地方債市場における格付インフレの問題

卿　　瑞

要　旨

リスク評価に関して自由裁量権を持つ格付機関は他機関との競争で格付を引き上げるインセンティブがある。これは格付インフレの発生につながり，格付の持つ情報量を減少させてしまうおそれがある。本稿は地方公共団体の依頼格付に格付インフレの可能性について実証分析を行った。地方債市場においてはデフォルトの事例はないため，実績デフォルト率を用いる分析は困難であるが，地方公共団体の依頼格付が当該団体の財政・債務状況と整合的であるかどうかという観点から格付インフレの存在を検証することができる。また，Moody's の地方公共団体格付は国債格付と同じレベルであること，および JCR の地方公共団体格付の対象先は１団体しかないことから，本稿は主に S&P と R&I の格付データを分析に用いる。推定の結果，S&P の依頼格付および R&I の非依頼格付は地方公共団体の固有の信用力とは整合的であるが，R&I の依頼格付は整合的ではない。また，格付への依頼は地方公共団体の選択行動なので，本稿はサンプルセレクション問題に対処できるモデルを用いた実証分析も行い，同様の結論を得ている。R&I の依頼格付には相対的な格付インフレが存在している可能性があることが示唆される。評価時の定性的な要因を考慮していないこと，そして実績デフォルト率を用いていないことから，本稿の分析手法はあくまでも格付けインフレの可能性に対する間接的な分析である点に留意が必要である。

目　次

Ⅰ．はじめに
Ⅱ．先行研究
Ⅲ．地方公共団体の格付
　１．地方公共団体格付の現状
　２．地方公共団体の信用リスク
　３．格付けインフレへの考察
Ⅳ．識別手法
Ⅴ．データと推定結果
　１．データ
　２．推定結果
　３．その他の頑健性分析
Ⅵ．結論

Ⅰ．はじめに

2006年に地方債起債制度が許可制度から協議制度へ移行したのをきっかけに，地方自治体が依頼格付を取得し始めた。その後，依頼格付の取得団体は急増し，2010年には市場公募地方債発行団体の半数を超える26団体に達したが，それ以降，発行団体数は増加しているものの，依頼格付の取得団体数は横ばいの状態になっている。まず考えられる理由は国の信用補完制度の整備により，依頼格付の取得の必要性が減少したということである。しかしながら，地方債の流通利回りの団体間格差は依然として存在しており，信用補完制度を需要低迷の唯一の理由として考えるのは困難である。実際に，ムーディーズ（Moody's）を除き，スタンダード&プアーズ(S&P)，格付投資情報センター(R&I)および日本格付研究所（JCR）はいずれも地方自治体間の固有信用力の格差を認めている。

依頼格付の取得団体を格付機関別に見ると，Moody's と JCR の依頼格付の取得団体数はほぼ変わっていない。また，S&P の格付の取得団体数は減少しているのに対し，R&I の格付の取得団体数は逆に増加している。一方，数値化された格付の年平均値の推移を見ると，S&P と Moody's の依頼格付は減少傾向にあるのに対し，R&I と JCR の格付は高い水準で維持されている。

発行体がより高い格付を選好する，いわゆる格付ショッピング（ratings shopping）が存在するのであれば，格付機関は格付を引き上げ，結果として格付インフレ（ratings inflation）が起きる可能性がある。格付インフレが起こるのであれば，格付に含まれる情報量が減少し，本来果たすべきシグナリングの機能が低下するので，格付への需要も減少すると考えられる。投資家は格付の質の変化に気づかないのであれば，格付市場では逆選択の問題が生じる。

格付インフレを分析する際に，本来は実績デフォルト率を用いる必要があるが，地方債のデフォルトの事例はない。そこで本稿は，依頼格付が格付機関の評価モデルの定量的な要因から乖離しているかどうか，地方自治体の財政・債務状況と整合的であるかどうかという観点から格付インフレの存在を検証する。また，Moody's の地方自治体格付は全部国債格付と同じレベルであること，および JCR の依頼格付の対象は１団体しかないことから，本稿は S&P と R&I の依頼格付を主な分析の対象とする。

推定の結果，S&P の依頼格付は地方自治体の財政・債務状況と整合的であるのに対し，R&I の依頼格付は整合的ではないことが分かる。サンプルセレクション問題を考慮する推定からも同様の結果を得ている。さらに，追加的な分析では R&I の非依頼格付は地方自治体の固有の信用力と整合的であると実証している。このことから，R&I の依頼格付には相対的な格付インフレが存在している可能性があることが示唆される。ただし，本稿の分析では評価時の定性的な要因を考慮しておらず，実績デフォルト率も用いていない。したがって，本稿はあくまでも格付けインフレの可能性に対する間接的な分析で，分析の結果をそのまま R&I の格付手法の不備まで拡大解釈することはできないことに注意されたい。

本稿の構成は次のとおりである。２節では格付インフレに関する先行研究をレビューする。３節では地方自治体の格付の現状を考察する。４節では本稿の識別手法を説明する。５節では

データの概要と推定結果を示す。6節では本稿のまとめと結論を述べる。

Ⅱ．先行研究

2008年のリーマン・ショックを背景に，アメリカの大手格付機関が金融商品の信用リスクを適切に評価できなかった理由を探る理論研究が数多く生まれてきた。Mathis，McAndrews，and Rochet［2009］は格付手数料を主な収入とする格付け機関が自社の格付に上方修正を加え，顧客を引きつけるインセンティブがあるとしている。一方，Skreta and Veldkamp［2009］は格付機関が格付を引き上げようとしない場合であっても，金融資産の複雑さが増すにつれ，格付の分散が拡大し，発行体がそのうちの最も高いものを選択する結果，格付も高くなると指摘し，格付の上昇が必ずしも害を引き起こすとは限らないとしている。

Bolton，Freixas，and Shapiro［2012］は格付の本来のシグナリング機能を失わせる格付インフレを理論的に明らかにした。格付機関の収入が発行体からの格付手数料に大きく依存し，多数の投資家が格付を過信し，発行体が複数の格付から最も高いものを選択することができる場合，市場の効率性を損なう格付インフレが発生するという。Bar-Isaac and Shapiro［2013］は格付機関の評判（reputation）をモデルの内生変数とし，同様の結論を得ている。

