

郵貯資金研究

— 研究助成論文 —

第15巻

平成18年8月

〔研究論文〕

- | | | | | | |
|---|-------|--|--------------------|-------|-----|
| ◇金融業におけるユニバーサル・サービスと金融排除問題 | | 関西学院大学
商学部 | 岡村 秀夫 | | 3 |
| ◇セクター・スプレッドを利用した債券理論時価の導出 | | 東京国際大学
商学部 | 渡辺 信一 | | 27 |
| ◇金融政策、公的金融改革の動向と財政運営の安定性 | | 上智大学
経済学部 | 中里 透 | | 55 |
| ◇郵便貯金と国債市場 | | 駒澤大学
経済学部 | 代田 純 | | 71 |
| ◇日本の国債先物市場のマーケット・マイクロストラクチャ | | 一橋大学大学院
商学研究科 | 釜江 廣志 | | 93 |
| ◇B I S規制の金融機関の行動への影響、金融機関の合併
銀行は資本の毀損に反応して予防的に貸出を削減するか？ 日本からの証拠
金融機関の合併についての調査研究
— 一定常性に基づいた市場固定 — | | 東北大学
経済学研究科

公正取引委員会
経済取引局 | 渡部 和孝

荒井 弘毅 | | 115 |
| ◇家計の金融資産選択行動の長期的変化 | | 中村学園大学
流通科学部 | 吉川 卓也 | | 149 |

〔参 考〕

- | | | |
|--------------------|-------|-----|
| ◇平成18年度・研究助成募集要領 | | 179 |
| ◇郵貯資金研究協会の研究助成について | | 181 |

セクター・スプレッドを利用した 債券理論時価の導出

東京国際大学 渡辺 信一
商学部

セクター・スプレッドを利用した債券理論時価の導出

レジュメ

東京国際大学商学部 渡辺 信一

従来、債券の評価に関しては、取得原価主義が採用され、取得時の簿価で評価する「原価法」や、取得簿価と時価の低い方で評価する「低価法」が採用されてきた。ところが、2001年4月の時価会計主義の導入に伴い、市場価格がない有価証券を時価評価する必要が出てきた。

具体的には、従来から、市場性のある債券の時価評価に関しては、取引所価格である「市場価格」が優先され、それを補う形で、公社債の店頭気配（いわゆる「基準気配」）が算出されていた。ところが、証券業協会が「基準気配」を「売買参考統計値」に代え、最低指定報告協会の数を3社から10社に引き上げる等の改革を実施するとともに、それが、単なる売買の参考値にすぎないことを明確化したことから、債券時価評価の問題が、再びクローズアップされつつある。

この変更に伴い、「基準気配」銘柄の減少、比準価格¹⁾から、理論時価へのシフトが予想される。これは、時価主義会計の導入をふまえて、これまでの「公社債店頭気配値」の性格を明確化したものであるとされている²⁾。

具体的には、平成13年12月に、日本証券業協会は、「基準気配発表制度の改善に伴う「公社債の店頭気配等の発表及び売買値段に関する規則」及び同規則に関する細則等の一部改正について」という文章を発表した。それによれば、第1項で「改正の趣旨」を述べ、「時価会計制度が本格的に導入されたことを契機に、理論時価情報を巡る環境が著しく変化することが予想される中、本協会の公社債基準気配発表制度の目的が、「売買の参考」であることを明確化することにより、利用者の自己責任の下で利用されることを促進する一方で、その精緻性の向上を図るため、指定報告協会による「適正な報告」が行われることを確保することを目的に、「公社債の店頭気配等の発表及び売買値段に関する規則」並びに「基準気配銘柄の選定日等の取扱について」の一部を別紙のとおり改正する。」とし、第2項で、「改正の骨子」をうたい、「(1)「基準気配」の名称変更 本制度の目的を明確化し、利用者へ周知、徹底を図るため、「基準気配」の名称を「売買参考統計値」に改めることに伴い、規則等の名称を変更する。(2) 売買参考統計値の算出方法等 「売買参考統計値」は、統計値であることを明確にするため、従来の平均値に加え、最高値、最低値、中央値を含めた複数の値を算出する。」としている。

この改正に関しては、さまざまな議論があるが、本質的な問題は、ブローカー価格によらない適当な理論時価がないことにある。以下では、現状の「売買参考統計値」情報に基づいて、セクターごとに固有のスプレッドを設定することで、債券の理論時価を算出するモデルを検討する。

本稿では、LIBOR、および、スワップ市場のデータから得られたイールド・スプレッドに基づいた債券理論時価

¹⁾ 上場値や基準気配値の発表されていない債券銘柄について、類似する基準気配値発表銘柄を選定して、その銘柄の利回りを用いて計算する価格、蔵証通達第1004号第24の15の4では、「基準気配の発表されていない銘柄の評価として、「当該債券の発行体の信用度、残存期間、利率等を勘案して合理的に算定した価格」としているが、一方で、比準方式による時価として、「当面の間、決められた方法によって類似した銘柄を選定し、基準気配値の利回りを用いて価格を算定する」方法が認められている。

²⁾ 日本証券業協会は、時価評価を巡る環境変化を踏まえ、これまで、売買参考値にすぎなかった「基準気配」が、時価評価に援用されることの危険性を認識し、今回の改正に踏み切ったものと思われるが、この措置が、業界内の時価評価の議論の混乱に拍車をかけたことは事実である。2002年8月6日以降は、売買参考統計値の公表基準を10社以上の報告があった銘柄にしたものの、その後の1000銘柄を越える銘柄数の激減を受けて、日本証券業協会は、急遽、7社以上の報告でよいこととした。

と売買参考統計値の差を、セクター・スプレッド、個別スプレッドを使って調整する手法を検討した。

この方法を使うことによって、中立的な債券理論時価を作成するための手法を提示するための第一歩を記すことができたと考える。本稿で提示された方法によって、売買参考統計値に代わる理論価格の可能性が提示された。また、参考値でカバーしていない銘柄の理論時価を評価することが可能となる。

公社債の理論価格と市場価格を一致させるスプレッドを内在スプレッドと定義して、残存期間、利率、複利利回り、単利等の説明変数で回帰した結果、金融債を除いて、これらの説明変数は、ほぼ有意に内在スプレッドを説明することが判明した。

今回の分析では、国債についてはマイナス8ベース程度、地方債、特殊法人債に関してはマイナス3ベース程度、金融債に関しては、5ベース程度のセクター・スプレッドを検証することができた。個別スプレッドに関しては、今後の検討課題である。

本稿の分析の結果は、公社債市場に、セクターごとに固有のリスク・プレミアムが存在していること、及び、個別銘柄に関する、固有のリスク・プレミアムが存在していることを予想させるが、それらが、何であるのかに関しては、本稿では、特定するに至っていない。その意味では、本稿の結果は、市場分断仮説を示唆するものである。

今後、時価主義会計の進展とともに、債券時価評価のニーズは増加することが予想される。その場合、適切な理論価格を提示する必要がある。本稿は、そのような手法の方向性を提示したものである。

今後は、イールド・カーブの推計方法、デフォルト確率の精緻化、セクター・スプレッドの時系列的な動向、個別スプレッド推計の精緻化等を行う必要がある。

セクター・スプレッドを利用した債券理論時価の導出

東京国際大学商学部 渡辺 信一

第1節 はじめに¹⁾

従来、債券の評価に関しては、取得原価主義が採用され、取得時の簿価で評価する「原価法」や、取得簿価と時価の低い方で評価する「低価法」が採用されてきた。ところが、2001年4月の時価会計主義の導入に伴い、市場価格がない有価証券を時価評価する必要が出てきた。

具体的には、従来から、市場性のある債券の時価評価に関しては、取引所価格である「市場価格」が優先され、それを補う形で、公社債の店頭気配（いわゆる「基準気配」）が算出されていた。ところが、証券業協会が「基準気配」を「売買参考統計値」に代え、最低指定報告協会員の数を3社から10社に引き上げる等の改革を実施するとともに、それが、単なる売買の参考値にすぎないことを明確化したことから、債券時価評価の問題が、再びクローズアップされつつある。

この変更に伴い、「基準気配」銘柄の減少、比準価格²⁾から、理論時価へのシフトが予想される。これは、時価主義会計の導入をふまえて、これまでの「公社債店頭気配値」の性格を明確化したものであるとされている³⁾。

具体的には、平成13年12月に、日本証券業協会は、「基準気配発表制度の改善に伴う「公社債の店頭気配等の発表及び売買値段に関する規則」及び同規則に関する細則等の一部改正について」という文章を発表した。それによれば、第1項で「改正の趣旨」を述べ、「時価会計制度が本格的に導入されたことを契機に、理論時価情報を巡る環境が著しく変化することが予想される中、本協会の公社債基準気配発表制度の目的が、「売買の参考」であることを明確化することにより、利用者の自己責任の下で利用されることを促進する一方で、その精緻性の向上を図るため、指定報告協会員による「適正な報告」が行われることを確保することを目的に、「公社債の店頭気配等の発表及び売買値段に関する規則」並びに「基準気配銘柄の選定日等の取扱について」の一部を別紙のとおり改正する。」とし、第2項で、「改正の骨子」をうたい、「(1)「基準気配」の名称変更 本制度の目的を明確化し、利用者へ周知、徹底を図るため、「基準気配」の名称を「売買参考統計値」に改めることに伴い、規則等の名称を変更する。(2) 売買参考統計値の算出方法等「売買参考統計値」は、統計値であることを明確にするため、従来の平均値に加え、最高値、最低値、中央値を含めた複数の値を算出する。」としている。

この改正に関しては、さまざまな議論があるが、本質的な問題は、ブローカー価格によらない適当な理論時価がないことにある。以下では、現状の「売買参考統計値」情報に基づいて、セクターごとに固有のスプレッドを設定することで、債券の理論時価を算出するモデルを検討する。

¹⁾ 本稿は、(財)郵貯資金研究協会の平成16年度助成対象研究である。

²⁾ 上場値や基準気配値の発表されていない債券銘柄について、類似する基準気配値発表銘柄を選定して、その銘柄の利回りをを用いて計算する価格、蔵証通達第1004号第24の15の4では、「基準気配の発表されていない銘柄の評価として、「当該債券の発行体の信用度、残存期間、利率等を勘案して合理的に算定した価格」としているが、一方で、比準方式による時価として、「当面の間、決められた方法によって類似した銘柄を選定し、基準気配値の利回りをを用いて価格を算定する」方法が認められている。

³⁾ 日本証券業協会は、時価評価を巡る環境変化を踏まえ、これまで、売買参考値にすぎなかった「基準気配」が、時価評価に援用されることの危険性を認識し、今回の改正に踏み切ったものと思われるが、この措置が、業界内の時価評価の議論の混乱に拍車をかけたことは事実である。2002年8月6日以降は、売買参考統計値の公表基準を10社以上の報告があった銘柄にしたものの、その後の1000銘柄を越える銘柄数の激減を受けて、日本証券業協会は、急遽、7社以上の報告でよいこととした。

第2節 先行研究

社債市場においては、LIBOR やスワップ・レートといったマネー・マーケットの情報を利用して、イールド・カーブを推定し、ディスカウント・ファンクションを計算して、理論上のイールド・スプレッド（LIBOR スプレッド＝ α ）を求める手法は、一般的である。この場合、イールド・スプレッドを被説明変数にして、債券の個別属性を説明変数にすることで、マーケットがどのようなファクターを重視して、価格決定しているかを判断することができる。

高橋（2003）では、社債市場を分析の対象とした。説明変数には、残存年数、利率、複利、単利、格付、報告社数が採用された。結果的に、「市場参加者は格付に代表される発行体の信用度に対してもっとも敏感に反応している」との結果を得た。説明変数では、予想に反して、残存期間、利率は、マイナスで有意な説明力を持った。

小池（1998）では、スワップ・レートを利用して、国債のセクター・スプレッドを検証した。その結果、国債のセクター・スプレッドは、マイナス数十ベースであることを検証した。この性格を利用して、割安な国債を購入する運用手法を検討している。

このように、マネー・マーケットから得られる情報に基づいて、イールド・カーブを推計し、イールド・カーブに基づいて当該期間に対応したディスカウント・ファンクション（割引率）を推計し、これに基づいて将来のキャッシュ・フローを割り引いて債券の理論価格を推計し、債券の市場価格と比較することができる。あるいは、同様の前提で、LIBOR スプレッドを算出することによって、イールド・カーブを前提とした債券の割安度・割高度を判断することが可能となる。

このような手法が取れるのは、信用リスクがないと考えられる LIBOR に対して、個別の公社債価格には、発行体の信用リスクや流動性に応じたプレミアムが付与されていると考えられるため、両者の差である LIBOR スプレッドには、個別の発行体の信用度や流動性が織り込まれると考えられるからである。

なお、信用力や流動性が、公社債の市場価格にどのように影響を与えるかについては、マーケット・マイクロストラクチャーという学問分野で研究が進んでいる。これまでは、主として、株式市場における研究が主であったが、今後、公社債市場においても、信用力や流動性と価格決定メカニズムの研究を行う必要がある。

本稿では、 α の値を数式で特定するのではなく、市場価格と理論価格（ $\alpha = 0$ ）を一致させるような α を、収束計算で求め、得られた結果を内在スプレッドとして計算する手法をとる。内在スプレッドを被説明変数とし、個別銘柄の属性を説明変数として回帰分析することによって、LIBOR スプレッドの構成要素を特定するとともに、公社債の種別（国債、地方債、特殊法人債、金融債）に特有のファクターと、個々の銘柄に特有のファクターを抽出することを試みる。

以下、3 節では対象銘柄と分析手法を解説し、4 節でイールド・カーブの推計法について述べる。5 節で理論モデルを提示し、6 節で理論モデルに基づいた分析を行う。7 節ではまとめを行う。

第3節 対象銘柄・分析手法

表 1 には、分析対象となった銘柄を、カテゴリーごとに分類した。全銘柄数は、2,561 銘柄で、その内訳は、表 1 のとおりである。

国債は、合計で 558 銘柄、その内訳は、短期国債 18 銘柄、政府短期証券 15 銘柄、中期、長期国債 162 銘柄、超長期国債 76 銘柄、超長期国債（30 年）18 銘柄、石油継承国債 9 銘柄、国鉄継承国債 19 銘柄、割引国債 5 銘柄、分離国債（元本、2 年）24 銘柄、分離国債（元本、5 年）23 銘柄、分離国債（元本、10 年）26 銘柄、分離国債

(元本、20 年) 18 銘柄、分離国債(元本、30 年) 10 銘柄、分離元本(利息) 135 銘柄である。

地方債は、全体で 819 銘柄ある。代表的なものでは、東京都債が 151 銘柄、大阪府債が 55 銘柄、神奈川県債が 50 銘柄、北海道債が 40 銘柄ある。

特殊法人債は、全体で 704 銘柄ある。公営企業債が 119 銘柄、預金機構債が 93 銘柄、中小企業債が 59 銘柄ある。

金融債は、全体で 480 銘柄ある。商工中金債が 99 銘柄、長期信用債が 84 銘柄、あおぞら債が 83 銘柄、興業債が 59 銘柄、農林中金債としんきん中金債がそれぞれ 58 銘柄ある。なお、東京交通債、東京地下鉄債、放送債も、金融債に入れている。

なお、データ分析は、日本証券業協会が 2005 年 6 月 23 日に発表(2005 年 6 月 22 日のデータ)した売買参考統計値を利用した。

表 1 分析対象銘柄数⁴⁾

国債	銘柄数	地方債	銘柄数	特殊法人債	銘柄数	金融債	銘柄数
短期国債	18	東京都債 504	151	公営企業債 727	119	興業債 613	59
政府短期証券 328	15	北海道債 13/3(5)	40	政策投資銀行債 1	9	長期信用債 573	84
中期国債 210(2)	162	宮城県債 24/1	5	道路債 302	41	あおぞら債 101(2)	83
長期国債 182		神奈川県債 1(5)	50	首都高債 185	13	商工中金債 4(1)	99
超長期国債 10	76	大阪府債 2(5)	55	阪神高速債 134	13	農林中金債 い603	58
超長期国債(30) 1	18	京都府債 14/3(5)	14	中小企業 125(6)	59	全信連債 129	2
石油承継国債 34	9	兵庫県債 13/3(5)	41	鉄道建設債 158	2	しんきん中金 131	58
国鉄承継国債 49	19	静岡県債 13/2(5)	19	住宅都市整備債 41	1	割引みずほ 907	5
割引国債 11(3)	5	愛知県債 14/1(5)	21	本四連絡橋債 21	6	東京交通債 321	27
分離元本 210(2)	24	広島県債 10/1	9	民間都市開発 10	6	東京地下鉄 1	2
分離元本 24(5)	23	埼玉県債 11/1	29	電源開発債 26	10	放送債 104	3
分離元本 245(10)	26	福岡県債 12/2(5)	14	関空債 40	17		
分離元本 60(20)	18	千葉県債 15/2(5)	24	中部国際空港債 1	6		
分離元本 9(30)	10	新潟県債 10/1	6	預金機構債 73(2)	93		
分離利息 05-07	135	その他	341	その他	309	その他	0
合計	558	合計	819	合計	704	合計	480
総計	2,561						

(出典 日本証券業協会、売買参考統計値)

第 4 節 イールド・カーブの推計

さて、公社債の理論価格を算出するに当たって、マネー・マーケットの情報を利用して、国債の理論価格を算出する試みがなされている。

スワップ・レートに関しては、一般に公表されるレートは、6 ヶ月、1 年、2 年、3 年、4 年、5 年、7 年、10 年が多い。これらの年数以外のスワップ・レートは、別途推定することになる。以下では、その具体的な手順を示そう。

⁴⁾ 銘柄名には、代表銘柄のみ記載してある。

(1) 1年以上の場合のディスカウント・ファンクションの求め方

ここで、6ヶ月に対応するスワップ・レートを $SW_{0.5}$ 、ディスカウント・ファンクションを $D_{0.5}$ 、LIBOR を $L_{0.5}$ とする。スワップ市場では、変動金利と固定金利の交換が行われる。また、ディスカウント・ファンクションと LIBOR との間には、以下の関係が成立する。

$$1 \times D_{0.5} = \left(1 + \frac{L_{1.0}}{2}\right) \times D_{1.0} \quad \dots \dots (1)$$

$$L_{1.0} = 2 \times \left(\frac{D_{0.5}}{D_{1.0}} - 1\right) \quad \dots \dots (2)$$

(受取)		(支払)		
$D_{0.5} \times \frac{SW_{1.5}}{2}$	$\longleftrightarrow$	$D_{0.5} \times \frac{L_{0.5}}{2} \rightarrow$	$D_{0.5} \times \left(\frac{1}{D_{0.5}} - 1\right)$	
$D_{1.0} \times \frac{SW_{1.5}}{2}$	$\longleftrightarrow$	$D_{1.0} \times \frac{L_{1.0}}{2} \rightarrow$	$D_{1.0} \times \left(\frac{D_{0.5}}{D_{1.0}} - 1\right)$	
$D_{1.5} \times \frac{SW_{1.5}}{2}$	$\longleftrightarrow$	$D_{1.5} \times \frac{L_{1.5}}{2} \rightarrow$	$D_{1.5} \times \left(\frac{D_{1.0}}{D_{1.5}} - 1\right)$	

ここで、受け取り金額と支払い金額が同じになるので、

$$D_{0.5} \times \frac{SW_{1.5}}{2} \longleftrightarrow D_{0.5} \times \left(\frac{1}{D_{0.5}} - 1\right) = 1 - D_{0.5}$$

$$D_{1.0} \times \frac{SW_{1.5}}{2} \longleftrightarrow D_{1.0} \times \left(\frac{D_{0.5}}{D_{1.0}} - 1\right) = D_{0.5} - D_{1.0}$$

$$D_{1.5} \times \frac{SW_{1.5}}{2} \longleftrightarrow D_{1.5} \times \left(\frac{D_{1.0}}{D_{1.5}} - 1\right) = D_{1.0} - D_{1.5}$$

縦に、それぞれ足すと、

$$(D_{0.5} + D_{1.0} + D_{1.5}) \times \frac{SW_{1.5}}{2} = 1 - D_{1.5}$$

$$D_{1.5} = \frac{1 - (D_{0.5} + D_{1.0}) \times \frac{SW_{1.5}}{2}}{1 + \frac{SW_{1.5}}{2}}$$

このようにして、次々にディスカウント・ファンクションが求められる。任意の期間のディスカウント・ファンクションが求められれば、当該期間のスポット・レートを求めることは簡単である。

(2) 1年未満のディスカウント・ファンクションの求め方

1年未満のディスカウント・ファンクションの求め方は、以下のとおりである。LIBOR 金利を現在価値 (= 1) に等しくするのが、ディスカウント・ファンクションである。

(a) 0.5 年の場合

$$1 = \left(1 + \frac{L_{0.5}}{2}\right) \times D_{0.5}$$

$$D_{0.5} = \frac{1}{1 + \frac{L_{0.5}}{2}}$$

(b) 1 年の場合

$$1 = \left(1 + \frac{L_{1.0}}{2}\right) \times D_{1.0}$$

$$D_{1.0} = \frac{1}{1 + \frac{L_{1.0}}{2}}$$

さて、デフォルトするリスクを持った債権の理論価格は、どのように算出されるだろう。LIBOR には銀行の信用リスクが反映されるのに対して、これらの債券には、発行体の信用リスクが反映される。この差を理論スプレッド（ α ）で調整するものとする。理論スプレッド（ α ）は、以下のように算出される。

ただし、

P_0 ：債券価格

C ：クーポン（年2回払い）

t_i ： i 番目の利払い日

t_m ：満期日

K ：経過利息、

$$K = C \frac{n(t_{-1}, t_0)}{365}$$

t_{-1} ：受け渡し日直前の利払い日

t_0 ：受け渡し日

α ：LIBOR スプレッド

$d(t_i)$ ： t_i における割引率

$n(t_{i-1}, t_i)$ ： t_{i-1} から t_i までの実日数

$L(t_{i-1}, t_i)$ ： t_{i-1} から t_i までのフォワード LIBOR

とする。ここで、固定払いのキャッシュ・フロー(A)の現在価値は、社債の信用リスク(期待損失額)に一致するから、

$$\sum_{i=1}^m \frac{C}{2} d(t_i) + 1 \cdot d(t_m) - (P_0 + K) \quad \dots \dots (3)$$

である。一方、変動払いの現在価値(B)は、

$$\sum_{i=1}^m \left\{ L(t_{i-1}, t_i) + \alpha \right\} \frac{n(t_{i-1}, t_i)}{360} d(t_i) + 1 \cdot d(t_m) - 1 \quad \dots \dots (4)$$

であるが、(A) = (B) でなければ、裁定が起きるので、

$$\sum_{i=1}^m \frac{C}{2} d(t_i) + 1 \cdot d(t_m) - (P_0 + K) = \sum_{i=1}^m \left\{ L(t_{i-1}, t_i) + \alpha \right\} \frac{n(t_{i-1}, t_i)}{360} d(t_i) + 1 \cdot d(t_m) - 1 \quad \dots \dots (5)$$

また、定義により、

$$L(t_{i-1}, t_i) = \frac{360}{n(t_{i-1}, t_i)} \left\{ \frac{d(t_{i-1})}{d(t_i)} - 1 \right\} \quad \dots (6)$$

ここで、

$$\sum_{i=1}^m \{d(t_{i-1}) - d(t_i)\} + d(t_m) - 1 = d(t_0) - d(t_m) + d(t_m) - 1 = 0$$

であるから、(5)、(6) より α を求めると、

$$\alpha = \frac{\sum_{i=1}^m \frac{C}{2} d(t_i) + 1 \cdot d(t_m) - (P_0 + K)}{\sum_{i=1}^m \frac{n(t_{i-1}, t_i)}{360} d(t_i)}$$

上式の α が、固定払いの現在価値（期待損失額）と変動払いの現在価値を同じにする理論スプレッドである⁵。

本稿では、 α の値は、5. 理論モデルで説明するように、マネー・マーケットから得られた情報に基づいたイールド・カーブから推計される債券の理論価格と市場価格（公社債売買参考統計値）の差をゼロとする内在スプレッドの値として把握する。

はじめに、イールド・カーブを引くために、LIBOR、および、スワップ・レートを採用する。採用したデータは、6ヶ月、1年、2年、3年、4年、5年、7年、10年、20年である。他の期間の値については、3次スプライン関数⁶で補間することで値を求め、次に、全期間のディスカウント・レートを推計し、ブーツ・ストラップ法（逐次代入法）⁷によって、全期間のスポット・レートを算出する方法をとる。表2は、イールド・カーブの推定に利用したデータを示したものである。6ヶ月、12ヶ月のレートは、BBA（イギリス銀行協会）発表のLIBOR、2年～10年のスワップ・レートは、ロイターの16:30の気配値（2、3、4、5、7、10年）、20年は、Bloombergの発表する超長期78回債の利回りを採用した。

表2 イールド・カーブ推定用原データ（2005年6月22日）

	期間	中値	Offer	Bid	データ
LIBOR	6 m	0.065			BBA Libor
	12 m	0.08875			BBA Libor
SWAP	2 年	0.14	0.16	0.12	ロイター6月22日16:30
	3 年	0.25	0.27	0.23	ロイター6月22日16:30
	4 年	0.39	0.41	0.37	ロイター6月22日16:30
	5 年	0.54	0.56	0.52	ロイター6月22日16:30
	7 年	0.88	0.9	0.86	ロイター6月22日16:30
	10 年	1.31	1.33	1.29	ロイター6月22日16:30
国債	20 年	1.95			Bloomberg社マーケットデータ、超長期国債78 (1.9%, 2005年6月22日) の市場価格99.22より算出された利回り、更新時間18:57

（出典：BBA HP、Historical BBA Libor rate (<http://www.bba.org.uk/bba/jsp/polopoly.jsp?d=141&a=627>)

東京マーケット・サマリー（ロイター）、2005、6月22日

(<http://news.goo.ne.jp/news/reuters/keizai/20050622/JAPAN-180239.html?C=S>)

Bloomberg HP、マーケットデータ (<http://www.bloomberg.co.jp/markets/rates.html>)

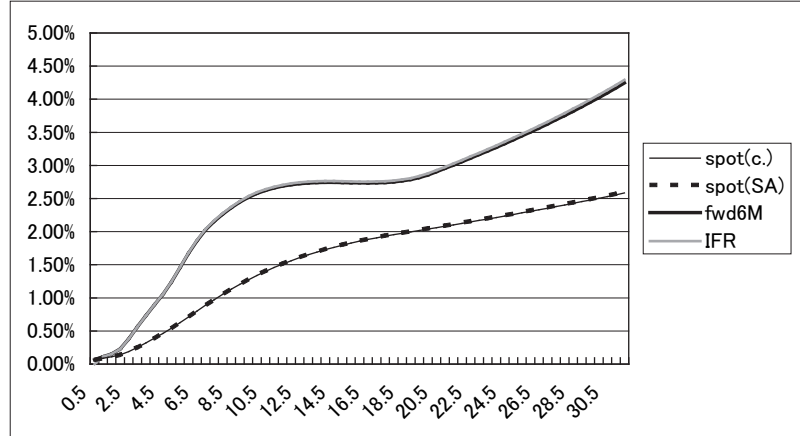
⁵ 式の導出には、木島正明編、1998、『クレジット・リスク』（財）金融財政事情研究会、あるいは、高橋豊治、2003、「スワップ・マーケット情報を用いた債券流通市場分析」、『郵貯資金研究』、第12巻、p.77-96 参照。

⁶ 詳細は、【補論1】参照。

⁷ 詳細は、【補論2】参照。

図1に、この方法で推計されたイールド・カーブを示す。なお、図2のspot(c)は、スポット・レート、fwd6Mは、インプライド・フォワード・レートを表す⁸⁾。

図1 マネー・マーケットのデータに基づくイールド・カーブの推定（2005年6月22日）



第5節 理論モデル

以下では、債券の理論時価算出モデルを考える。債券は、将来の特別なM個の時点 $t + s_j$ ($j = 1, \dots, M$)において、確定したキャッシュ・フロー ($C(s_j)$)を支払うことを約束した契約である。一般に、債券の理論時価 (P^*)は、j期のキャッシュ・フローを $C(s_j)$ 、割引関数を $D^*(s_j)$ とすれば、以下のように表される。

$$P^* = \sum_{j=1}^M C(s_j) D^*(s_j)$$

また、 r^* を使って、割引関数 ($D^*(s)$)は、以下のように表される。ここで、 r^* は、各期間 (s_j)に共通の割引率（最終利回り＝内部収益率）を表す。

$$D^*(s) = \frac{1}{(1 + r^*)^s}$$

あるいは、 r^* の代わりに $r^*(s)$ を考えて、以下のように表現することもできる。

$$D^*(s) = \frac{1}{(1 + r^*(s))^s}$$

このとき、以下の関係が成立している。

$$r^*(s) = \frac{1}{\sqrt[s]{D^*(s)}} - 1$$

理論時価評価モデル（以下、本モデル）では、

$$P_i = \sum_{j=1}^M C_i(s_{ij}) D(s_{ij}) E_i(s_{ij}) \quad \dots \dots (7)$$

とする。ただし、

⁸⁾ フォワード・レート、インプライド・フォワード・レートは、【補論3】参照。

$$E_i(s) = \frac{1}{(1 + K_i)^s}$$

である。ここで、 K_i は、債券*i*の利回り格差（スプレッド、債券の個々の銘柄属性に依存）を表す指標である⁹⁾。

具体的には、市場価格（＝売買参考統計値価格）と理論価格が一致するような K_i の値を収束計算で算出する。

本稿では、 K_i を、セクターに共通のスプレッドと、個別要因に起因するスプレッドに分けて検討する。すなわち、

$$K_i = k_i + k_i' \quad \dots \dots (8)$$

なお、 k_i を、セクター・スプレッド、 k_i' を、個別スプレッドと呼ぶ¹⁰⁾。

第6節 分析

表3には、分析したデータの要約統計量を示してある。変動利付債、物価連動債、モーゲージ債は、今回の分析からはずしている。

残存年数は、国債、特殊法人債、地方債、金融債の順に大きい。特に、国債は、標準偏差も最大で、銘柄や発行種別の増加が、このような結果を招いているように思われる。

内在スプレッドは、金融債、地方債、特殊法人債、国債の順に小さくなり、予想どおりの結果となった。また、国債と特殊法人債の内在スプレッドは、マイナスであり、市場は、国債、特殊法人債についてはディスカウントの評価を与えていることがわかる。これは、国債の信用力や流動性を市場が評価したものと考えられる。

