年度によって評価傾向の不安定性が確認された。有意な不安定性が確認されなかった、最も安定した評価傾向を持つ格付機関はS&Pであると判断でき、安定性の面で4社に順序づけを行うとすれば、有意な結果の数に基づく限り

S&P → JCR → Moody's → R&I

となる。この順序は、分析期間中、およそ安定していたと解釈できる。

最近の2005年の傾向として、4社の格付の水準は、S&Pの格付の近辺の水準に収束しつつあること、JCRの最も保守的な評価傾向が非保守的な方向に変化しつつあること、さらに、JCR以外の3社は、保守的な評価傾向に変化しつつあると解釈可能な結果が得られた。

本研究の当面の改善・発展の方向性としては、

・分析時点が2002年～2005年のみ

- ・分析対象の格付機関は4社のみ
- ・依頼格付・非依頼格付を区別していない

などの点に改善を加えることによって、より一般的・時宜的な結果が得られることが期待される。

参考文献

- Baker, H.K., and S.A. Mansi (2002) "Assessing Credit Rating Agencies by Bond Issuers and Institutional Investors," *Journal of Business Finance & Accounting*, 29 (9&10), 1367-1398.
- Barron, M.J., A.D. Clare, and S.H. Thomas (1997) "The Effect of Bond Rating Changes and New Ratings on UK Stock Returns," *Journal of Business Finance & Accounting*, 24 (3&4), 497-519.
- Cantor, R., and F. Packer (1995) "The Credit Rating Industry," *The Journal of Fixed Income*, 5, 10-34.
- Gasparino, C. (1996) *Bond-rating Firms may be Required to Disclose When Work is Unsolicited*, The Wall Street Journal (July 11)
- Golin, J. (2001) *The Bank Credit Analysis Handbook: A Guide for Analysts, Bankers and Investors* (John Wiley & Sons, Singapore)
- Jewell, J., and M. Livingston (1999) "A Comparison of Bond Ratings from Moody's S&P and Fitch IBCA," *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 8, 1-45.
- Kish, R. J., Hogan, K. M. and G. Olson (1999) "Does the Market Perceive a Difference in Rating Agencies?," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 39, 363-377.
- Liu, P., F.J. Seyyed, and S.D. Smith (1999) "The Independent Impact of Credit Rating Changes - the Case of Moody's Rating Refinement on Yield Premiums," *Journal of Business Finance & Accounting*, 26 (3&4), 337-363.
- Poon, W.P.H. (2003) "Are Unsolicited Credit Ratings Biased Downward?," *Journal of Banking and Finance*, 27(4), 593-614.
- Poon, W.P.H., and M. Firth (2005) "Are Unsolicited Credit Ratings Lower? International Evidence From Bank Ratings," *Journal of Business Finance & Accounting*, 32(9&10), 1741-1771.
- Reiter, S., and D. Zeibart (1991) "Bond Yields, Ratings, and Financial Information: Evidence From Public Utility Issuers," *Financial Review* 26(1), 44-74.
- United States Securities and Exchange Commission (SEC) (2003) *Report on the Role and Function of Credit Rating Agencies in the Operation of the Securities Markets (as required by Section 702(b) of the Sarbanes-Oxley Act of 2002) (January)*,
- Thompson, G. R., and P. Vaz (1990) "Dual Bond Ratings: A Test of the Certification Function of Rating Agencies," *The Financial Review* 25, 457-471.
- 勝田英紀 (2004) 「市場から見た格付けの評価」『経営財務研究』第23巻、第1号、2-18頁。
- 勝田英紀・田中克明・侯野義則 (2006) 「日米格付機関の格付決定要因の比較分析」『2006年度日本ファ

イナンス学会全国大会予稿集』

河口至商（1998）「多変量解析入門Ⅰ」 森北出版

萩原統宏（2006）「格付情報の市場における評判の定量的比較方法に関する一考察」『明大商学論叢』
第88巻、第2号、65-72頁.

安川武彦・椿広計（1999）「社債格付の決定要因に関する分析」『第67回日本統計学会講演報告集』、
238-239頁.

安川武彦（2005）「格付けの決定要因の時点による変化に関する分析」『経営財務研究』第24巻、第2
号、116-132頁.

山下洋史（2000）「人事情報管理のための評定傾向分析モデル」 経林書房

（はぎわら もとひろ）