理論研究の展開に伴い，格付インフレに関する実証研究も行われるようになってきた。格付の上昇は評価手法や格付スケールの違いに起因する可能性もあるので，実証分析は容易ではない。Becker and Milbourn［2011］は格付機関の評価基準が緩和されるのであれば，格付に含まれる情報量が減少し，社債のデフォルトを予測する機能も低下すると指摘したうえで，新規参入者であるFitch Ratings（Fitch）のアメリカでの市場シェアが上昇するに伴い，既存格付機関であるS&PおよびMoody's の格付が高くなり，格付の質が悪化していることを示し，格付インフレの存在を実証している。Griffin，Nickerson，and Tang［2013］は債務担保証券（CDO）に対する格付に研究の主眼をおいている。S&PとMoody's の両方の格付を所有するCDOは，格付が1つしかないCDOよりデフォルトの確率が高いことを報告している。Bakalyar and Galil[2014]はS&PおよびMoody's に所属する2つのイスラエルの格付機関の社債格付けのデータを用いて類似研究を行い，イスラエルの社債市場でも格付インフレがあるとしている。Kedia，Rajgopal，and Zhou［2014]はMoody's の2000年の上場が格付インフレにつながったことを実証している。また，Moody's の格付上昇に伴い，格付がデフォルトを予測する機能も低下したと指摘している。Cornaggia and Cornaggia［2013］は発行体から手数料を受け取るMoody's の格付の変動が比較的小さく，情報購読者から格付手数料を受け取るRapid Ratingsの格付の精度と適時性が比較的高いとしている。

日本では格付インフレに関する実証研究はほとんど行われていないが，近い研究例として下田・河合［2007］があり，企業格付の格差を分析することから，非依頼格付のほうが依頼格付より低い傾向があること，および同一企業に対する各格付機関の依頼格付の格差は平均3ノッチ程度であることを報告している。また，三浦［2012］は格付機関間の格付格差が大きいと指摘し，格付の需要は高くないにも関わらず，多

数の格付機関が競争しているため，業界の収益性は低いとしている。

国内外の既存研究の多くは企業格付に集中し，地方自治体の格付に関する研究は少ない。地方債がデフォルトになった事例が少ないことは一因であると考えられる。格付インフレは格付が評価モデルによって見積もられた値から逸脱していることに起因しているので，格付が発行体の信用状態と整合的であるかどうかを確認すれば，格付インフレを検証することもできる。Moon and Stotsky［1993a］とMoon and Stotsky［1993b］は1981年のアメリカの一般財源保証債の格付とその決定要因は整合的であると実証している。格付インフレについてまでは言及されていないが，推定結果から，当時のアメリカ地方債の依頼格付には深刻な格付インフレ問題はなかったと考えられる。国内の研究として，同様の分析手法を用い，R&Iの地方自治体非依頼格付を分析したのは伊藤［2008］と石川［2009］である。前者はクロスセクション分析で，後者は3年間のデータをプールして分析を行った。両方ともR&Iの非依頼格付は概ね地方自治体の財政指標と整合的であるとしている。また，大東［2017］は依頼格付の動向を整理したうえで，発行体からの格付機関への過度なプレッシャーは格付ショッピングにつながる可能性があると指摘している。

Ⅲ．地方公共団体の格付

1．地方公共団体格付の現状

2006年に地方債の起債制度が許可制度から協議制度に，市場公募地方債の発行条件も2002年以来の「2テーブル方式」から「個別条件交渉方式」に移行し，地方債の発行をめぐる環境は大きく変化した。地方自治体は発行コストの問題を意識し，依頼格付の取得を始めた。

2016年9月時点において，国内の地方公共団体に依頼格付を付与している格付機関はMoody's，S&P，JCRおよびR&Iの4社である。4社とも発行体から格付手数料を受け取るビジネスモデルを採用している。格付手数料は格付機関，債券の種類および発行金額によって異なり，新規取得手数料と継続手数料に分けられ，料金設定の具体的な内容は公表されていない[1)]。黒沢［2007］によると，日系に比べて外国系の手数料が高く，Moody's がS&Pより高いという傾向があるという。

地方公共団体のうち，最初に依頼格付を利用したのは横浜市である。横浜市は2006年10月にS&PからAA−の格付を取得した。S&Pから依頼格付を取得している団体は2010年以降徐々に減少し，2016年に東京都，愛知県および大阪市のみが残っている。Moody's の依頼格付の取得団体数は最初の2年間は増加したが，2010年以降はほぼ横ばいの状態となっている。JCRの依頼格付の取得団体は最も少なく，2009年までは愛知県と大阪市の2団体であったが，2010年以降は愛知県のみが残っている。2018年4月2日に愛知県もJCRの格付けを取りやめた。一方，R&Iから依頼格付を取得している団体は2007年の最初の3団体からずっと増加傾向にあり，2016年にはすでに12団体となり，他機関とは異なった様相を呈している。

2016年9月時点において，市場公募地方債発行団体（35都道府県と20政令指定都市）のうち，依頼格付を取得しているのは半数近くに当たる25団体に及んでいる[2)]。このうち，愛知県，静岡県および大阪市は複数の格付機関に格

図表１　2016年９月時点の地方公共団体の依頼格付

地方公共団体	Moody's	S & P	R & I	JCR
宮城県			AA	
栃木県			AA+	
埼玉県			AA+	
東京都	WR	A+		
新潟県	A1			
福井県			AA	
静岡県	A1		AA+	
愛知県		A+	AA+	AAA
奈良県			AA	
岡山県			AA	
広島県	A1			
徳島県			AA	
福岡県	A1			
佐賀県			AA	
札幌市	A1			
千葉市		WR	AA	
横浜市	A1	WR		
相模原市		WR		
新潟市		WR		
静岡市	A1			
浜松市	A1			
名古屋市	A1			
京都市	A1	WR		
大阪市	A1	A+		WR
堺市	A1			
神戸市			AA+	
福岡市	A1			

（注）１）依頼格付はいずれも発行体格付である。
　　２）WR（Withdrawn Rating）はかつて当該機関から依頼格付を取得していたが，その後取り下げたことを表す。
〔出所〕ブルームバーグのデータベースより筆者作成。

付を依頼している（図表１）。

2. 地方公共団体の信用リスク

同意を得て発行した地方債の元利償還金は地方財政計画に計上されるため，償還に必要な財源は交付税などを通じて保障される。また，2009年から施行されている健全化法に基づき，早期健全化基準と財政再生基準が設けられ，地方公共団体の財政の状況が２段階で監視されている。地方債の元利償還金がこのような国による包括的な信用補完制度のもと確実に償還されるので，総務省は地方債の信用リスクはないとしている[3)]。

一方，地方公共団体の財政状況等に応じた応募者利回りおよび流通利回りの格差は信用補完制度の整備により消滅したわけではない。藤木［2002］は２テーブル制時代において地方債流通利回りの団体間格差は国の信用補完制度への市場の理解の不十分さか，その仕組みに対する懐疑的な態度かのどちらかにより生じたものと論じている。大山・杉本・塚本［2006］は協議制が導入された2006年春以降，市場公募債のス