また、内在スプレッドの標準偏差は、国債、特殊法人債、金融債、地方債の順に大きいことがわかった。国債については、銘柄の分散が逆に内在スプレッドの拡大につながった可能性がある。特殊法人債については、最近増加傾向にある特殊法人債を発行する主体数の増加が高い標準偏差につながった可能性がある。地方債に関しては、発行体の主体数は、ほぼ一定で、銘柄による個性も高くない。これを反映して、内在スプレッドの標準偏差は、セクター間で最低である。

理論価格と売買参考統計値との差（モデル価格－売買参考統計値）に関して言うと、金融債、地方債、特殊法人債、国債の順に大きな結果となった。市場は、金融債や地方債については厳格に、また、国債については、逆に高い評価を与えていることがわかる。逆に言えば、市場は、国債を過大に評価していることになる。

⁹⁾ 日興 BARRA MODEL では、以下のように定式化している。

$$K_i = \sum_{k=1}^q \beta_k z_{ik}$$

ここで、 β_k は、スプレッド*K*に対する感応度、 z_{ik} は、第*i*債券のスプレッド（銘柄属性）である。あるいは、

$$P_i = \sum_{j=1}^M C_i(s_{ij})D(s_{ij}) + \sum_{k=1}^q \beta_k z_{ik}$$

で近似することも可能である。これは、銘柄属性で、価格水準を平行移動する考え方である。

¹⁰⁾ 今回の分析では、個別スプレッドについては行っていない。

表 3 要約統計量

	国債		地方債		特殊法人債		金融債		合計
銘柄数	590		822		735		480		2,627
除外銘柄		32		3		31		0	66
	中期国債Ⅱ(2)－07	1	彩の国みらい15/2	1	住宅金融(貸) 1	9			
	変利国債 8(15)	27	北九州市15/1(5)	1	住宅金融(貸) 10	22			
	物価連動国債 1	4	北九州市	1					
除外理由	ワラント、変動利付債、物価連動債		報告社数< 8		モーゲージ債				
分析対象銘柄	558		819		704		480		2,561

国債	国債	地方債	特殊法人債	金融債
残存年数				
平均	8.73101	5.96959	6.18329	2.83869
最高値	29.76164	29.76164	29.76986	19.00822
最低値	0.03288	0.17534	0.17260	0.14795
中間値	5.49863	5.26027	5.49041	2.26575
標準偏差	8.62350	3.70715	4.83236	2.79116
内在スプレッド				
平均	-0.00070	0.00002	-0.00004	0.00045
最高値	0.00239	0.00243	0.00375	0.00139
最低値	-0.00172	-0.00079	-0.00110	-0.00039
中間値	-0.00078	-0.00003	-0.00022	0.00036
標準偏差	0.00055	0.00042	0.00068	0.00042
理論値との差				
平均	-0.46174	0.07557	0.12779	0.11335
最高値	1.25718	5.13859	7.94498	1.51248
最低値	-2.26079	-0.62239	-1.44128	-0.29332
中間値	-0.28700	-0.01185	-0.07083	0.06220
標準偏差	0.60031	0.47866	0.97287	0.17737

本稿では、内在スプレッドを被説明変数、残存年数、複利、利率、単利、ダミー変数（残存3年未満＝1、3年以上5年未満＝2、5年以上＝3）、残存年数を半年ごとにラウンドしたもの、で回帰し、各変数の内在スプレッドに与える影響を分析した。

初めに、各変数間の相関をとったところ、表4のようになった。表から明らかなように、変数間の相関が高いため、以下の分析では、単回帰を実施する。

ここで、あらかじめ、各変数の符号条件を特定しておく。残存期間が長くなれば、倒産確率が高まるので、その分、市場は低い評価を与える。この結果、内在スプレッドは増加するであろう。従って、予想される符号条件は正である。

ただし、債券市場においては、低格付銘柄が、その後、高格付に移行し、高格付銘柄が、低格付銘柄に移行するいわゆる中心回帰現象が確認されている。従って、銘柄による信用格差の大きなセクターの債券は、残存期間に対してマイナスの相関を有する可能性がある。

一方、複利利回り、単利利回りは、信用力の低い銘柄ほど、高い利回りを要求するので、内在スプレッドは大きくなるであろう。従って、予想される符号条件は正である。ダミー変数、残存期間（ラウンド）に関しても、残存期間と同様の予想が成立する。

表 4 説明変数間の相関

国債	残存	利率	複利利回り	単利	ダミー	残存(ラウンド)
残存	1					
利率	-0.061370897	1				
複利利回り	0.979344127	-0.07336874	1			
単利	0.976138308	-0.15075394	0.98023671	1		
ダミー	0.936143937	-0.09530522	0.8953601	0.91394744	1	
残存(ラウンド)	0.999467281	-0.06224752	0.97987575	0.97622079	0.93370667	1

地方債	残存	利率	複利利回り	単利	ダミー	残存(ラウンド)
残存	1					
利率	0.283275155	1				
複利利回り	0.955918921	0.256300698	1			
単利	0.956406939	0.246592561	0.99974129	1		
ダミー	0.722073046	0.246078015	0.50297692	0.50622917	1	
残存(ラウンド)	0.996615724	0.283999236	0.95274122	0.95339596	0.7172635	1

特殊法人債	残存	利率	複利利回り	単利	ダミー	残存(ラウンド)
残存	1					
利率	0.464793029	1				
複利利回り	0.963872125	0.448907549	1			
単利	0.96404648	0.441166402	0.99972716	1		
ダミー	0.806199492	0.373087828	0.64628838	0.64820257	1	
残存(ラウンド)	0.998176202	0.464244647	0.96184496	0.96223021	0.80486113	1

金融債	残存	利率	複利利回り	単利	ダミー	残存(ラウンド)
残存	1					
利率	0.490569063	1				
複利利回り	0.982108685	0.535969446	1			
単利	0.983236647	0.518678363	0.99904122	1		
ダミー	0.804607276	0.585090491	0.80856124	0.79813965	1	
残存(ラウンド)	0.994586247	0.484657128	0.97563869	0.97689527	0.79605168	1

単回帰の結果は、表 5 にまとめてある。 X の値（単回帰の係数）に関しては、国債、地方債、特殊法人債のすべての説明変数について、 t 値は 1 %水準で有意であった。符号は、国債の利率がマイナスとなった以外は、正の相関を示した。

金融債では、 t 値は、残存期間（ラウンド）が 1 %水準、残存期間が 5 %水準で有意な負の相関となった。それ以外の説明変数に関しては、有意性が認められなかった。

単回帰の結果を、予想された符号条件と比較してみよう。予想された符号条件は、すべての変数が正の相関を示すというものであった。結果的には、国債における利率、金融債における残存期間（ラウンド）、残存期間が、マイナスとなった。

国債に関しては、条件決定時の利率は、過去の信用力を反映したものであるから、結果的にマイナスの相関となる可能性がある。金融債に関しては、高格付銘柄と低格付銘柄のスプレッドが縮小する平均回帰の現象が、影響している可能性がある。

今回の結果は、国債、地方債、特殊法人債に関しては、ほぼ事前の予想通りとなったが、金融債に関しては、個別の発行体の信用力格差が市場価格に影響していることを窺わせている。

「第 2 節 先行研究」でも述べたが、高橋（2003）では、社債市場で、残存期間は、LIBOR スプレッドと逆相関であったのに対して、格付が LIBOR スプレッドに対して高い説明力を有していることを指摘している¹¹⁾。本稿でも、金融債に関しては、同様の結果が得られたものと考えられる。しかしながら、本稿では、個別銘柄の格付情報は、説明変数に入っていないので、今後、この点からの分析が必要となることは明らかである。

¹¹⁾ 高橋（2003）p.91 では、「残存年数に関しては、残存年数は LIBOR スプレッドを決める基本要因ではなく、信用力の違いの方がより大きなものであるのではないか」と指摘している。

表5 回帰分析の結果

		国債							地方債				
		係数	標準誤差	t値	P値	判定			係数	標準誤差	t値	P値	判定
残存年数	切片	-0.0008	0.0000	-25.2582	0.0000	**	残存年数	切片	-0.0003	0.0000	-14.3601	0.0000	**
	X値	0.0000	0.0000	5.2340	0.0000	**		X値	0.0001	0.0000	17.8750	0.0000	**
	R ²	0.0470						R ²	0.2811				
利率	切片	-0.0006	0.0000	-22.6747	0.0000	**	利率	切片	-0.0001	0.0000	-1.8450	0.0654	
	X値	-0.0001	0.0000	-3.6626	0.0003	**		X値	0.0001	0.0000	2.6919	0.0073	**
	R ²	0.0236						R ²	0.0088				
複利	切片	-0.0008	0.0000	-23.6453	0.0000	**	複利	切片	-0.0003	0.0000	-13.4128	0.0000	**
	X値	0.0101	0.0028	3.6312	0.0003	**		X値	0.0472	0.0028	16.8354	0.0000	**
	R ²	0.0232						R ²	0.2576				
単利	切片	-0.0008	0.0000	-26.2869	0.0000	**	単利	切片	-0.0003	0.0000	-13.4263	0.0000	**
	X値	0.0124	0.0022	5.6173	0.0000	**		X値	0.0472	0.0028	16.8939	0.0000	**
	R ²	0.0537						R ²	0.2589				
ダミー	切片	-0.0011	0.0000	-22.4072	0.0000	**	ダミー	切片	-0.0009	0.0001	-14.6784	0.0000	**
	X値	0.0003	0.0000	9.2601	0.0000	**		X値	0.0009	0.0001	15.3208	0.0000	**
	R ²	0.1336						R ²	0.2232				
残存(ラウンド)	切片	-0.0008	0.0000	-25.1451	0.0000	**	残存(ラウンド)	切片	-0.0003	0.0000	-13.2094	0.0000	**
	X値	0.0000	0.0000	5.0209	0.0000	**		X値	0.0001	0.0000	16.5501	0.0000	**
	R ²	0.0434						R ²	0.2511				
		特殊法人債							金融債				
		係数	標準誤差	t値	P値	判定			係数	標準誤差	t値	P値	判定
残存年数	切片	-0.0006	0.0000	-17.5125	0.0000	**	残存年数	切片	0.0005	0.0000	18.4859	0.0000	**
	X値	0.0001	0.0000	20.6420	0.0000	**		X値	0.0000	0.0000	-2.4657	0.0140	*
	R ²	0.3777						R ²	0.0126				
利率	切片	-0.0003	0.0001	-6.7325	0.0000	**	利率	切片	0.0004	0.0000	13.0149	0.0000	**
	X値	0.0002	0.0000	6.7760	0.0000	**		X値	0.0000	0.0000	0.3885	0.6978	
	R ²	0.0614						R ²	0.0003				
複利	切片	-0.0005	0.0000	-15.7062	0.0000	**	複利	切片	0.0005	0.0000	16.0544	0.0000	**
	X値	0.0699	0.0038	18.3354	0.0000	**		X値	0.0003	0.0060	0.0514	0.9590	
	R ²	0.3238						R ²	0.0000				
単利	切片	-0.0005	0.0000	-15.6232	0.0000	**	単利	切片	0.0005	0.0000	15.9074	0.0000	**
	X値	0.0698	0.0038	18.2557	0.0000	**		X値	0.0007	0.0061	0.1069	0.9149	
	R ²	0.3219						R ²	0.0000				
ダミー	切片	-0.0015	0.0001	-21.4416	0.0000	**	ダミー	切片	0.0005	0.0001	4.1883	0.0000	**
	X値	0.0013	0.0001	21.7696	0.0000	**		X値	0.0000	0.0001	-0.1304	0.8963	
	R ²	0.4030						R ²	0.0000				
残存(ラウンド)	切片	-0.0006	0.0000	-16.9373	0.0000	**	残存(ラウンド)	切片	0.0005	0.0000	18.9650	0.0000	**
	X値	0.0002	0.0000	20.0007	0.0000	**		X値	0.0000	0.0000	-3.0334	0.0026	**
	R ²	0.3630						R ²	0.0189				

(判定の**は、1%水準で有意、*は、5%水準で有意であることを示す)

国債の内在スプレッドを残存年数で回帰した回帰直線は、以下のようになる(係数の下のカッコ内はt値)。

$$Y = 0.0000 * X - 0.0008 \quad (R^2 = 0.0470) \\ (5.2) \quad (-25.2)$$

従って、国債のセクター・スプレッドはマイナス8ベース程度と思われる。

小池(1992)では、手法は異なるものの、国債のセクター・スプレッドを最も(絶対値が)小さい-16.24PB(90年9月末)から最も(絶対値が)大きい-100.18BP(88年4月末)と推定している。検証時期やセクター・スプレッドの定義の違いから、単純な比較はできないが、なぜ、このような違いが生じたのかについては、検討する必要がある。

一方、地方債の回帰直線は、以下のようになった。回帰式からは、マイナス3ベース程度のスプレッドが見込まれる。

$$Y = 0.0000 * X - 0.0003 \quad (R^2 = 0.02811) \\ (17.8) \quad (-14.3)$$

表6にある残存年数10年超の除外銘柄を除くと、回帰式は、以下のようになった。地方債にはマイナス3ベース程度のセクター・スプレッドを認めることができる。

$$Y = 0.0000 * X - 0.00026 \quad (R^2 = 0.1002) \\ (9.4) \quad (-8.8)$$

表 6 残存年数 10 年超の除外銘柄

	地方債				特殊法人債		
		残存年数	内在スプレッド			残存年数	内在スプレッド
1	川崎市債 1(15)	14.25479452	-0.0004876	1	中小企業債 12	10.7452055	0.000154628
2	東京都債 1(20)	18.00547945	3.756E-05	2	中小企業債 6	12.7506849	-0.000377231
3	横浜市債 1(20)	18.00547945	0.00013888	3	政策投資銀行債11	13.2547945	-0.000259773
4	東京都債 2(20)	18.25753425	0.00037751	4	国際協力銀行債13	13.7506849	-0.000194666
5	横浜市債 2(20)	18.25753425	0.00051696	5	国際協力銀行債16	14.2547945	-0.000324588
6	名古屋市債 1(20)	18.50684932	0.0004756	6	国際協力銀行債19	14.7506849	-0.000445665
7	東京都債 3(20)	18.75342466	0.00061132	7	道路債 340	14.860274	-0.000741952
8	神奈川県債 1(20)	19.00821918	0.00086379	8	公営企業債 1(15)	15.0109589	-0.001098626
9	名古屋市債 2(20)	19.00821918	0.0008778	9	道路債 7	17.0054795	0.001295764
10	横浜市債 3(20)	19.00821918	0.00088573	10	公営企業債 1(20)	17.0054795	7.95395E-06
11	東京都債 4(20)	19.26027397	0.0008081	11	道路債 13	17.2575342	0.001412688
12	神奈川県債 2(20)	19.26027397	0.0009717	12	道路債 14	17.5068493	0.001186953
13	京都市債 1(20)	19.50958904	0.00104049	13	道路債 17	17.5068493	0.001057704
14	東京都債 5(20)	19.75342466	0.00092714	14	公営企業債 2(20)	17.5068493	-6.39577E-05
15	東京都債 6(20)	19.75342466	0.00090775	15	公営企業債 3(20)	17.7589041	-3.34495E-06
16	横浜市債 4(20)	19.75342466	0.00107184	16	道路債 18	18.0054795	0.001501512
17	東京都債 1(30)	28.01369863	0.00206806	17	公営企業債 4(20)	18.2575342	0.000576629
18	東京都債 2(30)	28.26575342	0.00217778	18	公営企業債 5(20)	18.2575342	0.000555808
19	東京都債 3(30)	28.76164384	0.00242549	19	公営企業債 6(20)	18.5068493	0.00047646
20	横浜市債 1(30)	29.26575342	0.00232914	20	農林漁業金融債 5	18.7534247	0.001286597
21	東京都債 4(30)	29.51506849	0.0019682	21	道路債 27	18.7561644	0.001914048
22	横浜市債 2(30)	29.76164384	0.00217947	22	公営企業債 7(20)	18.7616438	0.000762147
				23	公営企業債 8(20)	18.7616438	0.000799667
				24	都市再生債 3	19.0082192	0.002718529
				25	道路債 32	19.260274	0.002156281
				26	道路債 38	19.260274	0.002088372
				27	公営企業債 9(20)	19.2712329	0.001023729
				28	公営企業債10(20)	19.2712329	0.000967951
				29	本四連絡橋債 5	19.509589	0.002067029
				30	福祉医療機構債 6	19.7534247	0.001918046
				31	農林漁業金融債 7	19.7534247	0.00154723
				32	道路債 42	19.7589041	0.002231613
				33	阪神高速道路債 7	19.7589041	0.002066342
				34	公営企業債11(20)	19.7671233	0.001070715
				35	公営企業債12(20)	19.7671233	0.00098684
				36	道路債 9	26.9287671	0.003721947
				37	道路債 21	28.0136986	0.003708531
				38	公営企業債 1(30)	28.2739726	0.002504906
				39	道路債 28	28.5150685	0.003747315
				40	公営企業債 2(30)	28.5150685	0.002398169
				41	公営企業債 3(30)	28.5150685	0.002510999
				42	公営企業債 4(30)	28.7726027	0.00278591
				43	道路債 33	29.0136986	0.003690179
				44	公営企業債 5(30)	29.2712329	0.002555
				45	道路債 43	29.5150685	0.003396799
				46	公営企業債 6(30)	29.769863	0.002294239

特殊法人債については、回帰直線は、以下ようになった。切片はマイナス 6 ベーシスある。

$$Y = 0.0001 * X - 0.0006 \quad (R^2 = 0.3777) \\ (20.6) \quad (-17.5)$$

ところが、表 6 にある残存年数 10 年超の除外銘柄を除くと、回帰式は、以下ようになった。特殊法人債にはマイナス 3 ベーシス程度のセクター・スプレッドを認めることができる。

$$Y = 0.0000 * X - 0.0003 \quad (R^2 = 0.0422) \\ (5.37) \quad (-8.40)$$

一方で、金融債の内在スプレッドを被説明変数とし、残存年数を説明変数とした回帰式は、

$$Y = 0.0000 * X + 0.0005 \quad (R^2 = 0.0125) \\ (-2.4) \quad (18.4)$$

である。金融債に関しては、5 ベーシス程度のセクター・スプレッドの存在が推定される。従って、金融債のセクターに関しては、市場は、平均して、5 ベーシスの信用力プレミアムを要求していると考えることができよう。さらに、金融債の内在スプレッドは、 $-0.00039 \sim +0.00139$ の範囲に偏在している。

セクター要因に加えて、個別の発行体要因が影響している可能性が高いが、個別スプレッドに関しては、今回の

分析では行っていない。さらに、今後は、金融債スプレッドの時系列構造に関しても、分析する必要がある。

図2～図5は、債券種別ごとに、単回帰の結果を図示したものである。図2は、国債の結果である。残存年数を説明変数にした図では、ほぼ、フラットな形状を示している。

図2 国債の回帰分析

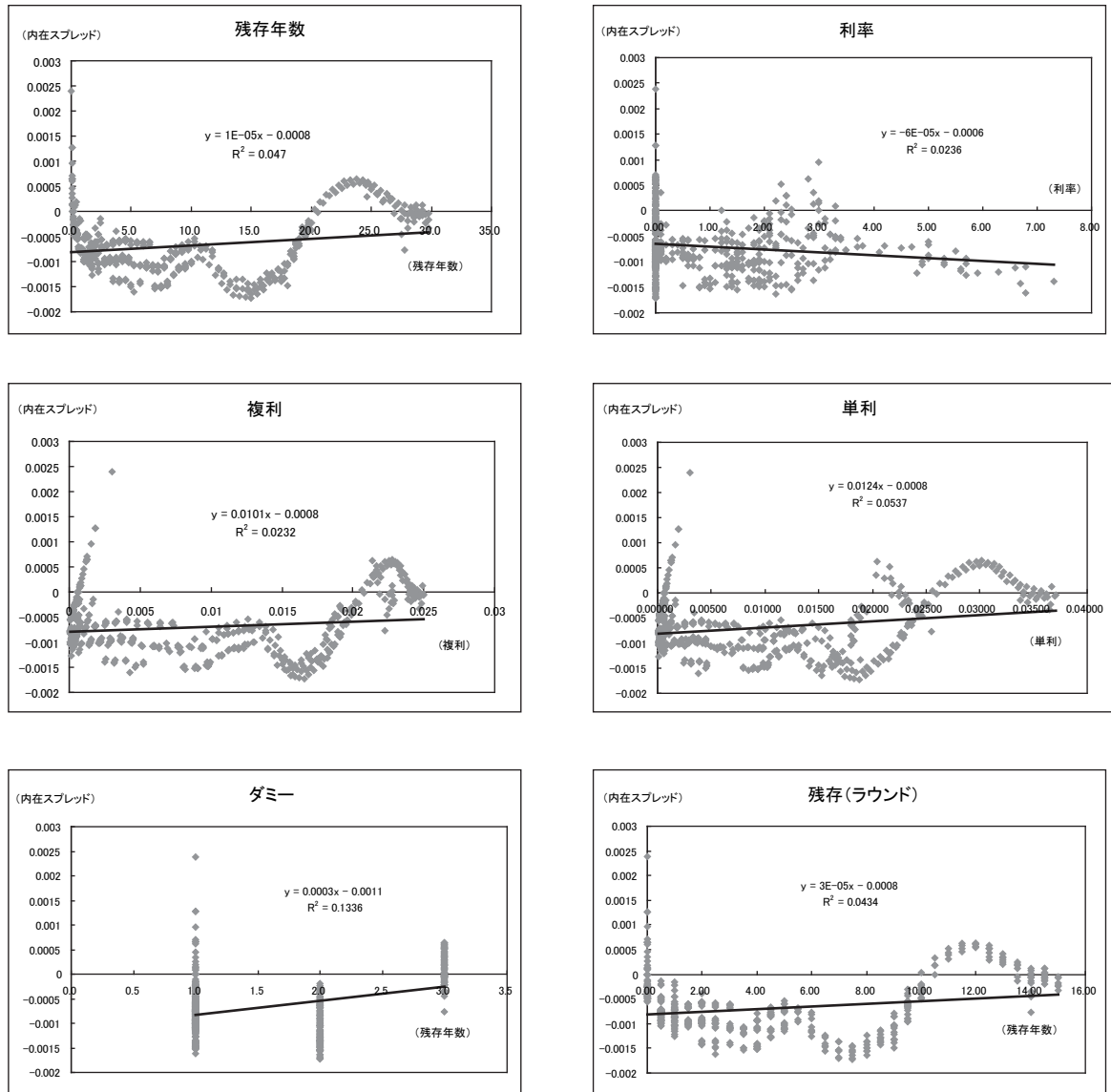


図3の地方債は、全般的に団子状態にあることがわかる。残存年数を説明変数にした図で、残存期間20年、30年に一塊のグループがあるのは、東京都債である。

図3 地方債の回帰分析

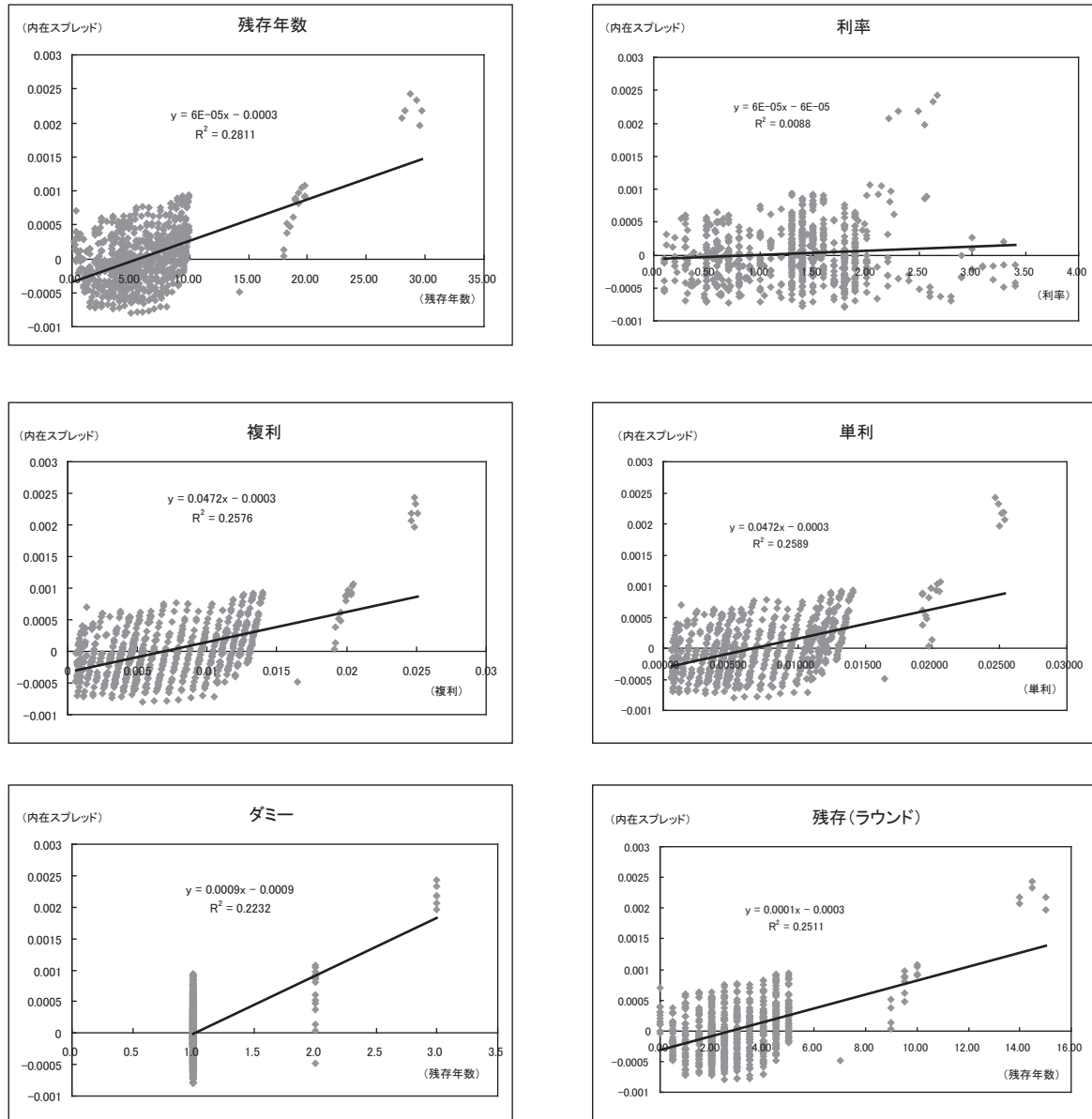


図4の特殊法人債も、地方債とよく似た形状をしていることがわかる。ところどころ、一塊のグループがあるのは、特定銘柄の信用リスクや流動性が評価されたものと考えることができよう。これらに関しては、今後、個別銘柄の発行体格付との関係を分析する必要がある。

