

# 地方公共団体の財政状況に対する評価と 市場公募地方債の流通利回り

経済調査部門 主任研究員 石川達哉

ishikawa@nli-research.co.jp

## <要旨>

1. 近年、地方債発行における市場公募債の割合が急速に高まるとともに、協議制度への移行、発行条件決定に際しての「個別条件交渉方式」の採用などが行われ、地方債を巡る環境は大きく変化している。これらの結果として、流通市場での地方公共団体に対する評価が地方債発行のコストに反映される関係が強まるなか、専門格付機関から「依頼格付け」を取得する地方公共団体が急増するなど、市場との対話も前進しつつある。
2. これまでも公開情報に基づいて判定がなされる「非依頼格付け」が行われており、決算指標と並んで、地方債投資の重要な判断材料として利用されてきたものと考えられる。そこで、市場公募地方債発行団体の2002～2006年度のデータに基づいて、既発債流通利回りの対国債スプレッドに影響する要因について計量分析を行うと、当該団体の「信用リスク」、地域の景気状況、採用銘柄の市場性に関わる各種変数のうち、格付け、経常収支比率、財政力指数、償還までの残存日数等が有意な説明力を持っている。
3. 上記のうち、残存日数を除けば、説明力を有する変数は地方公共団体の財務状況に関する情報や市場の評価を体現したものと言え、これらが、既発債と新発債の代替関係を通じて、新発債の発行コストに影響を与えることになる。市場公募地方債の発行を通じた資金調達コストを抑えるためには、各団体が財政状況を改善させ、市場の信認を高める必要があることが裏付けられる。

本稿の執筆に際して、中里透氏（上智大学経済学部）より、公開前の論文を参考文献として提供頂いた。ここに記して、謝意を表したい。ただし、本稿の内容にありうべき過誤は筆者の責に帰するものである。

## <目 次>

1. はじめに .....	3
2. 市場公募地方債と地方公共団体に対する格付けの動向 .....	3
(1) 市場公募地方債の重要性の高まり .....	3
(2) 地方公共団体の格付けの動向 .....	6
3. 地方債流通市場の動向と利回り決定要因の考え方 .....	9
(1) 夕張市報道と地方債流通利回り .....	9
(2) 地方債利回りに関する先行研究 .....	11
4. 地方債流通利回りの対国債スプレッドの計量分析 .....	14
(1) 分析の枠組み .....	14
(2) 推定結果とその解釈 .....	17
(3) 代替的なデータとモデルによる推定 .....	19
5. 結びにかえて .....	23
補論: サンプル・セレクション・バイアスを考慮した市場公募地方債の流通利回りの推定 —共同発行債と個別債の選択が与える影響についての検討—	

## 1. はじめに

本稿の目的は、不特定多数の投資家が参加する地方債流通市場において、投資家が利用する地方公共団体に対する格付け情報や決算指標などが市場公募地方債の流通利回りに与える影響を分析することにある。具体的には、当該団体の決算指標、格付け、地域の景気状況、採用銘柄の市場性に関わる各種変数のうち、どのような変数が説明力を持つか、あるいは持たないかを計量的に検討する。

以下の構成は次のとおりである。

第2節では、予備的考察として、地方債市場における市場公募債の重要性の高まりと地方公共団体の格付けの動向について概観する。

第3節では、近年の地方債流通市場の推移を見た後、米国の先行研究も踏まえながら、地方債利回りの決定要因について検討する。

第4節では、地方債流通利回りの対国債スプレッドを対象に計量分析を行う。具体的には、2002～2006年度のパネルデータに基づいて、当該団体の「信用リスク」、地域の景気状況、採用銘柄の属性や流動性によって説明するモデルを推定し、各種変数のうち、格付け、経常収支比率、財政力指数、償還までの残存日数等が有意な説明力を持っていることを示す。

最後に、計測結果のインプリケーションや分析上の課題について言及する。

また、補論では、発行する市場公募債の種類を共同発行債とするか、個別債とするかという発行体による選択の結果が観測される利回りデータにも及んでいる可能性に着目し、サンプル・セレクションによる影響を考慮した枠組みで利回りの推定を行う。

## 2. 市場公募地方債と地方公共団体に対する格付けの動向

### (1) 市場公募地方債の重要性の高まり

2001年度に実施された財政投融资制度の抜本的改革以降、地方債計画においては、発行総額が抑制されるとともに、引受けの中心は公的資金から民間資金へと移り、市場公募債と縁故債を中心とする民間資金の割合（当初計画ベース）は2007年度には63%を占めている。こうした変化の主役は市場公募地方債であり、10年度前の8%、5年度前の12%から大幅に上昇して、27%に達している。通常、単に地方債計画における発行額と言え、新発分のみを指すので、この市場公募地方債新発額を市場公募地方債発行団体における普通会計決算ベースの全地方債発行額と対比すると、2004年度以降は50%を上回る割合を占めていることが分かる。

図表-1 全国型市場公募地方債発行実績の推移

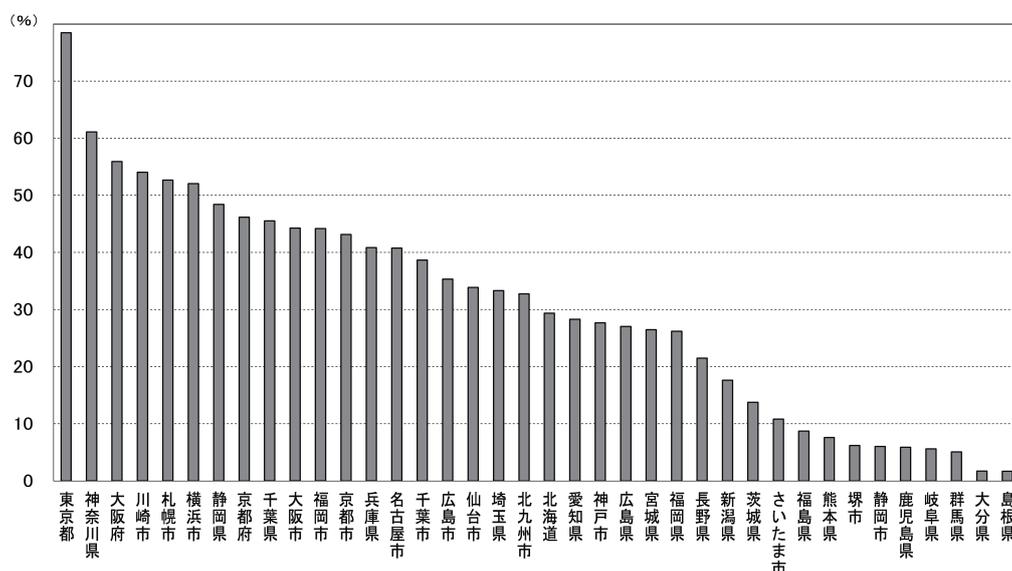
	①市場公募地方債発行額合計					普通会計決算ベースの全地方債(歳入)			
	②新発分(地方債計画対応)	③借換分	④個別発行	⑤共同発行	全都道府県・市町村	市場公募債発行団体			
					⑥	②÷⑥	⑦	②÷⑦	
2000年度	22,690	17,464	5,226	22,690	0	111,735	(15.6%)	44,787	(39.0%)
2001年度	22,240	17,022	5,218	22,240	0	118,734	(14.3%)	45,758	(37.2%)
2002年度	26,730	18,004	8,726	26,730	0	133,826	(13.5%)	52,441	(34.3%)
2003年度	43,530	25,649	17,881	35,060	8,470	138,577	(18.5%)	55,172	(46.5%)
2004年度	53,537	32,195	21,342	41,107	12,430	124,430	(25.9%)	57,758	(55.7%)
2005年度	58,450	28,911	29,539	45,370	13,080	104,284	(27.7%)	46,069	(62.8%)
2006年度	55,239	26,183	29,056	41,999	13,240	95,649	(27.4%)	44,982	(58.2%)
2007年度	52,290	34,000	18,290	40,150	12,140	96,529	(35.2%)	-	(-)

(注) (1) 単位:億円、(2)①=②+③=④+⑤、(3)市場公募地方債発行額には公営企業会計も含む、(4)2007年度のみ当初計画、他は実績値

(資料) 総務省「地方債計画」地方債協会「地方債年報」地方財務協会「地方財政統計年報」等に基づいて作成

そして、市場公募地方債には新発分だけではなく、借換分もあり、それが急増したことにより、2005、2006年度については新発分を借換分が上回る発行実績となっている。こうした近年の新発及び借換の状況を反映して、普通会計ベースの地方債残高(現在高)に占める市場公募債の割合を団体毎に見ると、東京都では78%にも達している。

図表-2 普通会計ベースの地方債残高に占める市場公募債の割合(2006年度末)



(注) 対象は2006年度までの全国型市場公募地方債発行団体。ここでは住民公募債も市場公募債に含める  
 (資料) 各団体の決算速報および監査委員による決算審査意見書等に基づいて作成

市場公募地方債の発行が初めて行われた1952年度においては、発行団体は東京都など8団体にしか過ぎなかったが、その後漸増を続け、2007年度末までに25都道府県、17都市の総計42団体が全国型市場公募地方債を発行する見込みである。

図表－3 全国型市場公募地方債発行団体の推移

年度	団体		団体数
1952年度	東京都・大阪府・兵庫県	横浜市・名古屋市・京都市・大阪市・神戸市	8
1973年度	北海道・神奈川県・静岡県・愛知県・広島県・福岡県	札幌市・川崎市・北九州市・福岡市	18
1975年度	宮城県・埼玉県・千葉県・京都府		22
1982年度		広島市	23
1989年度	茨城県・新潟県・長野県	仙台市	27
1994年度		千葉市	28
2003年度		さいたま市	29
2004年度	福島県・群馬県・岐阜県・熊本県		33
2005年度	鹿児島県	静岡市	35
2006年度	島根県・大分県	堺市	38
2007年度	山梨県・岡山県	新潟市、浜松市	42

(資料) 総務省「地方債計画」ほか報道資料に基づいて作成

図表-4 広義の市場公募地方債発行団体の拡大

	全国型市場公募債(狭義市場公募債)			住民公募債
	全体	個別発行	共同発行	
2000年度	28	28	-	-
2001年度	28	28	-	1
2002年度	28	28	-	34
2003年度	29	24	27	79
2004年度	33	31	27	93
2005年度	35	34	27	106
2006年度	38	37	29	122
2007年度	42	40	28	130

(資料) 総務省「地方債計画」ほか報道資料に基づいて作成

また、2003年度からは、「住民参加型市場公募債」、所謂「ミニ公募債」が発行可能になったことにより、「全国型市場公募債」を発行する狭義の公募地方債発行団体以外の地方公共団体においても、これを発行する団体が増えており、市場を通じた地方債資金の調達は金額面だけでなく、発行団体の拡がりという形でも現れている。