プレットの団体間格差が拡大していることを確認し，財政状況の芳ばしくない地方自治体の銘柄はスプレットを拡大させる負の要因の影響を受けやすいと報告している。江夏［2007］は日本の地方財政制度に元利償還のタイムリー・ペイメントまで保証する仕組みが存在していないため，投資家は地方自治体間の信用力の違いをある程度意識して取引を行っている可能性を指摘している。中里［2008］は市場公募地方債を用いた実証分析を行い，地方公共団体の財政状況（信用力）が地方債利回りに有意に影響を及ぼし，国による信用補完の仕組みがあるものの，団体間の信用力格差は存在しているとしている。

地方自治体の信用力への見解の違いは，格付機関の格付手法にも反映されている。Moody's は複合デフォルト分析[4]を行う際に，発行体の固有の信用力より上位政府からのサポートを重視しているので，団体間の信用力の格差は全くないとし，地方自治体の格付を日本国債格付と同レベルにしている[5]。S&P，R&I および JCR は異なる理解を示し，団体間の信用力の格差を認めたうえで，地方自治体の格付を一律にしていない。S&P は交付税の決定プロセスや監視制度の適用のラグなどを考慮し，信用補完の仕組みは全ての自治体の信用力を国と同レベルに押し上げるほど強固ではないとしている（江夏［2007］）。R&I は国と地方自治体が厳しい財政状況を同時に直面する場合，地方公共団体がタイムリーに償還できない可能性があるため，自治体間の格付に差をつけている。

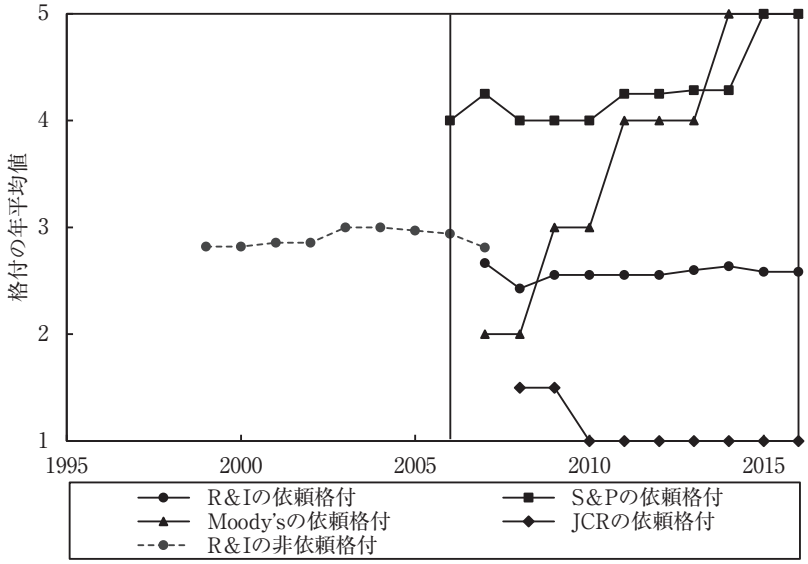
3. 格付けインフレへの考察

格付機関の利益相反行為を排除することを１つの目的とし，証券監督者国際機構（IOSCO）は2004年12月に「信用格付機関のための基本行動規範」を発表した。2008年の金融危機の影響を受け，IOSCO は2008年５月に基本行動規範を改訂し，利益相反の自主規制をさらに強調した。日本において2009年６月に「金融商品取引法等の一部を改正する法律」が成立し，格付機関の利益相反防止対策が義務付けられている。格付機関はこうした規制の動きを受け，格付分析部門と営業部門を分離する等，利益相反防止対策を強化してきている。

各格付機関によるこのような対策の結果，利益相反行為に当たる格付けがされている可能性は低くなったといえる。しかしながら，地方公共団体の信用リスクの評価は極めて複雑で，格付機関の自由裁量権は大きいので，格付会社間での競争がある以上，格付インフレが起きる可能性は依然として否定できない。格付機関の競争に言及している先行研究として，三浦［2012］は国内の信用格付け市場では，複数の格付機関が少ない需要を奪い合おうとして競争していると指摘している。また，大東［2017］は国内の地方債格付けの市場においても，格付会社間での競争が格付けの上昇に繋がる可能性を指摘している。国内の地方債格付け市場はアメリカほど発達していないが，格付会社間での競争の可能性が依然として存在している[6]。図表１から，地方自治体が格付の依頼を取りやめたり，別の格付機関に切り替わったりしている事例が複数あることが分かる。

2009年７月28日に東京都は自治体の固有の財政状況を重視しない Moody's の格付方針に抗議し，格付の依頼を取り下げた[7]。それ以来東京都は S&P の格付のみを取得している。逆に京都市と横浜市はそれぞれ2015年４月１日，2016年４月１日に S&P の格付を取り下げ，

図表２　各格付機関の地方自治体格付の年平均値の推移



（注）　1）　AAAに１，AA＋に２，AAに３，AA－に４，A＋に５を割り当てる。
　　2）　いずれも自国通貨建発行体格付けである。
　　3）　垂直線は地方自治体依頼格付の元年である2006年を表す。
〔出所〕　ブルームバーグのデータベースより筆者作成。

Moody's の格付のみを取得している。このうち，横浜市は他の自治体の取得状況などを総合的に検討した結果であるとしている。

また，千葉市は2015年４月１日に格付をS&P のものから R&I のものに切り替えた。それにより，千葉市は従来の S&P の A＋より２ノッチ高い R&I の AA を獲得ししている。

相模原市と新潟市はそれぞれ2013年２月15日と2015年４月１日に S&P への格付の依頼を取り下げ，依頼格付を取得しないことにした。取りやめの理由について，相模原市は財政健全化指標の制度化により格付取得の必要性が低下したため，としている。最後に，大阪市も2010年４月８日に JCR の格付依頼を撤回した。大東［2017］によると，大阪市は JCR の格付が果たすべき役割を果たしていないことを取り下げの主な理由としている。

図表２は数値化された各格付機関の地方自治体格付の年平均値の推移を示すものである。数値化する際に，AAA に１，AA＋に２，AA に３，AA－に４，A＋に５を割り当てる。R&I の依頼格付が全体的に非依頼格付より高い（数値は低い）ことが分かる。一方，日本国債格付の低下に伴い，S&P と Moody's の地方自治体依頼格付は減少傾向にあるにも関わらず，JCR と R&I の依頼格付は横ばいとなり，国内の格付機関の依頼格付は相対的に「上昇」するような現象が見られる。