図4 特殊法人債の回帰分析

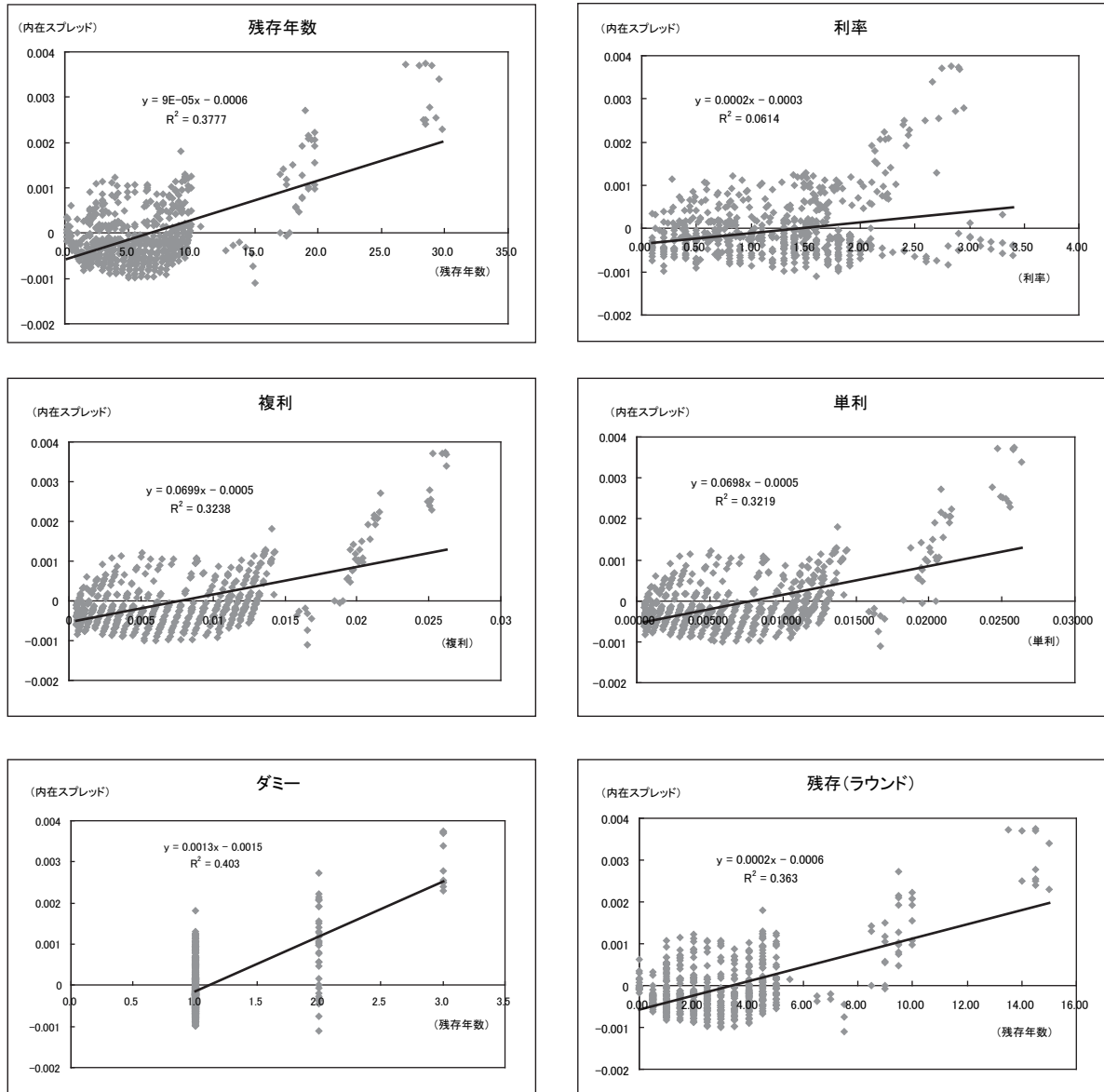
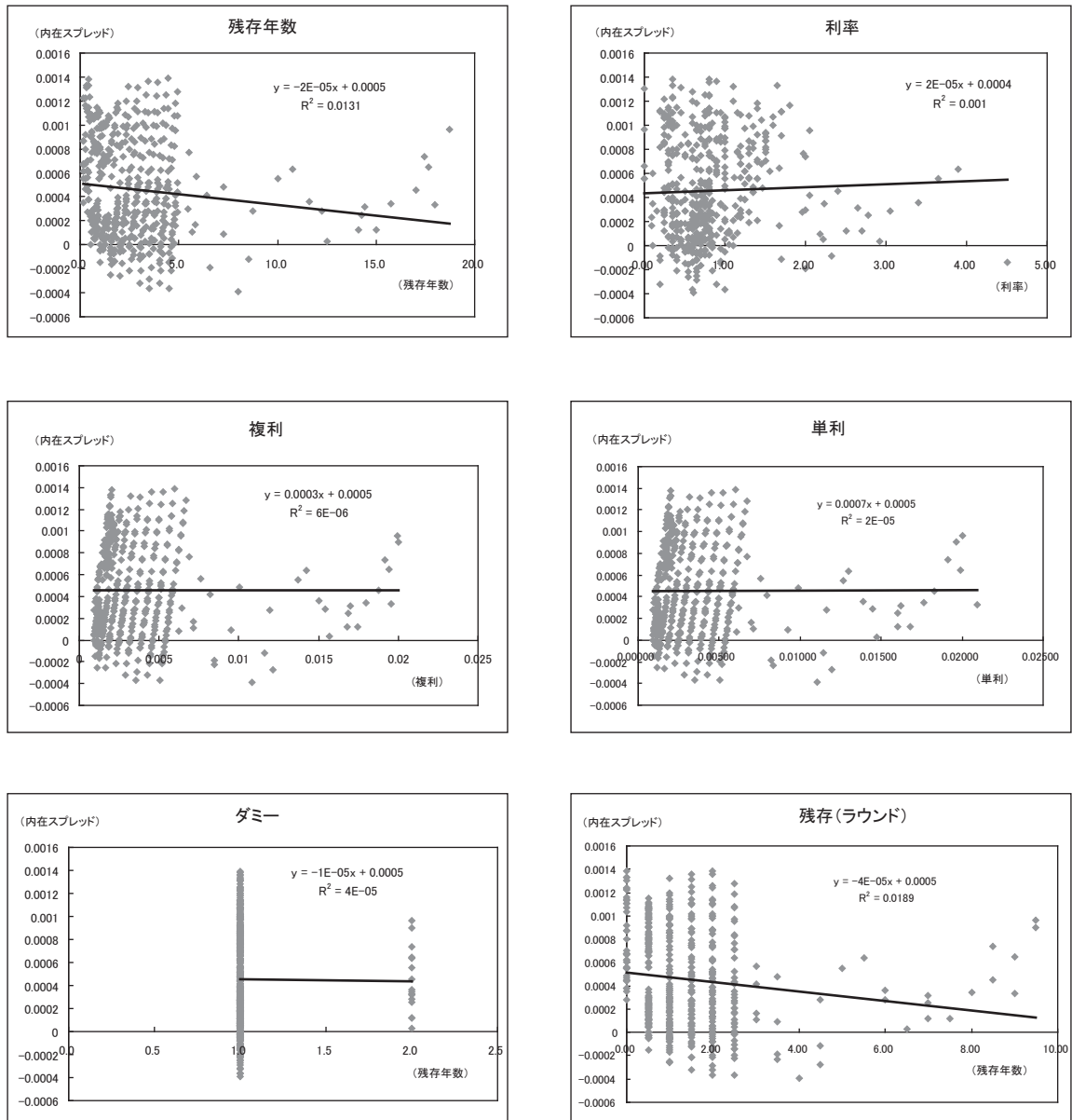


図5の金融債は、地方債、特殊法人債以上に、団子状の様相を示している。信用リスクがどれほど価格に反映しているかは不明であるが、銘柄間の格差が国債や地方債、特殊法人債以上に反映されている可能性がある。今後は、個別銘柄の発行体の格付情報との関連性を分析する必要がある。この点は、いわゆる金融機関が金融危機に陥った1990年代の後半との比較分析をすることによって明らかになるであろう。

図5 金融債の回帰分析



第7節 おわりに

本稿では、LIBOR、および、スワップ市場のデータから得られたイールド・スプレッドに基づいた債券理論時価と売買参考統計値の差を、セクター・スプレッド、個別スプレッドを使って調整する手法を検討した。

この方法を使うことによって、中立的な債券理論時価を作成するための手法を提示するための第一歩を記すことができたと考える。本稿で提示された方法によって、売買参考統計値に代わる理論価格の可能性が提示された。また、参考値でカバーしていない銘柄の理論時価を評価することが可能となる。

公社債の理論価格と市場価格を一致させるスプレッドを内在スプレッドと定義して、残存期間、利率、複利利回り、単利等の説明変数で回帰した結果、金融債を除いて、これらの説明変数は、ほぼ有意に内在スプレッドを説明することが判明した。

今回の分析では、国債についてはマイナス8ベースス程度、地方債、特殊法人債に関してはマイナス3ベースス程度、金融債に関しては、5ベースス程度のセクター・スプレッドを検証することができた。個別スプレッドに関しては、今後の検討課題である。

本稿の分析の結果は、公社債市場に、セクターごとに固有のリスク・プレミアムが存在していること、及び、個別銘柄に関する、固有のリスク・プレミアムが存在していることを予想させるが、それらが、何であるのかに関しては、本稿では、特定するに至っていない。その意味では、本稿の結果は、市場分断仮説を示唆するものである。

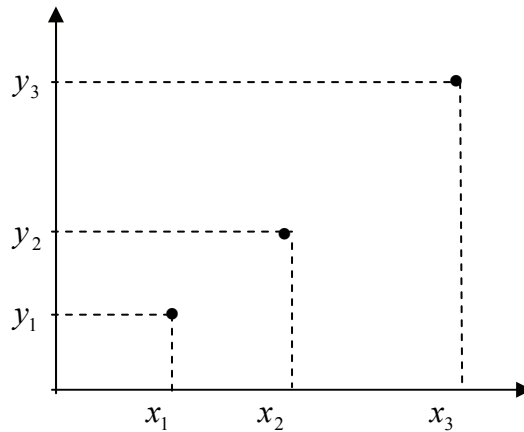
今後、時価主義会計の進展とともに、債券時価評価のニーズは増加することが予想される。その場合、適切な理論価格を提示する必要がある。本稿は、そのような手法の方向性を提示したものである。

今後は、イールド・カーブの推計方法、デフォルト確率の精緻化、セクター・スプレッドの時系列的な動向、個別スプレッド推計の精緻化等を行う必要がある。

【補論 1】 3 次スプライン補間^{1 2)}

点 A (x_1, y_1) 、B (x_2, y_2) 、C (x_3, y_3) が既知であるとする ($x_1 < x_2 < x_3$)。スプライン補間を行うために、以下のようなスプライン関数を仮定する。

$$y = a_0 + a_1x + b_1(x - x_1)_+ + b_2(x - x_2)_+ + b_3(x - x_3)_+ \\ (A)_+ = \max(A, 0)$$



(出典：ロイター・ジャパン HP「イールドカーブの補間について」『やさしい金融エンジニアリング講座』
<http://www.telerate.co.jp/market/lecture/interpolate/interpolate01.html>)

スプライン関数は、以下の仮定を満たす。

- 1 スプライン関数は、連続である。
- 2 スプライン関数の 1 次導関数は連続である。
- 3 スプライン関数の 2 次導関数は連続である。
- 4 $x \leq x_1$ において、この関数は直線である。
- 5 $x \geq x_3$ において、この関数は直線である。

点 A (x_1, y_1) を通るので、次式が成立する。

$$y_1 = a_0 + a_1x_1 + b_1(x_1 - x_1)_+^3 + b_2(x_1 - x_2)_+^3 + b_3(x_1 - x_3)_+^3 \\ = a_0 + a_1x_1$$

点 B (x_2, y_2) を通るので、次式が成立する。

$$y_2 = a_0 + a_1x_2 + b_1(x_2 - x_1)_+^3 + b_2(x_2 - x_2)_+^3 + b_3(x_2 - x_3)_+^3 \\ = a_0 + a_1x_2 + b_1(x_2 - x_1)^3$$

^{1 2)} 本補論は、ロイター・ジャパン HP、「イールドカーブの補間について」『やさしい金融エンジニアリング講座』
(<http://www.telerate.co.jp/market/lecture/interpolate/interpolate01.html>) を参照した。

点 C (x_3, y_3) を通るので、次式が成立する。

$$\begin{aligned} y_3 &= a_0 + a_1 x_1 + b_1 (x_1 - x_1)_+^3 + b_2 (x_1 - x_2)_+^3 + b_3 (x_1 - x_3)_+^3 \\ &= a_0 + a_1 x_3 + b_1 (x_3 - x_1)^3 + b_2 (x_3 - x_2)^3 \end{aligned}$$

条件 5 より、 $x \geq x_3$ において、スプライン関数は、1 次式となるので、以下が成立する。

$$\begin{aligned} 0 &= b_1 (x - x_1) + b_2 (x - x_2) + b_3 (x - x_3) \\ 0 &= b_1 + b_2 + b_3 \end{aligned}$$

上式は、以下と同値である。

$$\begin{aligned} 0 &= b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_3 \\ 0 &= b_1 + b_2 + b_3 \end{aligned}$$

以上より、まとめて整理すると、以下が成立する。

$$\begin{aligned} y_1 &= a_0 + a_1 x_1 \\ y_2 &= a_0 + a_1 x_2 + b_1 (x_2 - x_1)^3 \\ y_3 &= a_0 + a_1 x_3 + b_1 (x_3 - x_1)^3 + b_2 (x_3 - x_2)^3 \\ 0 &= b_1 + b_2 + b_3 \\ 0 &= b_1 x_1 + b_2 x_2 + b_3 x_3 \end{aligned}$$

従って、以上の関係を、連立方程式の形にすることができる。

$$\begin{aligned} y_1 &= a_0 * 1 + a_1 * x_1 + b_1 * 0 + b_2 * 0 + b_3 * 0 \\ y_2 &= a_0 * 1 + a_1 * x_2 + b_1 * (x_2 - x_1)^3 + b_2 * 0 + b_3 * 0 \\ y_3 &= a_0 * 1 + a_1 * x_3 + b_1 * (x_3 - x_1)^3 + b_2 * (x_3 - x_2)^3 + b_3 * 0 \\ 0 &= a_0 * 0 + a_1 * 0 + b_1 * 1 + b_2 * 1 + b_3 * 1 \\ 0 &= a_0 * 1 + a_1 * 0 + b_1 * x_1 + b_2 * x_2 + b_3 * x_3 \end{aligned}$$

行列式では、以下のようになる。

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & x_2 & (x_2 - x_1)^3 & 0 & 0 \\ 1 & x_3 & (x_3 - x_1)^3 & (x_3 - x_2)^3 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & x_1 & x_2 & x_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_0 \\ a_1 \\ b_1 \\ b_2 \\ b_3 \end{pmatrix}$$

逆行列をかけることで、各係数が求まる。

$$\begin{pmatrix} a_0 \\ a_1 \\ b_1 \\ b_2 \\ b_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & x_2 & (x_2 - x_1)^3 & 0 & 0 \\ 1 & x_3 & (x_3 - x_1)^3 & (x_3 - x_2)^3 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & x_1 & x_2 & x_3 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

ここで、 $r_{0.5}$ 、 r_1 、 r_2 、 r_3 、 r_4 、 r_5 、 r_7 、 r_{10} 、 r_{20} を、それぞれ、6ヶ月、1年、2年、・・・20年債を割り引くための割引率とする。これらの割引率は、該当する残存期間を有する国債の市場価格から最終利回りを算出することによって計算する。該当する期間の国債がない場合は、最も期間の近い債券を利用する。市場価格は、Bloombergの公表するデータを使う。

6ヶ月、1年、2年、・・・20年以外の割引率は、上記の最終利回りを、スポット・ゼロクーポン・レートとみなして、下記の3次スプライン法によって、補間計算する。具体的には、以下の行列を解くことで、係数、 a_0 、 a_1 、 b_1 、 b_2 、 b_3 、 b_4 、 b_5 、 b_6 、 b_7 を推計する。

$$\begin{bmatrix} 1 & 0.5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & (1-0.5)^3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 2 & (2-0.5)^3 & (2-1)^3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 3 & (3-0.5)^3 & (3-1)^3 & (3-2)^3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 4 & (4-0.5)^3 & (4-1)^3 & (4-2)^3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 5 & (5-0.5)^3 & (5-1)^3 & (5-2)^3 & (5-3)^3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 7 & (7-0.5)^3 & (7-1)^3 & (7-2)^3 & (7-3)^3 & (7-4)^3 & (7-5)^3 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 10 & (10-0.5)^3 & (10-1)^3 & (10-2)^3 & (10-3)^3 & (10-4)^3 & (10-5)^3 & (10-7)^3 & 0 & 0 \\ 1 & 20 & (20-0.5)^3 & (20-1)^3 & (20-2)^3 & (20-3)^3 & (20-4)^3 & (20-5)^3 & (20-7)^3 & (20-10)^3 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0.5 & 1 & 2 & 3 & 4 & 5 & 7 & 10 & 20 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ b_1 \\ b_2 \\ b_3 \\ b_4 \\ b_5 \\ b_6 \\ b_7 \\ b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} r_{0.5} \\ r_1 \\ r_2 \\ r_3 \\ r_4 \\ r_5 \\ r_7 \\ r_{10} \\ r_{20} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

次に、6ヶ月、1年、2年、・・・20年以外の任意の期間（ x ）について、以下のスプライン関数（ $spline_x$ ）に基づいて、 r （スポット・ゼロクーポン・レート）の値を計算し、その値から全期間のディスカウント・ファクターを計算し、スポット・レートを算出する。

$$\begin{aligned} spline_x = & a_0 + a_1 x + b_1 Max((x-0.5)^3, 0) + b_2 Max((x-1)^3, 0) + b_3 Max((x-2)^3, 0) \\ & + b_4 Max((x-3)^3, 0) + b_5 Max((x-4)^3, 0) + b_6 Max((x-5)^3, 0) \\ & + b_7 Max((x-7)^3, 0) + b_{10} Max((x-10)^3, 0) + b_{20} Max((x-20)^3, 0) \end{aligned}$$

【補論 2】ブート・ストラップ法

期間に応じた割引債があれば、ディスカウント・ファクターの計算は簡単であり、ディスカウント・ファクターが計算されれば、それに応じたスワップ・レート（ r ）は簡単に計算される。ところが、実際には、期間に応じた割引債はないので、スワップ・レートからディスカウント・ファクターを計算する方法を検討する。

はじめに、LIBOR レートに基づいて、6 ヶ月、12 ヶ月のディスカウント・ファクターを計算する。仮に、金利がパー・レート（ r_{PAR} ）であれば、6 ヶ月、1 年のディスカウント・ファクターをそれぞれ、 Df_{6M} Df_{1Y} として、以下の式が成立する。

$$1 = \frac{r_{PAR}}{2} Df_{6M} + \left(\frac{r_{PAR}}{2} + 1 \right) Df_{1Y} \quad \dots (1)$$

(1) 式を r_{PAR} について解くと、以下のようになる。

$$r_{PAR} = \frac{2 \times (1 - Df_{1Y})}{(Df_{6M} + Df_{1Y})}$$

上式を一般化すると、以下の関係が成立する。ただし、 Df_0 、 Df_i 、 Df_N は、それぞれ、現時点、 i 時点、満期時点のディスカウント・ファクター、 d_i は、次回受け渡しまでの日数である。

$$r_{PAR} = \frac{Df_0 - Df_N}{\sum_{i=1}^N \delta_i \cdot Df_i} \quad \delta_i = \frac{d_i}{360/365}$$

この方法を用いることで、市場からディスカウント・ファクターが得られれば、スワップの理論時価が算出される。

一方、逆に、(1) を Df について解くことも出来る。このとき、1 年物のディスカウント・ファクター（ Df_{1Y} ）は、以下のように表現される。

$$Df_{1Y} = \frac{1 - \frac{r_{PAR}}{2} Df_{6M}}{1 + \frac{r_{PAR}}{2}}$$

このとき、10 年後のディスカウント・ファクター（ Df_{10Y} ）は、以下のように表される。

$$Df_{10Y} = \frac{1 - \frac{r_{PAR}}{2} (Df_{6M} + Df_{1Y} + \dots + Df_{9.5Y})}{1 + \frac{r_{PAR}}{2}}$$

上記の方法で、パー・レートがわかれば、1 年以上のすべての期間に対するディスカウント・レートを算出することができる。

また、1 年以下のディスカウント・ファクターは、以下の方法で算出される。ただし、 $Libor_{6M}$ 、 $Libor_{1Y}$ は、それぞれ、半年、1 年の LIBOR レートを表す。

$$Df_{6M} = \frac{1}{1 + Libor_{6M} * 0.5}$$

$$Df_{1Y} = \frac{1}{1 + Libor_{1Y} * 1.0}$$

次に、スワップ・レートがわかっているときは、上記の方法を参考に、上記のディスカウント・ファクター (Df_{6M} 、 Df_{1Y}) と、当該期間のスワップ・レートから、以下の方法で、当該期間のディスカウント・ファクターを計算する。

$$Df_{1.5Y} = \frac{1 - (Df_{6M} + Df_{1Y}) * Swap_{1.5Y}}{1 + Swap_{1.5Y}}$$

$$Df_{2Y} = \frac{1 - (Df_{6M} + Df_{1Y} + Df_{1.5Y}) * Swap_{2Y}}{1 + Swap_{2Y}}$$

このように、ディスカウント・ファクターとスワップ・レートとを交互に使うことでディスカウント・ファクターを計算することから、このようなディスカウント・ファクターの推定法をブート・ストラップ法（逐次代入法）と呼んでいる。

ディスカウント・ファクターがわかれば、スポット・レートは、以下の式で算出される^{1 3)}。

$$S_t = -\frac{1}{t} \ln(Df)$$

^{1 3)} 導出は、以下のとおり。本稿では、ディスカウント・レートから直接スポット・レートを算出した。

$$Df = \frac{1}{(1 + S_t)^t}$$

$$\therefore Df = e^{-t \cdot S_t}$$

$$-t \cdot S_t = \ln(Df)$$

$$S_t = -\frac{1}{t} \ln(Df)$$

【補論 3】インプライド・フォワード・レート

純粋期待仮説によれば、当初 0.5 年と 0.5 年から 1 年目までの運用と、当初から 1 年間の運用利回りが等しくなると、裁定取引の余地が生じるので、以下の式が成立する。ここで、 ${}_{0.5}r_1$ は、本日から 0.5 年後に運用が開始され、本日から 1 年後に、運用が終了することを表す。

$$(1 + \frac{r_{0.5}}{2})(1 + \frac{{}_{0.5}r_1}{2}) = (1 + \frac{r_1}{2})^2$$

従って、以下の関係が導出される。

$$(1 + \frac{{}_{0.5}r_1}{2}) = \frac{(1 + \frac{r_1}{2})^2}{(1 + \frac{r_{0.5}}{2})}$$

$${}_{0.5}r_1 = \left\{ \frac{(1 + \frac{r_1}{2})^2}{(1 + \frac{r_{0.5}}{2})} - 1 \right\} \times 2$$

純粋期待仮説とは、将来のスポット・レートに対する期待値が、インプライド・フォワード・レートが一致するという仮説である。上記の方法によって計算された値を、インプライド（インプリシット）・フォワード・レートと呼ぶ。一般に、 ${}_nr_{n+0.5}$ 年のインプライド・フォワード・レートは、以下のように算出される。

$${}_nr_{n+0.5} = \left\{ \frac{(1 + \frac{r_{n+0.5}}{2})^{2(n+0.5)}}{(1 + \frac{r_n}{2})^{2n}} - 1 \right\} \times 2$$

$$= \left\{ \frac{\frac{1}{(1 + \frac{r_n}{2})^{2n}}}{\frac{1}{(1 + \frac{r_{n+0.5}}{2})^{2(n+0.5)}}} - 1 \right\} \times 2$$

なお、上式の $\frac{1}{(1 + \frac{r_{n+0.5}}{2})^{2(n+0.5)}}$ 、 $\frac{1}{(1 + \frac{r_n}{2})^{2n}}$ は、ディスカウント・ファクターである。 ${}_nr_{n+0.5}$ は、フォワード・レートであるから¹⁴⁾、上式より、以下の関係が導出される。

$${}^{14)} S_t = \frac{1}{\sqrt[t]{Df}} - 1 = -\frac{1}{t} \text{Ln}(Df)$$

$$Df = \frac{1}{(1 + S_t)^t}$$

$$\therefore Df = e^{-t \cdot S_t}$$

$$-t \cdot S_t = \text{Ln}(Df)$$

$$S_t = -\frac{1}{t} \text{Ln}(Df)$$

$$\begin{aligned}
{}_n r_{n+0.5} &= \left\{ \frac{\frac{1}{(1+\frac{r_n}{2})^{2n}}}{\frac{1}{(1+\frac{r_{n+0.5}}{2})^{2(n+0.5)}}} - 1 \right\} \times 2 \\
&= \left(\frac{Df_n}{Df_{n+0.5}} - 1 \right) \times 2 \\
&= \left\{ \frac{(1+S_{n+0.5})^{n+0.5}}{(1+S_n)^n} - 1 \right\} \times 2 \\
&\approx \{S_{n+0.5} \cdot (n+0.5) - S_n \cdot n\} \times 2
\end{aligned}$$

参 考 文 献

- 1 小野覚、2002、『金融リスクマネジメント』、東洋経済新報社
- 2 刈屋武昭、1995、『債券計量分析の基礎と応用』、東洋経済新報社
- 3 川崎能典、安道知寛、2002、「正則化非線形回帰モデルによるイールドカーブの推定」、『統計数理』第 50 巻第 2 号、p.149-164
- 4 木島正明編、1998、『クレジット・リスク』、(財)金融財政事情研究会
- 5 小池拓自、1992、「長期国債評価の新しい試み」、『住友信託銀行 Working Paper』No.16
- 6 清水正俊、山田哲生、1997、『スワップの価格はこうして決まる』、シグマベイズキャピタル
- 7 杉本浩一、福島良治、若林公子、2002、『スワップ取引のすべて』(社)金融財政事情研究会
- 8 関根勝弘、1996、『信用リスクへの挑戦』、(社)金融財政事情研究会
- 9 高橋豊治、2003、「スワップ・マーケット情報を用いた債券流通市場分析」、『郵貯資金研究』第 12 巻、p.77-96
- 10 東京マーケット・サマリー (ロイター)、2005、6 月 22 日
(<http://news.goo.ne.jp/news/reuters/keizai/20050622/JAPAN-180239.html?C=S>)
- 11 日本経済新聞社電子メディア局、2002、「JS Price (債券標準価格)」
- 12 日本証券業協会 HP (<http://www.jsda.or.jp/html/saiken/index1.html>)
- 13 藤崎達哉、2005、『Excel で学ぶデリバティブとブラック・ショールズ』、オーム社
- 14 ロイター・ジャパン HP、「イールドカーブの補間について (1)」、『やさしい金融エンジニアリング講座』
(<http://www.telerate.co.jp/market/lecture/interpolate/interpolate01.html>)
- 15 BBA HP、Historical BBA libor rate (<http://www.bba.org.uk/bba/jsp/polopoly.jsp?d=141&a=627>)
- 16 Bloomberg HP、マーケットデータ (<http://www.bloomberg.co.jp/markets/rates.html>)

金融政策、公的金融改革の動向と財政運営の安定性

上経 智大 学部 中 里 透

金融政策、公的金融改革の動向と財政運営の安定性

レジュメ

上智大学経済学部 中里 透*

本稿では、量的緩和政策の解除と公的金融改革をめぐる最近の議論の動向と、国債市場の状況に留意しつつ、財政運営の安定性について検討を行った。本稿の主な結論は以下の通りである。

- (1) 最近の財政状況を確認するために、1957 年から 99 年までのデータを利用して分析を行うと、財政のサステナビリティは確保されているものの、大規模な景気対策が実施された 98 年度以降、財政状況は一段と厳しくなっており、長期金利と経済成長率の動向によっては、財政危機が現実のものとなる可能性がある。
- (2) しかしながら、このような厳しい財政状況にもかかわらず、長期金利は依然として 1 % 台半ばで低位安定を保っている。90 年代以降の長期金利の低下は、潜在成長率と期待インフレ率の低下に見合った自然な動きであり、この間に生じた財政状況の悪化は、これまでのところ長期金利を上昇させる要因とはなっていない。
- (3) ゼロ金利政策導入後の金融政策の動向とこの間の長期金利の推移をみると、ゼロ金利政策導入後の 99 年央に長期金利の上昇がみられたり、解除後の 99 年末にかけて長期金利が低下する局面がみられるなど、長期金利は金融政策の運営と一定の関係を持ちながらも実体経済や物価の動向、景況感等により強い影響を受ける形で推移していることがわかる。
- (4) 財政運営の安定性に対する配慮から、長期金利の低位安定を目標として金融政策を運営することについては、長期金利のコントローラビリティの有無という問題に加えて、このような政策運営が財政規律の弛緩やインフレリスクに対する対応の遅れを予想させることを通じてむしろ長期金利の上昇につながる懸念がないかを十分考慮し、慎重な対応が必要である。
- (5) 2001 年に行われた財投改革によって、郵便貯金等への資金流入がそのまま公的金融の拡大につながるという問題はひとまず解消され、郵便貯金の残高自体についても 2000 年度以降漸減の傾向にある。郵政民営化をめぐる最近の議論においては、「官から民へ」の資金の流れを実現するために、預入限度額の引き下げを通じて郵貯の規模を縮小させるべきだとの指摘があるが、家計の資産選好を所与とすれば、郵便貯金の預入限度額が引き下げられても、それによって払い出された資金は預金に振り替わるだけで、民間金融機関の国債購入を通じて再び政府部門の資金不足のファイナンスに向けられる可能性が高い。
- (6) 経済全体のマネーフローにおいて公的部門のウェイトを低下させ、資金の流れを「官から民へ」変えていくためには、資金の出し手である郵貯・簡保だけでなく、資金の取り手である特殊法人等の改革を併せて進めていくことにより、国債等の発行額を減少させていくことが必要である。

* 上智大学経済学部助教授 nakaza-t@sophia.ac.jp

小泉内閣が進めてきた構造改革の中心的なテーマとして、現在、郵政民営化に引き続き、政府系金融機関の統合に向けた具体案の策定が予定されており、また、景況感の改善とデフレ脱却の見通しを背景に、日本銀行においては量的緩和政策の解除に向けた検討が進められているが、公的金融改革や金融政策の運営スタンスの変更にあたっては、上記の点に留意して、国債市況等への過度の配慮が財政規律の弛緩につながることをしないよう、政策運営の本来の趣旨を踏まえた適切な対応が必要と考えられる。

金融政策、公的金融改革の動向と財政運営の安定性

上智大学経済学部 中里 透

1. はじめに

緩やかな景気回復と金融システム不安の後退を背景として、最近、財政の健全化と金融の正常化をめぐる議論が活発に行われるようになった。97 年秋以降の金融システムの不安定化とそれに伴う景気の急速な落ち込みに対しては、財政・金融両面から臨時異例の措置がとられてきたが、定率減税の縮減・廃止や量的緩和政策の解除に向けた最近の動きは、日本経済がこれまでの「危機対応モード」から「平時モード」へ移行しつつあることを物語っている。このような変化は、家計や企業だけでなく政府にも、経済環境の変化に対する新たな対応を迫るものである。財政運営についていえば、経済成長率の低下とデフレを背景とした長期金利の低位安定という状況に大きな変化が生じ、このことが財政運営における大きな制約条件になることが予想される。そこで、本稿では、実体経済の改善と金融システムの安定化を背景とした経済環境の変化を踏まえながら、財政運営の安定性と金融政策の関係や公的金融改革の影響等について検討を行うこととしたい。