こうした市場化の加速と足並みを揃えるように、地方債発行のルールにも幾つかの改正が行われている。

まず、2006年4月には、地方債発行が「許可制」から「協議制」へ移行し、財政状況が健全な地方公共団体は、総務大臣の同意を得なくても地方債発行を行うことが可能になった。不同意債を発行することは、元利償還金に対する財源確保を伴う地方財政計画の枠内から外れることを意味するため、積極的に選択されるとは考え難いが、発行を自由とする原則の採用という意味では、大きな転換と言える。その一方で、地方債全般の信用維持を目的とする起債制限比率と実質収支

比率に基づく許可制下の起債制限の仕組みは、実質公債費比率（当面は起債制限比率も併用）と実質収支比率に基づく仕組みに継承されている。更には、2007年6月に可決された「地方公共団体の財政の健全化に関する法律」では、実質公債費比率・実質赤字比率と連結赤字比率・将来負担比率の4指標によって構成される「健全化判断比率」と「再生判断比率」が定められ、「早期是正」のためのセーフティネット強化が図られようとしている<sup>(1)</sup>。

そして、市場での地方債公募に直接に関わる発行条件決定ルールも改められた。2006年8月14日付けの総務省自治財政局地方債課の事務連絡「市場公募地方債（9月債）の発行に係る条件交渉・決定について」によって、従前の「統一条件交渉方式」が廃止され、「個別条件交渉方式」への完全移行が行われたのである。このルール変更に伴って、各団体の新発債応募者利回りが既発債流通利回りから大きく乖離することなく決まる関係が、明瞭に観察されることとなった<sup>(2)</sup>。これにより、不特定多数の投資家が参加する市場での評価が地方債発行の資金調達コストに反映される関係が一段と強まったと言える。

## (2) 地方公共団体の格付けの動向

後述のとおり、2006年6月に夕張市の深刻な財政危機を伝える報道がなされた後も、地方公共団体全般に対する基本的な信頼感は損なわれていないと言えるであろう。しかし、今後、破綻法制が立法されたり、債務調整の考え方が導入されたりする可能性も考慮に入れば、地方債の元利償還金が減額も遅滞もなく支払われることをすべての団体について例外なく期待することは難しくなっている。地方公共団体の債務償還能力には潜在的な格差が存在するという意味で投資リスクには団体間で差があり、投資家による投資対象の選別が水面下で行われていることは否定できない。

地方公共団体にとっては、自らの財政状況や将来的な債務返済能力に自信のあるなしに関わらず、投資家の無用な不安を解消するような情報開示や市場が誤った判断をしないような対話姿勢を示すことが求められる状況になっているとも言える。

こうしたなかで、地方公共団体が市場との対話に積極的に取り組む動きも見られる。例えば、2006年10月に横浜市がスタンダード・アンド・プアーズからAA-の（依頼）格付けを獲得したのを皮切りに、2007年に入ってから、1月に神戸市が格付投資情報センターから、2月に東京都がムーディーズ・インベスターズ・サービスから（依頼）格付けを取得したのに続き、以後は京都市、福岡県、大阪市、静岡県、浜松市、岡山県、新潟県、名古屋市、新潟市などがこれらの専門格付機関から依頼格付けを得ている。

---

(1) 「健全化判断比率」と「再生判断比率」が適用されるのは2008年度決算以降である。具体的な判定基準は確定していないが、2007年12月7日付けの事務連絡（総務省自治財政局財務調査課）にて政令準備の内容が地方公共団体に通知されている（本稿執筆時点）。

(2) 詳細は、石川(2007a)を参照。

図表－５ 依頼格付けの取得状況（2006年10月～2007年11月）

団体名	取得日	格付け	格付会社
横浜市	2006/10/4	AA-	スタンダード&プアーズ
神戸市	2007/1/10	AA	格付投資情報センター
東京都	2007/2/1	Aa2	ムーディーズ
京都市	2007/7/31	Aa2	ムーディーズ
	2007/8/2	A+	スタンダード&プアーズ
福岡県	2007/8/1	Aa2	ムーディーズ
大阪市	2007/8/16	Aa2	ムーディーズ
	2007/8/16	AA-	スタンダード&プアーズ
静岡県	2007/9/6	AA+	格付投資情報センター
	2007/9/6	Aa2	ムーディーズ
浜松市	2007/9/7	Aa2	ムーディーズ
岡山県	2007/10/16	AA	格付投資情報センター
新潟県	2007/10/25	Aa1	ムーディーズ
名古屋市	2007/11/7	Aa1	ムーディーズ
新潟市	2007/11/19	AA-	スタンダード&プアーズ

(注) 取得当初の格付け。ムーディーズ社の当初Aa2の格付けは、その後Aa1に引き上げられている。  
 (資料) 各団体のプレスリリース資料に基づいて作成

「依頼格付け」とは、格付けを希望する団体が公開情報とは別に格付け機関から求められた情報を提供したうえで判定がなされる格付けのことである。一方、公開情報に基づいて、当該団体の依頼とは無関係に、格付け機関が任意に判定する「非依頼格付け」は、俗に「勝手格付け」とも呼ばれている。市場公募地方債発行団体に対しては、これまでは格付投資情報センターと日本格付研究所による「非依頼格付け」が行われてきたが、そうした状況に満足することなく、自らの意思で「依頼格付け」を取得する地方公共団体が、この1年あまりの間に続出したのである。

図表－６ 市場公募地方債発行団体に対する最新の非依頼格付けの状況

	R&I	JCR
北海道	AA-op	AA-p
宮城県	AAop	AA+p
福島県	AAop	AA+p
茨城県	AAop	AAp
群馬県	AA+op	AA+p
埼玉県	AA+op	AA+p
千葉県	AA+op	AAp
東京都	AAAop	AA+p
神奈川県	AA+op	AA+p
新潟県	AAop	AA+p
長野県	AAop	AAp
岐阜県	AAop	AA+p
静岡県	AA+	AA+p
愛知県	AA+op	AA+p
京都府	AA+op	AA+p
大阪府	AAop	AA-p
兵庫県	AAop	AAp
島根県	AA-op	AAp
広島県	AAop	AAp
福岡県	AAop	AA+p
熊本県	AAop	AAp
大分県	AAop	AA+p
鹿児島県	AA-op	AA-p

	R&I	JCR
札幌市	AAop	AA+p
仙台市	AA+op	AA+p
さいたま市	AAop	AA+p
千葉市	AA+op	AAp
横浜市	AA+op	AAp
川崎市	AAop	AA+p
静岡市	AAop	AA+p
名古屋市	AAop	AAp
京都市	AA-op	AA-p
大阪市	AA-op	AA-p
神戸市	AA	AA-p
広島市	AAop	AA-p
北九州市	AAop	AA+p
福岡市	AAop	AAp
堺市	AAop	AA+p

(注) 2006年度までの市場公募債発行団体。静岡県と神戸市に対するR&Iの格付けは依頼格付け  
 (資料) 日本格付投資情報センター（R&I）及び日本格付研究所（JCR）資料に基づいて作成

前述の団体が敢えて「依頼格付け」を取得する決断を下したのは、市場の評価や信認を得ることができれば、地方債発行による資金調達が円滑化し、金利が低く設定されるなど「依頼格付け」の結果によってもたらされる便益が「依頼格付け」のための費用を上回る可能性があるためであろう。

実際、京都市と福岡県、新潟県などは、2008年1月に実施される国内非居住者に対する利子非課税措置適用を念頭に置いて、海外投資家の開拓を目的として依頼格付けを取得したことを明示的に表明している。例えば、スタンダード・アンド・プアーズやムーディーズは米国の地方債の格付けにおいて長い経験と積み重ねられた実績があり、こうした格付機関による格付けは、いわばグローバル・スタンダードに基づくものとして、海外の投資家にとっては重要なシグナルとなるものと考えられる。しかも、格付けの結果だけではなく、依頼格付けを取得していること自体が情報開示に前向きな姿勢を示すものとして好感されるかもしれない。

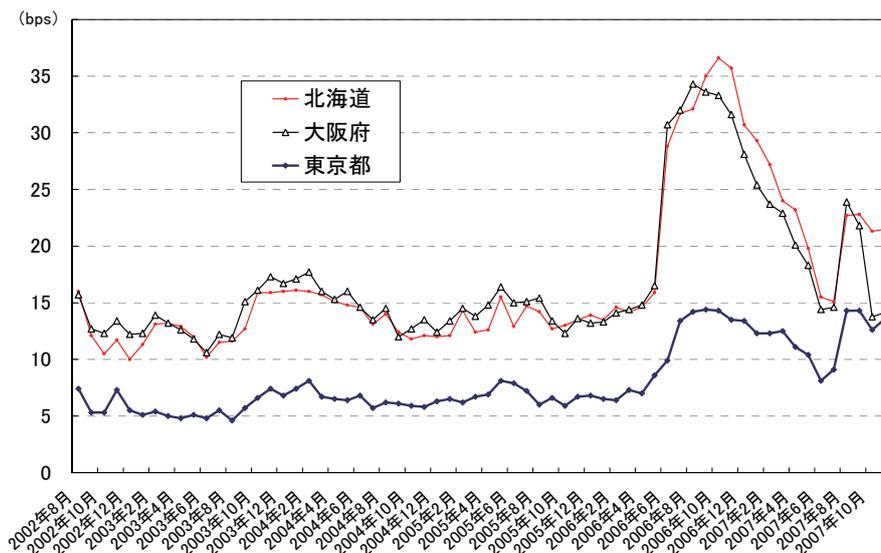
もっとも、依頼格付けを取得する地方公共団体が2006年10月以降に次々と現れたことの原因としては、海外投資家の開拓を目的としたものという説明だけでは不十分であろう。前述のとおり、市場公募地方債の発行条件決定が「統一条件交渉方式」から「個別条件交渉方式」へと完全移行し、新発債の応募者利回りが既発債の流通利回りと連動して決まる構造が強固になったからであろう。市場公募地方債発行のコストを抑制するためには、市場における全般的な評価を高めることが重要であり、その評価における重要な判断材料となっている可能性が高いのが専門格付機関による格付けだからである。

### 3. 地方債流通市場の動向と利回り決定要因の考え方

#### (1) 夕張市報道と地方債流通利回り

深刻な財政危機に陥った夕張市を巡る報道を契機として、地方債流通利回りの対国債スプレッド（イールド・スプレッド）は2006年6月末から10月上旬にかけて大幅に拡大した。ピーク時のイールド・スプレッドは直近5年間の最大値を示し、団体間・銘柄間の格差も拡大した。最も高い信用力があるとされる東京都の地方債でさえも、夕張市報道直後の6月末の対国債スプレッドは、4月末の7bpsから拡大して10bpsを超え、さらにピーク時の10月には15bpsにまで拡大した。この間、「再生型破綻法制の検討に着手して、3年以内に整備すべき」という提言を7月3日公表の最終報告書に盛り込んだ「地方分権21世紀ビジョン懇談会」における討議の過程で、今後の法改正次第では財政「破綻」とそれに伴う「債務調整」の可能性が夕張市にとどまらず地方公共団体全般にあり得るという見方が市場参加者の間で広まり、地方債投資のリスクが再認識されたためと考えられる。