これらの事例と格付の分布から，地方自治体の行動パターンおよび各格付機関の格付の特徴が窺われる。第一に，S&P の格付は地方自治体の財政状況を反映しているので，財政力の強い地方自治体は Moody's より S&P を選好する傾向がある。第二に，Moody's の地方債格付は国債と同一レベルなので，それをアピールしたい自治体は Moody's を選択する可能性が高い。

第三に，JCR の格付は高いものの，市場からの信頼を得ていないようで，取得する自治体は少ない。第四に，R&I の格付は高い傾向にあり，自治体間の信用力の格差もある程度反映しているので，地方公共団体から人気を集めている。実際に，依頼格付を新規取得した28団体のうち，半数近く（11団体）は R&I を選んだ。また，2016年 9 月時点においても依頼格付を取得している26団体のうち，半数に当たる13団体は R&I を利用している。

Ⅳ．識別手法

Bolton，Freixas，and Shapiro［2012］によると，格付機関にとって発行体が重要であるほど，また，発行体の発行金額が多いほど，格付機関はその発行体の格付を引き上げる可能性が高い。海外の格付機関の主な対象は世界各国の発行体で，国内の格付機関の主な対象は国内の発行体であるので，国内の格付機関は地方自治体をより重要視していると考えられる。

JCR と R&I にとって，継続的な格付の利用が見込め，発行金額も一般企業より多い地方自治体の依頼は安定的な収入である。一方，S&P と Moody's はすでに世界的に有名で，日本市場の収入も全体的な収入の一部しか占めていない。理論的には海外の格付機関と比べて，国内の格付機関の格付けに相対的な格付インフレが起きる可能性がより高いと考えられる。

Moody's の依頼格付には地方自治体間の格差がないこと，および JCR の依頼格付の対象先は 1 団体しかないことから，本稿は S&P と R&I の依頼格付を主な分析の対象とする。また，S&P の R&I は両方どちらも地方自治体の財政状況を加味し，定量的・定性的に自治体の信用力を評価する格付手法をとっているため，相対的な格付インフレを比較検証するにあたって格付手法の違いによる影響は小さいと考えられる。頑健性分析では，R&I，S&P および Moody's の依頼格付を同時に推定する分析も行う。

なお，国内では地方債のデフォルトの実績がないことから，直接的に格付の質の変化を推定することはできない。本稿は依頼格付が格付機関の定量的な評価要因から乖離しているかどうか，そして地方自治体の財政状況と整合的であるかどうかという観点から，格付インフレの存在を検証する。

格付に関する実証研究は線形モデルを用いるものと順序 Probit モデルを用いるものに大別することができる。線形モデルの限界と言えば，格付のカテゴリは等間隔であることを仮定する必要があることであるが，発行体の固定効果への対応は比較的に簡単で，OLS 推定量の一致性は撹乱項の分布によらないので推定結果はより頑健的といったメリットがある。一方，順序 Probit 推定の頑健性はより低く，サンプル規模が小さければ，収束しない場合もある。

依頼格付を取得している地方公共団体は少なくサンプル規模は小さい。加えて発行体の固定効果が格付機関の評価に影響している可能性も高いので，線形モデルを用いたほうが適切であると考えられる。第 1 節で紹介した格付インフレに関する実証研究のほとんどは線形モデルを用いている。また，国内の企業格付を分析した鈴木［1999］と下田・河合［2007］は非線形モデルのフィットが悪いため，線形モデルを使用している。伊藤［2008］と石川［2009］はそれぞれ順序 Probit モデルを用い，地方自治体の非依頼格付を分析しているが，前者では尤度比

検定で負のカイ二乗統計量が算出され，後者では政令指定都市に関して実質公債費比率の係数の符号条件が満たされていないなど，解釈が困難なところが残っている。そこで，本稿は線形モデルによる推定を行う[8)]。

異なる格付機関から見れば，同一団体の固有の信用力は異なる可能性がある。しかし，依頼格付を取得した地方自治体の団体数は少ないので，格付機関ごとにサンプルを分けて推定しようとすると，サンプル規模を確保できない。本稿はBlackwell III［2005］の手法を用い，固定効果を考慮するSUR推定（seemingly unrelated regressions with fixed-effects）を行う。ベンチマークとなるモデルは以下の通りである。

$$y_{r,it}=x'_{r,it}\beta_r+\mu_{r,i}+\lambda_{r,t}+\varepsilon_{r,it},\quad i=1,2,\cdots,N_1;t=1,2,\cdots,T \tag{1}$$

$$y_{s,it}=x'_{s,it}\beta_s+\mu_{s,i}+\lambda_{s,t}+\varepsilon_{s,it},\quad i=N_1+1,\cdots,N_2;t=1,2\cdots,T \tag{2}$$

一番目の添字rとsはそれぞれR&IとS&Pを，iとtはそれぞれ地方自治体と年度を表す。同一地方公共団体を両方程式では異なる団体として扱い，異なるiで表す。$y_{k,it}(k=r,s)$は数値化された格付で，値が小さいほど格付が高くなる。$x_{k,it}(k=r,s)$は各格付機関の格付の決定要因からなるベクトルで，$\mu_{k,i}$と$\lambda_{k,t}(k=r,s)$は個体固定効果と期間効果で，$\varepsilon_{k,t}(k=r,s)$は撹乱項である。

第2節の考察から，格付を依頼するかどうかは地方自治体の選択行動であるので，サンプルセレクション問題を考慮する必要がある。本稿はHeckmanの二段階推定法によりこの問題に対処する。地方自治体の行動方程式（selection equation）を以下のように定式化する。

$$s_{k,it}=1(z'_{k,it}\delta_k+v_{k,it}>0),k=r,s \tag{3}$$

$$y_{k,it}\text{は観測可能}\quad\text{iff}\quad s_{k,it}=1 \tag{4}$$

$s_{k,it}$は地方自治体が依頼格付を取得するかどうかを表すダミー変数で，$z_{k,it}$は格付の依頼行動に影響を与える要因である。また，固定効果を考慮するために，Mundlak-Chamberlain deviceをモデルに導入する[9)]。

$$\mu_{k,i}=x'_{k,i}\pi_k+w_{k,i} \tag{5}$$

$x_{k,i}$は通常，$x_{k,it}$の部分ベクトルの平均値からなる。$E(\varepsilon_{k,it}|x_{k,it},z_{k,it},v_{k,it})=E(\varepsilon_{k,it}|v_{k,it})$，$E(w_{k,i}|x_{k,it},z_{k,it},v_{k,it})=E(w_{k,it}|v_{k,it})$，および撹乱項$(\varepsilon_{k,it},v_{k,it},w_{k,i})$は三次元の正規分布に従うと仮定すれば，

$$E(\varepsilon_{k,it}|x_{k,it},z_{k,it},v_{k,it})=\rho_{k,1}\sigma_{k,\varepsilon}v_{k,it} \tag{6}$$

$$E(w_{k,i}|x_{k,it},z_{k,it},v_{k,it})=\rho_{k,2t}\sigma_{k,w}v_{k,it} \tag{7}$$