本稿の次節以降の構成は以下の通りである。第2節では国債の累増が続く中で財政のサステナビリティがどの程度確保されているのか（財政危機が生じるおそれはないか）について、データに基づく分析を行うとともに、財政状況の悪化が続く中で長期金利の低位安定と財政運営の安定性が確保されている理由について検討を行う。続いて、第3節では、ゼロ金利政策導入後の金融市場の動向を振り返り、長期金利（国債市況）と金融政策の関係について検討を行う。財政状況が悪化する中で現在まで財政運営の安定性が確保されてきたことについては、90年代の長期にわたる景気の停滞と物価の下落を背景として長期金利が速やかに低下し、これによって利払費がむしろ減少したことに加え、国債市場において公的金融が高い比重を占めていることが国債市況の安定化に寄与しているとの見方もある¹⁾。そこで、第4節では、財投改革と郵政民営化をめぐる議論を踏まえつつ、公的金融と財政運営の安定性について検討を行う。第5節で本稿の結論を要約する。

2. 財政のサステナビリティ

90年代に生じた税収の大幅な落ち込みと累次にわたる景気対策の結果、2005年度の普通国債残高が508兆円、政府長期債務残高が744兆円に達するなど厳しい財政状況が続く中で、財政のサステナビリティに対する懸念がさまざまな形で表明されている²⁾。しかしながら、その一方で、長期金利は1%台半ばで低位安定を保っており、この点からすると財政運営の安定性は依然として確保されていることになる。そこで、本節では、このいずれの見方が妥当であるかについて検討を行うことにする。

2.1 サステナビリティの検証

財政のサステナビリティ（持続可能性）は、政府の通時的な予算制約に係る no Ponzi game condition (N P G 条件)

¹⁾『資金循環統計』（日本銀行）をもとに国債と政府短期証券の保有者別内訳をみると、03年度の残高合計656.1兆円のうち、85.5%を金融機関が保有しており、金融機関保有分の内訳は、民間部門が39.0%、公的部門が46.5%（うち郵便貯金13.2%、簡易保険等8.2%）となっている。

²⁾ 普通国債と政府長期債務の残高は2005年度当初予算による05年度末見込みの計数である（借換債の前倒し発行分を除く）。

が満たされているか否かを調べることで検証が可能である。いま、政府の予算制約式を考えると、毎年度の予算においては、利払費込みの歳出が税収を上回る分が公債発行によって調達されることになるので、

$$B_{t+1} - B_t = G_t + rB_t - T_t \quad (2-1)$$

という関係が成立する。ここで、 T_t は t 期における税収、 G_t は利払費を除く政府支出（一般歳出）、 B_t は t 期首における公債残高であり、 r は利子率である。利子率は時間を通じて一定と仮定する。(2-1) の両辺を t 期の GDP (Y_t) で割ると、(2-1) は

$$b_{t+1} = g_t + (1 + r - n)b_t - t_t \quad (2-2)$$

と書き換えることができる。ここで、 $t_t = T_t / Y_t$ 、 $g_t = G_t / Y_t$ 、 $b_t = B_t / Y_t$ 、 n は経済成長率であり、近似的に $(1 + r) / (1 + n) = 1 + r - n$ が成り立つことを利用している。将来時点に向かって b_{t+i} を繰り返し代入すると、

$$b_t = \sum_{i=1}^T (1 + r - n)^{-i} (t_{t+i-1} - g_{t+i-1}) + (1 + r - n)^{-T} b_{t+T} \quad (2-3)$$

が得られ、

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (1 + r - n)^{-T} b_{t+T} = 0 \quad (2-4)$$

が満たされることが財政のサステナビリティの条件（NPG条件）となる。

Hamilton and Flavin（1986）では、(2-2) の定差方程式の一般解が、

$$b_t = \sum_{i=1}^T (1 + r - n)^{-i} (t_{t+i-1} - g_{t+i-1}) + \beta (1 + r - n)^t \quad (2-5)$$

と表されることを利用し、これをもとに (2-4) の成立を検証する。 $\beta > 0$ の場合、(2-5) の右辺第2項は時間が経過するにつれて指数的に増加していくので、この場合には公債残高が累積的に増加していくこととなる。したがって、財政のサステナビリティが満たされるためには $\beta = 0$ となることが必要であり、実際のデータをもとに推定を行って、この条件が満たされるか否かを検定することでサステナビリティの検定が可能である³⁾。

この手続きに従い、国の一般会計歳入・歳出と地方純計歳入・歳出を統合した会計を対象に、1957年度から99年度までのデータ（年次・決算ベース）を利用して推定を行った結果が図表1に示されている⁴⁾。ここでは、90年代に実施された景気対策の結果、財政状況がどのように変化してきたかをみるために、推定期間の終期を93年度から99年度まで1年ずつずらしてそれぞれ推定を行っている（始期は57年度に固定）。財政のサステナビリティは金利水準と経済成長率に依存するので、 $r - n$ について0.01から0.06まで6つのケースを設定して推定を行ったところ、96年度までの期間を対象とした場合（図表1の(1)～(4)）には、いずれのケースにおいても $\beta = 0$ という帰無仮説が5%有意水準で棄却されない。これに対し、97年度までを推定期間とした(5)では、 $r - n$ が0.05以上の場合に、また、98年度あるいは99年度までを推定期間とした(6)及び(7)では、 $r - n$ が0.04以上の場合に $\beta = 0$ という帰無仮説が5%有意水準で棄却される。この推定において財政のサステナビリティが満たされているか否かは、金利水準と経済成長率に依存し、これらの計数をどのように見込むかによって結論

³⁾ 具体的な検定方法については補論を参照のこと。

⁴⁾ 93SNAへの移行に伴い、長期にわたって遡及計算の行われている68SNAベースの国民所得統計が1999年度までしか利用できないため、対象期間は1999年度までとなっている。

は異なるが、97年度から99年度にかけての動向をみると $r - n$ は 0.02 ないし 0.03 程度であり、財政のサステナビリティはかろうじて満たされていると判断される。もっとも、図表 1 の推定結果からは、大規模な景気対策が実施された 98 年度以降、財政状況が一段と厳しくなったことが確認でき、金利と成長率の動向によっては、財政危機が現実のものとなる可能性があることが示唆される。

図表 1 財政のサステナビリティの検証

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	1957-93	1957-94	1957-95	1957-96	1957-97	1957-98	1957-99
$r - n = 0.01$	0.0142 (0.726)	0.0305 (0.435)	0.0291 (0.395)	0.0294 (0.387)	0.0376 (0.272)	0.0524 (0.172)	0.0610 (0.142)
$r - n = 0.02$	0.0083 (0.641)	0.0160 (0.336)	0.0149 (0.292)	0.0151 (0.276)	0.0197 (0.167)	0.0271 (0.096)	0.0304 (0.087)
$r - n = 0.03$	0.0058 (0.565)	0.0104 (0.256)	0.0094 (0.213)	0.0096 (0.193)	0.0125 (0.102)	0.0017 (0.053)	0.0187 (0.053)
$r - n = 0.04$	0.0043 (0.498)	0.0072 (0.194)	0.0063 (0.158)	0.0064 (0.136)	0.0083 (0.063)	0.0112 (0.030)	0.0120 (0.032)
$r - n = 0.05$	0.0032 (0.441)	0.0051 (0.146)	0.0043 (0.120)	0.0043 (0.099)	0.0055 (0.040)	0.0074 (0.018)	0.0078 (0.020)
$r - n = 0.06$	0.0023 (0.391)	0.0036 (0.109)	0.0030 (0.096)	0.0029 (0.075)	0.0036 (0.026)	0.0048 (0.011)	0.0051 (0.013)

(注 1) カッコ内は $\beta = 0$ という帰無仮説に係る p 値である。

(注 2) $r - n$ = 名目利子率 - 名目成長率 = 実質利子率 - 実質成長率

2.2 長期金利の低位安定と財政運営の安定性

90 年代以降、政府債務の累増が続く中にあっても財政運営が大きな支障をきたすことなく行われてきたことについては、この間長期金利がすみやかに低下し、債務の積み上がりが利払費の増加に結びつかなかったことがその理由のひとつとしてあげられる⁵⁾。90 年代に長期金利の低下がもたらされた理由としては、長期にわたる経済の停滞によって期待成長率が低下したことや緩やかな物価の下落が続いたことがあげられるが、経済の停滞に伴う物価の下落は税収との見合いで政府債務の実質的な負担を高め、財政状況を一段と厳しいものとする可能性もある。一方、景気が順調に回復し、デフレからの脱却が現実のものとして認識されるようになると、今度は長期金利が上昇に転じ、利払費（国債費）の増加が財政を逼迫させる要因になるとの懸念もある。

財政運営と長期金利の関係はいかなる経済環境においても注視すべきポイントであるが、政府債務の累増が生じている現在の状況のもとではとりわけ重要な意味をもっている。借換債を含めると、毎年度の国債発行額（市中消化分）が 100 兆円を超える現状では、長期金利の上昇が利払費の増加を通じて財政のサステナビリティに無視し

⁵⁾ 景気が後退局面入りした 1991 年 2 月の長期金利（10 年物利付国債最長期利回り・月末値）は 6.41%、直近の 2005 年 9 月の長期金利（10 年物利付国債新発債利回り・月末値）は 1.48% であり、91 年度と 03 年度の利払費はともに 11 兆円となっている。

得ない影響を与える可能性があるが、サステナビリティに対する懸念が今度は国債の需給環境に影響を与え、さらなる金利の上昇（国債価格の下落）をまねく可能性もあるからである⁶⁾。

最近の長期金利の動向をみると、2002 年以降低下がみられ、03 年 6 月に一時 0.4% 台まで低下した後、同年 8 月から 10 月にかけて急上昇する局面がみられるなど、一時的に変動が大きくなる局面があるものの、おおむね 1% 台半ばで推移しており、財政状況の悪化にもかかわらず長期金利は依然として低位安定を保っている。このように長期金利の低位安定が維持されていることについては、以下に示すように、近年の経済環境を反映した自然な動きと見ることも可能である。まず、実体経済面については、Hayashi and Prescott (2002) が指摘するように 90 年代に潜在成長率の下方屈折が生じたとすれば、それに伴って実質金利も低下した可能性がある⁷⁾。また、90 年代後半以降、緩やかながらデフレ（持続的な物価下落）が進行したことから、それに伴って期待インフレ率も低下したものと考えられる。これらの点からすると、90 年代入り後の長期金利の趨勢的な低下は経済のファンダメンタルズを相当程度反映したものとみることができる。

90 年代に生じた財政状況の悪化は、一般論としては長期金利を上昇させる方向に作用したはずであるが、これまでに行われた実証分析からは、財政赤字の拡大が長期金利の上昇につながったという証拠は見出せない。たとえば、中里・副島・柴田・粕谷 (2003) は 1971 年から 2000 年までの期間について、実体経済や物価の動向を表す基礎的な変数（実質経済成長率・インフレ率・（累積）経常収支・名目実効為替レート）と財政政策・金融政策のスタンスを表す変数（（構造的）財政収支・政府債務残高・短期金利）をもとに長期金利の決定要因を分析した場合に、財政要因が長期金利の水準に対して有意な説明力をもたないことを示している。また、加藤 (2003) は、1983 年から 2002 年までの期間を対象に、5 変数（名目税収・財政支出・実質 GDP・物価・名目金利）からなる構造 VAR モデルをもとに分析を行い、財政支出の変更と増減税のいずれも長期金利に有意な影響をもたらさないことを示している。

このように、財政赤字の拡大がただちに長期金利の上昇に結びつかない状況としては、リカード＝バローの等価定理（中立命題）が成立しているケースを考えることができる。等価定理が成立しているもとでは、減税によって財政赤字が拡大しても、それに伴う国債発行は民間貯蓄の増加分によってファイナンスされるため、実質金利は一定にとどまることになる。もちろん、最近の日本について等価定理が完全に成立している状況にあるとはいえず、また、財政赤字の拡大の相当程度は財政支出の拡大によって生じたものであることを踏まえれば、等価定理のみによって長期金利の低位安定を説明することはできないが、ひとつの可能性として留意しておくことは必要であろう。実質金利の面から最近の財政赤字と長期金利の関係を説明するもうひとつの試みとしては渡辺・岩村 (2002) があげられる。渡辺・岩村 (2002) によれば、財政赤字が拡大している場合であっても、経済全体に生じたマイナスのショックに比して財政運営のスタンスがなお抑制的である場合には、（将来の税収によって担保された）国債が他の資産に比べて有利な資産運用手段になるため、国債に対する需要が増加して債券価格が上昇（長期金利が下落）することになる。渡辺・岩村 (2002) において興味深いのは、名目金利が下限（ゼロ金利）に達しており、しかもその状態が将来も続く予想される場合には、現在財と国債の裁定取引の結果、現在財の価格が下落することを通じてショックに対する調整が行われるため、長期金利の低下とデフレがともに進行している近年の状況を整合的に説明できることである。

財政赤字の拡大が長期金利の上昇に結びつく経路としては、リスクプレミアムの上昇を通じる経路も考えられ

⁶⁾ 2005 年度の国債発行予定額（市中消化分）は 119.8 兆円となっている。

⁷⁾ 日本銀行 (2003) の推計によれば、80 年代に 4% 前後であった潜在成長率は 90 年代入り後低下し、最近では 1% 程度となっている。また、小田・村永 (2003) の推計によれば 90 年代以降自然利子率が低下傾向にある。

る。90年代に行われた累次にわたる景気対策の結果、GDPの1.5倍を超える政府債務の累増が生じたことは、財政赤字のサステナビリティに対する懸念を生じさせ、リスクプレミアムの上昇を通じて長期金利の上昇をもたらす可能性がある。また、99年以降、民間金融機関が債券投資を積極化させた結果、全国銀行ベースでみた国債保有残高が約106兆円に達するなど、民間金融機関の国債保有が大幅に増加したため、長期金利に影響を与える可能性のあるショックに対して債券市場が敏感に反応する状況が生じている。98年末から99年初にかけての“運用部ショック”や03年央の“VaRショック”は、国債市場の需給要因から長期金利が急上昇する可能性があることを示唆するものである。もっとも、現時点において長期金利が1%台半ばの水準で推移していることからわかるように、国債市場の需給懸念からくる長期金利の上昇は一時的なものにとどまっており、市場がショックを吸収すると金利の水準は再び長期的な趨勢に回帰してくる傾向がみられる。このことから判断する限り、国債の大量発行に伴う価格変動リスクに対する懸念は市場関係者に共有されているものの、財政破綻に伴うデフォルトリスクについてはまだ現実のものとして認識されるに至っていないものと考えられる。

3. 金融政策と長期金利

第2節でみたように、政府債務残高が対GDP比で1.5倍の水準に達する中であって、なお対GDP比で5%近いプライマリー赤字が生じている現状においては、金利の上昇が財政運営の安定性に大きな影響を与える可能性がある。こうした中で、利払費の急増を回避し、財政運営の安定性を確保するという観点から長期金利の低位安定の維持が要請され、このことが金融政策の自由度を制約する要因となる可能性があるのではないかと指摘もみられる。金融政策が長期金利に対してどの程度影響を及ぼすことができるのかについては議論の余地があるが、2年債と5年債の発行シェアが市中発行額全体の4割近くに達する現状においては、中期ゾーンの金利動向に対する金融政策の影響も軽視することができない状況となっており、量的緩和政策の解除に向けた検討においても長期金利の動向を注視することが必要な状況となっている⁸⁾。そこで、本節では、最近の金融政策の動向を振り返りながら、金融政策と長期金利の関係について検討を行うこととする。

3.1 運用部ショックとゼロ金利政策の導入

98年末から99年初にかけて生じた、いわゆる“運用部ショック”は、近年の財政運営と金融政策あるいは公的金融の関係を考えるうえで象徴的な出来事である。資金運用部が国債の買入れを停止するのではないかと観測に端を発した長期金利の上昇は、宮澤大蔵大臣（当時）と速水日本銀行総裁（当時）が金利の上昇を容認する発言をしたことも手伝ってさらに加速し、10年物国債の利回りは1%台半ばの水準から99年2月には一時2%台半ばまで上昇した⁹⁾。このため、資金運用部において国債の買入れ継続が決定されるとともに、日本銀行に対して長期国債の買い切りオペの増額を求める圧力が強まった¹⁰⁾。こうした中で国債市況の安定化にも配慮する形で採られたのがいわゆるゼロ金利政策である¹¹⁾。ゼロ金利政策は、直接的にはコール市場においてオーバーナイト物金利をゼロ近傍へ低下させるよう金融調節を行うものであるが、それと同時に「デフレ懸念の払拭が展望できるような

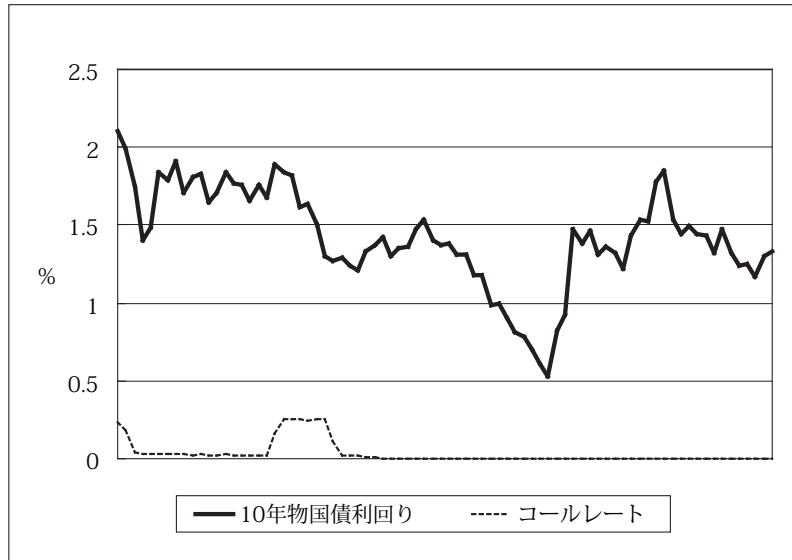
⁸⁾ 2年債・5年債のシェアの増加に加え、短期国債（TB）の発行額も市中発行額全体の25%に達している。

⁹⁾ 資金運用部による国債買入れが1999年1月以降停止されるのではないかと観測について、98年12月22日に宮澤大蔵大臣が「大したことではない」とコメントしたことや同日、速水日銀総裁が「日銀が国債を50兆円も保有しているのは自然な姿ではない」と発言したことを受けて国債需給に対する懸念が広がり、98年末から99年初にかけて長期金利が1%台半ばから2%台半ばまで急上昇した。

¹⁰⁾ この間の経緯については軽部（2004）を参照のこと。

情勢」に至るまでの間、ゼロ金利政策を継続することをアナウンスすることにより、長期金利の低位安定を図ることを企図した政策であった。ゼロ金利政策の導入後、コールレートはおおむね 0.02 ～ 0.03% の水準で推移し、長期金利は 99 年 2 月の 1.9% 台から同年 4 月～5 月にかけて 1.4% 台に低下した後、ゼロ金利政策が解除された 2000 年 8 月までの間、1.6 ～ 1.9% のレンジで推移した（図表 2 参照）。

図表 2 長短金利の推移



3.2 ゼロ金利政策の解除

景気の回復傾向が明確になり、需要の弱さに起因する物価低下圧力が大きく後退したことの判断から、00 年 8 月にゼロ金利政策が解除され、これをうけてコールレートの誘導目標がゼロ金利政策導入前と同じ 0.25% に引き上げられた^{1 2)}。長期金利は 00 年 8 月には 1.8% 台であったが、その後低下を続け、量的緩和政策が導入された 01 年 3 月には 1.2% 台まで低下した（前掲図表 2 参照）。

3.3 量的緩和政策の導入

2000 年末以降、景気回復のテンポが鈍化し、需要の弱さを反映した物価低下圧力が強まる懸念があるとの判断から、01 年 3 月に量的緩和政策が導入された。量的緩和政策は、金融調節の操作目標を従来の金利（コールレート）から量（日銀当座預金残高）に変更するものであり、当座預金残高目標は導入時の 5 兆円程度から現在の 30 ～ 35 兆円程度まで段階的に引き上げられてきた^{1 3)} ^{1 4)}。この間、コールレートは次第に低下し、01 年末以降、おおむね 0.001 ～ 0.002% の水準で推移してきた。一方、長期金利は、01 年中はほぼ 1.2 ～ 1.3% のレンジで推移し、02 年 2 月に一時 1.5% 台をつけた後、低下に転じて 03 年 5 月には 0.5% 台となった。その後、長期金利は急上昇して同年 8 月に 1.4% 台となり、以後多少の変動を伴いながらもほぼ 1% 台半ばの水準で推移している（前掲図表 2 参照）。

^{1 1)} 99 年 2 月の金融政策決定会合では、一段の金融緩和措置として「より潤沢な資金供給を行い、無担保コールレート（オーバーナイト物）を、できるだけ低めに推移するよう促す。その際、短期金融市場に混乱の生じないよう、その機能の維持に十分配慮しつつ、当初 0.15% 前後を目指し、その後市場の状況を踏まえながら、徐々に一層の低下を促す」とこととされた。

^{1 2)} 00 年 8 月の金融政策決定会合では「無担保コールレート（オーバーナイト物）を、平均的にみて 0.25% 前後で推移するよう促す」とこととされた。

3.4 量的緩和政策の解除に向けた検討

緩やかながらも持続的な景気回復の流れをうけて、このところ量的緩和政策の解除に向けた議論が活発に行われている¹⁵⁾。量的緩和政策の解除の方法についてはさまざまな議論があるが、一般的なイメージは、まず日銀当座預金を現在の30～35兆円程度から所要準備に見合う6兆円程度まで数度にわたって減額するとともに、一定の時期に金融調節の操作目標を当座預金残高からコールレートに変更し、ゼロ金利政策の段階を経た上で伝統的な金融政策に復帰するというものである。デフレ懸念が払拭され、物価が緩やかな上昇に転じた段階では、金融政策の機動的な運営を確保するために、金利を操作目標とする通常の金融政策に移行することが自然な姿ではあるが、このような政策変更が長期金利の上昇をもたらす、財政運営の安定性を損ねるのではないかと懸念から、量的緩和の解除については慎重な対応が必要との見解もある。

この点についてのひとつの判断材料として、ゼロ金利政策導入後の金融政策の運営とこの間の長期金利の推移をみると、ゼロ金利政策導入後の99年央に長期金利の上昇がみられたり、解除後の99年末にかけて長期金利が低下する局面などがみられるなど、長期金利は金融政策の運営と一定の関係を持ちながらも実体経済や物価の動向、景況感等により強い影響を受ける形で推移していることがわかる。

こうしたもとで、財政運営の安定性に対する配慮から、長期金利の低位安定を目標として金融政策を運営することについては、長期金利のコントロラビリティの有無という問題に加えて、このような政策運営が財政規律の弛緩やインフレリスクに対する対応の遅れを予想させることを通じて、むしろ長期金利の上昇につながる懸念がないかという点を十分考慮し、慎重な対応が必要と考えられる。

4. 公的金融と財政運営の安定性

90年代には、郵便貯金への資金流入（いわゆる郵貯シフト）と民間金融機関の貸出の減少が進む中で、累次にわたる景気対策の実施によって国債発行の増加と財政投融资の拡大が生じたことから、経済全体のマネーフローにおいて公的部門のウェイトが高まりをみせた。最近時点においては郵便貯金の残高が漸減し、財政投融资の規模が縮小に向かうなど、マネーフローの状況に一部変化がみられるものの、資金仲介における公的部門のウェイトが依然として高いことから、「官から民へ」資金の流れを変えることを目的として郵貯・簡保の民営化や政府系金融機関の統合をめぐる具体的な検討が行われている¹⁶⁾。本節では、これらの点を踏まえて、公的金融と財政運営の安定性の関係について検討を行うこととする。

4.1 財投改革

近年、「官から民へ」資金の流れを変えるために公的金融の改革が必要との議論が活発に行われているが、このような主張がなされる場合には、時として財投改革が行われる以前のスキームを念頭においたような議論がなされることがある。そこで、以下ではまず、財投改革によって公的な資金の流れが制度上どのように変化したのかを整

¹³⁾ 2001年3月の金融政策決定会合では、「金融市場調節に当たり、主たる操作目標を、これまでの無担保コールレート（オーバーナイト物）から、日本銀行当座預金残高に変更」し、「新しい金融市場調節方式は、消費者物価指数（全国、除く生鮮食品）の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上となるまで、継続する」とされた。また、03年10月の金融政策決定会合において、量的緩和政策の解除についての3条件が示され、コミットメントの明確化が図られた。

¹⁴⁾ 長期国債の買い切りオペについては、買入れ額が量的緩和政策導入時の月額4千億円から4次にわたって引き上げられ、現在は月額1兆2千億円となっている。

¹⁵⁾ 内閣府の景気基準日付によると、景気は2002年1月を底として拡大を続けている。

¹⁶⁾ 郵政民営化関連法案については第163回国会に再提出され、可決成立した。

理しておくことにしよう。

改革前の財政投融资制度においては、郵貯資金や年金資金は資金運用部への預託が義務づけられ、資金の運用に制約が課される一方、預託金利は、7年以上の預託については10年物国債のクーポンレートに0.2%の上乗せをした水準に設定されるなど、安定的な運用が可能になっていた¹⁷⁾¹⁸⁾。このため、民間金融機関の預金との比較において、郵便貯金への預入が有利になる局面では、郵便貯金への資金シフトが生じ、しかも流入した資金は、資金運用部への預託を通じて財投対象機関（特殊法人等）への投融资や国債・地方債の購入に充てられたため、財政投融资制度の存在が経済全体の資金配分を非効率なものとしているのではないかとの指摘が数多く見られた。

このため、財政投融资制度については2001年度に大幅な改革が行われ、郵貯資金、年金資金については資金運用部への預託義務が廃止され、全額自主運用への移行が図られるとともに、財政投融资の原資については、主に財政融資資金特別会計が発行する財投債（国債）と各財投対象機関が発行する財投機関債によって、金融市場を経由する形での調達が行われることとなった¹⁹⁾。このように、財政投融资の資金調達が金融市場を経由して行われるようになったことにより、郵便貯金への資金流入がそのまま公的金融の拡大につながるという問題はひとまず解消されることとなった。また、郵貯資金や年金資金の運用面においても、自主運用が可能になる一方で、従来のように資金運用部への預託によって比較的条件のよい安定的な運用先を確保することができなくなったことから、郵便貯金の金融商品としての優位性も従来に比べると小さなものとなった。

このような状況のもとで、90年代初頭に預入された大量の定額貯金が満期を迎えたことから、郵便貯金の残高は2000年度以降減少に転じ、00年度末の259.9兆円から04年度末の214.1兆円へと、この4年間で50兆円超の減少がみられた。

4.2 郵政民営化と「官から民へ」の資金の流れ

このように、財政投融资改革によって郵便貯金と資金運用部の間の直接的なリンクが遮断されたため、「郵便貯金があるために公的金融の肥大化が生じる」という議論は妥当性を欠くものとなったが、現在でも財投改革以前のスキームを念頭においた誤解と思われる議論がなされることがある。そこで、以下では、このような議論が妥当性を欠いたものであるということについて確認しておくことにしよう。

郵政民営化をめぐる最近の議論の中では、郵便貯金の残高が大手都市銀行4行の資金量の合計に匹敵する規模であることを問題と考え、預入限度額の引き下げを通じて郵貯の規模を縮小させるべきだという指摘がある。しかしながら、以下に示すように、資金の出し手である家計の資産選好や資金の取り手である公的部門の状況を所与とすると、郵貯の限度額の引き下げという措置によって「官から民へ」の資金の流れが大きく変化するとは考えにくい。

いま仮に郵貯の預入限度額の引き下げが行われて、限度額を超えた部分について強制的に払い出しが行われたとしよう。家計の資産選好を所与とすると、払い出された資金の相当程度は民間金融機関の預金に振り替わるものと予想されるが、民間金融機関が貸出を減少させる中で国債の保有を増加させてきた近年の状況を踏まえれば、郵便貯金から振り替わった資金の相当程度は民間金融機関を経由して再び政府部門の資金不足のファイナンスに向けられる可能性が高い。郵便貯金の預入限度額を超える部分を個人向け国債に振り替えるという提案もあるが、このよ

¹⁷⁾ 簡易保険の積立金についても、財投協力という形で事実上財政投融资計画に組み込まれていた。

¹⁸⁾ 7年未満の預託に対しては1月以上3月未満、3月以上1年未満、1年以上3年未満、3年以上5年未満、5年以上7年未満の期間区分毎にそれぞれ預託金利が設定されていた。

¹⁹⁾ 郵貯資金と年金資金については、財投改革に伴う経過措置として、2001年度以降7年間にわたり、資金運用部の既往貸付けを継続するために必要な財投債の引き受けが継続され、引受額は市中発行額の2分の1程度から漸次その割合を低下させることとされ、簡保資金についても、財政投融资計画の中でこれまで果たしてきた役割を踏まえ、相応の財投債を引き受けることとされている。

うな措置をとったとしても、従来、郵便貯金から資金運用部を経由して国債に向かっていた資金供給のチャネルが、資金運用部を経由せずに直接家計から政府への資金供給に振り替わるだけであり、これによって「官から民へ」の資金の流れが変化するとは考えにくい^{2 0)}。

つまり、最終的な資金の出し手である家計のリスク資産に対する選好に変化がなく、また、最終的な資金の取り手である公的部門の資金調達額が不変の場合には、仮に郵便貯金の残高を減少させても、その減少分は預金を受け入れた民間金融機関が国債保有を増加させたり、家計が個人向け国債を購入したりすることを通じて、結局のところ公的部門へ流れることになるのである。日本銀行(2005)は、2000 年頃から郵貯への資金流入が減少する一方で、民間金融機関が貸出を減少させる中で国債を中心に債券投資を増加させたことから、このところ「民から官へ」の資金の流れが増加したことを明らかにしており、この分析からも、他の条件に変化がなければ、郵政改革によって日本経済全体のマネーフローに大きな変化は生じないことが示唆される。

