



Title	非依頼長期債格付けの評価傾向に関する分析：JCRとS&Pのケース
Author(s)	萩原、統宏
Citation	大阪大学経済学. 2008, 57(4), p. 22-31
Version Type	VoR
URL	<a href="https://doi.org/10.18910/17363">https://doi.org/10.18910/17363</a>
rights	
Note	

*The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA*

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

# 非依頼長期債務付の評価傾向に関する分析

## —JCRとS&Pのケース—

萩 原 統 宏

### 第1章 はじめに

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。

信用リスクの格付けには「依頼格付 (solicited rating)」と「非依頼格付 (勝手格付 unsolicited rating)」の2種類が現存する。格付けを専門に行なっている会社である格付機関が、企業から依頼があってはじめて格付機関のアナリストなどによる調査分析を行なった場合、これを「依頼格付」と呼ぶ。この場合、依頼した企業は、対価を払うとともに格付作業に必要となる資料やデータを提出し、その他にもヒアリング調査やインタビューなど様々な形で格付機関に協力する。格付機関は独自に収集した情報と、依頼会社から得た情報から総合的に判断して、最終的な格付を決定する。一方で、企業からの依頼に基づかず、格付機関が独自に行なう格付も存在し、「非依頼格付」と呼ばれる。非依頼格付の場合、対象となる企業から対価は得られず、積極的な協力も得られないため、格付機関は公表されている財務諸表やデータのみを活用し

て、格付を行なうことになる。その結果、非依頼格付は、依頼格付よりも少ない情報量に基づくことになる。このような考えに基づけば、非依頼格付よりも依頼格付の方がより企業の信用リスクを正しく反映しているという解釈が可能である。他方、これまで格付を依頼していた企業が、格付の依頼を行なわなくなつたため、格付機関側は継続性や公平性という観点から、非依頼格付を行い、それを公表するというケースもある。

非依頼格付の場合、格付け機関は、主に公開情報に基づく事を表現するため、“p”や“pi”なる表現をよく利用してきた。依頼格付と非依頼格付に関しては、そ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いないものの、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きた(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会社7社(スタンダード・アンド・プアーズ・レーティング・サービスズ，フィッチ，ムーディーズ・インベスターーズ・サービスズ，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。

本稿の目的は次の2つである。

#### • 目的1

萩原(2006)において人物評価傾向定量化モデルを援用することによって提示された，債券格付け情報に関する評価傾向定量化の手法を，日本企業の長期債格付データに適用する。

#### • 目的2

目的1によって捉えられた評価傾向に基づいて，非依頼格付と依頼格付の評価傾向に差異があるかどうか，検定を行う。

本稿は，目的1において，数値化した格付情報に基づき，人事評価傾向定量化モデルを援用して，格付機関の評価傾向を2つのパラメータによって定量化する。この2つのパラメータは，格付の甘さ(高い)・辛さ(低い)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であり，格付に対する対象企業の特性値による影響と，格付機関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。格付の決定構造に関する議論は，本稿の中心的な目的ではないが，上述のモデルは，その点に関する議論を回避する上で有効である。また，このモデルは，構造が簡単であることから，債券格付にとどまらず，実際の市場に存在する多様なカテゴリカルデータおよび連続的な数値データによる評価情報に対して応用が可能である。

次に目的2において、非依頼格付と依頼格付について、2つのパラメータに差異があるかどうか、検定を行う。

格付け情報に関する学術的分析は多数存在するが、格付の決定構造の解明・格付け予測については、定性的、定量的両面から多くの先行研究群が既に存在し、格付に関する従来の研究群の中心的な課題であった。さらに、格付の変更が資本市場の価格形に与える影響について、膨大なデータベースに基づいて分析する研究例も枚挙にいとまがない<sup>1</sup>。これに対して、本研究が属する格付の傾向について格付機関の違いによる影響および時系列比較を目的とする研究群<sup>2</sup>は、格付に関する研究群のうちでは比較的歴史が浅い。

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、依頼格付と非依頼格付の差異に対する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。