が得られる。ただし，$\rho_{k,1}$は$\varepsilon_{k,it}$と$v_{k,it}$の相関係数で，$\rho_{k,2t}$はt期における$w_{k,i}$と$v_{k,it}$の相関係数で，$\varepsilon_{k,it}$，$v_{k,it}$および$w_{k,i}$の分散はそれぞれ$\sigma^2_{k,\varepsilon}$，$\sigma^2_{k,w}$，1である。これにより，観測可能なサンプルの条件付き期待値は

$$E(y_{it}|x_{k,it},z_{k,it},s_{it}=1)=x'_{k,it}\beta_k+x'_{k,i}\pi_k+r_{k,t}\lambda(z'_{k,it}\delta_k) \tag{8}$$

と書ける。ただし，$r_{k,t}\equiv\rho_{k,1}\sigma_{k,\varepsilon}+\rho_{k,2t}\sigma_{k,w}$で，$\lambda(\cdot)\equiv\phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$はハザード関数（逆ミルズ比）で，$\phi(\cdot)$と$\Phi(\cdot)$は標準正規分布の確率密度関数と累積分布関数である。サンプルは有限で，主要な推定では$w_{k,i}$と$v_{k,it}$の相関係数は時間を通じて一定となると仮定し，$\rho_{k,2t}$を$\rho_{k,2}$に，$r_{k,t}$をr_kにする。頑健性分析ではより一般的な状況を考える。

最後に，二段階推定で式(8)を推定する際に，式(3)の推定誤差が含まれているため，標準誤差を修正したほうが適切であると考えられる。本稿はブートストラップ法（bootstrap）で標準誤差を推定する[10)]。

Ⅴ．データと推定結果

1．データ

本稿は2006年から2016年までの依頼格付のデータを利用し，相対的な格付インフレの存在の可能性を検証する。主要なモデルでは被説明変数にR&IとS&Pの依頼格付を用いるが，頑健性分析ではMoody's の依頼格付およびR&Iの非依頼格付も用いる。

格付の決定方程式に用いられる説明変数は主に各格付機関の格付手法および先行研究である伊藤［2008］と石川［2009］に由来するものである。R&Iの依頼格付は域内経済力，債務水準，財政状態，行財政の運営方針およびソブリンの格付などを重視している（格付投資情報センター［2016］）。S&Pは制度的仕組み，経済力，財政運営，財政の柔軟性，財政パフォーマンス，流動性，債務負担，偶発債務などの要因から評価する（スタンダード&プアーズ［2014］）。そこで，本稿は以下の変数を採用した。まず，地方自治体の財政力と経済基盤を表す変数として，財政力指数，自主財源比率と（納税義務者）１人当たりの課税対象所得を選択する。これらの変数は格付とは正の関係があると考えられる。

債務要因の代理変数として用いられるのは健全化判断比率である実質公債費比率と将来負担比率である。健全化判断比率は地方自治体の債務状況を総合的に表しているが，公表時期より，推定期間は限られている。頑健性分析では地方債発行額，公債費および地方債現在高の対標準財政規模比も用いる。また，財政構造の弾力性・硬直度を表す変数として経常収支比率を採用する。これらの変数はいずれも格付とは負の関係があると考えられる。

地方自治体の財政運営に関しては，本稿は人口１人当たりの人件費・物件費等決算額および首長の当選回数を用いる。人口１人当たりの人件費・物件費等決算額が高いほど，行政サービスの効率性が低いので，格付とは負の関係があると考えられる。当選回数は高いほど，住民の支持が高いと考えられるが，自治体の財政運営に柔軟性がなくなる可能性もあるので，符号条件を事前に判断することは困難である。

最後に，サンプルセレクション問題に対処する場合，地方自治体の固定効果をコントロールするために，１人当たりの課税対象所得，財政力指数および経常収支比率の平均値も格付決定方程式の説明変数に加える。

地方自治体が格付を取得するかどうかを決める選択方程式に関しては，依頼格付を取得している団体はいずれも市場公募地方債発行団体なので，逆ミルズ比を算出する際にサンプルを各年度の市場公募地方債発行団体に制限する。第Ⅲ節で述べた通り，地方自治体の財政力および財政力の近い類似団体の団体数は取得行動に影響する可能性がある。また，格付の取得は年単位で行われるものなので，フロー変数である地方債の発行額と公債費も影響要因として考えられる。本稿は選択方程式の説明変数として財政力指数，（類似団体の）グループ団体数，地方債発行額と公債費の対標準財政規模比，首長の当選回数および首長交代ダミーを用いる。

自治体の財政・債務状況は翌年度から公表されるので，格付決定方程式と選択方程式の各説明変数はいずれも期初の値（前年度の値）を使用する[11)]。また，サンプルサイズが小さいので，主要なモデルでは各説明変数と都道府県ダ

図表３　記述統計

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
R&I の依頼格付	91	2.571	0.498	2	3
S&P の依頼格付	64	4.250	0.617	3	5
Moody's の依頼格付	118	3.754	1.086	2	5
R&I の非依頼格付	71	2.873	0.716	1	4
１人当たり課税対象所得（千円）	486	3,216.20	382.514	2,580.70	4,457.10
財政力指数	486	0.668	0.234	0.221	1.406
経常収支比率（%）	486	94.445	3.464	80.2	103.5
実質公債費比率（%）	486	13.569	4.017	0.6	26.2
将来負担比率（%）	405	189.055	73.327	0	366.4
自主財源比率（%）	486	51.886	11.71	24.619	91.93
当選回数（回）	541	2.048	1.026	1	6
人口１人当たり人件費・物件費等決算額（千円）	486	129.032	22.717	86.272	209.654
地方債発行額の対標準財政規模比	486	0.241	0.061	0.039	0.57
公債費の対標準財政規模比	486	0.257	0.058	0.14	0.83
グループ団体数（団体）	486	10.858	4.608	1	19
首長交代ダミー	541	0.087	0.282	0	1