4. 3 歳出改革・特殊法人改革の重要性

このようにみえてくると、経済全体のマネーフローにおいて公的部門のウェイトを低下させ、資金の流れを「官から民へ」変えていくためには、資金の出し手である郵貯・簡保だけでなく、資金の取り手である特殊法人等の改革を併せて進めていくことによって、国債等の発行額を減少させていくことが必要だということになる。歳出改革については、2001 年 6 月に『骨太の方針（経済財政運営及び経済社会の構造改革に関する基本方針）』が決定され、これを受けて各年度の『基本方針（経済財政運営と構造改革に関する基本方針）』と『改革と展望（構造改革と経済財政の中期展望について）』が策定されて、これらをもとに歳出改革に向けた取り組みが進められている。また、特殊法人改革については、2001 年 12 月に閣議決定された『特殊法人等整理合理化計画』に基づき、05 年 10 月に道路関係四公団の民営化が実施され、07 年 4 月に住宅金融公庫の廃止と独立行政法人住宅金融支援機構の設立が予定されるなど、163 の特殊法人及び認可法人の事業と組織形態の見直しが進められている。

5. 結論

本稿では、量的緩和政策の解除と公的金融改革をめぐる最近の議論の動向と、国債市場の状況に留意しつつ、財政運営の安定性について検討を行った。本稿の主な結論は以下の通りである。

- (1) 最近の財政状況を確認するために、1957 年から 99 年までのデータを利用して分析を行うと、財政のサステナビリティは確保されているものの、大規模な景気対策が実施された 98 年度以降、財政状況は一段と厳しくなっており、長期金利と経済成長率の動向によっては、財政危機が現実のものとなる可能性がある。
- (2) しかしながら、このような厳しい財政状況にもかかわらず、長期金利は依然として 1 % 台半ばで低位安定を保っている。90 年代以降の長期金利の低下は、潜在成長率と期待インフレ率の低下に見合った自然な動きであり、この間に生じた財政状況の悪化は、これまでのところ長期金利を上昇させる要因とはなっていない。
- (3) ゼロ金利政策導入後の金融政策の動向とこの間の長期金利の推移をみると、ゼロ金利政策導入後の 99 年央に

^{2 0)} 2006 年 1 月に発行が予定されている新型個人向け国債は、償還期限 5 年・固定金利で、満期は異なるものの、現在の定額貯金とほぼ同様の商品性をもった金融商品となっている。

長期金利の上昇がみられたり、解除後の 99 年末にかけて長期金利が低下する局面がみられるなど、長期金利は金融政策の運営と一定の関係を持ちながらも実体経済や物価の動向、景況感等により強い影響を受ける形で推移していることがわかる。

(4) 財政運営の安定性に対する配慮から、長期金利の低位安定を目標として金融政策を運営することについては、長期金利のコントローラビリティの有無という問題に加えて、このような政策運営が財政規律の弛緩やインフレリスクに対する対応の遅れを予想させることを通じてむしろ長期金利の上昇につながる懸念がないかを十分考慮し、慎重な対応が必要である。

(5) 2001 年に行われた財投改革によって、郵便貯金等への資金流入がそのまま公的金融の拡大につながるという問題はひとまず解消され、郵便貯金の残高自体についても 2000 年度以降漸減の傾向にある。郵政民営化をめぐる最近の議論においては、「官から民へ」の資金の流れを実現するために、預入限度額の引き下げを通じて郵貯の規模を縮小させるべきだとの指摘があるが、家計の資産選好を所与とすれば、郵便貯金の預入限度額が引き下げられても、それによって払い出された資金は預金に振り替わるだけで、民間金融機関の国債購入を通じて再び政府部門の資金不足のファイナンスに向けられる可能性が高い。

(6) 経済全体のマネーフローにおいて公的部門のウェイトを低下させ、資金の流れを「官から民へ」変えていくためには、資金の出し手である郵貯・簡保だけでなく、資金の取り手である特殊法人等の改革を併せて進めていくことにより、国債等の発行額を減少させていくことが必要である。

小泉内閣が進めてきた構造改革の中心的なテーマとして、現在、郵政民営化に引き続き、政府系金融機関の統合に向けた具体案の策定が予定されており、また、景況感の改善とデフレ脱却の見通しを背景に、日本銀行においては量的緩和政策の解除に向けた検討が進められているが、公的金融改革や金融政策の運営スタンスの変更にあたっては、上記の点に留意して、国債市況等への過度の配慮が財政規律の弛緩につながることをしないよう、政策運営の本来の趣旨を踏まえた適切な対応が必要と考えられる。

補論：財政のサステナビリティの検証

財政のサステナビリティ（持続可能性）は、政府の通時的な予算制約に係る no Ponzi game condition（N P G 条件）が満たされているか否かを調べることで検証が可能である。

いま、 t 期における政府の予算制約式は、

$$T_t + B_{t+1} = G_t + (1+r)B_t \quad (\text{A} - 1)$$

と書くことができる。ここで、 T_t は t 期における税収、 G_t は利払費を除く政府支出（一般歳出）、 B_t は t 期首における公債残高であり、 r は時間を通じて一定の金利である。

(A - 1) の両辺を t 期の GDP (Y_t) で割ると、(A - 1) は

$$t_t + b_{t+1} = g_t + (1+r-n)b_t \quad (\text{A} - 2)$$

と書き直すことができる。ここで、 $t_t = T_t / Y_t$ 、 $g_t = G_t / Y_t$ 、 $b_t = B_t / Y_t$ 、 n は経済成長率であり、近似的に

$(1+r)/(1+n) = 1+r-n$ が成り立つことを利用している。将来時点に向かって b_{t+i} を繰り返し代入すると、

$$b_t = \sum_{i=1}^T (1+r-n)^{-i} (t_{t+i-1} - g_{t+i-1}) + (1+r-n)^{-T} b_{t+T} \quad (\text{A} - 3)$$

が得られ、

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (1+r-n)^{-T} b_{t+T} = 0 \quad (\text{A} - 4)$$

が満たされることが財政のサステナビリティの条件（NPG条件）となる。

Hamilton and Flavin（1986）では、（A-2）の定差方程式の非定常解が、

$$b_t = \sum_{i=1}^T (1+r-n)^{-i} (t_{t+i-1} - g_{t+i-1}) + \beta (1+r-n)^t \quad (\text{A} - 5)$$

と表されることを利用し、これをもとに（A-4）の条件が満たされるか否かを検証する。（A-5）において $\beta = 0$ が満たされれば、（A-4）の条件が満たされ、したがって、財政赤字は持続可能ということになる。

t 期首において、（A-5）の右辺に現れる t_{t+i-1} と g_{t+i-1} は確率変数なので、実際には（A-5）は、

$$b_t = E \left[\sum_{i=1}^T (1+r-n)^{-i} s_{t+i-1} \middle| \Omega_t \right] + \beta (1+r-n)^t \quad (\text{A} - 6)$$

と表される。ここで、 $s_t = t_t - g_t$ であり、 Ω_t は t 期首において利用可能な情報の集合である。一般に政府の予算編成に係る意思決定が増分（漸変）主義的であることを踏まえ、将来の税収と一般歳出の流列（の予想）が Ω_t に含まれる過去の税収、一般歳出及び公債残高によって記述できるものと仮定すると、（A-6）は、

$$b_t = \alpha + \beta (1+r-n)^t + \gamma_1 b_{t-1} + \cdots + \gamma_p b_{t-p} + \delta_1 s_{t-1} + \cdots + \delta_p s_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{A} - 7)$$

と書きかえることができる。したがって、（A-7）を推定し、 $\beta = 0$ という帰無仮説が満たされるか否かを検証すれば、財政赤字が持続可能であるか否かを確認することができる。

参 考 文 献

- 小田信之・村永淳（2003）「自然利子率について：理論整理と計測」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 03-J-5，日本銀行.
- 加藤 涼（2003）「財政政策乗数の日米比較：構造 V A R と制度的要因を併用したアプローチ」日本銀行国際局ワーキングペーパーシリーズ 03-J-4，日本銀行国際局.
- 軽部謙介（2004）『ドキュメントゼロ金利』岩波書店.
- 中里 透・副島 豊・柴田（中川）裕希子・粕谷宗久（2003）「財政のサステナビリティと長期金利の動向」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 03-J-7，日本銀行.
- 日本銀行（2003）「G D P ギャップと潜在成長率」『日本銀行調査月報』2月号.
- 日本銀行（2005）「資金循環統計からみた 1980 年代以降のわが国の金融構造」『日本銀行調査季報』2005 年春号.
- 渡辺 努・岩村 充（2002）「ゼロ金利制約下の物価調整」『フィナンシャル・レビュー』第 64 号，財務省財務総合政策研究所，110－139.
- Hamilton, James and Marjorie Flavin（1986）“On the Limitations of Government Borrowing:A Framework for Empirical Testing” , American Economic Review 76, 808-816.
- Hayashi,Fumio and Edward Prescott（2002）“The 1990s in Japan: A Lost Decade” , Review of Economic Dynamics 5, 206-223.

郵便貯金と国債市場

純 田 代
大学 学部
経済 学

郵便貯金と国債市場

レジュメ

駒澤大学経済学部 代田 純

1 はじめに

本稿は郵便貯金と国債市場について、検討するものである。

2 財政投融资の改革

2001 年度（平成 13 年度）から財政投融资制度は改革された。改革前には、郵便貯金と公的（厚生、国民）年金は全額を資金運用部に預託することを義務づけられていた。もっとも、部分的には「自主運用」が開始されていたが、郵便貯金から運用部への預託は平成 10 年度で 11 兆 4,000 億円に達していた。また公的年金からの預託も同じく 6 兆円に達していた。国民は貯蓄を民間銀行預金や有価証券投資などと比較したうえで、郵便貯金を選択するわけだが、地方では郵便局しか金融機関がない地域もあり、その資金吸収力は絶大である。また公的年金についても、事業所は厚生年金への加入が義務であり、国民年金についても 20 歳以上は学生も含み強制加入であるから、その資金が全額運用部預託ということは非常に大きな意義を有していた。しかし 2001 年度からの改革により、自主運用となった。

3 国債発行市場の変貌

平成 17 年度の国債発行予定額は 169 兆 5,051 億円とされる。発行根拠法別に内訳を見ると、新規財源債が 34 兆 3,900 億円（建設国債が 6 兆 1,800 億円、特例国債が 28 兆 2,100 億円）、借換え債が 103 兆 8,151 億円、財投債（財政融資特別会計債）が 31 兆 3,000 億円となっている。

このうち公的部門発行方式は、郵貯窓販、日銀乗換、財投債経過措置、財政融資資金乗換からなっている。郵貯窓販は、平成 17 年度に 2.8 兆円が予定され、昭和 63 年度（1988 年度）から開始された。2 年・5 年・10 年固定利付き国債のほか、個人向け国債も郵便局で販売されている。なお、利付き国債の郵貯販売において、応募額が募集額に達しなかった場合には、日本郵政公社が取得することとなっている。

財投債経過措置分は、平成 13 年度の財投改革により、郵貯と年金による資金運用部への全額預託を廃止したので、財政投融资が主として財投債で資金をまかなうこととなり、その財投債を当面（7 年間）、郵貯と年金で引き受けるというものである。この財投債経過措置分による発行も 17 年度で 19 兆円となっており、日銀乗換と並び大きな消化（借換え）先となっている。

財政融資資金乗換は、借換え債を財政融資資金が引き受けるものである。財政融資資金が保有する国債を対象として買入消却が実施されており、そのための借換え債を財政融資資金が引き受けている。

わが国国債発行市場はシ団方式から入札方式へと、いわば市場原理に乗った発行方式へ転換してきたが、他方で公的部門が発行市場においても大きな役割を果たしており、異なる側面を併せ持っている。

郵便貯金の国債保有であるが、公的部門のなかでも、近年一段と保有シェアを上げている。平成 11 年度末には 28 兆 4,630 億円で保有シェアは 7.8%であったが、16 年度末には 105 兆 44 億円で 16.3%となっている。郵便

貯金による財政融資資金への預託金は平成 14 年度には、郵貯資産構成で 62%（177 兆 3,200 億円）であり、有価証券は 31.5%（90 兆 1,071 億円）であった。しかし財政融資資金への預託期間は 7 年間とされており、満了時に順次返済される。したがって郵便貯金としては預託金が返済され、その受け皿の運用として国債が増加した。このため 15 年度には預託金は 156 兆 954 億円（構成比 55.6%）へ減少し、有価証券は 109 兆 1,605 億円（同 38.9%）に増加した。1 年間で預託金が 20 兆円減少し、償還された分をそのまま国債に振り向けたことになる。こうした傾向は 16 年度も継続し、同じく預託金は 117 兆 6,119 億円（44.4%）に減少し、有価証券は 132 兆 5,461 億円（50%）に増加した。なかでも国債は 112 兆 6,279 億円（42.5%）に増加した。財政融資資金を経由していない点が異なるものの、実質的に郵貯から資金が政府部門へ流れていることには変化がない。

4 郵便貯金の資産運用と国債

郵便貯金は郵貯金利を支払い、従来は資金運用部に全額を預託し、預託金利を受け取ってきた。したがって金融機関としての郵貯の収益性は、利鞘＝財投預託金利－郵貯金利によって基本的に規定される。郵便貯金は大きく、流動性貯金と定期性貯金から成っている。

流動性貯金は通常貯金であるが、それは 10 円以上 1 円単位で預け入れ可能な、出し入れ自由の貯金である。

郵便貯金の主力は定額貯金である。定額貯金は預け入れ後 6 ケ月経てば、いつでも払い戻しができ、最長 10 年まで預けられる半年複利の貯金で、預け入れ時の利率が払い戻し時まで適用される特徴がある。また定額貯金は 1,000 円以上 1,000 円単位で預け入れ可能である。定額貯金は、預け入れから半年経てば、出し入れ自由という「流動性」、さらに預け入れ時の利率が最長 10 年継続するという「高利回り」が同時に備わった金融商品であった。

「郵貯（定額 3 年以上）金利と運用部預託金利の利鞘」を見ると、おおむね 1.6 ～ 1.8 ポイントの範囲で推移しているが、平成 10 年の 10 月から 11 月にかけては 0.9 ポイント程度まで落ち込んでいる。運用部預託金利は新規発行国債の表面利率に 0.2 ポイント上乗せされた水準に決められており、国債市況が好調で表面利率が同年 10 月に 1% を下回り、そのため運用部預託金利が 1.1%（前月の 9 月には 1.7% であり急低下）に低下した。しかし郵貯の金利は急速には低下しない。郵貯金利は 9 月の 0.25% から 10 月に 0.2% へ低下したにとどまる。結果的に郵貯金利と運用部預託金利の利鞘は一挙に縮小し、郵貯ならびに郵貯特別会計（一般勘定）の収益は悪化した。郵貯サイドからすれば、運用部への預託義務を廃止し、自主運用の要望が強まることとなる。

郵貯の資産構成を見ると、第一に、すでに指摘したが、郵貯からの財政融資資金預託金は大きく減少している。13 年度には 153 兆 9,930 億円あったが、16 年度には 79 兆 2,700 億円まで減少した。第二に、対照的に自主運用が増加してきた。自主運用額は 13 年度の 86 兆 1,284 億円から、16 年度には 134 兆 7,545 億円に増加し、郵貯資産における構成比率も 36% から 63% に上昇した。第三に、自主運用額のなかでも有価証券が著しく増加した。有価証券は 13 年度には 72 兆 1,676 億円であったが、16 年度には 126 兆 5,403 億円に増加し、資産における構成比率も 30% から 59% に増加した。第四に、有価証券のなかでも国債が増加した。国債は 13 年度に 52 兆 6,878 億円で、全資産における構成比率も 22% であったが、16 年度には 126 兆 5,403 億円で、同じく 59% へ上昇した。簡潔に要約すれば、郵便貯金の残高が減少し、郵貯の資産残高も減少傾向にあるが、財政融資預託金が償還され、その償還分がほとんど国債に振り替わったと言える。

最後に有価証券の期間構成を見ておきたい。第一に、国債が有価証券のなかでもやはり中心である。有価証券残高は 16 年度末でも約 134 兆円であるが、国債は約 113 兆円であり、84% にも達している。第二に、16 年度末で国債の残存期間別構成を見ると、5 年超の長期的な国債の合計は 32.8 兆円になり、国債残高の 29% に達している。15 年度末で同比率は 28% であったから、1 ポイントながら長期的な国債の比率が上昇している。簡保の

場合、「7年超」と「10年超」の合計は11年度には14.4兆円で保有国債残高の66%を占めていたが、15年度には21.7兆円で42.2%に低下した。郵貯について、「7年超」は16年度末で22.8兆円で、保有国債の20.3%となっており、簡保に比較して、長期（7年超）債の比重は低くなっている。第三に、地方債は残高約9兆円、有価証券のなかで7%（16年度末）を占めるにとどまる。16年度末で都道府県別に見て残高が高いものは、千葉4,300億円、埼玉3,700億円、神奈川7,800億円、東京1兆2,000億円、愛知9,500億円、大阪1兆2,000億円、兵庫7,800億円、広島3,600億円、福岡5,700億円（以上、全て概数）である。格付けを見ると、千葉、埼玉などはダブルAプラスとなっているが、大阪、兵庫などはダブルAマイナスとなっており、債券投資の安全性に格差がある。

以上のように、郵貯の国債保有は簡保に比較して、長期国債の比重は低く、金利上昇時の評価損の発生リスクは小さいように見られる。しかし、保有する長期国債の絶対額がやはり郵貯のほうが大きい。したがって金利上昇時の予想評価損はやはり郵貯で大きいと見られる。また、郵便貯金という負債の期間構成が定額中心で10年という長期に対し、資産である国債の残存期間が7年以下ということは、ALM（資産・負債の管理）の観点からは大きな問題であろう。

5 まとめに代えて

郵貯の保有国債の期間構成をみると、短期の比率が簡保などに比べて高くなっており、長期債保有リスクは小さいと言える。しかし郵貯の資金規模は簡保より大きく、資金規模からも金利上昇時の評価損は大きくなると推定される。また資産と負債の期間対応にはミス・マッチも生じている。運用面で一段のリスク管理が求められている。

郵便貯金と国債市場

駒澤大学経済学部 代田 純

1 はじめに

従来の金融論の教科書において、財政投融资の役割としては、以下の諸点が指摘されている。第一に、市場メカニズムになじまない政策分野、民間に任せておいては提供されないサービスを財政投融资によって提供することである。道路などは外部効果があり、民間は融資を躊躇する、とされる。第二に、市場金利に基づく融資では採算に乗らないが、国民経済的に必要な対象に財政投融资で低利の融資をすることである。第三に、政府系金融が融資することで、信用リスクが軽減され、民間金融機関が協調融資に参加しやすくなることである。第四に、民間では融資できない、10年を超える、超長期の融資を財政投融资が担うことである。以上の諸点から、財政投融资など公的金融は、民間では実施できない外部効果の高いプロジェクトを対象とすべし、と位置づけられる¹⁾。

こうした財政投融资の位置づけは、他の公的金融研究でも共通している。例えば、「市場の欠陥」として、公共財(非排除性、非競合性を有し、市場では供給されない)、外部効果(外部不経済の発生のように、ある経済主体の活動が他の経済主体に市場経由ではなく影響すること)、費用逡減産業(平均費用低下に伴う自然独占の成立、対策としての公的規制や公共部門による供給)が指摘される。そして、こうした市場の欠陥が、公的金融の根拠と位置づけられる²⁾。しかし、欧米など国際的に見ても、日本の公的金融の規模はすばぬけて大きく、「市場の欠陥」では説明しきれない。

これらに対し、龍昇吉氏は、財投を「金融的に資金を調達し、これを公共目的のため投融资を行う国家の金融活動」と定義する³⁾。龍は、戦後日本の財政運営方式は一般会計と財投の相互依存関係が大きな特徴であるとし、一般会計の負担は財投に転嫁され、全体として財政活動の規模が押し上げられた、とする。龍による研究の重要な論点として、第一に、龍は早くから資金運用部資金による国債保有の問題性を指摘してきた。運用部による国債引受が財投原資の圧迫要因となり、財投規模を圧縮させる要因となってきた、とした。さらに国債市場の支持要因であると同時に、圧迫要因となる可能性を指摘した⁴⁾。第二に、公的金融の金利体系が内包する問題を指摘してきた。公的金融の金利体系は、公的金融の入口としての郵貯金利、中間としての運用部預託・貸付金利、出口としての公的金融機関貸付金利である。郵貯金利は民間預金金利との競争から一定の水準が必要であるし、公的金融機関の貸付金利は民間より低いことが求められ、結果として公的金融全体の利鞘は縮小する。さらに逆鞘になれば、財政による補填が必要となる⁵⁾。

宮脇淳氏は財政投融资を、「経済成長のための偉大な牽引システム」とであると同時に、「日本財政のやりくりシステム」ととらえる。そして「国の財政の硬直化・疲弊化による財政の歪みを飲み込み、税負担先送りと歳出拡大を両立させる日本財政のやりくりシステムの役割を果たしてきた。それと同時に、中央集権型の行政を展開するための隠れた財源となってきたのである。この意味で、戦後の日本財政・行政を根底で支えてきたのは、郵便貯金・年

¹⁾ 吉野直行、高月昭年編、『入門・金融』、有斐閣、149ページ、2003年(改訂2版)。

²⁾ 内堀節夫、『公的金融論』、白桃書房、12ページ、1999年。本書は財政投融资の原資たる、郵貯、簡保、公的年金が国家の信用を背景に集められた資金であり、有償性、受動性、公共性、弾力性を特質として指摘している。

³⁾ 龍昇吉、『現代日本の財政投融资』、東洋経済新報社、昭和63年、21ページ。

⁴⁾ 同上、44ページ。

⁵⁾ 同上、120ページ。

金資金等を財源とした財政投融资であるといっても過言ではない。」としている⁶⁾。

同氏の研究では、財政投融资計画では国債保有は計画外短期運用であったこと、財政投融资の財政化についても指摘されている。財政投融资の財政化とは、①財政の潤滑油機能（国債や地方債の引き受け等を通じ、国家財政・地方財政の長期・短期両面での資金繰りを支える機能）⁷⁾、②財政需要の代替（一般財政の債務返済・赤字補填等に対する財政投融资資金の供給）を意味する。同氏が指摘した「財政の潤滑油」機能は、平成 16 年度でも財政融資資金の国債保有額が約 50 兆円（保有者別比率としては 8.1%）、また郵便貯金も 97 兆円（同 15.6%）に達することで示されるように、その後一段と拡大してきた。また「財政需要の代替」機能についても、旧国鉄関連に見られるような一般会計の債務返済繰延、各種特別会計への赤字補填といった形態で拡大している。平成 15 年度で、公債を除く、借入金是一般会計で 3 兆 6,149 億円（うち旧国鉄で 2 兆 8,548 億円）、特別会計で 56 兆 9,907 億円（交付税特別会計で 48.5 兆円、国立学校、国有林野の各特別会計で各 1 兆円以上）存続している⁸⁾。これらの公債以外の借入金は、一部を除き、財政融資資金からの借入である。

2 財政投融资の改革

2001 年度（平成 13 年度）から財政投融资制度は改革された。改革前には、郵便貯金と公的（厚生、国民）年金は全額を資金運用部に預託することを義務づけられていた。もっとも、部分的には「自主運用」が開始されていたが、郵便貯金から運用部への預託は平成 10 年度で 11 兆 4,000 億円に達していた。また公的年金からの預託も同じく 6 兆円に達していた。国民は貯蓄を民間銀行預金や有価証券投資などと比較したうえで、郵便貯金を選択するわけだが、地方では郵便局しか金融機関がない地域もあり、その資金吸収力は絶大である。また公的年金についても、事業所は厚生年金への加入が義務であり、国民年金についても 20 歳以上は学生も含み強制加入であるから、その資金が全額運用部預託ということは非常に大きな意義を有していた。

また郵便局が実質的に営業する簡易保険についても、財投協力という形式ながら、財政投融资への資金預託がなされてきた。国民からすれば、民間生命保険への加入との比較検討のうえで、簡易保険に加入するが、民間生命保険に比べて簡易保険の保険料が割安であり、また加入の手続き的にも簡易保険は簡単であった。このため簡易保険にも巨額の資金が流入してきたが、平成 10 年度で 7 兆 1,000 億円が財政投融资に預託されている。

このほか、政府関係機関等が政府保証を得て発行する政府保証債が平成 10 年度で 2 兆 5,000 億円発行されている。また旧輸銀・開銀からの納付金等を中心とする産業投資特別会計には 635 億円が流入している。以上の資金運用部資金（郵貯、年金等）、簡保、産業投資特別会計、政府保証債が財政投融资の主要な原資であった。財投原資は有償性、受動性という特質を持ってきた。利払いが必要であるが、財投からすれば、結果として受け入れるからである。

財政投融资の金利体系は、入口（郵貯金利、年金予定利率等）、中間（資金運用部の預託金利と貸出金利）、出口（政府系金融機関貸出金利）から成ってきた。本来、公的金融という性格からして、出口金利としての政府系金融機関貸出金利が民間銀行貸出金利よりも低いことが求められる。しかし他方で、郵貯金利等が民間銀行預金金利よりも低ければ、資金が集まらなくなる。このため、本来的に財政投融资制度は入口の有償性（付利）と出口の社会性（政策金融としての低金利）が矛盾する性格を有している。この意味でも、中間金利である、資金運用部預託金利と貸

⁶⁾ 宮脇淳、『財政投融资の改革』、東洋経済新報社、1995 年、16 ページ。

⁷⁾ 同書、147 ページ。

⁸⁾ 会計検査院、15 年度決算検査報告の概要、16 年 11 月 19 日。

出金利の役割は大きい。

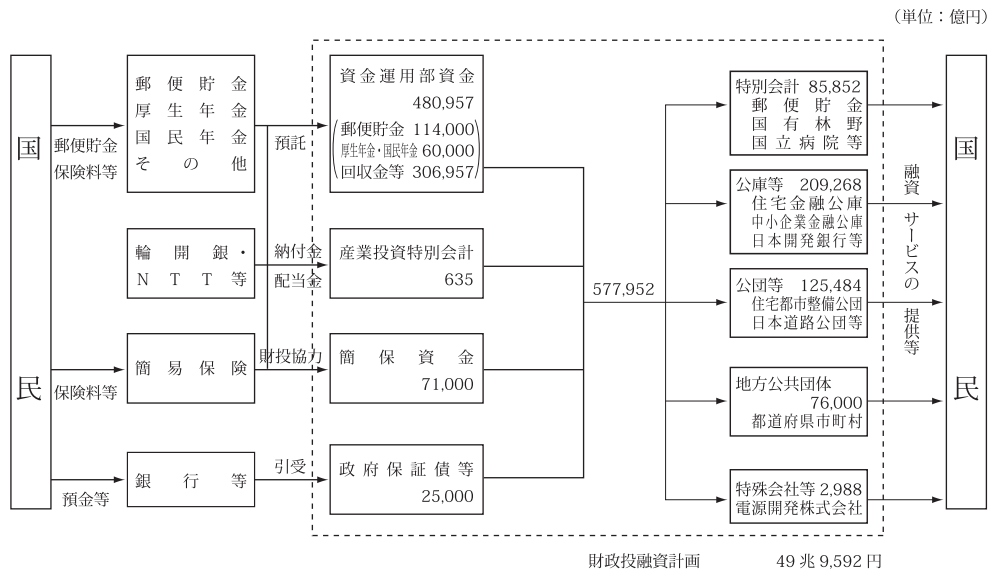
資金運用部預託金利と貸出金利は同水準にされてきた。では預託・貸出金利はいかに決定されてきたか。複数の見方があるが⁹⁾、近年（平成 11～12 年）は国債の表面利率に 0.2% 上乗せされた水準で預託金利（7 年以上）は推移してきた。1987 年までは資金運用部資金法による法定制で金利は決定されてきたが、87 年以降は国債金利等市場金利を考慮しつつ、政令委任とした。87 年当時、長期プライムレート等の低下のなかで、民間市場金利と財投金利が逆転する事態が背景にあった¹⁰⁾。

こうして国債の表面利率に 0.2% 上乗せした水準に、運用部資金の貸出金利は設定され、運用部から公庫や政府系金融機関に貸し出された。図表 1 では資金運用部資金 48 兆 957 億円、産業投資特別会計 635 億円、簡保資金 7 兆 1,000 億円、政府保証債等 2 兆 5,000 億円の合計は 57 兆 7,592 億円で、うち公庫・公団・地方公共団体・特別会計等に財政投融资計画として 49 兆 9,592 億円が貸し出されている（平成 10 年度）。財政投融资計画は長期運用が基本であり、49 兆 9,592 億円はこれを意味している。他方、長期運用とは別に計画外の短期運用と言われるものがあり、これが 57 兆円と 49 兆円の差額に匹敵する。そしてこの部分で運用部資金による国債保有等に振り向けられてきた。

⁹⁾ 預託金利の決定メカニズムについて、龍昇吉は、郵貯金利との連動を基本としつつ裁量的・人為的に決定されたとする。龍、前掲書、123 ページ。しかし、宮脇淳は、87 年度までは、資金運用部資金法で国債の表面利率以下に固定化されてきた、とする。87 年以降は国債の表面利率に連動する、とする。宮脇、前掲書、83 ページ。