## 第2章 格付の評価傾向の定量化<sup>3</sup>

### 2-1 定量化の枠組み

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、長期債格付を $n$ 社ある被評価企業（添え字*j*）に

<sup>1</sup> Baker and Mansi (2002), Barron et al. (1997), Liu et al. (1999), Reiter and Zeibart (1991) など

<sup>2</sup> 先行研究群として Cantor and Packer (1995), Kish, Hogan and Olson (1999), Jewell and Livingston (1999), Thompson and Vaz (1990) などが挙げられる。その内容については、萩原 (2006) に要約されている。また、格付けの決定構造について分析した国内の最近の研究としては、安川ら (1999), 勝田 (2004), 安川 (2005) が代表的である。また、非依頼格付に関する先行研究は、本章においてすでに述べた通りである。

<sup>3</sup> 山下 (2000) 第3章参照。

対して与えていると想定する。格付 $x_{ij}$ は、被評価企業の特性値 $d_j$ を説明変数とし、誤差 $e_{ij}$ を含んだ線形な関係

$$x_{ij} = b_i + c_i \cdot d_j + e_{ij} \quad (1)$$

によって決定されるとする。ここで格付 $x_{ij}$ 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、さらに式(1)における分析対象となる標本群において平均0となる整数値におきかえるという手順により数量化が行われている。格付 $x_{ij}$ は観測可能であるが、特性値 $d_j$ は観測不可能であり推定値にすぎない。線形な関係の定数項 $b_i$ は格付機関ごとに推定される値であり、 $b_i$ が高い（低い）値をとる場合、格付 $x_{ij}$ は高い（低い）値をとる。したがって、 $b_i$ 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。また、係数 $c_i$ が高い（低い）値をとる場合、格付 $x_{ij}$ の散らばりは大きく（小さく）なる。したがって、 $c_i$ 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と定義できる。そして、格付機関の評価傾向を表す線形関数 $f_i$

$$x_{ij} = f_i(d_j) = b_i + c_i \cdot d_j + e_{ij} \quad (2)$$

によって、格付機関ごとの格付評価をモデル化する。

### 2-2 パラメータの推定方法<sup>4</sup>

格付 $x_{ij}$ は特性値 $d_j$ によってのみ決まるべきであるとする考えに基づき、 $d_j$ を優先して推定することとする。具体的には、まず $c_i$ を1とおいて最小二乗法によりパラメータ $b_i$ ,  $d_j$ を推定し、次にこれらのパラメータ $b_i$ ,  $d_j$ を固定して最小二乗法によって $c_i$ を推定する。すなわち複数のパラメータ群に対して、後述の

<sup>4</sup> 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。

ように2段階の最小二乗推定を行う。

### 2-2-1 格付の甘さ・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  $c_i$  を1と置いたもとで、最小二乗法により、評価者の甘さ・辛さを表すパラメータ  $b_i$  と被評価企業の特性値  $d_j$  を同時に推定する作業は、具体的には、

$$x_{ij} = \sum_{i=1}^m b_i D_i + \sum_{j=1}^n d_j D_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$D_i$ ：格付機関  $i$  のダミー変数

$D_j$ ：特性値  $d_j$  のダミー変数

なる線形なモデルのパラメータとして、 $b_i$ 、 $d_j$  を推定することになる。すると、パラメータ  $b_i$ 、 $d_j$  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。

$$\mathbf{b} = (\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1} \mathbf{D}' \mathbf{x} \quad (4)$$

ただし、

$\mathbf{b}$  :  $b_i$  と  $d_j$  を要素とするパラメータ・ベクトル

$\mathbf{b}' \equiv \mathbf{b}$  の転置ベクトル =  $(b_1, \dots, b_m, d_1, \dots, d_n)$

$\mathbf{x}$  :  $x_{ij}$  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）P 101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  $b_i$ 、 $d_j$  に基づいて、評価の散らばりの大きさを表すパラメータ  $c_i$  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  $b_i$ 、 $d_j$  を説明変数とし、格付  $x_{ij}$  のパラメータ  $b_i$  からの乖離を  $v_{ij}$  として被説明変数とする、

$$v_{ij} \equiv x_{ij} - b_i = c_i \cdot d_j + e_{ij} \quad (5)$$

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  $c_i$  が推定される。この場合、 $c_i$  は下記の正規方程式により推定されることになる。