（注）１）サンプルは市場公募地方債発行団体に限る。
　　２）統計期間は2006年から2016年まで。
〔出所〕筆者作成。

ミーとの交差項を使用しない。また，マクロ環境の変化や国債格付の影響などを考慮するため，格付決定方程式と選択方程式に格付機関ごとの年ダミーを加える。

格付の情報はブルームバーグのデータベースより収集したものである。グループ団体数，健全化判断比率，人口１人当たり人件費・物件費等決算額はそれぞれ総務省が公表している「財政力指数表」，「地方公共団体の主要財政指標一覧」および「財政状況資料集」から収集・加工したものである。首長の当選回数および首長交代ダミーは全国知事会と全国市長会のホームページから収集・加工したものである。その他の各変数は地方財政状況調査および「都道府県・市区町村のすがた」のデータを利用する。最後に，各年度の市場公募地方債発行団体の情報は地方債協会の各年度の「地方債に関する調査研究委員会報告書」による。主要なモデルで用いられる各変数の記述統計の結果は図表３の通りである。

2. 推定結果

図表４は主要なモデルの推定結果を示している。モデル(1)はサンプルセレクション問題を考慮しないもので，モデル(2)とモデル(3)は考慮するものである。また，モデル(2)は逆ミルズ比の係数は時間によらないと仮定するものであり，モデル(3)は時間によって変化すると仮定するものである。なお，自主財源比率，１人当たりの課税対象所得，将来負担比率および経常収支比率はR&I の格付手法で明記されている変数なので，係数の符号条件に注目する必要がある。

ベンチマークとなるモデル(1)の推定結果を見ると，R&I の格付決定方程式では１人当たりの課税対象所得と経常収支比率の係数はいずれも有意でない。自主財源比率と人口１人当たり

人件費・物件費等決算額の係数は有意になったが，符号条件を満たしていない。将来負担比率の係数は10％の水準で有意にプラスとなり，符号条件を満たしている。R&Iの依頼格付は地方自治体の固有の信用力からやや離れている可能性が示唆される。一方，S&Pの格付決定方程式の推定結果によると，１人当たり課税対象所得が高いほど，財政力指数が高いほど，実質公債費比率が低いほど，格付が高くなることが分かる。これらの変数はいずれも有意で，符号条件も満たされている。S&Pの依頼格付は地方自治体の固有の信用力とは整合的であると考えられる。

サンプルセレクション問題を考慮するモデル

図表４　格付決定方程式の推定結果

モデル名	モデル(1)		モデル(2)		モデル(3)	
被説明変数：格付	R&I	S&P	R&I	S&P	R&I	S&P
１人当たり課税対象所得	−0.000296	−0.00183*	0.00135	0.00203	0.00170	0.00491
	(0.000381)	(0.000956)	(0.00130)	(0.00283)	(0.00161)	(0.00415)
財政力指数	−0.974	−1.975***	−1.674	−2.660	−0.891	−2.233
	(0.740)	(0.512)	(2.373)	(4.393)	(2.962)	(8.406)
経常収支比率	−0.0146	−0.00473	−0.0130	0.0139	−0.0128	0.0115
	(0.00888)	(0.0111)	(0.0216)	(0.0323)	(0.0290)	(0.0548)
実質公債費比率	0.0159	0.0711**	0.0222	0.122**	0.0140	0.133*
	(0.0124)	(0.0299)	(0.0356)	(0.0537)	(0.0360)	(0.0783)
将来負担比率	0.00456*	0.00226	0.00175	−0.00461	0.000759	−0.00488
	(0.00244)	(0.00221)	(0.00214)	(0.00537)	(0.00222)	(0.00743)
自主財源比率	0.0285**	0.00363	−0.0181	0.000718	−0.0254	0.00787
	(0.0121)	(0.0111)	(0.0183)	(0.0390)	(0.0220)	(0.101)
当選回数	0.0305	−0.00513	0.190*	0.0418	0.00974	0.119
	(0.0205)	(0.0302)	(0.113)	(0.168)	(0.0799)	(0.300)
人口１人当たり人件費・物件費等決算額	−0.00493**	0.00221	0.00701	0.0222**	0.00733	0.0237
	(0.00211)	(0.00775)	(0.00447)	(0.00909)	(0.00528)	(0.0211)
逆ミルズ比			0.913*	0.724	0.144	−0.567
			(0.495)	(1.530)	(0.916)	(27.77)
１人当たり課税対象所得の平均値			−0.000507	−0.00106	−0.000920	−0.00390
			(0.00136)	(0.00268)	(0.00163)	(0.00489)
財政力指数の平均値			−0.0835	2.226	0.0854	1.860
			(2.333)	(2.944)	(2.861)	(4.338)
経常収支比率の平均値			0.0913	0.0891	0.0820	0.101
			(0.0598)	(0.0643)	(0.0729)	(0.0983)
定数項	4.422***	12.55***	−8.626**	−12.45	−6.083	−12.68
	(1.477)	(3.498)	(3.967)	(8.161)	(4.698)	(42.06)
地方自治体ダミー	Yes		No		No	
年ダミー	Yes		Yes		Yes	
観測数	132		132		132	
自由度修正済み決定係数	0.999		0.992		0.991	

（注）１）モデル(1)のカッコ内はクラスターロバスト標準誤差，モデル(2)と(3)はブートストラップ標準誤差。
２）***は１％，**は５％，*は10％の有意水準で棄却されることを表す。

図表５　地方自治体の選択方程式の推定結果

モデル名	モデル(4)	モデル(5)	モデル(6)
	R&I	S&P	Moody's
財政力指数	−0.662*	4.401***	1.908***
	(0.344)	(0.596)	(0.359)
グループ団体数	−0.0453***	−0.00313	0.0847***
	(0.0162)	(0.0175)	(0.0162)
地方債発行額の対標準財政規模比	−1.218	1.158	−1.208
	(1.404)	(1.570)	(1.270)
公債費の対標準財政規模比	2.339*	0.841	3.096***
	(1.218)	(1.528)	(1.190)
首長交代ダミー	−0.0928	0.147	0.104
	(0.279)	(0.290)	(0.244)
当選回数	0.206***	−0.0814	−0.0213
	(0.0703)	(0.112)	(0.0735)
定数項	−0.619	−5.858***	−3.712***
	(0.630)	(1.024)	(0.664)
地方自治体ダミー	No	No	No
年ダミー	Yes	Yes	Yes
観測数	503	541	503
Pseudo R^2	0.0752	0.306	0.139

（注）１）カッコ内は標準誤差。
２）***は１％，**は５％，*は10％の有意水準で棄却されることを表す。

(2)とモデル(3)の推定結果でも同様の傾向が見られる。R&Iを見ると，両モデルにおいて，モデル(2)の当選回数と逆ミルズ比以外の財政・債務変数の係数はいずれも統計的に有意ではない。R&Iの依頼格付と地方自治体の財政・債務状況の関連性が非常に弱いことが示唆される。一方，S&Pでは，推定モデルの複雑さが増えるにつれ，誤差が大きくなり，推定係数の有意性が低くなる傾向が見られるが，実質公債費比率の係数は全てのモデルで有意にプラスであった。このような結果は，地方自治体がタイムリーに元利償還を行うことができるかどうかを重視するS&Pの格付方針と整合的である。推定結果から，R&Iの依頼格付に相対的な格付けインフレが存在している可能性があることが示唆される。