¹⁰⁾ 『郵便貯金資金運用の概説』、平成 13 年版、（財）郵貯資金研究協会編、22 ページ。

図表 1
＜改革前の資金フロー＞



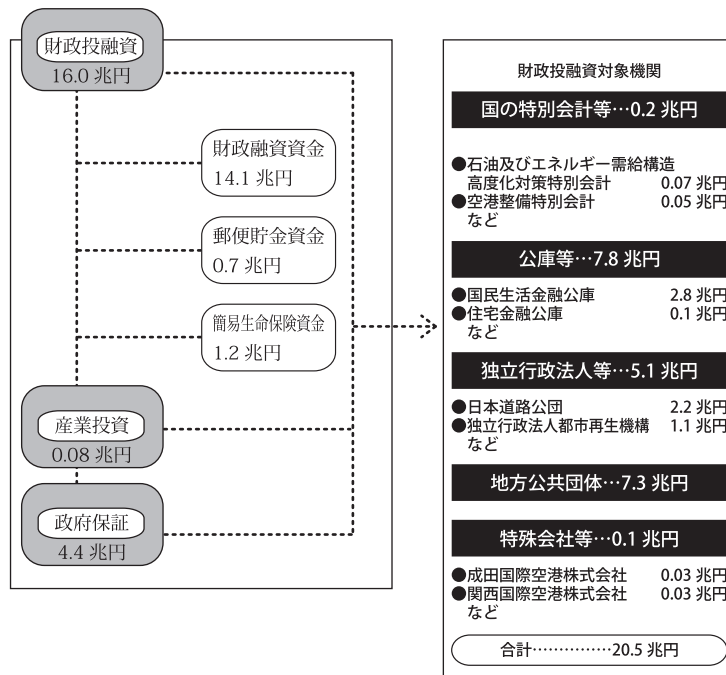
注1) 金額は、平成10年度財政投融資計画（当初計画）。

注2) 「回収金等」とは、財投機関への貸付金が回収されたもの、および外為特会の預託金、共済組合の預託金等である。

注3) 四捨五入のため、計算上不一致がある。

資料) 「平成10年度財政投融資資金計画」（大蔵省）等。

＜改革後の資金フロー＞



注) 郵便貯金資金と簡易生命保険資金は、地方債計画および財政投融資計画の枠内で、地方公共団体に対して例外的に直接融資を行っている。

出所) 『郵便貯金資金運用の概説 平成11年版』、財務省ホームページから作成。

財政投融资の改革以降、郵便貯金と公的年金の財政投融资（資金運用部）預託は廃止され、原則として自主運用とされた。資金運用部資金に代わり、財政融資が資金供給源となった。財政融資の中心は財政融資資金であり、平成 16 年度の計画ベースで 14.1 兆円の規模である。財政融資資金は財投債（正式には、財政融資資金特別会計国債）による資金調達と特別会計余裕金から構成されている。

しかし財投債は多様な問題点を内包している。第一には、国債と根本的には区別されず、国債発行計画に一括して計上されていることである。第二には、「経過措置」ということで、郵貯、年金、簡保が国債を引き受けていることである。平成 16 年度当初予算では、財投債の経過措置分は 29 兆 6,000 億円（当初予算ベース）と財投債発行額の 72%に達していた。これは実質的に郵貯、年金、簡保が財政投融资に依然として組み込まれ、国債の受け皿となっていることを意味している。第三には、財投債は明らかに国の債務であるが、実物資本形成との論理により、国債統計から除外されている。

財政融資資金のほか、郵便貯金と簡保から合計で 1.9 兆円の資金が預託され、財政融資は 16 兆円（16 年度計画ベース）となっている。このほか、改革後の財投原資として政府保証債の比重が高まっている。16 年度計画ベースでは、政府保証債は 4.4 兆円の予定であった。これはいわゆる財投機関債と別であり、公庫等が政府保証を得て発行している。一方、財投機関が政府保証なしに独自の信用力で発行する財投機関債が改革後に認められた。しかし財投機関債は順調に発行されてきたわけではない。財投機関債は発行する公庫・公団の財務内容の公開、格付け取得が必要とされており、当初は財投機関が発行に消極的であった^{1 1)}。

改革後の財政投融资の原資は財政融資、産業投資、政府保証から成る。これが財投機関に貸し出され、16 年度の計画ベースで 20.5 兆円になる。したがって改革前に比べ、財投の規模は縮小したか、に見える。しかし財投の規模に関しては、以前から多様な評価がある。龍昇吉氏は、一般会計との比較で財投の規模を評価する場合、財投による国債引受が財投計画には計上されておらず、財投計画に国債引受額を加えて評価を試みている。龍が昭和 62 年までを分析したところ、財投計画の対一般会計比は昭和 50 年の約 45%から同 60 年には 40%近くまで低下しているが、財投計画に国債引受を加えたもの（実質の財投規模）の対一般会計比は昭和 60 年にも 50%程度あった^{1 2)}。こうした観点から、平成 3 年から 11 年までの同じ指標を見たものが、図表 2 である。これによると、通常の財投計画の対一般会計比は最も高い平成 7 年でも 68%であるが、財投計画に国債引受を加えると、やはり数ポイントは上回り、平成 10 年には 80%に達していた。図表 2 から、平成 7 年から同 10 年にかけて、資金運用部による国債引受が拡張されたことがわかる。平成 7 年に新規財源債だけの発行額で戦後初めて 20 兆円を超えており、村山内閣から橋本内閣、そして小渕内閣にかけて、財政再建が指向されつつも、国債発行による財政拡大が継続していた。そして国債の引き受け先として、財投と資金運用部が動員されたことがわかる。さらに財投改革後の比率を試算すると、平成 16 年度の当初・計画ベースで一般会計は 82 兆円であり、財投は 20 兆円であるから、財投の対一般会計比は 24%である。しかし、郵貯・簡保・年金など旧財投原資による「経過措置」による国債引受は、16 年度当初計画ベースでも 29 兆 6,000 億円であり、この金額を財投に加えると、実質財投の対一般会計比は 60%となる。結局、財投改革後でも本質はあまり変化していないことがわかる。

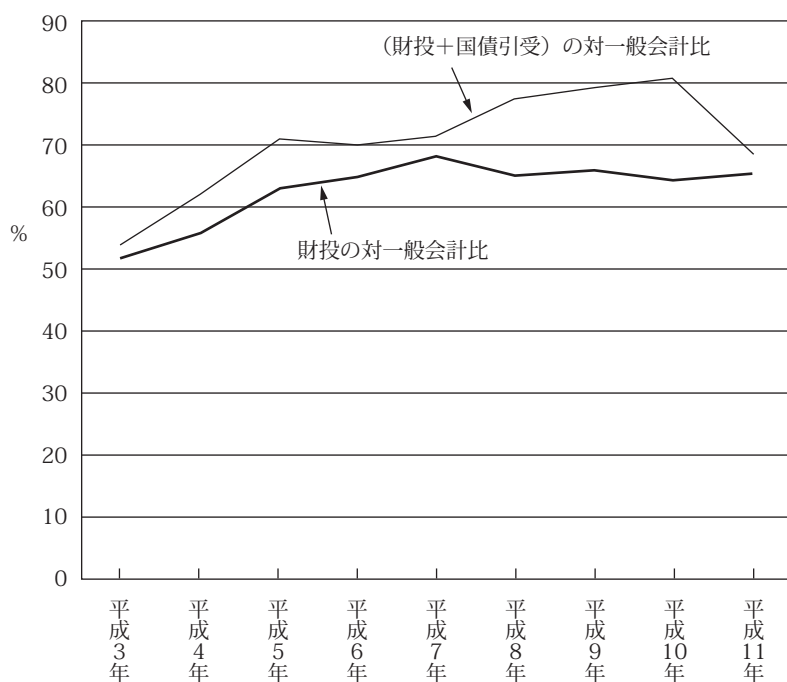
財投の出口にあたる政府系金融機関も、改革にかかわらず、従来からの問題が払拭されていない。第一には、いわゆる「使い残し」問題である。平成 11 年度（1999 年度）の財投計画額と投融资実行額との差額（使い残し額）は 8 兆 5,050 億円で、うち住宅金融公庫が 2 兆 5,291 億円を占めていた^{1 3)}。さらに平成 12 年度（2000 年度）の

^{1 1)} 朝日新聞、平成 13 年 3 月 15 日付、「財投機関債発行 特殊法人 及び腰」。

^{1 2)} 龍昇吉、前掲書、24 ページ。

^{1 3)} 朝日新聞、平成 12 年 7 月 28 日付、「8 兆 5 千億円使い残す」。

図表 2 財投の対一般会計比



出所) 財務省ホームページ等から作成。

使い残し額は9.4%増加し、9兆3,060億円となった。やはり住宅金融公庫の使い残し額が最大で、3兆8,000億円と計画ベースの36.7%が使い残しとなった。民間ローンへの借り換えによる繰上げ返済が最大の要因と言われる¹⁴⁾。14年度(2002年度)でも状況は変わらず、7兆2,600億円(13年度は8兆7,000億円)が使い残しで、住宅金融公庫は計画ベースの98%にあたる4兆8,700億円が使い残しとなった¹⁵⁾。

住宅金融公庫の使い残しは、民間銀行の住宅ローンとの競合が背景であることは明らかである。民間銀行は法人の貸出需要低迷とリテール重視、超低金利等を背景に、あいついで公庫よりも金利が低い住宅ローンを開始している。例えば、2003年6月の時点で、公庫の基準金利は2%であったが、東京三菱の新型住宅ローンは当初10年の金利が1.9%、11年目からは3.4%であった。さらに公庫の場合には、団体生命保険加入料が必要であるが、東京三菱など民間の場合は「込み」となっている¹⁶⁾。公庫はローン開始時点の金利が固定金利として返済が必要であり、低金利のなかで民間への借り換えによって公庫繰上げ返済が増加した。こうしたなか、住宅金融公庫の貸出残高(事業者向けを含む)を民間銀行の個人むけ住宅ローン残高が上回った¹⁷⁾。住宅金融公庫は2005年度末に廃止される予定であるが、財投の使い残しは政策投資銀行などでも発生しており、平成15年度でも3兆6,000億円に達している。こうした問題は民間銀行の「貸し渋り・貸し剥がし」問題のなかでゆゆしき事態であるが、他方国民生活金融公庫、中小企業金融公庫、住宅金融公庫では不良債権増加を一因として最近赤字に転落しており¹⁸⁾、「使い残し」問題は評価が難しい。

財投の出口における従来からの問題として、第二には政府系金融機関など特殊法人へ的高级官僚の天下り問題がある。ダム建設を実施する水資源開発公団は平成13年時点で常勤役員11人のうち10人が中央官庁からの天下

¹⁴⁾ 日本経済新聞、平成13年7月28日付、「使い残し9兆円」。

¹⁵⁾ 日本経済新聞、平成15年度7月31日付、「財投 使い残し7兆円」。

¹⁶⁾ 日本経済新聞、平成15年6月22日付、「徹底比較 長期固定住宅ローン」。

¹⁷⁾ 日本経済新聞、平成14年5月30日付、「住宅融資 民間が公庫抜く」。

¹⁸⁾ 日本経済新聞、平成17年8月13日付、「政府系金融が赤字転落」。

りであった^{1 9)}。天下り役員は高報酬や退職金で厚遇されると理解され、国民感情の問題として無視できない。近年、減少傾向にあらうが、平成 17 年現在でも政策投資銀行、国際協力銀行、国民生活金融公庫はいずれも大蔵次官経験者がトップを務めている。そしてこの問題と密接に関連するように、政府系金融機関の事業規模縮小は財投全体の規模縮小に比べ、遅れている^{2 0)}。これは官僚の天下りポスト確保に基づく抵抗や、「組織防衛」のため事業インセンティブが働くからであろう。

第三に、上記した公庫の赤字問題とも関連するが、政府系金融機関の調達・貸付の金利問題がある。財投から政府系金融機関への貸付金利（政府系金融機関にとっては調達金利）は、財投の預託・貸付金利として一律に決められているが、実際は貸付期間等によって多様な金利が適用されている。したがって、住宅ローンとして長期性資金を取り扱う住宅金融公庫への貸付金利と、比較的短期的な資金を取り扱う国民生活金融公庫への貸付金利は異なっている。このことは、図表 3 が示すように、各公庫によって調達金利が異なり、貸付金利も異なることとなる。結果として、公庫によって経営状態が異なり、2004 年度決算で 3,172 億円の最終利益をあげた公営企業金融公庫と、4,331 億円の最終赤字となった住宅金融公庫が並存することとなる。「使い残し」批判があるなかで、財投計画での割当額を維持しようとすれば、不良債権化する貸付先にも貸付を実行する必要性に迫られよう。もしくは民間銀行が貸し渋り傾向を強めるなかで、政府系金融機関が公共性を発揮した結果とも読み取れる。

図表 3 公的金融の金利体系 (%)

一般金利		金 利	
	公定歩合	0.1	
	郵貯定額貯金	0.06	
	利付き金融債（5 年物）	0.9	
	国債	1.8	
	長期プライム	1.8	
	財政融資	1.8	
公的金融の金利	公的金融機関	調達金利	貸出金利
	住宅金融公庫	1.1 ～ 1.8	1.5 ～ 3
	国民生活金融公庫	0.5 ～ 1	0.85 ～ 2.8
	中小企業金融公庫	0.5 ～ 1.1	0.85 ～ 2.9
	沖縄振興開発金融公庫	0.7 ～ 1.4	0.5 ～ 2.85
	農林漁業金融公庫	1.1 ～ 1.7	1 ～ 2.85
	日本政策投資銀行	1.4 ～ 1.7	2.32 ～ 2.77
	国債協力銀行	1.2 ～ 1.6	1.27 ～ 2.3

（出所）各種資料から筆者作成

3 国債発行市場の変貌

平成 17 年度の国債発行予定額は 169 兆 5,051 億円とされる^{2 1)}。発行根拠法別に内訳を見ると、新規財源債が 34 兆 3,900 億円（建設国債が 6 兆 1,800 億円、特例国債が 28 兆 2,100 億円）、借換え債が 103 兆 8,151 億円、財投債（財政融資特別会計債）が 31 兆 3,000 億円となっている。

この約 170 兆円にのぼる国債発行額自体が大変に問題である。わが国の一般政府ベースでの債務残高（財投債は除かれている）の対 GDP 比は平成 16 年時点でも 161.2%と、いわゆる先進国のなかでもずば抜けて高い水準にある。EU はユーロ導入にあたり、一般政府ベースの債務残高の対 GDP 比率を 60%以下とする目標を設定してきたが、この指標は通貨の信用に関わるからである^{2 2)}。現在、EU 加盟国のなかでも、この指標がかなり悪化

^{1 9)} 日本経済新聞、平成 13 年 11 月 24 日付、「天下り 高報酬くっきり」。

^{2 0)} 日本経済新聞、平成 17 年 3 月 18 日付、「政府系金融 縮小進まず」。

^{2 1)} 『日本国債ガイドブック 2005』、www.mof.go.jp、10 ページ。

しているイタリアですら、120%以下である^{2 3)}。したがってわが国の指標が国際的に見ると、極めて悪化していることがわかる^{2 4)}。にもかかわらず、国債発行額に歯止めがかからないのは、金融面から受け皿が存在するからである^{2 5)}。

現在の国債発行市場の仕組みに先立ち、1990 年代以降の国債発行市場における変化について簡略ではあるが、振り返っておこう。90 年代以降における主要な流れの第一は、シ団引受から入札制への移行である。もともと戦後国債発行が開始された 1966 年（昭和 41 年）1 月から 1987 年 10 月までは、全額がシ団引受で固定シェアによって引受られていた。国債発行の条件はシ団（幹事）と旧大蔵省の交渉によって決定されていた。したがって条件面で折り合わない場合、休債することもあった。しかし 1987 年 11 月から引受額入札が開始された。これは利回り等の発行条件を入札するのではなく、決定された発行条件の国債について、発行額の 20%を上限として、引受額を入札するものであった。さらに 89 年 4 月からは 10 年長期国債の 40%について価格入札方式が導入され、残りの 60%についても入札結果の平均価格が適用されるものであった^{2 6)}。この時外資系金融機関のシ団内シェアの引き上げがなされたように、入札制への移行にアメリカの要望、圧力があったことは間違いない。年を追って入札による発行額の比率は上昇し、2005 年現在で 90%に至っている。

図表 4 1990 年代以降における国債発行市場の変貌

1989 年 4 月	シ団 10 年債の部分的入札制（40%）導入
1990 年 10 月	シ団 10 年債の入札割合を 40%から 60%に拡大
1994 年 2 月	6 年債の公募入札開始
1998 年 4 月	中期国債の非競争入札開始
1999 年 4 月	T B 一年物の公募入札開始 外国法人が保有する T B、F B の償還差益の源泉徴収免除
1999 年 9 月	30 年債公募入札開始 非居住者等の利子非課税措置
2001 年 4 月	非居住者が保有する国債の利子非課税制度の適用対象拡充
2002 年 5 月	シ団の競争入札比率を 60%から 75%に引き上げ シ団引受手数料の引き下げ（63 銭から 39 銭に引き下げ）
2003 年 2 月	買入消却の入札開始
2003 年 5 月	シ団の競争入札比率を 75%から 80%に引き上げ
2004 年 5 月	シ団の競争入札比率を 80%から 85%に引き上げ シ団の引受手数料の引き下げ（39 銭から 23 銭に引き下げ）
2004 年 10 月	国債市場特別参加者制度（日本版プライマリー・ディーラー制）導入 第二非価格競争入札開始
2005 年 4 月	第一非価格競争入札開始 シ団の競争入札比率を 85%から 90%に引き上げ 非居住者の国債利子非課税の手続きを簡素化

（出所）財務省『戦後の国債管理政策の推移』、財務省ホームページ（<http://www.mof.go.jp>）から作成。

^{2 2)} 通貨の信用は中央銀行の負債・資産内容に裏づけられる。日本銀行の資産は主として、日本国債から構成されており、こうした意味で「円」の信用度は中央銀行と国債への信用度と深く関連している。こうした観点から、公信用と国家信用の関連が問われることになる。岩波一寛、「公信用論」、『現代財政学体系Ⅰ』、有斐閣。

^{2 3)} 『債務管理レポート 2004』、財務省理財局、107 ページ。

^{2 4)} 円の為替レートが、こうした債務残高水準にもかかわらず、1 ドル＝110 円近辺の水準を維持している背景として、外国人投資家による対日株式投資、中国人民元の影響が大きいと見られる。外国人投資家の対日株式投資については、拙著、『日本の株式市場と外国人投資家』、東洋経済新報社、2002 年を参照されたい。

^{2 5)} 平成以降で国債発行額が前年を下回った年は平成 3 年の海部内閣（蔵相橋本龍太郎）時だけである。他はすべて前年を上回っており、小渕、森内閣はもちろん、財政再建や財政改革に前向きであった橋本内閣、小泉内閣も例外ではない。

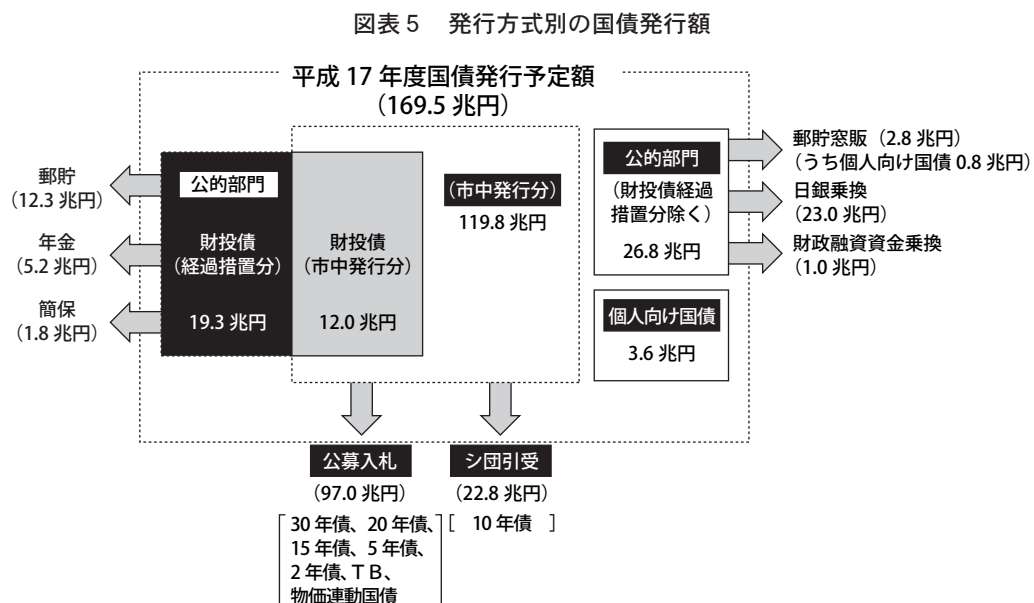
^{2 6)} 公社債引受協会、『公社債年鑑 平成元年』、6 ページ。

第二に、10 年長期国債だけではなく、短・中期国債や超長期国債など年限の多様化がはかられてきたことである。従来からの 6 ヶ月ものに加え、89 年 9 月からは 3 ヶ月もの T B（割引短期国債）が発行され、1992 年度には発行額において 9 兆円台になり、長期国債とほぼ肩を並べた。また 94 年からは 6 年債が公募により発行が開始された。6 年債など中期債の発行が開始されたことは、金利反転リスクに対し投資家が長期債よりもリスクが小さい中期債を好んだためと言われる²⁷⁾。

第三に、外国法人や非居住者の国債利子課税については軽減措置がとられてきた。これは、歴史的にはユーロ債市場で源泉徴収課税が廃止されたため、発行体からユーロ債市場が好まれ、それとのイコール・フットイングをはかるため、各国の国内市場でも開始された色彩が強い。しかし、今日の日本では国債保有構造において、海外投資家の比率が国際比較しても著しく低いと、海外投資家の日本国債保有を促進するため、課税軽減措置がとられている面もある。1999 年に非居住者が保有する国債の利子について非課税措置がとられた。さらに 1999 年から 2001 年にかけて、海外投資家への課税軽減措置が一層とられ、2005 年には手続きの簡略化がはかられた。

第四に、シ団引受から入札発行への移行と同時に、シ団引受手数料の引き下げが進んできた。1965 年に国債発行が始まった時、シ団引受手数料は 100 円あたり 50 銭であったが、1983 年 4 月には 100 円あたり 70 銭という水準まで引き上げられた。1986 年 4 月に引き下げられ、1986 年 4 月から 2002 年 5 月までは、100 円につき 63 銭という手数料（額面の 0.63%）であった。これは、10 年長期国債の発行額が 10 兆円としても、630 億円の手数料がシ団メンバーの銀行・証券にもたらされてきたことを意味する。このほか、割引国債（5 年）についてもシ団引受手数料が 100 円につき 90 銭あり（平成 10 年現在）、財務省が支払うシ団引受手数料は 1,000 億円超と推計されてきた。発行体である財務省からすれば、発行コストであるが、国民負担との批判もあり、引受手数料は低下してきた。

以上のような側面を軸として国債発行市場は 80 年代後半から今日に至るまで変化してきた。現在の発行方式別に国債発行額を見ると、図表 5 が示すように、大きく市中発行と公的部門発行に区分できる。まず市中発行は民間向けの発行だが、公募入札とシ団（引受シンジケート団）引受にわかれる。



出所) 財務省ホームページから作成。

公募入札とは、財務省が提示した発行条件（発行予定額、償還期限、表面利率等）に対して、入札参加者が、落札希望価格（利回りでも同じ）と落札希望額を入札し、その入札に基づいて発行価格と発行額を決定する方式である²⁷⁾。入札であり、価格が高い順に予定額に達するまで落札されるが、この場合、コンベンショナル方式とダッチ方式がある。コンベンショナル方式とは、落札者が自ら入札した価格がそのまま発行価格となる方式である。他方、ダッチ方式とは、落札者の入札価格にかかわらず、均一（入札平均）の発行価格とする方式である。

シ団引受方式は、現在（2005 年）では、10 年固定利付国債だけに採用されている方式で、財務省が国債の募集や引受を目的として組織されるシンジケート団（国債募集引受団）との間で、引受に関する一定の契約を締結し、この契約により発行される国債の発行予定額全額の発行を保証する方式である。ただし、かつてとは異なり、90 %分はシ団メンバーによる入札を実施し、10 %分は入札による平均価格でシ団内の固定シェアに基づき引受られている。90 %分の入札部分で、入札額が発行予定額に満たなかった場合でも、残額はシ団が分担して引き受けることになっている。シ団は信金、信組、農林系等を含む銀行の全業態、証券、生損保など 1211 もの金融機関（平成 17 年 4 月現在）から構成されている。シ団による入札は、完全な入札ではない。入札当日、財務省から表面利率、発行予定額等がシ団代表に伝えられ、シ団がこの条件を承諾したうえで、シ団メンバーにより応札される。以上の公募入札とシ団引受から市中発行は構成されている。

他方、公的部門発行方式は、郵貯窓販、日銀乗換、財投債経過措置、財政融資資金乗換からなっている。郵貯窓販は、平成 17 年度に 2.8 兆円が予定され、昭和 63 年度（1988 年度）から開始された。2 年・5 年・10 年固定利付き国債のほか、個人向け国債も郵便局で販売されている。なお、利付き国債の郵貯販売において、応募額が募集額に達しなかった場合には、日本郵政公社が取得することとなっている。

日銀乗換は、日本銀行が保有している国債が償還を迎える場合、その償還額の範囲内で日銀が借換え債を引き受けることをさす。財政法第五条は日銀による国債引受を禁じているが、この日銀乗換は例外として認められている。日銀は近年、長期国債の買い切りオペを量的緩和策の一環として大規模に実施しているが、オペの対象は期近債が中心となっている²⁹⁾。したがって日銀が保有する国債は、日銀乗換の対象として、借換え発行が認められている。これは逆に見れば、日銀が買い切りオペを発動すれば、ほぼ自動的に借換えの対象となり、償還の必要性がないことになる。この点は国債発行の歯止めとしては問題であろう。ただし、現在では短期国債中心となっている。日銀乗換は 17 年度には 23 兆円に達しており、規模的にも大きい。

財投債経過措置分は、平成 13 年度の財投改革により、郵貯と年金による資金運用部への全額預託を廃止したので、財政投融资が主として財投債で資金をまかなうこととなり、その財投債を当面（7 年間）、郵貯と年金で引き受けるというものである。この財投債経過措置分による発行も 17 年度で 19 兆円となっており、日銀乗換と並び大きな消化（借換え）先となっている。

財政融資資金乗換は、借換え債を財政融資資金が引き受けるものである。財政融資資金が保有する国債を対象として買入消却が実施されており、そのための借換え債を財政融資資金が引き受けている。

以上のように、わが国国債発行市場はシ団方式から入札方式へと、いわば市場原理に乗った発行方式へ転換してきたが、他方で公的部門が発行市場においても大きな役割を果たしており、異なる側面を併せ持っている。そこで国債保有構造から公的部門の位置を確認しておこう。

図表 6 はわが国国債保有構造を示している。わが国の国債保有構造の特質は、以下の諸点である。第一に、政

²⁷⁾ 同上、平成 6 年版、3 ページ。

²⁸⁾ 『日本国債ハンドブック 2005』、財務省。発行方法の説明は同書による。

²⁹⁾ 代田純、勝田佳裕、「国債オペに関する日本とイギリスの比較」、『証券経済研究』、第 50 号、2005 年 6 月。

府等（公的部門）の比重が極めて高い。諸外国（米、英、独、仏）の場合、政府部門の比重が最も高いアメリカでも 13.5%であるが、日本は実に 41.1%である。英独仏の EU 諸国ではいずれも 1%前後である。日本の政府等は、財政融資資金（旧資金運用部）、郵便貯金、簡易生命保険、公的年金である。第二に、財政融資資金であるが、11 年度末には 21.8%であったが、傾向的に低下し、16 年度末には 7.6%へ低下した。これについては複数の要因が考えられる。まず財政融資資金は平成 20 年度に償還される予定の（同 10 年度に発行された）国債を多く保有しているとされる³⁰⁾。このため財務省は財政融資資金が保有する国債を対象とした買入消却を実施している。20 年度に国債の償還が集中することを避けるため、償却している。結果として財政融資資金が保有する国債が減少することが考えられる。次いで、旧資金運用部は平成 12 年度から、保有国債を売り現先方式で入札によって売却している³¹⁾。1 回あたり 2～3,000 億円が入札によって売却されており、ひと月あたり 1 兆円前後が売却されている。財務省のホームページでは、落札された金額や利回りだけが公表されており、銘柄等は掲載されていない。現先による売却であり、3 ヶ月後に買い戻されるので、売却額が全て保有額の減少となるわけではないが、傾向としては減少する。またこの点に関わって問題視せざるをえないことは、財政融資資金（資金運用部）資金運用報告書で毎年、国債売買に関わって損失が計上されていることである。この国債による運用は計画外の短期運用であるが、平成 11 年度には 6,840 億円、12 年度には 4,823 億円、13 年度には 7,023 億円、14 年度には 4,838 億円、15 年度には 4,364 億円、16 年度には 3,237 億円が売却もしくは償却に伴う損失として計上されている³²⁾。財政融資資金は対市中売買（民間金融機関）とならび、日銀との間でも現先で債券売買しており³³⁾、これらの損失が対市中取引に起因するのか、対日銀取引に起因するのか、定かではない。しかし、いずれにせよ損失が発生し、それが時価ベースでの国債保有額低下となっている可能性がある。