図表ー7 公募地方債流通利回りの対国債スプレッドの推移(東京都、大阪府、北海道)



(資料) 日本証券業協会「公社債店頭売買参考統計値」に基づいて、月末における償還までの残存期間が10年に最も近い10年債複利データより算出

その後、「債務調整」を巡る議論は「新しい地方財政制度研究会」に引き継がれ、2006年12月8日にとりまとめられた報告書においては、「債務調整の導入は、地方行財政制度の抜本改革が進展した場合における地方財政の規律強化に向けた再生ツールの選択肢」という評価が示された。もっとも、前提となる具体的な姿の明確化のほか7点の課題解決が必要であるというように、慎重に論議を重ねるべきことが確認されたため、「債務調整」に関する具体的な規定が「地方公共団体の財政の健全化に関する法律」（2007年3月法案提出、6月可決）に明記されることはないであろうという見通しが強まり、国債とのイールド・スプレッドは徐々に低下していった。

大阪府・神奈川県・東京都などが「財政危機宣言」をした1998年秋には、市場公募債発行時に

当初は買手がつかないという事態も起こり<sup>(3)</sup>、地方債流通利回りの対国債スプレッドも 20bps を超えていた。その状況と比較すれば、今回は市場で大きな混乱が生じるには至らなかったと言える。

図表－８ 近年の普通会計決算指標の推移（47 都道府県）

		2000年度	2001年度	2002年度	2003年度	2004年度	2005年度	2006年度
実質収支 比率	平均	0.40	0.45	0.42	0.56	0.62	0.58	1.00
	標準偏差	0.77	0.70	0.89	1.04	0.72	0.64	0.79
経常収支 比率	平均	86.6	88.9	91.5	89.1	92.4	92.9	93.6
	標準偏差	5.52	4.54	5.00	3.88	3.01	2.96	2.46
財政力指 数	平均	0.43	0.41	0.41	0.41	0.41	0.43	0.46
	標準偏差	0.184	0.175	0.177	0.178	0.180	0.183	0.197
起債制限 比率	平均	12.2	12.6	12.6	12.5	12.6	12.4	12.2
	標準偏差	2.38	2.28	2.27	2.26	2.22	2.08	2.20
実質公債 費比率	平均	-	-	-	-	-	14.5	14.4
	標準偏差	-	-	-	-	-	2.44	2.47

(資料) 総務省「都道府県決算状況調」地方財務協会「市町村決算状況調」等に基づいて作成

近年の普通会計決算の状況を都道府県について見ると、過去 2～3 年度においても、経常収支比率の上昇持続や財政力指数の団体間格差拡大（標準偏差上昇）はあるものの、実質収支比率の上昇基調・財政力指数の上昇・起債制限比率の低下など財政状況の改善傾向が観察される。

こうしたなかで、2007 年 3 月末に格付投資情報センターが公表した「公募地方債発行地方自治体信用力評価」においては、6 団体の格付けが引き上げられた。格付投資情報センターと日本格付研究所が市場公募地方債発行団体に与えてきた格付け（非依頼格付け）においては、いずれも、最も厳しい判定結果でさえも AA-を下った事例はこれまでない。総体としての地方公共団体に対しては、地方財政計画の下で地方債の元利償還金も含めた財源保障が毎年度なされていることや、財政状況が著しく悪化した団体については、これまでは国の管理の下での再建をはかる財政再建制度<sup>(4)</sup>があることに、重きを置いてきたものと考えられる。

地方債利回りの対国債スプレッドが 2006 年 6 月末から 10 月にかけて拡大した際、社債利回りの対国債スプレッドほど大きくなかったことから、市場公募地方債発行団体に対する投資家の評価も基本的には高いと言える。

しかし、イールド・スプレッドが存在すること自体は、投資家が何らかの投資リスクを感じていることを示すものである。2007 年度入り後のイールド・スプレッドは縮小基調が続き、6 月には前年 5 月の水準にまで戻ったが、サブプライムローン問題に対する懸念が強まった 8 月に再び拡大するなど、投資家が潜在的に感じている不安が解消されたわけではないことが判る。また、銘柄間の流通利回り格差も各団体に対する評価の違いを反映したものと見え、財政力指数の標準偏差が増大している事実から推察できるように、税源基盤の団体間格差も徐々に拡大していると見られる。

<sup>(3)</sup> 1998 年 11 月 11 日付け日本経済新聞に拠る。

<sup>(4)</sup> 「地方公共団体の財政の健全化に関する法律」の成立に伴って、これまで地方公共団体の再建制度の拠り所となってきた「地方財政再建促進特別措置法」は廃止され、地方公営企業法における地方公営企業の再建制度に関する規定も削除され、新法に一本化された。

したがって、地方財政に対する市場の信頼が揺らげば、イールド・スプレッドが再び拡大する状況も訪れるであろうし、財政状況の団体間格差が顕著となれば、イールド・スプレッドの格差が拡大する可能性は高いであろう。

## (2) 地方債利回りの決定要因に関する先行研究

米国では、地方債利回りの対国債スプレッドを、個々の地方公共団体の信用リスクや発行された銘柄の市場性などによって説明する推定モデルに基づく実証研究が 1970 年代から行われている。これに対して、日本での研究蓄積は数例にとどまっている。

当然ながら、課税自主権を有し、地方債の発行と償還を含めた歳入と歳出の全般について、連邦政府に依存することなく決定し得る米国の地方公共団体と、日本の地方公共団体とを同一視することはできない。米国固有の要素を中心に、地方公共団体および地方債を巡る日米間の制度的差異を単純化して記せば、以下のように整理できる。

図表－9 地方公共団体および地方債を巡る日米間の制度的差異

	米国	日本
地方公共団体の破綻に関する法律上の定義	ある	ない
地方公共団体に関するデフォルトの履歴	ある	ない
地方公共団体固有の財政運営ルール	各団体固有の法律で均衡予算を求めるケースと地方債発行に制限を加えるケースがある	特にない
地方公共団体の会計原則と開示内容	団体によって異なる	標準化された形式に従う
地方公共団体の課税自主権	ある	基本的にはない
地方債市場の地域的分断の可能性	分断されている可能性がある	分断されている可能性は低い
地方債に対する投資家	法人投資家と個人投資家	大半は法人投資家
地方債利子に対する所得税軽減措置	ある	ない
地方債を対象とする民間の保険	ある	ない

特に、米国の地方公共団体には、法律上の「破綻」の定義があり、デフォルトの「実績」もあるのに対して、日本の地方公共団体にはそれがないことは決定的に異なる点と言えるかもしれない。

しかし、日本の地方債市場において、投資家は法改正も含めて将来の様々なケースを想定したうえで市場に参加しており、再生型破綻法制や債務調整の是非の検討に向けた議論が始まったという現実を踏まえれば、将来の「破綻」の可能性を無視することはできないであろう。投資家にとって、それよりも重要なことは、投資対象である地方債の元利償還金が減額も遅滞もなく支払われるかどうかであり、それが 100%の確からしきで実現すると予想されない限りは、投資対象には「信用リスク」が存在することになる。市場の評価が利回りに反映されるという文脈におい

て、団体間の利回り格差を考えるうえでは、こうした意味での「信用リスク」の存在を排除してよい理由は見当たらない。

「信用リスク」を保有債務の相対的な大きさと債務償還能力との関係において捉えようとする考え方自体は、日本の地方公共団体にも十分適用できるものであり、地方債利回りに関する計量分析の実施に先立って、米国における先行研究の内容を簡単に整理しておきたい。

実証分析において被説明変数に採用されるのは、通常は、地方債利回りか、国債利回りからの乖離幅（イールド・スプレッド）のいずれかである。地方債に対しては所得税非課税措置がある一方、国債にはそれがないので、厳密には、単純なイールド・スプレッドではなく、国債の課税後利回りを地方債利回りから控除した差である。投資家が危険回避的であれば、安全資産以外の資産への投資は、安全資産の収益率を上回る収益率が期待できなければ、選択されない。しかも、投資収益率に関する不確実性が高い資産ほど求められるプレミアムは大きくなる。そして、国債を安全資産とすれば、投資対象資産の期待収益率と国債利回りの格差が要求プレミアムに相当し、投資リスクの増加関数となるはずである。

対国債イールド・スプレッドを被説明変数とするならば、説明変数には投資リスクを表す変数が含まれていなければならない。この場合の投資リスクとは、過去の収益率の分散に限定されることなく、収益率を変動させる要因であれば、十分に候補となり得る。特に、地方債の元利償還金が約定通りに支払われるどうかは発行団体の債務償還能力と表裏一体の関係にあるので、債務償還能力を示す指標の中から説明変数が選択される。もちろん、投資家によって危険回避度は異なるので、投資家の選好を表す変数も採用されてよい。

Poterba and Rueben(2001)は、説明変数を、①債務償還能力に影響する各団体固有の経済要因・財政要因(失業率、財政赤字等)、②現在および将来の元利償還金の支払い能力と地方債発行に影響する様々な財政制度(制度的要因)、③地方債残高、④各団体の財政運営における選好の4つに大別している。このうち、地方公共団体の選好は住民の選好を反映したものと解釈してもよいであろう。

過去の実証研究をこうした分類に照らし合わせると、35年前のHasyie(1972)において、ほとんどすべての要素がカバーされていることが分かる。彼は、特に重要な決定要因をデフォルト・リスクと市場性に二分し、クロスセクションの回帰式においては、デフォルト・リスクやこれと裏表の関係にある債務償還能力を表す変数として、デフォルト経験の有無、課税対象資産に対する債務残高の比率、総人口に占める学生人口の割合、産業の集中度(経済活動と税源基盤の安定性)を採用している。一方、市場性に関する指標としては、地方債の発行金額と満期、当該団体の保有債務、人口変化率(将来の市場性に影響)、年次ダミー(個人投資家中心の時代か、機関投資家中心の時代か)などを採用している。

Benson and Rogowskii(1978)は、景気要因にも着目し、1銘柄当たりの発行金額(-)、地方債引受に応じた会社数(-)、格付けダミー(Baaがダミーなしの基準ケース。高い格付けほど大きな-)、表面金利(+)、実質経済成長率(-)などを説明変数とする新発債イールド・スプレッドの回

帰式を推定している（符号は影響の方向性）。

1980年代には、ニューニーク連銀やリッチモンド連銀などのスタッフによる分析も、積極的に行われるようになり、満期や地域によって地方債市場が分断されているかどうかについての関心も高まった。もし、そうであれば、利回り格差には各市場における投資家の選好の違いが強く反映されている可能性があり、こうした観点からの研究が1980年代、90年代には盛んに行われた。