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
Aa 1	AA+	20
Aa 2	AA	19
Aa 3	AA-	18
A 1	A+	17
A 2	A	16
A 3	A-	15
Baa 1	BBB+	14
Baa 2	BBB	13
Baa 3	BBB-	12
Ba 1	BB+	11
Ba 2	BB	10
Ba 3	BB-	9
B 1	B+	8
B 2	B	7
B 3	B-	6
Caa 1	CCC+	5
Caa 2	CCC	4
Caa 3	CCC-	3
Ca	CC+	2
C	CC	1
D	D	0

$$\mathbf{c} = (\mathbf{L}'\mathbf{L})^{-1}\mathbf{L}'\mathbf{v} \quad (6)$$

ここで、

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

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

$\{(i-1) \cdot n + j\}$  行  $i$  列の要素が  $d_j$  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  $v_{ij} = x_{ij} - b_i$

以上が 2 段階最小二乗法であるが、交互最小二乗法により、推定された  $c_i$  を(3)において初期値として 1 とおいた  $c_i$  に代入し、 $b_i$  と  $c_i$  を繰り返し推定し直すことによって、より高い説明力を持つモデルを構築することが可能である。しかし、表 3 の結果に示されるように 2 段階最小二乗法によって、高い決定係数が得られたため、本研究では交互最小二乗法は行っていない。

格付機関の間で、 $b_i$  と  $c_i$  の値を相対比較することによって、例えば、 $b_i$  大かつ  $c_i$  小  $=>$  寛大化傾向、 $b_i$  中かつ  $c_i$  小  $=>$  中央化傾向、 $b_i$  小かつ  $c_i$  小  $=>$  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。また  $b_i$  の値が高いということは相対的に高い（甘い）格付を付与する評価傾向を持つと解釈でき、 $c_i$  の値が低いということは相対的にみて、特性値に対して格付の感応度が低い、いわば保守的な評価傾向を持つとする解釈が可能ある。被評価企業の特性値  $d_j$  は、企業の信用リスクを一つの変数で数値化したものであり、マ

クロ的な要因、ミクロ的な要因全てを包含した変数である。本研究は、このような簡単化のための枠組みを用いることにより、格付の決定構造に関する議論を回避する立場を取る。

### 第 3 章 評価傾向の差異の検定

評価傾向の差異は、

$$x_{ij} = f_i(d_j) = b_i + c_i \cdot d_j + e_{ij} \quad (2)$$

のパラメータ  $b_i$  と  $c_i$  の差異を統計的に検定することによって確認することとする。そこで、非依頼格付の場合のみを対象にして、(2)のパラメータを推定し、それが、第 2 章の方法により全ての標本を対象にして推定されたパラメータと異なるかどうか、検定を行う。基本的な考え方として、ある格付対象に対する、ある格付け機関による非依頼格付と他の格付け機関による依頼格付の評定傾向を比較しても、それぞれが格付け機関の評定傾向の影響を受けているために、非依頼格付の真の影響は把握できない。したがって、非依頼格付と依頼格付の差異を抽出するためには、まず、非依頼格付と依頼格付の標本をひとまとめにして格付け機関ごとの評価傾向を推定した後、非依頼格付の評価傾向を推定し、2 つの評価傾向の差異を確認する。

非依頼格付  $X_{ij}$  のみを対象にした、評価傾向定量化モデル、

$$X_{ij} = \gamma_i \cdot b_i + \delta_i \cdot c_i \cdot d_j + e_{ij} \quad (7)$$

は、最小二乗法によって推定される。ここで、 $b_i$  と  $c_i$  は、第 2 章の手法によって全ての格付情報に基づいて推定されたパラメータである。そして、帰無仮説をパラメータ  $\gamma_i$ 、 $\delta_i$  が 1 であるとして t 検定を行う。もし非依頼格付と依頼格付の評価傾向に差異があれば、パラメータ  $\gamma_i$ 、 $\delta_i$  は有意に 1 から離れると推測される。