図表 6 国債の所有者別内訳

所 有 者	平成 11 年度末		平成 12 年度末		平成 13 年度末		平成 14 年度末		平成 15 年度末		平成 16 年 12 月末	
		割合		割合		割合		割合		割合	(速報)	割合
政 府 等	1,467,114	40.0%	1,446,853	35.4%	1,920,467	40.9%	2,251,308	41.8%	2,337,243	41.0%	2,526,352	40.8%
うち財政融資資金(注)	798,979	21.8%	772,659	18.9%	709,136	15.1%	657,276	12.2%	535,046	9.4%	499,589	8.1%
郵 便 貯 金	284,630	7.8%	262,151	6.4%	541,214	11.5%	756,964	14.1%	843,893	14.8%	968,075	15.6%
簡 易 生 命 保 険	254,780	7.2%	295,439	7.2%	397,582	8.5%	506,051	9.4%	523,048	9.2%	526,288	8.5%
日 本 銀 行	435,451	11.9%	476,241	11.6%	700,495	14.9%	810,598	15.0%	854,699	15.0%	895,684	14.5%
市 中 金 融 機 関	1,323,733	36.1%	1,580,065	38.6%	1,539,186	32.8%	1,745,059	32.4%	1,956,205	34.3%	2,032,902	32.8%
う ち 国 内 銀 行	501,547	13.7%	637,724	15.6%	542,718	11.6%	627,415	11.6%	752,066	13.2%	766,563	12.4%
民間生命保険会社	205,911	5.6%	216,803	5.3%	240,582	5.1%	277,590	5.1%	283,840	5.0%	338,433	5.5%
民間損害保険会社	11,271	0.3%	12,668	0.3%	17,047	0.4%	26,835	0.5%	32,278	0.6%	37,683	0.6%
投 資 信 託	96,431	2.6%	119,960	2.9%	85,804	1.8%	89,383	1.7%	86,369	1.5%	66,082	1.1%
海 外	186,822	5.1%	244,941	6.0%	167,002	3.6%	182,799	3.4%	201,759	3.5%	269,160	4.3%
証 券 会 社	14,946	0.4%	71,552	1.7%	86,162	1.8%	116,517	2.2%	49,858	0.9%	132,157	2.1%
家 計	66,294	1.8%	101,398	2.5%	123,808	2.6%	126,825	2.4%	145,368	2.6%	197,583	3.2%
対家計民間非営利団体	71,513	2.0%	36,555	0.9%	55,994	1.2%	51,200	1.0%	60,634	1.1%	71,778	1.2%
非 金 融 法 人 企 業	4,475	0.1%	12,164	0.3%	1,316	0.3%	13,246	0.2%	7,209	0.1%	6,211	0.1%
合 計	3,666,779	100.0%	4,089,729	100.0%	4,692,054	100.0%	5,386,935	100.0%	5,699,344	100.0%	6,197,909	100.0%

注) 平成 12 年度末までは資金運用部。
出所) 日本銀行。

30) 『債務管理レポート 2004』、財務省、19 ページ。

31) 大蔵省、「資金運用部による国債売現先の実施について」、平成 12 年 3 月 15 日、財務省ホームページ。

32) 「財政融資資金（資金運用部資金）資金運用報告書」、各年版、財務省ホームページ。

33) 「日本銀行の対政府取引」として、日銀ホームページ上に、日銀と国債整理基金、財政融資資金との取引が公表されている。ただし、2004 年 4 月分以降である。

第三に、郵便貯金であるが、本稿との関連においても重要であるが、公的部門のなかでも、近年一段と保有シェアを上げている。平成 11 年度末には 28 兆 4,630 億円で保有シェアは 7.8%であったが、16 年度末には 105 兆 44 億円で 16.3%となっている。郵便貯金による財政融資資金への預託金は平成 14 年度には、郵貯資産構成で 62%（177 兆 3,200 億円）であり、有価証券は 31.5%（90 兆 1,071 億円）であった。しかし財政融資資金への預託期間は 7 年間とされており、満了時に順次返済される。したがって郵便貯金としては預託金が返済され、その受け皿の運用として国債が増加した。このため 15 年度には預託金は 156 兆 954 億円（構成比 55.6%）へ減少し、有価証券は 109 兆 1,605 億円（同 38.9%）に増加した。1 年間で預託金が 20 兆円減少し、償還された分をそのまま国債に振り向けたことになる。こうした傾向は 16 年度も継続し、同じく預託金は 117 兆 6,119 億円（同 44.4%）に減少し、有価証券は 132 兆 5,461 億円（同 50%）に増加した。なかでも国債は 112 兆 6,279 億円（同 42.5%）に増加した。財政融資資金を経由していない点が異なるものの、実質的に郵貯から資金が国債へ流れていることには変化がない。

第四に、簡易保険であるが、簡保による国債保有も 11 年度に 26.5 兆円（国債保有における 7.2%）であったが、16 年度には 54.4 兆円（同 8.5%）と増加している。基本的な背景は郵貯とほぼ同じ図式である。新契約の動向を見る限り、近年の簡保契約は低迷している。養老保険などの「（生命）保険」は新規契約件数で平成 12 年度に 576 万件に対し、16 年度には 350 万件と大幅に減少しており、また「年金保険」についても同じく 57.8 万件から 38.7 万件に減少した。金額ベースでも、ほぼ同様の動向である。したがって新規流入資金の増加が国債取得の要因となっているのではなく、やはり財投からの償還金が背景にある。平成 12 年度に簡保による財投での運用は 50 兆円以上あったが、16 年度には約 33 兆円に減少しており、その差額分約 17 兆円はほぼ国債取得に転換したと推定される。このほか、簡保による公庫公団向けを中心とした貸付も同時期に約 7 兆円減少しているが、これもほぼ全額が国債に転換したと推定される。簡保資産は 120 兆円でほぼ同時期に変化していないが、簡保資産構成が財投や貸付から国債を中心とした証券に大きくシフトした³⁴⁾。

第五に、公的年金であるが、もともとはさほど国債保有において高い比率を保持していたわけではないが、近年、比率を上昇させており、16 年度には 53 兆 6,790 億円と国債の 8.4%を保有している。公的年金の積立金は、財政融資資金に預託される部分と、年金資金運用基金に市場運用される部分から成っている。

2002 年度末に、年金資金運用基金は、厚生年金と国民年金の積立金 147 兆円のうち、31 兆 6,000 億円を市場運用（株式、債券等）していた。他方、147 兆円のうち、112 兆円は年金福祉事業団（年金資金運用基金の前身）経由で財政融資資金（旧資金運用部資金）に預託されていた。しかし、この預託金から平均して毎年度 20 兆円が償還される。この 20 兆円の償還分は、財投債引受や市場運用にあてられている。2002 年度末に年金資金運用基金の運用資産は 31 兆 6,000 億円であったが、うち 51.4%が国内債券で、このほか財投債を 19 兆円保有していた³⁵⁾。2003 年度から 2004 年度にかけて、財投預託分から各年度平均で約 20 兆円が償還されたため、2004 年度末の年金資金運用基金の資産残高は約 86 兆円（うち約 29 兆円は財投債）であった。同年度末で国内債券は 32 兆円で、財投債と合計で 61 兆円程度が債券として保有されている。2002 年度末で同基金の債券保有（財投債含む）は約 24 兆円であるから、やはり年金の場合も財投預託からの償還が国債保有に転換したことになる³⁶⁾。

第六に、日銀のシェアが高いことである。日銀は政府の銀行であるから、広義での政府等に含まれる。この日銀による国債保有も近年増加が目立っている。11 年度末には 43.5 兆円であったが、16 年度末には 92 兆円に達し

³⁴⁾ データについては、『簡易保険 2005』、日本郵政公社を参照。また拙稿、「簡易保険と証券投資：現状と将来像」、『経済学論集』、駒澤大学経済学部、第 37 巻第 1 号、2005 年 8 月も参照されたい。

³⁵⁾ 『年金情報』、投資格付情報センター、331～333 号、2003 年 8～9 月。

³⁶⁾ 『年金情報』、同センター、389～390 号、2005 年 7～8 月。

ている。これは日銀による買い切りオペを反映したものであろう。日銀はゼロ金利政策の延長で量的緩和政策をとり、日銀の当座預金残高を維持するため、大規模な買い切りオペを実施している。この買い切りオペにより日銀保有となった国債（その多くは期近債）は、すでに述べたように、日銀乗換の対象となる。したがって日銀保有の国債は積み上がっていく。すでに日銀の総資産額は膨張し、総資産に占める国債の比率は極めて高くなっている。

第七に、金融機関、特に銀行のシェアも高いことである。海外、特に英米の場合、信用創造機能を持つ銀行が、国債や株式などの有価証券を保有することは限定されている。イギリスの場合、銀行と住宅金融組合は合計でギルド国債の1%未満（2003年）を保有するに過ぎない³⁷⁾。しかるにわが国の場合、銀行だけで国債の11～15%を保有している。これは日銀が量的緩和政策で当座預金残高を膨張させており、銀行が資産拡大しやすくなっているなかで、貸出が伸び悩み、資産として国債が増加しているためである。本来、量的緩和政策は民間企業向け貸出の増加を期待したものであったが、結果的には貸出は伸びず、銀行による国債保有が増加した。これは民間企業（特に中小企業）で不良債権が多く発生しており、銀行がリスク回避傾向を強めたためと推定される。また地方では地価下落が止まらず、担保価値の下落が続き、銀行が貸出の回収（これは一般に「貸し剥がし」と呼ばれる）を進めたこともある。いずれにせよ銀行は企業向け貸出を縮小し、対照的に国債取得を増加させた。日銀が買いオペにより、結果的には国債の価格を支持しており、評価損が出にくいという要因もあろう。こうした事情を背景として、銀行の国債保有が増加した。

第八に、海外投資家や個人投資家など、諸外国の国債保有で高い比率を持つ投資家は、日本では低い。日本では国債保有における海外投資家の比率は3～4%であり、年によって変動があるものの、国際的には低い水準にある。他方、イギリスでは国債の保有において海外投資家は18%を占めている。日本では、すでに指摘したように、海外投資家の国債利子課税の源泉徴収について、非課税となるための手続きが煩雑であった。

以上、簡潔に表現すれば、わが国の国債保有構造は、公的な資金や銀行の保有シェアが高い半面、海外投資家や家計（個人）の比率が低いことを特徴としている。以下、本稿では公的な資金のなかでも、郵便貯金に焦点を絞って、その国債保有を分析する。

4 郵便貯金の資産運用と国債

郵便貯金は郵貯金利を支払い、従来は資金運用部に全額を預託し、預託金利を受け取ってきた。したがって金融機関としての郵貯の収益性は、利鞘＝財投預託金利－郵貯金利によって基本的に規定される。まず、近年の郵貯の貯金構成を見ておく。

郵便貯金は大きく、流動性貯金と定期性貯金から成っている。流動性貯金は通常貯金であるが、それは10円以上1円単位で預け入れ可能な、出し入れ自由の貯金である。図表7が示すように、平成11年度には31兆円で郵貯残高の14%であったが、同15年度には53.7兆円で31%を占めている。通常貯金の構成比率上昇には郵貯残高の減少が影響しているが、定額貯金の満期償還の後、通常貯金に預け換えする動きがあると推定される。

³⁷⁾『図説 イギリスの証券市場 2005年版』、(財)日本証券経済研究所、45ページ。

図表 7 郵便貯金残高構成

(単位：億円)

	平成 11 年度	平成 12 年度	平成 13 年度	平成 14 年度	平成 15 年度
流動性貯金					
通常貯金	310,521	407,662	480,372	510,639	537,507
定期性貯金					
積立貯金	6,313	5,774	5,308	4,763	4,050
在宅積立貯金	38	33	30	25	20
教育積立貯金	63	67	72	76	77
定額貯金	2,124,167	1,928,468	1,750,245	1,670,324	1,593,895
財形定額貯金	8,476	8,654	8,711	8,295	8,004
定期預金	150,124	148,678	148,680	138,342	130,269
(小計)	2,289,182	2,091,674	1,913,046	1,821,826	1,736,314

出所) 郵貯ホームページから作成。

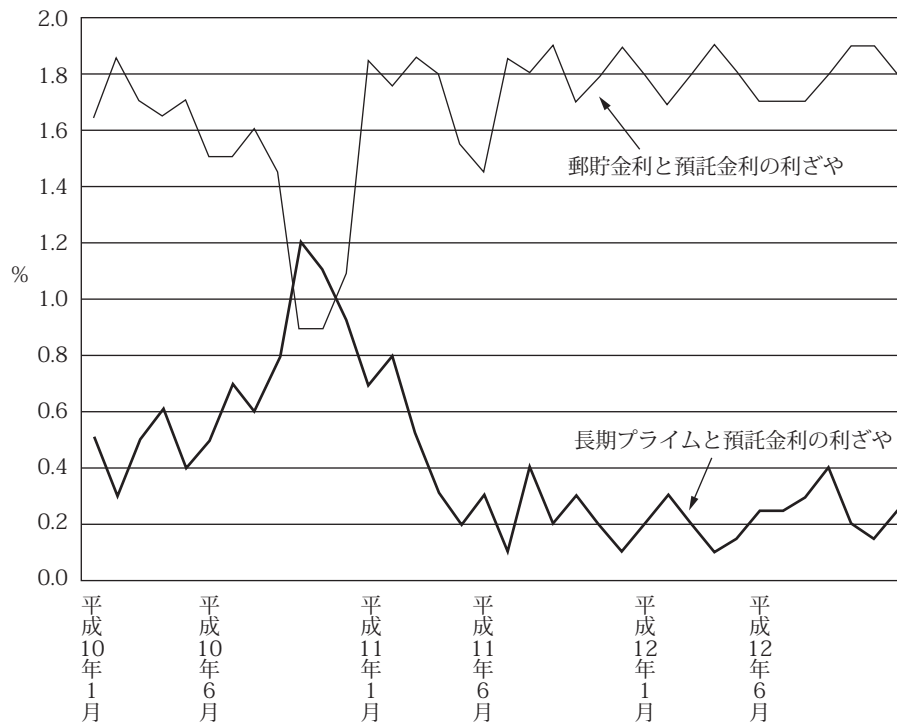
郵便貯金の主力は定額貯金である。定額貯金は預け入れ後 6 ヶ月経てば、いつでも払い戻しができ、最長 10 年まで預けられる半年複利の貯金で、預け入れ時の利率が払い戻し時まで適用される特徴がある。また定額貯金は 1,000 円以上 1,000 円単位で預け入れ可能である。定額貯金は、預け入れから半年経てば、出し入れ自由という「流動性」、さらに預け入れ時の利率が最長 10 年継続するという「高利回り」が同時に備わった金融商品であった。

定額貯金の金利は、平成 2 年 9 月に 6.33%、同 3 年 7 月にも 6 % という水準にあった。このため同 2 年度の郵貯預け入れ額は 164 兆円に達し、残高も同 3 年度末には前期比 14 % 増の 156 兆円となった。また同 11 年度まで郵貯残高は増加を続け、11 年度末には 260 兆円となった。郵貯残高は 1990 年代に好調に増加してきたと言える。ただし、郵貯残高の増加が郵貯の良好な経営状態を意味するわけではない。

郵便貯金特別会計は平成 12 年度まで一般勘定と金融自由化対策特別勘定に区分されてきた。このうち、郵貯資金の利子を支払い、資金運用部から預託金利子を受け取る一般勘定は平成 10 年度から 12 年度までの 3 年間赤字となり、運用利回りからコスト（利払いを含む）を差し引いた利鞘は 10 年度－ 0.25 %、11 年度－ 0.72 %、12 年度－ 0.52 % となった。郵貯の支払い利子に対し、資金運用部からの受け取り利子の減少が上回ったためであろう。以下、やや詳細にこの問題を分析する。

図表 8 の「郵貯（定額 3 年以上）金利と運用部預託金利の利鞘」を見ると、おおむね 1.6 ～ 1.8 ポイントの範囲で推移しているが、平成 10 年の 10 月から 11 月にかけては 0.9 ポイント程度まで落ち込んでいる。運用部預託金利は新規発行国債の表面利率に 0.2 ポイント上乗せされた水準に決められており、国債市況が好調で表面利率が同年 10 月に 1 % を下回り、そのため運用部預託金利が 1.1 %（前月の 9 月には 1.7 % であり急低下）に低下した。しかし郵貯の金利は急速には低下しない。郵貯金利は 9 月の 0.25 % から 10 月に 0.2 % へ低下したにとどまる。結果的に郵貯金利と運用部預託金利の利鞘は一挙に縮小し、郵貯ならびに郵貯特別会計（一般勘定）の収益は悪化した。郵貯サイドからすれば、運用部への預託義務を廃止し、自主運用の要望が強まることとなる。

図表 8 公的金融と利ざや



出所)『郵便貯金資金運用の概説』、(財)郵貯資金研究協会、平成13年版から作成。

郵貯の資産構成を図表9が示している。第一に、すでに指摘したが、郵貯からの財政融資資金預託金は大きく減少している。13年度には153兆9,930億円あったが、16年度には79兆2,700億円まで減少した。第二に、対照的に自主運用が増加してきた。自主運用額は13年度の86兆1,284億円から、16年度には134兆7,545億円に増加し、郵貯資産における構成比率も36%から63%に上昇した。第三に、自主運用額のなかでも有価証券が著しく増加した。有価証券は13年度には72兆1,676億円であったが、16年度には126兆5,403億円に増加し、資産における構成比率も30%から59%に増加した。第四に、有価証券のなかでも国債が増加した。国債は13年度に52兆6,878億円で、全資産における構成比率も22%であったが、16年度には126兆5,403億円で、同じく59%へ上昇した。簡潔に要約すれば、郵便貯金の残高が減少し、郵貯の資産残高も減少傾向にあるが、財政融資預託金が償還され、その償還分がほとんど国債に振り替わったと言える。

図表 9 郵便貯金資金の運用

	平成 13 年度	平成 14 年度	公社成立時	平成 15 年度	平成 16 年度
有価証券	721,676	901,100	918,131	1,058,964	1,265,403
国債	526,878	718,463	731,235	860,091	1,066,221
地方債	98,513	94,288	94,386	94,834	93,181
公庫公団債	25,204	28,761	28,661	38,370	46,306
社債等	32,675	28,841	29,883	30,656	28,555
外国債	37,406	30,746	33,966	35,011	31,139
貸付金	7,238	17,743	17,743	27,861	37,084
地方公共団体	225	11,362	11,362	20,411	29,472
預金者等	7,014	6,381	6,381	5,760	4,821
寄託金（指定単）	105,401	105,401			
預金等	26,969	16,669	16,609	22,195	11,178
自主運用計	861,284	1,040,913	1,032,396	1,146,782	1,347,545
財政融資資金預託金	1,539,930	1,293,700	1,293,700	1,127,200	792,700
合計	2,392,214	2,334,613	2,326,096	2,273,982	2,140,246

出所）郵貯ホームページ等から作成。

注）①公社成立以降は時価評価。

②預託金は金融自由化の借入金見合いを除く。

③平成 16 年度の「金銭の信託」は 3 兆 3,880 億円。

最後に図表 10 から有価証券の期間構成を見ておきたい。第一に、国債が有価証券のなかでもやはり中心である。有価証券残高は 16 年度末でも約 134 兆円であるが、国債は約 113 兆円であり、84%にも達している。第二に、16 年度末で国債の残存期間別構成を見ると、5 年超の長期的な国債の合計は 32.8 兆円になり、国債残高の 29%に達している。15 年度末で同比率は 28%であったから、1 ポイントながら長期的な国債の比率が上昇している。簡保の場合、「7 年超」と「10 年超」の合計は 11 年度には 14.4 兆円で保有国債残高の 66%を占めていたが、15 年度には 21.7 兆円で 42.2%に低下した³⁸⁾。郵貯について、「7 年超」は 16 年度末で 22.8 兆円で、保有国債の 20.3%となっており、簡保に比較して、長期（7 年超）債の比重は低くなっている。第三に、地方債は残高約 9 兆円、有価証券のなかで 7%（16 年度末）を占めるにとどまる。16 年度末で都道府県別に見て残高が高いものは、千葉 4,300 億円、埼玉 3,700 億円、神奈川 7,800 億円、東京 1 兆 2,000 億円、愛知 9,500 億円、大阪 1 兆 2,000 億円、兵庫 7,800 億円、広島 3,600 億円、福岡 5,700 億円（以上、全て概数）である。格付けを見ると、千葉、埼玉などはダブル A プラスとなっているが、大阪、兵庫などはダブル A マイナスとなっており、債券投資の安全性に格差がある³⁹⁾。

以上のように、郵貯の国債保有は簡保に比較して、長期国債の比重は低く、金利上昇時の評価損の発生リスクは小さいように見られる。しかし、保有する長期国債の絶対額がやはり郵貯のほうが大きい。したがって金利上昇時の予想評価損はやはり郵貯で大きいと見られる。平成 17 年 2 月 25 日の衆議院財務金融委員会で、民主党津村啓介議員の質問に対し、山本公一総務副大臣は、長期金利が 2004 年現在で 1%上昇すると、郵貯では 3.7 兆円、簡保では 3 兆円の評価損が発生すると答弁した⁴⁰⁾。一般には債券投資は安全性が高いと理解されるが、評価損の発生というリスクは小さくない。

³⁸⁾ 拙稿、「簡易保険と証券投資：現状と将来像」、駒澤大学経済学会、『経済学論集』、第 37 巻第 1 号、2005 年 8 月、77～94 ページ。

³⁹⁾ 格付けは格付投資情報センターホームページによる。

⁴⁰⁾ 日経金融新聞、2005 年 2 月 26 日付、また衆議院第 162 回国会財務金融委員会議事録、平成 17 年 2 月 25 日。

図表 10 有価証券の残存期間別残高

区 分		1 年以内	1 年超 3 年以内	3 年超 5 年以内	5 年超 7 年以内	7 年超 10 年以内	10 年超	合計
平成 15 年度末	国 債	20,196,005	25,736,773	18,774,695	4,292,119	20,273,623	—	89,273,216
	短 期 国 債	8,094,265	—	—	—	—	—	8,094,265
	中 期 国 債	9,938,406	19,571,097	8,812,033	—	—	—	38,321,537
	長 期 国 債	2,163,332	6,129,073	9,480,563	4,027,813	20,150,210	—	41,950,993
	超 長 期 国 債		36,603	482,098	264,305	123,412	—	906,419
	地 方 債	643,040	2,515,250	3,235,680	2,143,465	943,948	2,112	9,483,497
	社 債	908,778	2,477,508	1,927,749	1,155,043	348,507	85,042	6,902,630
	うち公庫公団債等	422,955	1,719,157	1,041,686	584,049	68,139	1,053	3,837,041
	外 国 債	500,217	799,926	977,948	738,249	470,526	14,293	3,501,162
	そ の 他 の 証 券	1,869,700	—	—	—	—	—	1,869,700
	合 計	24,117,741	31,529,459	21,916,074	8,328,877	22,036,605	101,448	111,030,207
平成 16 年度末	国 債	23,904,622	33,488,282	22,415,453	9,990,346	22,629,150	200,100	112,627,955
	短 期 国 債	8,032,672	—	—	—	—	—	8,032,672
	中 期 国 債	12,989,013	26,613,126	13,599,357	—	—	—	53,201,496
	長 期 国 債	2,882,936	6,612,744	8,436,406	9,757,547	22,623,040	—	50,312,674
	超 長 期 国 債		262,412	379,689	232,799	6,110	200,100	1,081,111
	地 方 債	1,250,312	2,377,880	3,539,642	974,076	1,176,266		9,318,178
	社 債	1,442,556	2,713,839	1,813,327	953,070	478,053	85,258	7,486,106
	うち公庫公団債等	1,072,850	1,855,153	956,393	500,173	245,019	1,048	4,630,639
	外 国 債	437,563	873,998	880,554	602,622	313,520	5,689	3,113,949
	そ の 他 の 証 券	1,300,000	—	—	—	—	—	1,300,000
	合 計	28,335,055	39,454,000	28,648,977	12,520,115	24,596,991	291,048	133,846,189

注) その他の証券には譲渡性預金を計上している。合計額は一致しない。

出所) 日本郵政公社、『郵便貯金 2005』、108 ページから作成。

5 まとめに代えて

2001 年度から財政投融资は改革された。改革によって郵便貯金から資金運用部への全額委託は終了し、自主運用されることとなった。この財投改革による郵貯自主運用への転換には、従来の公的金融の金利体系において、郵貯から不満が強まっていたことも一因であった。局面によって郵貯金利と財投預託金利（郵貯の受取金利）の利鞘が縮小したからである。

1990 年代以降、国債発行市場において入札制の拡充がはかられてきた。市場原理を取り入れ、シ団引受方式に見られた裁量性を抑止するものと見られる。しかし、他方で国債発行市場では公的部門引受方式がとられている。これは郵貯窓販、日銀乗換、財投債経過措置、財政融資資金乗換であるが、いずれも郵貯や年金、簡保など公的資金を最大限活用して国債消化をはかるものである。この結果、わが国国債保有構造は公的部門の比重が著しく高く、機関投資家の比重は低くなっている。

郵貯資金は従来から財投と資金運用部に組み込まれてきたが、財投改革によって実質的に変化はみえていない。財投経由で国債を保有するのではなく、郵貯が直接国債を保有するようになっただけである。また郵貯の保有国債の期間構成をみると、短期の比率が簡保などに比べて高くなっており、長期債保有リスクは小さいと言える。しかし郵貯の資金規模は簡保より大きく、資金規模からも金利上昇時の評価損は大きくなると推定される。運用面で一段のリスク管理が求められている。

日本の国債先物市場の マーケット・マイクロストラクチャ

一橋大学大学院
商学研究科

釜江 廣志

日本の国債先物市場のマーケット・マイクロストラクチャ レジュメ

一橋大学大学院商学研究科 釜江 廣志

本研究は、日本国債先物のビッド・アスク・スプレッド、収益率のボラティリティ、出来高のそれぞれのティック・データを用いて、マーケット・マイクロストラクチャの観点から、東証における国債先物市場の取引制度と価格形成の関係を明らかにすることを目的とする。わが国の証券市場を対象にした研究では、従来はティック・データを利用できなかったが、約定の仕組みや価格形成、公開情報によって引き起こされる影響を正確に分析するには日次データよりもティック・データの方が適切である。

国債先物を対象として5分刻みのデータを用いた釜江・皆木（2004）では、収益率のイントラデイのボラティリティが時間の経過に連れてU字型の動きをすることが示された。従来の先行研究では、このような形状を生じさせるのは、板寄せかザラバかという約定の仕組みの違いであると指摘されている。

これ以外に、情報が価格に織り込まれる過程にその原因があるとする考え方もある。その1つが取引中断仮説であり、取引が中断して直前の価格がない状況で価格に影響を与えるような情報が新たに発生すると、市場参加者の解釈は多様化してコンセンサスが得られず、ボラティリティが大きくなってU字型の動きをもたらす、と主張する。

U字型の動きはスプレッドや出来高にも見られる。このような変動が共通の要因によって生じているか、また、これらの現象に何らかの関係があるかが問題である。

本研究ではマイクロストラクチャ理論を援用して、スプレッド、ボラティリティ、出来高の関係のファクト・ファインディングを行う。具体的には、日本の国債先物市場のボラティリティ、スプレッド、出来高のイントラデイの動きを統計的に捉え、それらが情報の非対称性などや投資家の合理的期待仮説に従うかを調べた。また、国債先物のマクロ経済指標の価格への反応も分析した。

流動性の指標としてはスプレッドとデプス（市場の厚み）を採用した。さらに、あらかじめ日時が定められているマクロ経済指標の公表が国債先物市場にどのように影響を及ぼしているか、具体的には、ボラティリティなどのイントラデイの動きをマクロ経済指標（マネーサプライ、貿易統計、国際収支、WPI、日銀短観、GDP、鉱工業生産指数（IIP）速報、同確報、住宅着工、機械受注、家計調査（全国・勤労者世帯）、失業率、CPI、法人企業統計、景気動向指数（速報値と確報値）、国債発行（入札結果通知）、日銀の買いオペ）のダミーと流動性の指標で説明できるか、あるいは、流動性指標の動きをマクロ指標ダミー、ボラティリティと当該流動性指標以外の指標で説明できるかをみるために、回帰分析を行った。

使用する国債先物のデータは日経NEEDSの「ティック債券先物オプション」ファイルから採集し、1分刻みでサンプルを作成する。分析対象期間は2001年4月から2001年6月末までの62日間である。

東証の売買注文の受付時間は8時20分から11時まで、12時5分から15時まで、15時20分から18時まで（イブニング・セッション）の計8時間15分であり、1日あたり498個の気配値が得られ、62日間では30,876サンプルとなる。スプレッド（quoted spread）はアスク価格からビッド価格を差し引いて計算する。また気配値は1分間に多数存在するため、スプレッドを最大にするビッドとアスクの組み合わせを選ぶ。取引価格も1分の中に多く存在するので、最終の取引価格を選んでいく。

1分刻みの気配値データは次のように作成する。インターバルを8:20－8:21、8:21－8:22、……のように区切り、あるインターバルに気配値がなければ、その直前と直後のインターバルの平均を使う。

約定値と出来高のデータは約定された時刻において採集し、取引時間である9時から11時まで、12時30分から15時まで、15時30分から18時までの計7時間分が得られる。1分間に複数の約定値が存在する場合には、それらの中で出来高が最大かつ価格が高いものを選択する。1日あたり423サンプル、62日間で26,226サンプルである。収益率はその時間帯と直前の時間帯の価格を比較して計算し、ボラティリティとしては各時点の約定値から計算される収益率と全期間内の平均収益率との差の絶対値を用いる。

得られた結果によれば、ボラティリティのイントラデイの動きは取引中断仮説で説明することができた。また、スプレッドと出来高は取引参加者の行動を考慮に入れると説明が可能となった。つまり、投資家は15時の引け前に保有している在庫を処理しよう、もしくは情報トレーダーとの取引でこうむる損失を補おうとするが、こういった行動が他の投資家の提示するビッド価格の下げを招き、スプレッドの広がりや出来高の増加を引き起こしている。