Capeci(1991)は、地方債のイールド・スプレッドの決定要因としての信用リスクを重視し、発行団体の財政状況と格付け機関による格付けの両方を分析対象としている。説明変数としては、格付けダミー、地方債償還までの平均残存期間、税引き後国債利回り、地方債に対する民間保険の有無、地方債残高、地方債発行額、政府間財政移転の相対規模、1人当たり地方債残高、1人当たり課税対象資産、1人当たり所得、人口などを候補としている。しかも、時系列の要因とクロスセクションの要因が並存するパネル形式でデータを扱い、発行金額や地方債残高の内生性も考慮して、操作変数の採用による2段階最小二乗法を適用するなど、推定手法にも様々な工夫を凝らしている。

ただし、団体毎の固有要因の存在を想定する固定効果モデルにおいては、固定効果と格付けダミーの間の多重共線性のためか、格付けダミーの説明力が低い結果となっている。

近年は、財政学や経済学の立場からの研究よりも、適用されている会計基準や開示されている財務情報の内容と地方債利回りとの関係に関心が向けられるなど、会計学的な立場からの研究も増えている。そうした研究においては、依然、会計情報と並んで格付けダミーが説明変数として採用されている。

一方、主たる関心が利回りや格付け以外のところにあって、説明変数の内生性にも注意を払いながら財政規律や財政運営ルールについての分析を行う研究などにおいては、地方債利回りやイールド・スプレッドを被説明変数とする場合でも、デフォルト・リスクを表す変数としては格付けダミー以外の変数が採用される傾向が見られる。これは、格付けという情報を評価していないからではなく、連続的な数値として把握される変数の方が当該の分析目的に合致しているからと思われる。

前出のPoterba and Rueben(2001)は、階差の形式に変換したパネルデータを用いて、失業率の変化・現実の債務残高の変化・予期せざる財政赤字及び財政運営ルールと地方債利回りの関係を分析し、利回り変化は予期せざる財政赤字との関係が強いこと、予期せざる財政赤字が同様に生じた場合でも、当該の州が採用している財政運営ルールによって効果の大きさが異なることを明らかにしている。

#### 4. 地方債流通利回りの対国債スプレッドの計量分析

##### (1) 分析の枠組み

米国とは異なり、日本では、すべての地方公共団体が国によって策定される地方財政計画と地方債計画の下にある。また、地方自治法の定めに従って、同じ会計原則、同じ書式に基づく決算が行われ、代表的な決算指標については団体間の比較が容易に行える状況となっている。一般会計のカバーする範囲や特別会計の種類は団体によって異なっているが、それらが統一された概念に従って組み替えられたのが普通会計であり、地方公共団体に関して利用することのできる情報のうち、標準化された形式にしたがっているものは少なくない。

地方債の流通利回りは地方公共団体に対する投資家の選好や評価の違いを反映しているものと言えるが、団体間の相互比較が可能な情報の多くは経済と財政に関するものであろう。つまり、地方債の流通利回りに見られる団体間格差は、各団体の財政状況を反映した「信用リスク」に対する投資家の評価の違いによってもたらされていると考えられる。もし、この推察が間違っていれば、以下で行う計量分析において、採用した変数が説明力を持たないであろう。

米国と同様に、発行金額や表面金利、償還までの残存日数など銘柄固有の要因も投資家の選好に影響している可能性がある。また、経済成長に伴って税収が増えれば、債務償還能力は高まるため、「信用リスク」には地域毎の経済成長や景気動向も影響しているはずである。

これらのうち、本当に影響力があるのはどの要因か、流通利回りへの影響が大きいのはどの要因かを計量的に検討することにしたい。

日本の地方債利回りを分析対象とした数少ない実証研究のうち、中里（2006）においては、格付けダミー、時点ダミー、財政力指数、地方債現在高倍率のほか、地域の経済・金融動向を表す変数として預貸率、指定金融機関など特殊な関係にある投資家の選好を表す変数として地銀ダミーが採用されている。

そこで、中里（2006）に準拠しつつ、米国における様々な先行研究の考え方も踏まえて、次のモデルを推定する。

##### 地方債利回りの対国債スプレッド<sup>①</sup><sub>i,t</sub>

= 定数項

$$\begin{aligned} &+a_1 \text{2003 年度 dummy}_t + a_2 \text{2004 年度 dummy}_t + a_3 \text{2005 年度 dummy}_t + a_4 \text{2006 年度 dummy}_t \\ &+b_1 \text{R\&I AA\_dummy}_{i,t} + b_2 \text{R\&I AA\_dummy}_{i,t} \\ &+c_1 \text{JCR AA\_dummy}_{i,t} + c_2 \text{JCR AA\_dummy}_{i,t} \\ &+d_1 \text{実質収支赤字 dummy}_{i,t} + d_2 \text{経常収支比率}_{i,t} + d_3 \text{起債制限比率}_{i,t} + d_4 \text{財政力指数}_{i,t} \\ &+e_1 \text{国債との表面金利の差}_{i,t} + e_2 \ln(\text{発行金額})_{i,t} + e_3 \ln(\text{償還までの残存日数}/3652)_{i,t} \\ &+f_1 \ln(\text{有効求人倍率})_{i,t} \\ &+u_{i,t} \end{aligned}$$

..... ①

推定は、時間効果（各年度毎の固定効果）をダミー変数で処理する最小二乗法に拠るものとする。

被説明変数は 2002 年度～2006 年度の各年度末における市場公募地方債の流通利回り（複利）の対国債スプレッドである。分析対象とする銘柄は、償還までの残存期間が 9 年超で、同一団体による既発債の中では 10 年に最も近い銘柄である。国債についても、償還までの残存期間が 10 年に最も近い既発 10 年債を対象として、流通利回りと表面金利に関するデータを利用する。

ここで、年度末の利回りデータを用いることについては、資金需給の逼迫など年度末固有の影響を受けるデメリットがあるものの、同一年度内に発行された地方債のみを分析対象にできるというメリットがある。しかも、年度内の最後に発行された地方債の発行月を団体毎に見ると、大多数は 10 月以降となっており、観測時点を年度末に据えることによって、償還までの残存期間が 9.5 年以上ある地方債を中心に分析を進めることができる。

そして、分析対象とする利回りデータについては、1 年度においては、1 団体につき 1 銘柄しか選ばない。団体属性のように 1 団体について 1 つの値しか対応しない変数を説明変数に採用するため、複数銘柄を対象にすることによって、同一年度内に何回も市場公募債を発行する団体の影響が計測結果に強く反映される事態を避けることがこの取り扱いの目的である。同様の扱いは、Hasyie (1972) と中里 (2006) にも見られる。

2002 年度末以降を観察対象とする理由は、日本証券業協会による「公社債店頭売買参考統計値」における流通利回りが利用可能なのは 2002 年 8 月以降であり、また、格付投資情報センターと日本格付研究所による全市場公募地方債発行団体の非依頼格付けが両方存在するのは 2002 年 11 月以降だからである。

各年度末における非依頼格付けの結果は、ダミー変数に表現し、それを説明変数として用いる。例えば、AA\_dummy は AA の場合は 1、それ以外の格付けの場合は 0 が割り当てられた変数である。

ちなみに、この観察期間内では、R&I による AAA の格付けは 2006 年度末の東京都しか該当しないため、AAA も「AA+以上」として AA+と同列に扱うこととする。このため、各ダミー変数の係数は格付けが AA+、もしくは AAA<sup>(5)</sup>であった場合の利回りからの乖離を表すことになる。

格付投資情報センター (R&I) と日本格付研究所 (JCR) の格付けが異なるケースもあることも含めたうえで、両方の結果を同時に利用する場合は、前述のダミー変数を並列的に採用するのではなく、両機関の格付け結果の組み合わせ自体を新たなダミー変数に表現する。そのダミー変数に関する具体的な表記ルールは、以下のとおりである。

---

<sup>(5)</sup> AAA を AA+とは区別する取り扱いをしても、実際の推定式の中では説明力を持たない。

## R&I と JCR の格付けの組み合わせに基づくダミー変数の表記ルール

- ・ AA+/AA+ : R&I が AA+、JCR が AA+という基準ケース。ダミー変数の採用なし
- ・ AA+/AA \_dummy : R&I が AA+、JCR が AA のケースに対応するダミー変数
- ・ AA/AA+ \_dummy : R&I が AA、 JCR が AA+ //
- ・ AA /AA \_dummy : R&I が AA、 JCR が AA //
- ・ AA /AA-\_dummy : R&I が AA、 JCR が AA- //
- ・ AA-/AA+\_dummy : R&I が AA-、JCR が AA+ //
- ・ AA-/AA\_ dummy : R&I が AA-、JCR が AA //
- ・ AA-/AA-\_dummy : R&I が AA-、JCR が AA- //

日本の場合、依頼格付けではなく、非依頼格付けを利用することには、次のような利点がある。まず、各年度において市場公募債を発行するすべての地方公共団体についての格付けの結果が存在するため<sup>(6)</sup>、格付けを受けるかどうかの選択に伴って「サンプル・セレクション・バイアス」が生じるというような懸念を抱く必要がない。

米国のように、多くの団体が依頼格付けを取得する一方、すべての団体が取得するわけでもないという状況の下では、「サンプル・セレクション・バイアス」の問題が起きる公算は高い。格付けのある団体は依頼に伴う費用と便益を斟酌したうえで依頼を行ったはずであり、依頼格付けのある団体は決して無作為に抽出された団体ではない。依頼するという共通の選択を行った団体には何らかの共通性があり、無作為に抽出された団体と比べれば、地方債利回りや団体の属性に何らかの偏りが生じていると考えるべきである<sup>(7)</sup>。

また、格付けと並んで、投資家が「信用リスク」を判断する際の財政状況に関する情報としては、普通会計決算における実質収支比率、経常収支比率、起債制限比率、財政力指数を採用する。これらのデータは、流通利回りの観測時点と整合性を保つように、各年度末時点で利用可能な最新の値を利用する。例えば、2002年度末、すなわち、2003年3月31日時点で利用可能な最新データは、2001年度決算に基づく値である。

これら4指標のうち、実質収支比率と経常収支比率の間には相関係数-0.59という高い相関関係があり、そのままの形で併用すると、適切な推定結果が得られない可能性がある。そこで、実質収支比率については、赤字の場合は1、黒字または0の場合は0をとる赤字ダミー変数に変換して利用する。実質赤字比率が2.5%以上の都道府県や政令指定都市は財政健全化計画の策定が求められ、5.0%以上ならば地方債発行は原則不可となるため、実質収支比率に対する市場の関心が赤字か否かに向けられる可能性があるからである。

銘柄固有の属性としては、発行時の情報を利用することにより、当該銘柄の発行金額と表面金利を把握する。その表面金利については被説明変数と同様に、国債の表面金利との差を用いる。償還までの残存日数は償還日と観測日から計算し、その残存日数を3652日で除した値を対数変換