続いて，サンプルセレクション問題を考慮するモデルで用いられた地方自治体の選択方程式の推定結果が図表５で示されている。モデル(4)−(6)はそれぞれ，R&I，S&PおよびMoody'sの依頼格付の取得行動に関するProbitモデルの推定結果である。推定結果は第Ⅲ節の考察と一致している。財政力指数の高い地方自治体はS&PとMoody'sの依頼格付を選好し，特にS&Pの依頼格付を取得する確率が高い。類似団体が多いグループの地方自治体は国債と同じレベルのMoody'sの格付を選択する可能性が高い。また，公債費の高い地方自治体はR&Iと Moody'sの依頼格付を選択する傾向がある。当選回数の係数についてはR&Iのモデルのみ有意に正であった。地方自治体の習慣など，政治的要因が依頼格付の取得行動に影響している可能性が示唆される。

3. その他の頑健性分析

本稿はその他の頑健性分析も行った。推定モデルが多数に及ぶため，結果を表で示すことはせず，主要な点だけ本節で紹介する。まず，格付決定方程式で健全化判断比率の代わりに地方債発行額，公債費および地方債現在高の対標準財政規模比を用いた推定を行った。R&Iでは，自主財源比率の係数のみが有意にであったが，符号条件は満たしていない。S&Pでは，財政力指数，公債費および地方債現在高の対標準財政規模比が有意に推定されており，符号条件も満たしている。基本モデルとほぼ近い結果を得ている。

続いて，R&I，S&PおよびMoody's の依頼格付を同時に推定する分析も行った。R&IとS&Pの式の説明変数の係数は変わらない。標準誤差に若干の変化があるものの，主要なモデルの推定から得られている結論には変わりはない。また，Moody's の式では予想通り，R&Iの式と同様に，複数の変数の係数は有意になったが，符号条件は満たしていない。

さらに，R&Iの非依頼格付に対する分析も行った。R&Iの非依頼格付は2008年以降，全部取り下げられたので，地方債発行額，公債費および地方債現在高の対標準財政規模比を利用し，推定を行った。経常収支比率と公債費の対標準財政規模比のみは有意に正であり，符号条件は満たしているという，R&Iの依頼格付とは異なる結果を得ている。推定結果は伊藤［2008］と石川［2009］と整合的である。第Ⅲ節の考察から，R&Iの依頼格付は非依頼格付より高い傾向にあることを考えれば，R&Iの依頼格付に相対的な格付インフレが存在する可能性があることが示唆される。

最後に，サンプルセレクション問題を考慮する線形モデルにおいて，その他の説明変数の平均値をモデルに加える推定も行った。最初のうち，S&Pの式では実質公債費比率の係数は有意に正であったが，加える説明変数の数が増えるにつれ，全係数が有意に推定されない場合が多くなる。Mundlak-Chamberlain deviceを用いて固定効果をコントロールする際に，変数の平均値をモデルに加えすぎると，誤差が拡大し，有意な結果を得ることが困難になる。

Ⅵ. 結論

本稿では地方自治体の依頼格付を用い，格付インフレの存在の可能性を検証した。分析の結果をまとめると，第一に，第Ⅲ節の考察から，S&Pの依頼格付は低下しているのに対し，R&Iの依頼格付はほぼ横ばいの状態で，R&Iの格付が相対的に高くなるような傾向が見られる。第二に，実証分析から，S&Pの依頼格付は地方自治体の固有の信用力を反映するような形で形成されている一方，R&Iの依頼格付は地方自治体の固有の信用力からやや離れており，定性的な修正が含まれている可能性がある。第三に，追加分析から，R&Iの依頼格付は非依頼格付よりも高い傾向にあり，非依頼格付のほうは地方自治体の固有の信用力と整合的であることが分かった。このようなことを踏まえ，S&Pに対し，R&Iの依頼格付には相対的な格付インフレが存在している可能性があることが示唆される。

一方，分析の結果をそのままR&Iの格付手法の不備まで拡大解釈することはできないことに注意されたい。本稿の分析はあくまでも地方債のリスクを慎重に考える大山・杉本・塚本

［2006］，江夏［2007］および中里［2008］の延長線にあるものであり，海外の格付機関による日本国債および地方債の格下げが起きた際に国内の格付機関の地方公共団体格付が相対的に上昇する理由を探るものである。格付手法の不備がその一因として考えられるが，地方債の返済を繰り延べる事例がないことおよび地方債の信用リスクがないという総務省の見解に基づき，R&I は適切な定性的な評価を加えた可能性もある。このように，R&I の格付け手法に不備があるか，推定結果から判断することは困難である。

本稿の分析から，伝統的な格付インフレの理論と異なる発見もあった。まず，Moody's は全ての地方自治体格付を国債と同一レベルにする戦略を取っている。このような戦略も格付の情報量の低下につながるので，別のタイプの「格付インフレ」であるとも考えられる。また，伝統的な格付インフレ理論では，情報非対称性問題があるので，地方債のリスクを完全に見極めることができない投資家は格付けを信頼し，全ての発行体はより高い格付を選好する。実際の状況を見れば，確かに多くの発行体は S&P より，R&I と Moody's の格付を選好している。特に団体間にある程度の格差があって，比較的に高い R&I の格付けを選ぶ地方公共団体が多い。しかしながら，東京都のようにあえて Moody's から S&P に切り替えた発行体もある。地方自治体が格付けの質を認識している可能性がある。

最後に，本稿で残されている課題について述べる。第一に，地方債市場ではデフォルトの実績はないため，格付インフレの存在を間接的に分析するしかないが，将来的には格付の情報量を直接的に図り，格付インフレを検証する必要がある。第二に，地方自治体格付の市場規模の制限で，本稿が用いているサンプル規模は限られたものである。地方自治体依頼格付の市場の変動を引き続き分析する必要がある。

＊本稿を執筆するにあたり，指導教官である持田信樹教授（東京大学），匿名のレフェリーの先生から有益なコメントを多数いただいた。ここに記して改めて御礼申し上げたい。本稿における誤りはすべて筆者に帰する。

注

1）各格付機関のホームページによると，R&I の新規手数料は200万円から600万円で，継続手数料は100万円から300万円である。JCR の格付手数料は新規取得・継続手数料と発行金額に応じて設定する手数料からなる。S&P と Moody's については，英語バージョンの料金プラン（fee schedule）は公表されているが，詳細は明らかではない。