$\gamma_i$  が 1 より大きい（小さい）場合、非依頼

格付は依頼格付に比べて、高い（低い）水準の格付が与えられる傾向を示唆する。 $\delta_i$  が 1 より大きい（小さい）場合、非依頼格付は依頼格付に比べて、非保守的（保守的）な格付を行う傾向を示唆する。

## 第4章 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：

- ・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）

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。

#### (2) 格付：各発行体の長期格付（2001年、2002年、2003年、2004年、2005年の9月末）

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<sup>5</sup>。

#### (3) 分析対象企業（抽出条件）：

2001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のみを抽出した。金融業も含む。

#### (4) 非依頼格付

2001年～2005年の各9月末において、JCR 社

から付与された非依頼格付（ $p$  が付された格付）

2001年～2003年の各9月末において、S&P 社から付与された非依頼格付（ $pi$  が付された格付）

S&P 社は、2004年度以降、依頼・非依頼の区別を公表していないため、全て依頼格付として扱った。

その結果、各期ごとに分析対象となった標本数は、表2の通りである。

### 4-2 分析結果

#### 4-2-1 格付機関ごとの評価傾向の推定

表2のデータに基づき、まず、3章の手順によってパラメータ  $b_i$  と  $c_i$  を各格付機関について推定し、分析結果の解釈を試みる。推定結果一覧を表3に示す。モデル(3)の説明力を示す修正済 R<sup>2</sup> の値は、最低値が 0.924 であり、安定して高い値となった。表3に基づく限り、

$b_i$  : 日系 JCR と R&I についてプラス、米系 S&P, Moody's についてマイナスの安定的傾向があるものの、4社とも 0 に収束する傾向が明らかに確認できる。つまり、格付水準について4社が収束する傾向にあることが分かる。

$c_i$  : 水準について、JCR と Moody's > R&I と S&P なる関係がある。また、日系の JCR と R&I について増加傾向、米系の S&P, Moody's について減少傾向が確認できる。このことから、JCR と Moody's は R&I と S&P に比べて、格付対象企業の特性値に鈍感な保守的な評価傾向をもつことと、日

表2 標本数

	2001	2002	2003	2004	2005
4 社依頼格付	145	147	146	175	175
JCR 非依頼格付	9	9	9	9	9
S&P 非依頼格付	30	28	29	非公開	非公開
合 計	184	184	184	184	184

<sup>5</sup> 勝田ら（2006）参照。

表3 パラメータ  $b_i$  と  $c_i$  の推定

	JCR		R&I		S&P		Moody's		修正済 R^2
	$b_i$	$c_i$	$b_i$	$c_i$	$b_i$	$c_i$	$b_i$	$c_i$	
2001	2.326	0.802	1.391	0.942	-2.348	1.190	-1.370	1.066	0.932
2002	2.212	0.903	1.299	0.877	-2.223	1.163	-1.288	1.068	0.938
2003	2.136	0.913	1.245	0.933	-2.070	1.135	-1.321	1.020	0.932
2004	2.082	0.959	1.082	1.009	-1.984	1.114	-1.179	0.919	0.924
2005	1.880	0.998	0.728	1.058	-1.859	1.063	-0.750	0.880	0.942

表4  $\gamma_i$ ,  $\delta_i$  の検定結果（帰無仮説  $\gamma_i = 1$ ,  $\delta_i = 1$ ）

	JCR					S&P				
	$\gamma_i$	t 値	$\delta_i$	t 値	修正済 R^2	$\gamma_i$	t 値	$\delta_i$	t 値	修正済 R^2
2001	0.969	-0.213	0.952	-0.324	0.809	1.053	0.603	0.965	-0.517	0.919
2002	1.028	0.267	0.904	-1.024	0.838	1.022	0.253	0.988	-0.189	0.926
2003	1,084	0.850	0.813	-2.241*	0.842	1.046	0.498	0.986	-0.233	0.922
2004	1.021	0.185	0.817	-1.982*	0.839					
2005	0.926	-0.425	0.940	-0.474	0.823					