<sup>(6)</sup> 2005年度から市場公募債を発行開始した静岡市に対するR&Iの格付けが翌年になったことが唯一の例外である。

<sup>(7)</sup> 依頼格付を取得するかどうかの選択と、どのようなランクの格付けが付与されるかが同時決定される枠組みでの分析事例には、Moon and Stosky(1993)がある。

する。この変数は10年、すなわち3652日を基準として、残存日数がそれよりどれだけ少ないかをパーセンテージで表すことになる。

各地域の景気状況の違いを表すデータとしては有効求人倍率を用いる。実は、都市レベルで毎月のデータが存在する統計指標は有効求人倍率以外には考えられない。この有効求人倍率は、都道府県別の月次計数のほか、公共職業安定所別の月次計数が翌月末には発表されており、それを集計することにより、政令都市分の月次データを作成することが可能である。そして、説明変数には、前年の歴年計の有効求人倍率を採用する。例えば、2003年3月31日時点で用いるのは、2002歴年（2002年1月～12月）値である。対数変換する理由は、有効求人倍率が1.0の時に影響力がちょうどゼロになるからである。

最後に、各年度ダミーは、「年度によって異なるが、全団体に共通する要因の効果」を表すものと考えることができる。これを以って、各年度ダミーの使用を通じて、時間軸における固定効果、すなわち、時間効果の把握が可能だとみなせる。

以上のうち、格付けと決算指標については、決算指標のみ (Model 1)、R&I の格付けのみ (Model 2)、JCR の格付けのみ (Model 3)、両方の格付け (Model 4)、両方の格付けと決算指標の全てを用いる場合 (Model 5) にそれぞれケース分けすることにより、5種類の推定モデルを想定し、推定を実施した。

## (2) 推定結果とその解釈

結果は、図表-10のとおりである。

図表-10 市場公募地方債流通利回りの対国債スプレッドの推定結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
自由修正済み決定係数	0.807	0.842	0.840	0.872	0.883
AIC	-333.4	-347.4	-346.4	-355.8	-360.3
標本数	132	132	132	132	132
	推定係数 t値				
定数項	-0.047 (-1.18)	0.073 (3.25)	0.094 (4.48)	0.072 (3.52)	0.020 (0.57)
2003年度ダミー	0.023 (3.91)	0.028 (5.46)	0.020 (3.67)	0.022 (4.56)	0.020 (4.11)
2004年度ダミー	-0.001 (-0.09)	0.005 (0.79)	-0.004 (-0.60)	-0.000 (-0.03)	-0.004 (-0.67)
2005年度ダミー	0.019 (2.54)	0.026 (4.02)	0.019 (2.96)	0.022 (3.57)	0.016 (2.51)
2006年度ダミー	0.080 (10.48)	0.092 (14.37)	0.083 (12.73)	0.086 (14.58)	0.079 (12.55)
R&I AA ダミー		0.013 (3.70)			
R&I AA- ダミー		0.045 (10.46)			
JCR AA ダミー			0.011 (3.29)		
JCR AA- ダミー			0.046 (10.41)		
AA+/AA ダミー				0.003 (0.50)	0.003 (0.58)
AA/AA+ ダミー				0.010 (2.49)	0.010 (2.53)
AA/AA ダミー				0.017 (3.55)	0.013 (2.56)
AA/AA- ダミー				0.041 (5.82)	0.035 (4.83)
AA-/AA+ ダミー				0.032 (2.81)	0.030 (2.73)
AA-/AA ダミー				0.034 (6.04)	0.028 (4.90)
AA-/AA- ダミー				0.056 (11.14)	0.047 (8.03)
実質収支赤字ダミー	0.001 (0.23)				-0.003 (-0.60)
経常収支比率	0.002 (5.27)				0.001 (2.77)
起債制限比率	0.002 (3.40)				0.000 (0.48)
財政力指数	-0.037 (-3.80)				-0.021 (-2.54)
表面金利	-0.005 (-0.37)	0.001 (0.10)	-0.011 (-0.80)	-0.005 (-0.42)	-0.005 (-0.44)
ln(発行金額)	-0.007 (-1.88)	-0.001 (-0.24)	-0.003 (-0.82)	-0.000 (-0.12)	-0.002 (-0.77)
ln(償還までの残存日数/3652)	0.861 (7.81)	0.771 (8.04)	0.735 (7.52)	0.691 (7.78)	0.718 (8.00)
ln(有効求人倍率)	-0.007 (-0.97)	-0.012 (-2.00)	-0.019 (-3.26)	-0.015 (-2.79)	-0.007 (-1.11)

(注) AA+/AA ダミーは、R&I の格付けが AA+(以上)、JCR の格付けが AA の場合に1、他の場合に0をとる変数。同様に、他のダミー変数に関しても、/の前が R&I の格付け、後が JCR の格付けを示し、両方該当すれば1、他は0が対応する。

いずれの推定モデルにおいても、年度ダミーのうち、夕張市が深刻な財政危機に陥っていることが判明した 2006 年度ダミーの係数が 0.080~0.092 と最大である。それと 2005 年度ダミーの係数との差は 0.061~0.066 となり、この差が 2005 年度末から 2006 年度末にかけての全団体共通のイールド・スプレッド拡大幅に相当する。

また、各時点、各団体の景気状況の違いをコントロールする有効求人倍率の対数値の係数は、Model 2, 3, 4 については有意に負で、符号条件を満たしている。しかし、係数値が最大でも 0.02 に満たないため、イールド・スプレッドに対する量的な効果は大きくない。また、Model 1, 5 の推定係数も負ではあるが、有意ではない。

財政状況に関する説明変数として決算指標のみを用いる Model 1 では、経常収支比率、起債制限比率と財政力指数が有意であり、係数符号はそれぞれ正、正、負という妥当な結果になっている。実質収支赤字ダミーが有意でないのは、全面的な起債制限団体になりかねないほど赤字比率が大きい場合には注目されるとしても、そうではない場合にはあまり重視されないからなのかもしれない。

また、財政状況に関する説明変数として決算指標のみを用いる Model 1 と格付けのみを用いる Model 2, 3, 4 とを比較すると後者の方が説明力は高い。したがって、投資家の評価において、専門機関による格付けは相対的に重要な情報であると言える。

格付けダミー変数を用いる Model 2, 3, 4, 5 の推定係数はすべて正であり、このうち「R&I の格付けが AA+ (以上)、JCR の格付けが AA」のケースを示す AA+/AA ダミーを除けば、すべて有意である。

R&I の格付けを用いる Model 2 と JCR の格付けを用いる Model 3 においては、下位の格付けを示すダミー変数の方が大きい係数値となっている。

R&I の格付けと JCR の格付けの組み合わせを新たなダミー変数に表現した Model 4, 5 においては、片方の格付けが同じでも、もう一方が下位の格付けであるような組み合わせ—例えば、AA/AA+ と AA/AA、AA/AA と AA/AA-、あるいは AA/AA+ と AA-/AA+ を相互に比較すると、下位格付けを含む組み合わせに基づくダミー変数の方が大きな係数推定値が得られている。

例外は、Model 5 において、AA-/AA+ の係数が AA-/AA の係数を上回ったことのみである。これには、AA-/AA+ ダミー=1 が該当するのが 2002 年度末・北海道の 1 ケースのみであることが影響していると考えられる。それ以外のケースでは、推定された係数の大小関係は整合的であり、最も低い格付けが与えられている場合には、基準とする最も高い格付けが与えられている場合と比べて 4.5~5.6bps もイールド・スプレッドが大きくなることを示している。

また、格付けダミー変数と決算指標の両方を説明変数に採用する Model 5 の説明力が最も高く、過去 5 年間の年度末における市場公募地方債流通利回りの対国債スプレッドに関して、変動の約 88% が説明できる。

続いて、決算指標が持つ説明力を個別に確認すると、次のとおりである。

まず、Model 1 で説明力を持つ起債制限比率については、Model 5 においては、もはや有意ではない。

これに対して、経常収支比率と財政力指数の係数値（絶対値）は Model 1 と比べて小さくはなっているものの、Model 5 においても有意である。

地方公共団体の決算指標に代表される財政状況に関する情報は、当然ながら、格付けに反映されているはずであるが、起債制限比率はそのような格付けを通じた間接効果のみを有する情報と考えられる。Capeci (1991) の解釈を援用すれば、経常収支比率と財政力指数は、間接効果に加えて、投資家の最終評価にも再度影響する直接効果を持つ情報と考えられる。いずれにしても、決算指標の水準や格付けは財政運営次第で変え得るものだということが重要である。

銘柄固有の特性を表す変数に関しては、推定された係数が有意なのは、償還までの残存日数に関する変数のみであり、発行金額と表面利率は有意ではなかった。地方債流通利回りの銘柄間格差を流動性プレミアムのみで説明しようとする旧来の説のひとつに、発行金額が多いほど流通市場で取引されやすいことを暗黙の前提として、流通利回り格差は発行金額の違いに起因するものとする説があるが、Model 2～5 の結果からはその説は支持できない。

償還までの残存日数（満 10 年と比べて何パーセント長い、短い）に関する変数については有意であり、係数値は 0.691～0.861 と推定されている。この結果は、残存期間がちょうど 9 年であると利回りが 7～9 bps 低くなることを意味する。

以上のとおり、分析対象とした 2002～2006 年度の 5 年間に、年度末における市場公募地方債の対国債スプレッドの団体間の格差については、合理的な説明が見つかるものである。

### (3) 代替的データとモデルによる推定

前節で推定対象とした流通利回りは、3月末に観測されたデータである。前述のとおり、3月末に観測される 10 年近傍債はすべて年度内に発行されたものであり、発行された銘柄を地方債計画と対応づけたり、発行体の選択と併せて分析する枠組みに発展させる場合には大きな利点となる。

流通利回りの決定要因の推定に限定しても、10 年物個別債の発行頻度が低い団体は年度半ば以降に発行を行う傾向があることから、「償還までの残存期間が最も長い既発 10 年債」という基準で団体毎に選択する場合には、3月末を基準時点とすることは、結果的に残存期間の違いが小さい銘柄を対象とすることができる。詳しい検討は付論の第 3 節で行うが、選択される銘柄の大半は 9.5 年以上の残存期間となっている。

他方、デメリットとして挙げられるのは、年度末は季節要因で市場金利が乱高下することがあり、そのような特殊要因の影響の受け方が団体毎、銘柄毎に異なっている可能性も否定できないことである。

そこで、前節における Model 5 をベースとして、代替的な流通利回りデータの採用、誤差項に

対する想定のみを修正した代替的なモデルの採用、両者の組み合わせという3種類の推定を新たに実施し、Model 5の推定結果との比較を行う。

まず、代替的な流通利回りデータとしては、2003～2007年度における9月末時点の観測データを使用する。これに伴って、説明変数のデータも9月末という時点に対応するものに変更する。例えば、2007年3月末に利用可能な決算指標は2005年度のものであるのに対して、2007年9月には2006年度の決算指標が利用可能となる。こうした対応関係に留意しながら、データのみ替えてModel 5の推定を行う。