2）市場公募地方債発行団体でない宮崎市は2008年に S&P より依頼格付を取得していたが，2015年４月１日に格付けの取得を取り下げた。取り下げた理由について，市は財政健全化判断比率のほうがより分かりやすく負債状況を表すためとしている。

3）厳密に言うと，「BIS 規制の標準的な手法におけるリスクウェイトは０％」である。総務省が公表している「地方債証券のあらまし［2017］」を参照されたい。

4）複合デフォルト分析とは発行体の固有のリスク要因（ベースライン信用リスク評価，BCA），サポートを提供する上位政府の格付，両者のデフォルト相関度の推定（デフォルト相関），および政府による特別なサポートの可能性の推定（特別なサポート）の４つの要因に基づき，格付を付与する手法である。

5）2007年と2008年において，Moody's が付与した地方公共団体格付は日本国債格付よりも高かった。江夏［2007］によると，サポートを提供する上位政府の格付として「自国通貨建て預金シーリング」が用いられ，それが国債格付よりも高かった。

6）競争相手が少ない場合でも競争の程度が激しい可能性がある。例えば，通常の２企業ベルトラン価格競争ゲームでは，完全競争市場と同様に価格が限界費用に等しくなるまで競争が行われる。実際に Bakalyar and Galil［2014］はイスラエルの２つの格付機関の間で競争が存在し，格付けインフレがあると実証している。

7）Moody's は2009年５月18日に日本政府債務格付を Aa2 に統一したとともに，Aa1の13の地方自治体の格付を引き下げる方針を発表した。それに対し，東京都は2009年７月28日に格付依頼の撤回を申し入れたが，Moody's はそれを無視し，同日，東京都の格付を引き下げたことを発表した。これを受け，東京都は強く抗議した。

8) 実際に，サンプルセレクション問題に対処する順序Probitモデルを推定した結果，R&Iでは将来負担比率の係数の符号条件が満たされていないが，S&Pの全ての係数の符号条件は満たされており，線形モデルと近い結果となっている。
9) Wooldridge［2010, pp.834］を参照されたい。
10) 別の誤差修正方法についてWooldridge［1995］がある。
11) 石川［2009］も同様の手法を用いている。Moon and Stotsky［1993b］は同年度の説明変数を用いると，同次性問題があることを指摘している。

参 考 文 献

石川達哉［2009］「地方公共団体に対する格付けと財政指標の関係―順序プロビットモデルによる地方公共団体格付けの分析」『ニッセイ基礎研所報』第56号，127–142頁

伊藤和彦［2008］「実質公債費比率と地方債格付けの決定要因―新しい地方財政再生制度における健全化判断指標のあり方」『日本経済研究』第58号，17–37頁

江夏あかね［2007］『地方債投資ハンドブック』東京財経詳報社

大山慎介・杉本卓哉・塚本満［2006］「地方債の対国債スプレッドと近年の環境変化」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

格付投資情報センター［2016］「地方自治体の格付の考え方」(URL: https://www.r-i.co.jp/methodology_basic/2016/03/methodology_basic_20160310_jpn.pdf)

黒沢義孝［2007］『格付会社の研究：日本の５社の特徴とその比較』東洋経済新報社

スタンダード＆プアーズ［2014］「地方自治体の格付け手法」(URL: https://www.standardandpoors.com/ja_JP/delegate/getPDF?articleId=1930075&type=COMMENTS&subType=REGULATORY)

下田尚人・河合祐子［2007］「格付格差の現状と背景：依頼格付と非依頼格付，レーティング・スプリット」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

鈴木茂央［1999］「本邦事業会社に対する勝手格付に関する考察」『証券アナリストジャナル』第37巻第３号，34–47頁

大東辰起［2017］「自治体財政と地方債格付けの動向―勝手格付けから依頼格付け移行期の格付け動向」『大阪産業大学経済論集』第18巻第３号，35–63頁

中里透［2008］「財政収支と債券市場―市場公募地方債を対象とした分析」『日本経済研究』第58号，１–16頁

藤木宣行［2002］「わが国地方債市場の現状と課題」『資本市場クォータリー』第６巻第１号，20–33頁

三浦后美［2012］「日本における信用格付制度の発展過程」『経営論集』第22巻第１号，47–72頁

Bakalyar, I., & Galil, K.［2014］“Rating shopping and rating inflation in Israel,” *International Review of Financial Analysis*, 33（Supplement C）, pp.270–280.

Bar-Isaac, H., & Shapiro, J.［2013］“Ratings quality over the business cycle,” *Journal of Financial Economics*, 108(1), pp.62–78.

Becker, B., & Milbourn, T.［2011］“How did increased competition affect credit ratings?” *Journal of Financial Economics*, 101(3), pp.493–514.

Blackwell III, J. L.［2005］“Estimation and testing of fixed-effect panel-data systems,” *Stata Journal*, 5(2), pp.202–207.

Bolton, P., Freixas, X., & Shapiro, J.［2012］“The credit ratings game,” *The Journal of Finance*, 67(1), pp.85–111.

Cornaggia, J., & Cornaggia, K. J.［2013］“Estimating the Costs of Issuer-Paid Credit Ratings,” *The Review of Financial Studies*, 26(9), pp.2229–2269.

Griffin, J. M., Nickerson, J., & Tang, D. Y.［2013］“Rating shopping or catering? An examination of the response to competitive pressure for

CDO credit ratings," *The Review of Financial Studies*, 26(9), pp.2270-2310.

Kedia, S., Rajgopal, S., & Zhou, X. [2014] "Did going public impair Moody's credit ratings?" *Journal of Financial Economics*, 114(2), pp.293-315.

Mathis, J., McAndrews, J., & Rochet, J.-C. [2009] "Rating the raters: Are reputation concerns powerful enough to discipline rating agencies?" *Journal of Monetary Economics*, 56(5), pp.657-674.

Moon, C.-G., & Stotsky, J. G. [1993a] "Testing the Differences between the Determinants of Moody's and Standard & Poor's Ratings: An Application of Smooth Simulated Maximum Likelihood Estimation," *Journal of Applied Econometrics*, 8(1), pp.51-69.

Moon, Choon-Geol, & Stotsky, J. G. [1993b] "Municipal bond rating analysis," *Regional Science and Urban Economics*, 23(1), pp.29-50.

Skreta, V., & Veldkamp, L. [2009] "Ratings shopping and asset complexity: A theory of ratings inflation," *Journal of Monetary Economics*, 56(5), pp.678-695.

Wooldridge, J. M. [2010] *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Mass: The MIT Press.

（東京大学大学院経済学研究科博士後期課程）