系の JCR と R&I が非保守的な評価傾向を強めており、米系の S&P, Moody's が保守的な評価傾向を強めていることが確認できる。

**4-2-2 非依頼格付の評価傾向に関する検定**  
(7)式によって非依頼格付の評価傾向に関する検定結果を表4に示す。10%有意水準のもとで棄却されたのは JCR の2003, 2004年の  $\delta_i$  のみであった。非有意な結果も含めれば、JCR, S&P とも  $\delta_i$  について 1 より小さい安定した傾向が確認できる。これは、非依頼格付が依頼格付に比べて、企業の特性値に対して鈍感な、保守的な評価傾向をもつことを示唆していると解釈できる。 $\gamma_i$  の値に基づく限り、格付水準については、評価傾向に明確な差異は確認できなかった。しかし、標本数が少なく、自由度が低いことから、分析結果については解釈の余地が残されている。

## 第5章 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 と S&P の依頼格付と非依頼格付の評価傾向の比較を試みた。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確認できた。また、格付水準について 4 社が収束する傾向にあることも確認できた。さらに、JCR と Moody's は R&I と S&P に比べて、格付対象企業の特性値に鈍感な保守的な評価傾向をもつこと、日系の JCR と R&I が非保守的な評価傾向を強めており、米系の S&P, Moody's が保守的な評価傾向を強めていることが確認できた。非依頼格付についての結果として、格付の水準については、両機関について有意な差異は

認められなかつたが、JCR の場合にのみ企業の特性値に対する感応度が低い、つまり、保守的と解釈可能な格付傾向が確認された。S&P については、依頼格付と非依頼格付について、統計的には違いは認められなかつたことになる。これは、実務界及び報道における非依頼格付に関する懸念・問題意識に対して異なる結果と言える。ただし、直近の学術的先行研究である Poon and Firth (2005) は、財務内容が良好でない銀行が低い非依頼格付を付与されていることを示唆しているのに対して、本研究は、相応の財務内容に鑑みて高い、あるいは低い格付水準の有無を指摘するものである。したがつて、Poon and Firth (2005) の結果と、本研究の依頼格付と非依頼格付について差異はないとする結果は、一致したものである可能性は否定できない。

本研究は非依頼格付に関して実務界において頻繁に批判の対象となる Moody's を含んでいないため、その面で発展の可能性があると考える。また、直近において、依頼・非依頼の区別を公表していないケースにまで、分析対象を拡大することによって、より一般的・時宜的な結果が得られることが期待される。

(明治大学商学部准教授)

## 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

## Analysis on Unsolicited Bond Rating by JCR and S&P

Motohiro Hagiwara

Despite the expansion of services and the seemingly growing importance of ratings, some disquiet is now being expressed about the activities of rating agencies. The collapse of subprime mortgages in the US spiced up the debate over the expertise of credit rating agencies. The failure of collapses have raised additional concerns about potential ‘conflict of interest’. The main users of credit ratings are investors, but the principal source of income for the agencies is rating charges paid by issuers, not the rating subscription fees of investors. For example, about 90 percent of Moody’s and Fitch’s revenues come from issuer fees. The heavy dependence on client fees therefore raises questions about the independence of the agencies in assigning grades. In some cases a rating agency will rate a firm mainly from public information even though the firm has not asked for a rating; these are called ‘unsolicited’ ratings. Here, the agency uses public information to rate a firm although this may be supplemented by information given by the firm’s managers. This raises number of questions: do ratings vary between solicited and unsolicited? Recipients of unsolicited ratings argue that the assigned ratings are too low and reflect a lack of comprehensive knowledge of the rated firms. The purpose of this research is to examine this claim using unsolicited Japanese firms’ ratings by JCR and S&P. The results show that there is not a significant difference in the level of ratings, but some significant unsensitivity to fundamentals are found. Overall, the findings of this study have important policy implications for the reform of the credit rating industry and for the Third Pillar of the New Basel Accord.

JEL Classification: C32 C33 G15 M21

Keywords: Debt, Rating, Unsolicited rating, Bond