次に、誤差項に対する想定のみを修正した代替的なモデルとは、変量効果モデルのことである。年度末の地方債利回りを乱高下させる金融市場特有の要因が存在するとすれば、それは平均的にはゼロだが、一定の分散を持つものと考えられる。しかも、団体毎に異なっている可能性があるとするれば、観測期間内は同一団体に関しては同じだが、団体間の値は異なるような確率変数として位置づけることができる。これらは、①式における誤差項  $u_{i,t}$  を次のように修正することで対応できる。

$$u_{i,t} = v_i + w_{i,t} \quad \dots\dots\dots \textcircled{2}$$

ただし、

$$E[v_i] = E[w_{i,t}] = 0$$

$$E[v_i^2] = \sigma_v^2, E[w_{i,t}^2] = \sigma_w^2$$

$$E[v_j w_{i,t}] = 0 \quad \text{for all } i, j, t$$

$$E[w_{i,t} w_{j,s}] = 0 \quad \text{if } t \neq s, i \neq j$$

$$E[v_i v_j] = 0 \quad \text{if } i \neq j$$

これが変量効果モデルの考え方にほかならない。

そして、まず、3月末流通利回りデータへの変量効果モデルの適用（一般化最小二乗法による推定）を行う。次は、9月末流通利回りデータへ最小二乗法（前節と同じ。時間効果は年次ダミーで処理）を適用する。最後に、9月末流通利回りデータへの変量効果モデルの適用に基づく推定を行う。

そして、これらの結果は次表に示すとおりである。

図表－11 代替的データの使用と変量効果モデルの採用に基づく推定結果

	Model 5	変量効果モデル	Model 5と同じ	変量効果モデル
流通利回りの観測時点	2003～2007年の各3月末		2003～2007年の各9月末	
決算指標の対応年度	2001～2005年度の各年度		2002～2006年度の各年度	
自由修正済み決定係数	0.883	0.857	0.852	0.848
標本数	132	132	131	131
	推定係数 t値	推定係数 t値	推定係数 t値	推定係数 t値
定数項	0.020 (0.57)	0.009 (0.28)	0.041 (0.56)	0.023 (0.32)
2004年ダミー	0.020 (4.11)	0.018 (4.67)	-0.020 (-1.67)	-0.020 (-1.72)
2005年ダミー	-0.004 (-0.67)	-0.006 (-1.20)	-0.014 (-1.18)	-0.013 (-1.12)
2006年ダミー	0.016 (2.51)	0.014 (2.49)	0.096 (6.83)	0.098 (7.07)
2007年ダミー	0.079 (12.55)	0.075 (12.16)	0.069 (4.73)	0.072 (5.02)
AA+/AA ダミー	0.003 (0.58)	0.001 (0.18)	0.005 (0.44)	0.005 (0.42)
AA/AA+ ダミー	0.010 (2.53)	0.006 (1.74)	0.011 (1.44)	0.010 (1.23)
AA/AA ダミー	0.013 (2.56)	0.015 (3.06)	0.014 (1.49)	0.015 (1.45)
AA-/AA- ダミー	0.035 (4.83)	0.039 (5.29)	0.027 (2.00)	0.026 (1.80)
AA-/AA+ ダミー	0.030 (2.73)	0.017 (1.94)	0.030 (1.47)	0.028 (1.36)
AA-/AA ダミー	0.028 (4.90)	0.011 (1.99)	0.046 (4.07)	0.043 (3.53)
AA-/AA- ダミー	0.047 (8.03)	0.032 (5.02)	0.071 (6.74)	0.067 (6.00)
実質収支赤字ダミー	-0.003 (-0.60)	0.001 (0.28)	0.005 (0.50)	0.002 (0.23)
経常収支比率	0.001 (2.77)	0.001 (2.91)	0.000 (0.71)	0.000 (0.54)
起債制限比率	0.000 (0.48)	0.000 (0.42)	0.001 (0.90)	0.001 (0.90)
財政力指数	-0.021 (-2.54)	-0.025 (-2.50)	-0.022 (-1.47)	-0.019 (-1.13)
表面金利	-0.005 (-0.44)	-0.006 (-0.69)	0.004 (0.29)	0.003 (0.28)
ln(発行金額)	-0.002 (-0.77)	-0.000 (-0.13)	0.002 (0.34)	0.006 (1.16)
ln(償還までの残存日数/3652)	0.718 (8.00)	0.666 (9.07)	1.013 (11.88)	0.991 (11.28)
ln(有効求人倍率)	-0.007 (-1.11)	-0.005 (-0.72)	-0.004 (-0.35)	-0.006 (-0.56)

(注) 3月末データ使用の場合は、2004年ダミーは2003年度ダミーと読み替える。他の年次ダミーも同様

まず、3月末データに変量効果モデルを適用しても、係数推定値は大きく異ならないと言える。ただし、一部の変数については、標準誤差が大きめに計測され、推定係数の有意確率（p 値）が低下している。9月末を対象に最小二乗法を適用した場合と変量効果モデル<sup>(8)</sup>を推定した場合の比較においても、ほぼ同じことが言える。

3月末データによる推定結果と9月末データによる推定結果とを比較すると、係数値の違いが見られるのは、主として年次ダミーと格付けダミーである。一部の年次ダミーの係数が大きく異なるのは、ある意味では当然のことである。特に、9月末データ利用の場合は、イールド・スプレッドがピークにあった2006年9月末のデータが5期分の1期分として含まれているため、2006年ダミーの係数は0.096と0.098という大きい値を示している。

同様に、格付けの組み合わせを表すダミー変数に関しては、R&Iの格付けがAA-の場合に該当する「AA-/AA+」「AA-/AA」「AA-/AA-」の3変数において、3月末データ利用の場合と比べて大きい係数値が計測されている。

いずれにしても、どのような変数が流通利回りに対する影響を持つかという観点に戻れば、3月末データを利用した場合と9月末を利用した場合とで判明する事実は大きく異なる。

そして、最小二乗法推定値と変量効果モデルの推定値のどちらがより好ましいかを判断するために、Breusch and Paganによるラグランジ乗数検定を行うと、3月末データ利用の場合には変

<sup>(8)</sup> 固定効果モデルの採用は非常に困難である。観察期間内に格付けが変化するケースは少なく、Capeci(1991)と同様に、固定効果との間に深刻な多重共線性が発生するためである。この問題に対しては、米国においても、有効な解決策は見出せていないようである。なお、ダミー変数で表現された不変の属性を説明変数として採用した場合などにおいて、そのダミー変数と誤差項が相関を持つケースに対する対応策としては、Hausman and Taylor(1981)の方法が挙げられる。

量効果モデルが支持されるが（検定量 18.68）、9月末データ利用の場合は最小二乗法推定値が支持される（検定量 0.05）という結果となった。この検定方法は最小二乗法による測定誤差のみを利用するという特殊な方法であり、判定結果は目安にとどまる。

また、最小二乗法推定値と変量効果モデルの推定値に大きな差はないため、3月末の流通利回りデータに基づいて推定を行った前節の結果について、総括の仕方を変える必要はないであろう。

もちろん、利用データや推定手法については、改善すべき余地が残っている。イールド・スプレッドに対しては、格付けは重要な説明変数である。しかし、この格付けも何らかの変数によって決定される存在であり、イールド・スプレッドに対する外生変数というより、先決内生変数と言うべきであろう。他の説明変数についても、同時に決定される内生変数である可能性をゼロとして否定することはできない。

次のステップとしては、こうした可能性も意識したうえで、より適切な計測結果が得られるように、推定手法を高度化する必要があるだろう。

その試みのひとつとして、補論では、発行する市場公募債の種類を共同発行債とするか、個別債とするかという発行体による選択の結果が観測される利回りデータにも及んでいる可能性を検討している。具体的には、発行体の選択に関するプロビット・モデルと地方債流通利回りの線型回帰式とから成る同時方程式体系の推定と、サンプル・セレクション・バイアスを明示的に考慮しない場合との比較である。そこでは、本論における分析に修正を迫る結果は得られていない。

## 5. 結びにかえて

以上を踏まえれば、地方公共団体に対する市場での評価が地方債発行を通じた資金調達コストに反映されており、各団体が財政状況を改善させ、市場の信認を高める必要があることが改めて確認できる。

もちろん、市場が正しい反応、正しい評価をしない場合もあるかもしれない。もし、市場が正しい評価を下すまでに時間を要するのであれば、決算結果に基づく財務情報であれ、制度改正の影響に関する情報であれ、情報が正しく消化されるような開示の仕方やアナウンスメントの仕方が求められるであろう。本稿の分析では直接取り扱うことのできなかつた情報開示の仕方も市場による評価対象となっている可能性がある。その場合は、情報開示の仕方や説明責任を全うする仕方を通じて、今後の財政運営が適切に行われることへの信頼感や、将来にわたって債務が遅滞なく履行されることへの信頼感を獲得し、投資家の感じるリスクを低下させることも可能なはずである。実際に、米国の実証分析では、会計情報の内容や採用している会計形式が地方公共団体の格付けと地方債利回りの双方に影響していることを示す事例がある<sup>(9)</sup>。

また、普通会計以外の会計情報の重要性については、格付けに反映されているものと考えて、直接取扱わなかったが、何らかの指標を説明変数として採用することを検討する余地は残っている。さらには、本稿では分析対象としなかつた共同発行市場公募地方債の利回りが、どのような要因に基づいて決まっているかを検討することも今後の課題として考えたい。

なお、市場公募債と縁故債の間には何らかの裁定関係が成り立っていると考えられる。非公募団体の間でも「ミニ公募債」を発行する団体が増えており、市場公募地方債に関する分析結果から得られるインプリケーションは市場公募地方債発行団体に限定されるものとは言えないであろう<sup>(10)</sup>。地方公共団体の財政状況に関する情報開示は漸次進みつつあり、団体間の財政状況の格差についても、団体間・銘柄間の流通利回り格差についても、今後の動向が注目されるところである。

---

<sup>(9)</sup> 例えば、Wallace(1981)、Fairchild and Koch(1998)を参照。

<sup>(10)</sup> 他方、情報の非対称性などの問題から、金融機関（投資家）の信用供与行動が、市場公募地方債団体に対する場合と小規模団体に対する場合とは異なっている可能性もある。

補論：サンプル・セレクション・バイアスを考慮した市場公募地方債の流通利回りの推定

－共同発行債と個別債の選択が与える影響についての検討－

(1) サンプル・セレクション・バイアスが生じる可能性のある範囲

以上の分析では、標本選択における何らかの偏りが計測結果に影響を及ぼす可能性については明示的に考慮していない。利用可能なデータが存在する場合には、それをすべて利用することにより、出来るだけ多くの観測標本数を確保することを優先したからである。しかし、償還までの残存期間が9年超10年以下の個別債の流通利回りが観測されるためには、過去1年以内に市場公募地方債（個別債）が発行されている必要があり、そこには、共同発行債と個別債のいずれを発行するかという発行体の自己選択の結果が及んでいる可能性がある<sup>(11)</sup>。以下では、それらを考慮に入れたうえでの計測を行う。

多くの市場公募債発行団体は共同発行債と個別債の両方を発行しているが、時には、共同発行債しか発行しない団体も、個別債しか発行しない団体も存在する。万一、財政状況の悪い（良い）団体が個別債を発行しない傾向が強ければ、観測された流通利回りデータは財政状況の良い（悪い）団体に偏っている可能性がある。その選択の影響が大きい場合には、自己選択の存在を考慮しないで推定を行えば、流通利回りに影響する要因を正しく計測したことにはならない。

厳密に言えば、市場公募債発行団体となるか否かも、何らかの選択の結果である。しかし、ほぼ自動的に市場公募債発行団体となる政令指定都市の場合は、市町村合併によって誕生した都市が新たに政令市になる場合<sup>(12)</sup>を除けば、「市場公募債発行団体となるか、否かの選択」を行う余地はほとんどないとみなせる。また、都道府県も含め、市場公募債発行団体に一旦なった団体は、以後は市場公募債発行団体であり続けるとみなせるので<sup>(13)</sup>、流通利回りに影響する可能性がある選択としては、個別債を発行するか否かの選択を考察対象に据える。

図表－12 全国型市場公募債の内訳

	市場公募地方債発行額総計					
		10年債		5年債	20年債及び30年債	
		個別発行	共同発行			
2003年度	43,530	32,180	23,710	8,470	10,450	900
2004年度	53,537	39,200	26,770	12,430	12,320	2,017
2005年度	58,450	42,180	29,100	13,080	13,020	3,857
2006年度	55,239	39,940	26,700	13,240	10,650	4,649
2007年度	52,290	36,390	24,250	12,140	10,700	5,200

(注) 2006年度までは実績値、2007年度は当初計画額

(資料) 総務省「地方債計画」地方債協会「地方債年報」に基づいて作成

(11) 国の一般会計予算、交付税及び剰余税配布金特別会計予算、財政投融资計画と整合的な形で地方財政計画と地方債計画が策定されている。発行体のみによる選択の結果というよりは、総務省の意向や判断も踏まえたうえでの選択の結果と見ることができる。

(12) 例えば、旧浦和市・旧大宮市・旧与野市の合併によるさいたま市の誕生、旧静岡市・旧清水市・旧蒲原町の合併による（新しい）静岡市の誕生などがこれに該当する。

(13) 地方債を全く発行しないという選択は可能である。なお、市場公募債を発行しない団体にとどまる都道府県は、「発行しないこと」の持続期間を分析対象とする Survival model や Hazard model の枠組みで取り扱える可能性がある。

市場公募債を償還年限別に分類すると、発行額が最も多いのは10年債である。そして、10年債のみを対象とする共同発行債の発行が開始されたのは2003年度である。そこで、市場公募債発行団体のうち、これまでの分析対象としてきた10年物個別債に着目して、これを発行しなかった団体について整理すると、下表のとおりである。

図表－13 市場公募債発行団体のうち10年物個別債の発行がない団体

	2003年度	2004年度	2005年度	2006年度	2007年度
共同発行債のみ発行	茨城県	茨城県	茨城県	茨城県	茨城県
	宮城県	宮城県			
	新潟県				
	仙台市				
	千葉市				
					静岡市
10年物以外の個別債は発行	長野県	長野県	長野県	長野県	長野県
	福岡県				
		福島県	福島県	福島県	福島県
		岐阜県	岐阜県		
			宮城県	宮城県	宮城県
				島根県	島根県
					鹿児島県
		仙台市	仙台市	仙台市	仙台市
	京都市	京都市			
	川崎市	川崎市			

(注) (1) 2006年度までは実績。2007年度は当初計画に基づくものであり、変更の可能性がある

(注) (2) シャド一部分は、2003年度以前から市場公募債発行団体であった団体

(資料) 総務省「地方債計画」地方債協会「地方債年報」に基づいて作成

これを見ると、茨城県・宮城県・長野県・仙台市のように、10年物個別債を2003年度以降発行していない団体がある一方で、新潟県・福岡県・千葉市のように、発行が行われなかったのは1年度のみという団体もある。また、2005年度に市場公募債発行団体に加わった静岡市や鹿児島県のように、10年物個別債を発行した後、2007年度の計画においては発行を予定していない団体もある。計画通りであれば、静岡市は10年物個別債のみを発行する団体から、共同発行債のみ発行する団体へと転ずることになる。

## (2) 分析の枠組み

単純に「市場公募債発行団体のうち10年物個別債を発行しない団体の割合」を見ると、各団体における発行するか否かの選択の結果（分子）に影響されるだけでなく、市場公募債発行団体の増え方（分母）にも影響されるため、分母を固定したほうが、各団体における年々の選択の違いが判別しやすい。

そこで、2003年度時点ですでに市場公募債発行団体であった29団体を分析の対象とする。この29団体に関しては、2003～2006年度の4年度の間、10年物個別債を発行するか否かの選択が116ケース（＝29×4）行われ、発行する選択がなされた93ケースのみ発行後の流通利回りが観測されている。この事実が分析の出発点である。そして、116ケースにおける10年物個別債を発行するか否かの二値選択的な決定と、93ケースにおける流通利回りの決定を同時方程式体系と

して捉える。

具体的な推定に際しては、Heckman の二段階推計の考え方に基づいて、前者を probit model として最尤法を適用し（第 1 段階）、その残差に基づいて計算される逆 Mills 比を、後者について線形回帰を行う際の説明変数に加える（第 2 段階）簡便法を採用する。

ここで注意しなければならないのは、同時的な体系といっても、10 年物個別債を発行するか否かの意思決定から、発行後の流通利回りが年度末に観測されるまでの間には、最長で 1 年間近いタイムラグが生ずる可能性があることである。特に、第 1 段階のモデルと第 2 段階のモデルでは、実態的に利用可能な情報に違いがあるかどうかを吟味したうえで、採用する説明変数を考慮する必要がある。そして、地方公共団体の財政状況を端的に示す決算指標については、後述の理由から、第 1 モデルと第 2 モデルにおいて同一年度のデータを使用することが妥当と考えられる。

### (3) 発行体の意思決定時の決算情報と投資家が利用する決算情報についての検討

例年、地方公共団体全体に関わる地方債計画の総務省段階での原案は、前年 8 月 30 日頃に「〇年度地方債計画（案）について」という標題で公表される。そして、国の予算の政府案が確定する 12 月 24 日頃には、主要な調整を経た計画案が「〇年度地方債計画」という標題で公表される。さらに、翌年 2 月には地方財政計画が公表され、年末以降の微調整があれば、そこに反映される。地方債計画の一環としての市場公募債発行予定については、団体・地方債種類毎の内訳が 2 月末日頃に公表される。この段階では、地方議会で審議、もしくは可決されている各団体の新年度予算との対応関係がより正確になっていると見られ、市場公募債発行予定額と事後的な発行実績とを比較すると、金額面での大きな変更は行われていないことが分かる。

図表－14 市場公募債発行予定額の当初予定公表日と最終改定日

	2003年度	2004年度	2005年度	2006年度	2007年度
市場公募債発行当初 予定の公表日	2003/3/14	2004/3/1	2005/3/1	2006/2/28	2007/2/27
同 予定の最終改定日	2004/2/25	2005/3/9	2006/2/27	不明	-

（資料）総務省「報道資料」（インターネット上）の発表日に基づいて作成

しかし、細部での微修正に関しては、当該年度に入ってからからの景気情勢や市場環境を勘案して、毎年行われている。国や地方の補正予算が策定された場合など、市場公募債発行予定も年度末まで数次にわたって改定されることがある。このうち、「当初計画では 10 年物個別債の発行予定がなかったにもかかわらず、年度途中に発行する予定へと改定された事例」に着目すると、9 月の改定や 10 月債の条件決定日までに、当該の変更が行われている。逆に、「当初計画において発行される予定だったのに、とりやめへと変更された事例」はない。これらの事実からは、10 年物個別債を発行するかしないかの決定は、当該年度の 9 月末までに行われているかのように見える。

しかし、10 年物個別債を発行するのは 1 年度内に 1 回限りという団体もあり、そうした団体に

おける発行が確定するのは、発行された時とすることができる。実際に、2003～2006年度の各年度末における流通市場で10年近傍債が観測される96ケース（1年度においては1団体1銘柄）について、団体毎の発行月を見ると、10月以降に発行されたものが92ケースを占め、残りの発行月は9月2ケース、8月1ケース、6月1ケースとなっている。通常、決算・決算審査・地方議会への報告は7月末頃までに行われるから、6月発行の1ケースについても、地方公共団体は自らに関する前年度の決算概要を把握していると考えられる。つまり、各年度末の流通市場で観測される10年近傍債のすべてが、発行時に当該団体が前年度の決算内容を把握したうえで発行の選択を行った結果と言える。

結果的に10年物個別債を発行しなかった団体についても、発行するという選択への変更は年度末まで可能であったはずであるから、そうした変更余地があるなかでの最終選択に際して利用可能だった決算情報と、年度末において投資家が利用可能な決算情報とは、同一年度のものと考えられる<sup>(14)</sup>。つまり、年度末の流通市場において、各団体について投資家が利用することのできる最新の決算情報は、発行体が当該銘柄を発行するかどうかの選択を行った時点で有していた決算情報と同一年度のものとみなすことができる。

#### (4) 推定モデルと計測結果の解釈

以上を踏まえ、次の同時的な方程式体系を推定する。時点を表わす添字は便宜的に省略して表記する。

##### 第1モデル：10年物個別債発行有無の選択に関するプロビット・モデル

$$y_{1i}^* = \alpha x_{1i} + u_i \text{ (ただし、} y_{1i}^* \text{ は直接観察できない変数)}$$

$$y_{1i}^* \leq 0 \text{ の場合、} y_{1i} = 0 \text{ : 発行しない}$$

$$y_{1i}^* > 0 \text{ の場合、} y_{1i} = 1 \text{ : 発行する}$$

$y_{1i}$  : 10年物個別債発行ダミー

$x_{1i}$  : 前年度末人口の対数、前年初商業地価の対数、実質赤字ダミー(前年度)、起債制限比率(前年度)、普通会計地方債発行額(前年度)、政令指定都市ダミー、2003年度ダミー

##### 第2モデル：10年物個別債の利回り決定に関する線形回帰モデル

$$y_{2i} = \beta x_{2i} + e_i \text{ (ただし、} y_{1i} = 1 \text{ の時)}$$

$$u_i, e_i \sim N[0, 0, 1, \sigma^2, \rho]$$

$y_{2i}$  : 国債とのイールド・スプレッド

$x_{2i}$  : 実質赤字ダミー(前年度)、経常収支比率(前年度)、起債制限比率(前年度)、財政力指数(前年度)、国債の表面金利との差、当該銘柄の発行ロットの対数、償還までの残存日数÷3652の対数、

<sup>(14)</sup> 年度初に10年物個別債を発行した団体については、年度内に1回以上発行すること自体はその時点で確定している。しかし、10月以降にも発行が行われている以上、年度内最後の銘柄の発行に関する選択が行われる時点で利用可能な決算情報は、年度初からは更新され、年度末に投資家が利用する情報と同一年度のものになる。

前年度有効求人倍率の対数、2004 年度ダミー、2005 年度ダミー、2006 年度ダミー、格付けダミー  
(ただし、第1モデルの推定結果に基づく逆ミルズ比も説明変数とする)

なお、第1モデルにおいては、説明変数として経常収支比率を採用しても、有意ではなかったため、最終的な推定式からは除外した。また、財政力指数については、人口・人口密度・地価との間に高い相関係数が見られたため、多重共線性を避けるため、説明変数として採用しなかった。財政力指数は交付税依存度と裏表の関係にあり、交付税が人口や人口密度との関係性が深いことや、留保財源分や法定外普通税・目的税が交付税算定対象外となることを考えれば、財政力指数と人口・人口密度・地価との間に高い相関関係が観察されるのは当然であろう。また、政令指定都市ダミーは、平均的な人口の規模や人口が持つ意味が都道府県と政令指定都市とは異なることを考慮に入れたものである。時間効果を体現する年度ダミーについては、説明力のある 2003 年度ダミーのみを最終的に採用した。

一方、第2モデルは本論の Model 5 と基本的には同一のモデルである。ただし、第1モデルの推定結果に基づく逆ミルズ比を説明変数に加えている。また、推計期間は1期間少ない 2003～2006 年度であり、「AA-(R&I)/AA+(JCR)」という格付けの組み合わせに該当する事例がないことから、当該ダミーは説明変数から除外している。

計測結果は以下に示すとおりである。

図表-15 第1モデルの推定結果

説明変数	推定係数	標準誤差	p-値	マージナル効果	第2モデルへの間接効果
定数項	-44.96	12.70	[.000]	-3.54	-0.105
前年度末人口の対数	1.803	1.019	[.077]	0.142	0.004
当暦年初商業地価の対数	0.952	0.456	[.037]	0.075	0.002
前年度起債制限比率	-0.075	0.054	[.167]	-0.006	-0.000
前年度末実質赤字ダミー	-1.593	0.740	[.031]	-0.382	-0.004
前年度地方債発行総額の対数	1.075	0.696	[.122]	0.085	0.003
政令指定都市ダミー	2.953	1.021	[.004]	0.036	0.007
2003年度ダミー	-0.982	0.406	[.016]	-0.170	-0.002
対数尤度	-31.84				
標本数	116				
うち10年物個別債発行ケース	93				
McFaddenの決定係数	0.448				

図表－16 第2モデルの推定結果

説明変数	推定係数	標準誤差	p-値
定数項	0.081	0.045	[.076]
2004年度ダミー	-0.024	0.006	[.000]
2005年度ダミー	-0.008	0.007	[.250]
2006年度ダミー	0.053	0.007	[.000]
AA+/AA+ダミー	0.007	0.005	[.132]
AA/AA+ダミー	0.011	0.004	[.003]
AA/AAダミー	0.013	0.006	[.025]
AA-/AA-ダミー	0.037	0.011	[.001]
AA-/AAダミー	0.041	0.007	[.000]
AA-/AA-ダミー	0.049	0.008	[.000]
実質収支赤字ダミー	0.003	0.008	[.664]
経常収支比率	0.001	0.000	[.045]
起債制限比率	0.001	0.001	[.263]
財政力指数	-0.035	0.013	[.011]
表面金利	0.004	0.000	[.860]
ln(発行金額)	-0.005	0.004	[.216]
ln(償還までの残存日数/3652)	0.534	0.151	[.001]
ln(有効求人倍率)	0.001	0.009	[.945]
第1モデルの逆ミルズ比	-0.015	0.010	[.143]

修正済み決定係数 0.876  
 標本数 93

(注) 係数推定値の標準誤差は、不均一分散がある場合のWhiteによる修正を行っている。

まず、第1モデルの推定結果は、域内の人口が多く、商業地価が高い団体ほど10年物個別債を発行する傾向が高いことを示している。単独で第2モデルを推定した場合には説明力を持たなかった実質赤字ダミーと起債制限比率が、第1モデルに対しては説明力があり、実質収支が赤字である場合や起債制限比率の高さは、発行を抑制することも示している。他方、前年度の地方債発行総額が大きいと、10年物個別債発行の可能性を高める要因となっている。これは、市場公募債発行額が潜在的に小さい団体は、個別債よりも共同発行債を選好する傾向があることを示すものと解釈される。それ以外の要因については、政令指定都市の方が都道府県よりも発行する傾向が高いこと、2003年度は個別債発行が抑制される傾向が高かったことが示されている。

こうした10年物個別債の発行を巡る選択の結果が、実際に発行された銘柄の流通利回りに影響しているかどうかについては、第2モデルにおける誤差項の想定にも依存しており、解釈が難しい。

とはいえ、各要因の係数値やその有意度に関しては、一部を除いて、サンプル・セレクション・バイアスを考慮に入れなかった場合の推定結果とほぼ同様である。しかも、逆ミルズ比の係数が小さく、第1モデルの推計値に基づく限界効果を反映した間接効果もあまり大きくない。つまり、サンプル・セレクション・バイアスを考慮に入れなかった場合の推定結果と第2モデルの推定結果との間に著しい乖離は見られない。

図表-17 サンプル・セレクション・バイアスを考慮に入れない場合の推定結果

推定期間のみを変更した Model 5 に基づくモデル

説明変数	推定係数	標準誤差	p-値
定数項	0.045	0.045	[.325]
2004年度ダミー	-0.020	0.006	[.002]
2005年度ダミー	-0.003	0.006	[.624]
2006年度ダミー	0.059	0.007	[.000]
AA+/AA ダミー	0.005	0.007	[.412]
AA/AA+ ダミー	0.011	0.005	[.030]
AA/AA ダミー	0.015	0.006	[.017]
AA/AA- ダミー	0.036	0.008	[.000]
AA-/AA ダミー	0.045	0.009	[.000]
AA-/AA- ダミー	0.051	0.007	[.000]
実質収支赤字ダミー	0.001	0.006	[.828]
経常収支比率	0.001	0.000	[.047]
起債制限比率	0.000	0.001	[.581]
財政力指数	-0.023	0.011	[.045]
表面金利	0.001	0.018	[.970]
ln(発行金額)	-0.003	0.004	[.383]
ln(償還までの残存日数/3652)	0.606	0.123	[.000]
ln(有効求人倍率)	-0.004	0.008	[.591]
修正済み決定係数	0.872		
標本数	93		

ただし、第1モデルの判定結果を実際の選択に照合すると、事例の多い「発行」のケースと比べて、事例の少ない「発行しない」ケースの適合度が十分に高いとは言えない。第1モデルの推定には改善の余地があり、その改善次第では第2モデルの結果も変わる可能性はある。

図表-18 第1モデルの「予測」の適合度

		モデルの判定		計
		発行なし	発行	
実	発行なし	14	9	23
	発行	3	90	93
績 計		17	99	116

したがって、補論での検討結果としては、暫定的に「本論での推定がサンプル・セレクション・バイアスを明示的に考慮していないために、考慮した場合の推定値から大きく乖離した計測結果になっているとは言えない」とするにとどめたい。

## 参考文献

- 足立伸(2006)「地方債に対する国の暗黙の保証」PRI ディスカッションペーパーシリーズ 06A-05, 財務省財務総合政策研究所
- 石川達哉(2006)「地方公共団体の債務償還と実質公債費比率」ニッセイ基礎研『所報』Vol. 44, pp. 83-116
- 石川達哉(2007a)「市場公募地方債の流通利回りと信用リスク」ニッセイ基礎研究所『経済調査レポート』No. 2007-01
- 石川達哉(2007b)「市場との対話を進める地方公共団体—依頼格付け取得の背景」ニッセイ基礎研究所『エコノミストの眼』2007年11月19日号
- 田中宏樹(2004)「地方債市場とリスク」『会計検査研究』第29号, 会計検査院
- 土居丈朗(2007)『地方債改革の経済学』日本経済新聞社
- 中里透(2006)「財政収支と債券市場—市場公募地方債を対象とした分析」未公開論文
- 中野英夫(2000)「地方債許可制度と地方政府の歳出行動」, 井堀利宏・加藤竜太・中野英夫・中里透・土居丈朗・佐藤正一「財政赤字の経済分析: 中長期的視点からの考察」, 『経済分析—政策研究の視点シリーズ』, 16号, pp. 139-168
- 持田信樹(2004)「持続可能な地方債制度の将来像」『地方分権の財政学』第6章, 東京大学出版会
- Benson, Earl D. and Robert J. Rogowski(1978), “The Cyclical Behavior of Risk Spreads on New Municipal Issues”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 10, No. 3, pp. 348-362.
- Capeci, John(1991) “Credit Risk, Credit Ratings and Municipal Bond Yields”, *National Tax Journal* 44, pp. 41-56.
- Capeci, John(1994) “Local fiscal policies, default risk, and municipal borrowing costs”, *Journal of Public Economics* Vol. 53, Issue 1, pp. 73-89.
- Daniels, K. N. and J. Vijayakumar, ”Does underwriter reputation matter in the municipal bond market?”, *Journal of Economics and Business*, 59 (6), pp. 500-519,
- Fairchild, Lisa M. and Timothy W. Koch(1998) ”The Impact of State Disclosure Requirements on Municipal Yields”, *National Tax Journal* 51, pp. 733-753.
- Hastie, K. Larry(1972) “Determinants of Municipal Bond Yields”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 7, No. 3, pp. 1729-1748.
- Hausman, Jerry A. and William E. Taylor(1981), “Panel data and unobservable individual effects”, *Econometrica* 49(6), pp. 1377-98
- Liu, Pu and Anjan V. Thakor(1984) “Interest Yields, Credit Ratings, and Economic Characteristics of State Bonds: An Empirical Analysis: Note”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 16, No. 3, pp. 344-351.

- Moon, Choon-Geol and Janet G. Stosky(1993) “Municipal bond rating analysis: Sample selectivity and simultaneous equation bias”, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 23, Issue 1, pp. 29-50.
- Poterba, James M. and Kim S. Rueben(2001) “Fiscal News, State Budget Rules, and Tax-Exempt Bond Market”, *Journal of Urban Economics*, Vol. 50, Issue 3, pp. 537-562
- Wallace, Wanda A. (1981) “The Association between Municipal Market Measures and Selected Financial Reporting Practices”, *Journal of Accounting Research*, Vol. 19, No. 2, pp. 502-520.