さらに、マクロ経済指標を用いると、ボラティリティと出来高のイントラデイの動きを説明できるが、スプレッドの説明は困難である。スプレッドの変動はボラティリティや出来高とは別の要因によって生じている可能性が高い、とみられる。

残された課題としては、ボラティリティ、出来高、スプレッドの関係についてのさらなる詳細な分析が必要であろう。また、マクロ経済指標の公表がボラティリティ、出来高、スプレッドに与える影響をGARCHモデルもしくはその拡張モデルで分析する必要もある。さらに、日本国債先物を取り引きしている他市場との比較を行い、最適な市場デザインを得る手がかりとすることも可能であろう。

日本の国債先物市場のマーケット・マイクロストラクチャ¹⁾

一橋大学大学院商学研究科 釜江 廣志

§ 1 はじめに

本稿は、日本国債先物のビッド・アスク・スプレッド、収益率のボラティリティ、出来高のそれぞれのティック・データを用いて、マーケット・マイクロストラクチャの観点から、東証における国債先物市場の取引制度と価格形成の関係を明らかにすることを目的とする。わが国の証券市場を対象にした研究では、従来はティック・データを利用できなかったが、約定の仕組みや価格形成、公開情報によって引き起こされる影響を正確に分析するには日次データよりもティック・データの方が適切である。

国債先物を対象として5分刻みのデータを用いた釜江・皆木（2004）では、収益率のイントラデイのボラティリティが時間の経過に連れてU字型の動きをすることが示された。従来の先行研究では、このような形状を生じさせるのは、板寄せかザラバかという約定の仕組みの違いであると指摘されている。これ以外に、情報が価格に織り込まれる過程にその原因があるとする考え方もある。その1つが次節で取り上げる取引中断仮説²⁾であり、取引が中断して直前の価格がない状況で価格に影響を与えるような情報が新たに発生すると、市場参加者の解釈は多様化してコンセンサスが得られず、ボラティリティが大きくなってU字型の動きをもたらす、と主張する。

U字型の動きはスプレッドや出来高にも見られる。このような変動が共通の要因によって生じているか、また、これらの現象に何らかの関係があるかが問題である。

本稿ではマイクロストラクチャ理論を援用して、スプレッド、ボラティリティ、出来高の関係のファクト・ファインディングを行う。分析方法はティック・データから分刻みのサンプルを取り出し、それらが示している現象をマーケット・マイクロストラクチャ理論により解釈する。また、それぞれのイントラデイの動きを公表されるマクロ経済指標によって説明できるかを回帰分析を用いて検討する。

§ 2 先行研究

マーケット・マイクロストラクチャの分析では、市場参加者をマーケット・メーカーと投資家に区分するだけでなく、さらに投資家を情報に関して情報トレーダーと非情報トレーダーに区分するとともに、情報を公開情報と私的情報に分類する。情報トレーダーは一般の投資家が持たない価格に影響を与えうる私的情報を持ち情報優位にある投資家であり、非情報トレーダーは情報劣位にある投資家である。

マイクロストラクチャの先行研究の多くは株式市場を対象としており、日次データを用いて価格形成を分析するグループと、分刻みなどのティック・データを用いて時間の経過に伴う価格形成の変化を調べるグループに分けられる。

¹⁾ 本稿は皆木健男専任講師（北星学園大学）との共同研究の成果である。2004年10月8日の生活経済学会関東部会で報告し、北岡孝義教授（明治大学）や出席の方々からコメントを頂いた。また本研究は郵貯資金研究協会の研究助成を受けた。記して感謝申し上げる。

²⁾ Amihud and Mendelson（1991a, b）は、東証の株式市場において、昼休みをはさんで前場と後場が構成され、オープニングが1日に2回あることから、取引の中断そのものがノイズを増大させるか、また取引が中断される長さが問題であるかを分析した。

前者に含まれる Amihud and Mendelson (1987) や Stoll and Whaley (1990) は、ニューヨーク市場の株価決定メカニズムとマーケット・メーカー的行動をするスペシャリストの役割を分析し、スペシャリストの存在がスプレッドを生じさせて価格形成に大きな影響を与えると説明している。

ところで日本の国債先物市場ではマーケット・メーカーやスペシャリストは存在しない。したがって、このような解釈では東証で現に存在しているスプレッド³⁾は説明できない。東証の国債先物取引では2方式が使われる。寄付きと引けでは通常、板寄せ（コール・オークション方式）が、それら以外ではザラバ（連続オークション方式）がそれぞれ用いられるが、板寄せではザラバよりもボラティリティが高く、このような約定の仕組みの差異が価格形成に影響を与えている可能性がある。また、東証では昼休みがあり、午前と午後とともにU字型が見られる。さらに後述のように、スプレッドや出来高にも同様の変動があり、寄付き時に大きくまたは多く、ザラバで減少して引けにかけて増加している⁴⁾。

ボラティリティ、スプレッド、出来高のオーバー・タイムの変動について、マイクロストラクチャの先行研究では Amihud and Mendelson (1991a, b) などによる取引中断仮説、Copeland and Galai (1983) などの非対称情報仮説が提示されている。

第1の仮説は取引の中断が市場の価格発見プロセスに影響を与えるとするものである。取引が連続して行われている場合、市場参加者は直前の価格情報を参考にして Amihud and Mendelson (1987) の言う本来 (intrinsic) 価値を推定することができる。価格情報はすべての参加者が共有しているので、価格予想の分散は小さい。

しかし取引が中断すると、直前の価格情報が陳腐化してしまい、取引再開後に新しい情報が現れても本来価値についての予測や判断のばらつきは拡大する。取引が再開されると、このようにして寄付きではボラティリティは高いが、取引の進行とともに直前の価格情報が順次織り込まれてボラティリティは徐々に低下していく。

第2の非対称情報仮説は、スプレッドのイントラデイの動きを情報の非対称性によるコストで説明するものである。マーケット・メーカーや非情報トレーダーは情報トレーダーと取引すると損失をこうむる。マーケット・メーカーは価格が反転することで利益を上げようとするが、取引手口などの私的情報が開示されると価格は反転せずにシフトしてしまうため損失を招く。情報トレーダーと非情報トレーダーを区別することはできないので、情報トレーダーと取引する可能性を考えてスプレッドを広げ、損失を回避しようとする。これがマーケット・メーカーや非情報トレーダーの逆選択であり、逆選択コストは市場参加者間にある情報の非対称性に起因するものである。こうした行動によりスプレッドのイントラデイの動きが生じている可能性があるとするのである。

以上の他に、Amihud and Mendelson (1987)、Stoll and Whaley (1990) などによる取引メカニズム仮説、取引コストがスプレッドを決定すると考える在庫モデルなどがある。前者は、取引仕法やメカニズム⁵⁾の違いにより、とりわけニューヨーク市場ではスペシャリストの行動が寄付きにおいてボラティリティを高め、引けでは低下させると説明する。

後者の在庫モデルは、最適なビッド・アスク価格が投資家の在庫量の単調減少関数であるとするもので、Garman (1976) が提出した。マーケット・メーカーが存在する場合、在庫が過剰になるとアスク価格を下げて、過小になるとビッド価格を上げるが⁶⁾、このような在庫コストを嫌う行動がスプレッドを変動させると説明している。

³⁾ 国債先物が上場されている東証では売り気配と買い気配が出され、売り手と買い手では取引可能な価格は異なっている。両者が出す指値が同じであれば約定され、残った注文の売りと買いの価格には必ず差が生まれる。

⁴⁾ ただし、株式価格と出来高の関係については先行研究によって結果は同一ではなく、正の相関が認められるものと認められないものに分かれる。詳しくは Karpoff (1987) 参照。

⁵⁾ 取引メカニズムは市場での注文の出し方、約定の仕組み、マッチング方法、参加者のアクセスの仕方、取引情報の伝達、匿名性などを総称する。

さらに、取引動機の異なる投資家の行動と取引メカニズムの間にある関係について分析する戦略トレーダーモデルも展開されている⁷⁾。

§ 3 分析方法

本節以下では、日本の国債先物市場のボラティリティ、スプレッド、出来高のイントラデイの動きを統計的に捉え、それらが情報の非対称性などや投資家の合理的期待仮説に従うかを調べる。また、国債先物のマクロ経済指標の価格への反応も分析する。

流動性の指標としてはスプレッドとデプス（市場の厚み）を採用する。スプレッドは投資家の取引コストを示し、流動性が高いほど小さくなる。デプスは出来高で代理する⁸⁾。流動性の尺度にはこれら以外に即時性と価格調整速度も含めるべきであるが、これらのデータは利用可能ではない。なお以下では O' Hara（1995）などに従い、大量の取引を短時間かつ小さな価格変動で実行できることを流動性が高いと定義する。これに従い、出来高が多いほど、あるいはスプレッドが狭いほど流動性が高いと判定する。

さらに、あらかじめ日時が定められているマクロ経済指標の公表が国債先物市場にどのように影響を及ぼしているか、具体的には、ボラティリティなどのイントラデイの動きをマクロ経済指標ダミーと流動性の指標で説明できるか、あるいは、流動性指標の動きをマクロ指標ダミー、ボラティリティと当該流動性指標以外の指標で説明できるかをみるために、次の定式化を用いて回帰分析を行う。

$$Volat_t = a_0 + \sum_{i=1}^I b_i MA_{i,t} + Spread_t + Volume_t + e_t$$

ここに MA はマクロ経済指標ダミーであり、指標の公表時刻において 1、他の時刻で 0 を取る。

§ 4 データ

国債先物のデータは日経 N E E D S の「ティック債券先物オプション」ファイルから採集し、1 分刻みでサンプルを作成する。分析対象期間は 2001 年 4 月から 2001 年 6 月末までの 62 日間であり、手元でデータが利用可能な 2000 年 10 月から 2002 年 3 月までで取引が最も盛んに行われていた 2001 年 6 月限月の 3 か月間を選択している⁹⁾。この期間は、景気循環の後退期（2000 年 11 月－2002 年 1 月。内閣府の判定による）に含まれているので、景気変動局面別の考慮はしない。

東証の売買注文の受付時間は 8 時 20 分から 11 時まで、12 時 5 分から 15 時まで、15 時 20 分から 18 時まで（イブニング・セッション）の計 8 時間 15 分であり、1 日あたり 498 個の気配値が得られ、62 日間では 30,876 サンプルとなる。スプレッド（quoted spread）はアスク価格からビッド価格を差し引いて計算する。また気配値は 1 分間に多数存在するため、スプレッドを最大にするビッドとアスクの組み合わせを選ぶ¹⁰⁾。取引価格も 1 分

⁶⁾ Huang and Stoll（1994）など。

⁷⁾ Admati and Pfleiderer（1988）、Subrahmanyam（1991）などがある。

⁸⁾ マーケット・メーカーの存在するシステムではマーケット・メーカーが取引してもよいと考える数量がデプスであるが、東証のようなシステムでは板上の最良価格での指値注文量がデプスである。大村他（1998）p.40 参照。

⁹⁾ 気配値の更新回数が最も多いことから、盛んな取引が行われたと判断する。

¹⁰⁾ ベスト・ビッドとベスト・アスクを選ぶべきであるが、そうするとほとんどのインターバルでスプレッドが 1 銭になってしまうので、このようにしている。

の中に多く存在するので、最終の取引価格を選んでいる。

1 分刻みの気配値データは次のように作成する。インターバルを 8：20－8：21、8：21－8：22、……のように区切り、あるインターバルに気配値がなければ、その直前と直後のインターバルの平均を使う。

約定値と出来高のデータは約定された時刻において採集し、取引時間である 9 時から 11 時まで、12 時 30 分から 15 時まで、15 時 30 分から 18 時までの計 7 時間分が得られる¹¹⁾。1 分間に複数の約定値が存在する場合には、それらの中で出来高が最大かつ価格が高いものを選択する。1 日あたり 423 サンプル、62 日間で 26,226 サンプルである。収益率はその時間帯と直前の時間帯の価格を比較して計算し、ボラティリティとしては各時点の約定値から計算される収益率と全期間内の平均収益率との差の絶対値を用いる。

ボラティリティ、スプレッド、出来高の基本統計量は表 1 のとおりである。歪度はすべての変数で正の値をとっており、分布は左に偏っている。尖度は 3 変数すべてで 3 より大きく、正規分布と比べるとかなり尖っている。

表 1 基本統計量

	ボラティリティ	スプレッド	出来高
平均	0.00612	1.86637	28.84401
標準誤差	0.00006	0.01661	0.85767
中央値	0.00354	2	11
最頻値	0.00003	2	10
標準偏差	0.00966	2.91779	138.83170
分散	0.00009	8.51347	19274.23980
尖度	43.88147	3371.2389	541.30995
歪度	4.31975	50.63285	19.57473
範囲	0.25427	241	6386
最小	0.00003	0	0
最大	0.25430	241	6386
標本数	26226	30876	26226

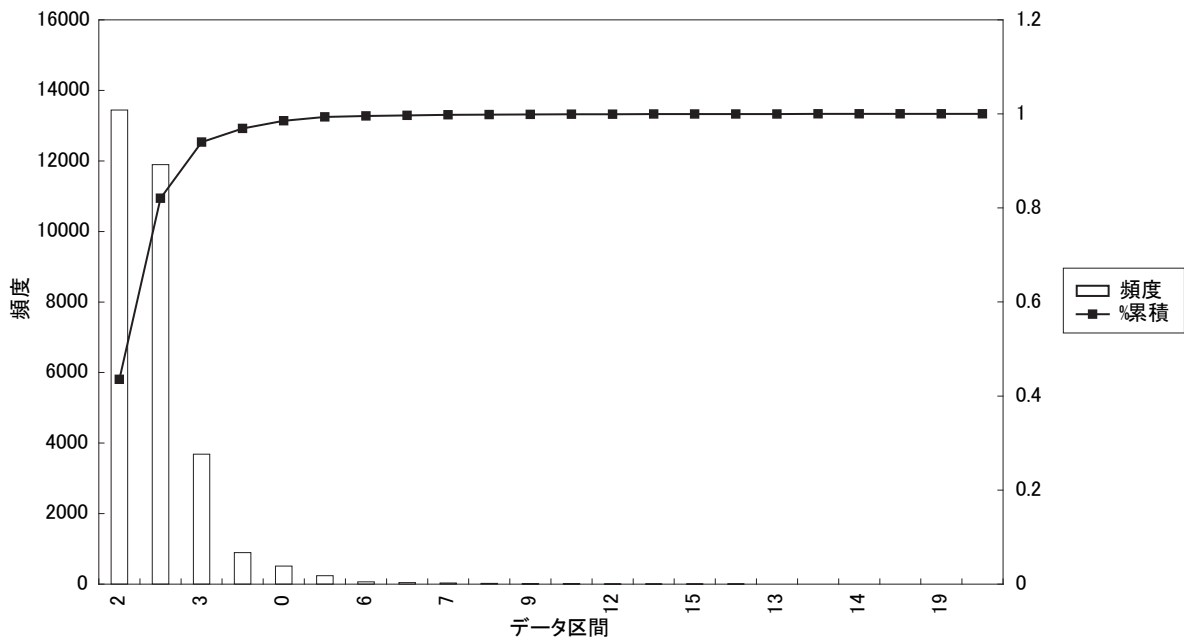
表 2 相関係数

	ボラティリティ	出来高	スプレッド
ボラティリティ	1		
出来高	0.2670	1	
スプレッド	0.2393	0.1523	1

図 1 のヒストグラムは横軸がスプレッドの大きさ、縦軸は各スプレッドの出現頻度とその累積度合いを示す。この図では、スプレッドは 0.2 銭が最も多く約 40%、0.2 から 0.3 銭までで約 90%を占めている。また、表 2 で 3 変数の相関係数を調べると、ボラティリティと出来高の間の 0.267 が最大であり、3 変数間には相関がないとみてよいであろう。

¹¹⁾ 通常、9：00－9：01、10：59－11：00、12：30－12：31、14：59－15：00 については板寄せの値を、他はザラバの値を使う。

図1 ヒストグラム



マクロ経済指標の公表時刻は次のとおりである。マネーサプライ、貿易統計、国際収支、WPI、日銀短観（＝大企業の業況良－悪の判断DI）、GDP、鉱工業生産指数（IIP）速報、同確報；いずれも8：50、住宅着工、機械受注；ともに14：00、家計調査（全国・勤労者世帯）；8：00、失業率、CPI；ともに8：00、法人企業統計；8：50、景気動向指数（速報値と確報値）；14：00、国債発行（入札結果通知）；14：00（2000／4以降）、または13：30（2001／5－2002／3末）、日銀の買いオペ；12：30であり、計18個のマクロ経済指標を用いる。

§ 5 分析結果

§ 5－1 イントラデイの動き

スプレッド、収益率のボラティリティ、出来高の1分刻みのイントラデイの動きを描くと、いずれも前場と後場にそれぞれU字型の曲線状になる。

まず、図2のボラティリティの動きを見ると、寄付きの9時に最も高い値を取って9時20分頃までに徐々に低くなり、前場の引け11時と後場の引け15時にかけて高くなる。イブニング・セッションでもスプレッドや出来高とは異なってU字型の動きを示し、18時に再度高くなっている。

次に、図3のスプレッドにも8時20分－9時、9時－11時、12時30分－15時に緩やかであるがU字型が存在する。15時のスパイクは他と比べて非常に大きい。第3に、出来高は寄付きでは多く、その後は減少して横ばいであるが、スプレッドと同様に15時に多くなり、取引がこの時刻に集中していることを示す（図4）。

図2 ボラティリティのイントラデイパターン

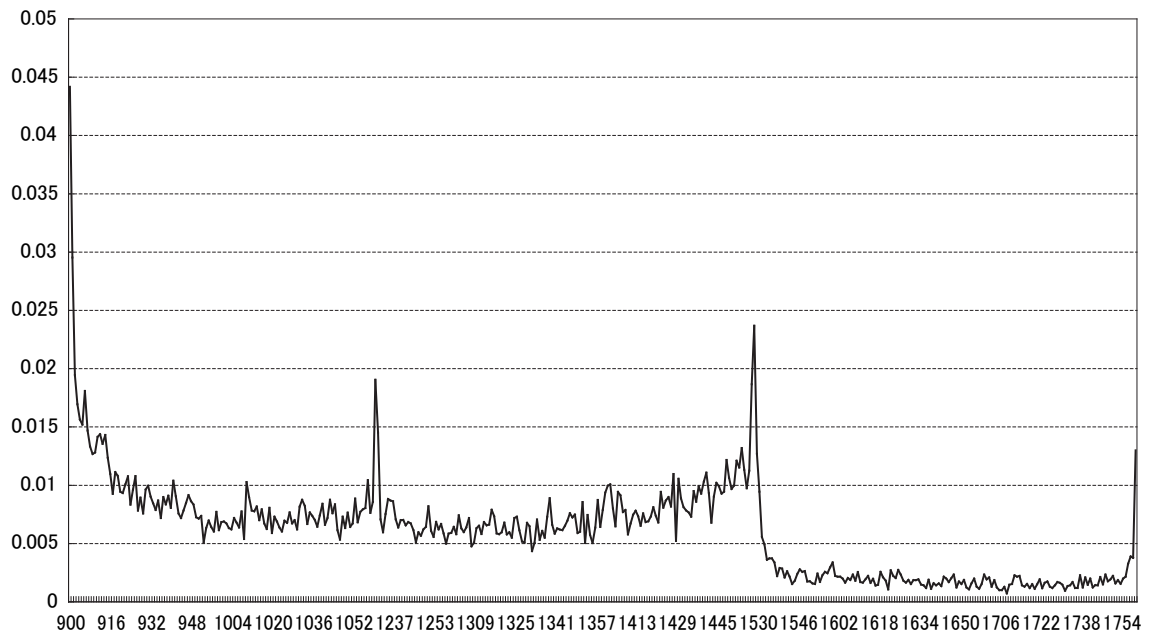


図3 スプレッドのイントラデイパターン

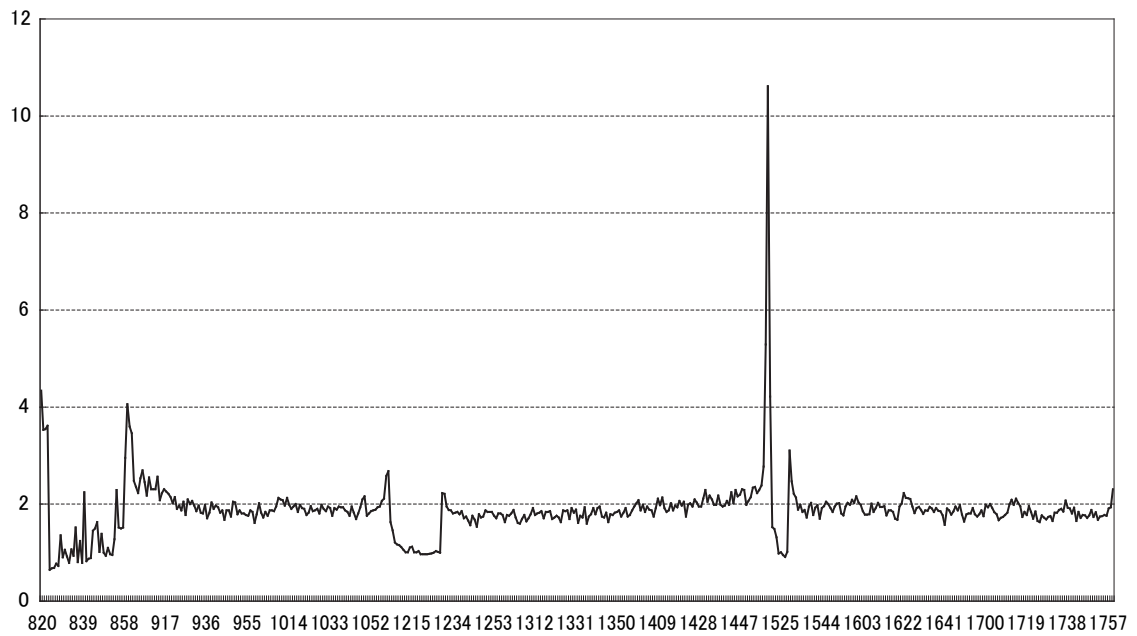
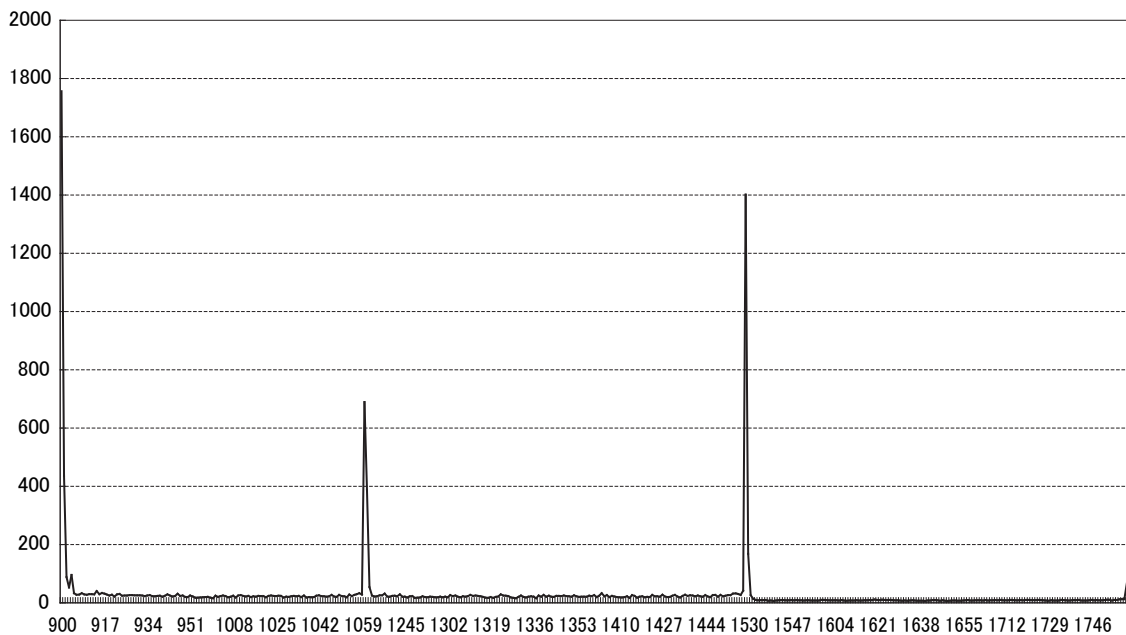


図4 出来高のイントラデイパターン



以上のような現象をどのように説明するかが次の課題である。第1に、ボラティリティが減少しているのは取引中断によるとみるのが適切である。その理由は次のとおりである。取引が中断すれば直前の価格によってもたらされた情報は陳腐化するが、中断している間に新しい情報が蓄積されて本来価値に関する判断にばらつきが生まれる。そのため、取引再開直後には価格は変動し、収益率のボラティリティは高いが、再開後は価格情報が逐次更新されていくので、価格変動は小さくなり、ボラティリティは徐々に減少する¹²⁾。以上から、ボラティリティのU字型の動きのうちの右下がりの部分と引けの急増部分は説明できるであろう¹³⁾。

第2に、スプレッドと出来高が15時前に増大することは、以下のように説明されよう。注文の多くは指値であり、マーケット・メーカーの存在しないオークション市場では指値注文が流動性を供給する役割を果たす。指値を出す投資家はマーケット・メーカーと同じく逆選択リスクや在庫リスクにさらされる。このようなリスクを避けるために、投資家は15時の引け前に保有している在庫を処理しよう¹⁴⁾、もしくは情報トレーダーとの取引でこむむる損失を補おうとするが、こういった行動が他の投資家の提示するビッド価格の下げを招き、スプレッドの広がりとなり出来高の増加を引き起こしている。

また、東証では1日の取引の最後となる大引けの成り行き注文は需給が一致しない場合、キャンセルされることがある。したがって、大引けでは取引が成立しないリスクが発生し、投資家は約定が難しいことを見越して直前のザラバに参加したり、あるいは、翌日回しにできない注文を抱えている場合にはポジション調整を行ったりする。加えて、ノイズ・トレーダーによる注文のため本来価値からのずれが生じる可能性もある。

さらに、非情報トレーダーを含むノイズ・トレーダーの存在がスプレッドを広げていると説明することも可能かもしれない。ノイズ・トレーダーは私的情報を持ってはいないが、益出しのタイミングなどは知っており、自由に売買できる¹⁵⁾。価格変化の小さいザラバではなく価格変化の大きな寄り付きや引け時の板寄せで取引を行うため、

¹²⁾ なお、スプレッドの右下がりの部分の動きも同様に説明してよいであろう。

¹³⁾ ただし、遡増していく部分は説明できない。

¹⁴⁾ イブニング・セッションが続くが、出来高をみると15時で取引の多くが終了しているとみなしてよい。

¹⁵⁾ Admati and Pfleiderer (1988) 参照。

スプレッドが広がり出来高は増加する。このように、スプレッドと出来高のイントラデイの動きが生じるのは、非対称情報の存在に基づく市場参加者の行動パターンの違いによると考えてもよいであろう。

以上のような要因によって、15 時前にスプレッドが広がり出来高が増えるのであろう。なお、出来高の多い時間帯とスプレッドの広い時間帯は一致しており、スプレッドが狭く出来高が多いという基準では流動性が高いとはいえない。

また、出来高はボラティリティ、スプレッドの両者と正の相関を持っている。そのうち、出来高とボラティリティの相関は Epps (1975) や Copeland (1976) で示されているように、価格がよい情報に対して上昇し悪い情報には下落するなら、価格の変動、つまりボラティリティが大きいときに出来高も大きくなる、と考えれば説明できよう。

なお、出来高とスプレッドに正の相関がある点は明確には説明できない。流動性の観点からは、スプレッドが狭いときに出来高が多くなることが予測されるが、本稿のサンプルからはスプレッドが広いときに出来高も多くなっていることが観察される。

§ 5-2 マクロ経済指標の影響

表 3-1、表 3-2、表 3-3 でボラティリティ、スプレッド、出来高の 1 分刻みのデータからそれぞれ大きな値の上位 100 サンプルを取り出し、それらの発生時刻がマクロ経済指標の公表時刻と一致しているか、または近いかを調べると、ボラティリティと出来高はこれらのサンプルの中に公表の 1 時間後以内のものが多く存在している。

表 3 - 1 ボラティリティとマクロ指標

順位	時刻	年月日	ボラティリティ	順位	時刻	年月日	ボラティリティ
1	914	20010412	0.2543	51	1230	20010403	0.0721
2	915	20010412	0.1523	52	1459	20010409	0.0720 W P I ・機械受注
3	904	20010411	0.1485 マネー・国際収支	53	902	20010404	0.0720 B O J オペ
4	1800	20010410	0.1483	54	909	20010402	0.0717 短観
5	903	20010406	0.1444	55	1230	20010509	0.0716 景気速報・B O J オペ
6	900	20010406	0.1442	56	900	20010607	0.0711 機械受注・法人企業
7	900	20010501	0.1438	57	900	20010604	0.0711
8	1459	20010427	0.1437 失・C P ・住・家・I I P 確報	58	900	20010626	0.0710
9	907	20010525	0.1430 C P I	59	900	20010625	0.0710
10	902	20010403	0.1375	60	900	20010629	0.0709 失業・C P I ・住宅・家計
11	1230	20010502	0.1222	61	901	20010413	0.0691
12	912	20010423	0.1158	62	900	20010413	0.0691
13	906	20010411	0.1158 マネー・国際収支	63	1430	20010418	0.0655
14	901	20010409	0.1077 W P I ・機械受注	64	1459	20010419	0.0655 貿易統計・B O J オペ
15	901	20010611	0.1035 G N P	65	1800	20010413	0.0655
16	1531	20010413	0.1018	66	900	20010418	0.0655
17	1500	20010413	0.1017	67	903	20010418	0.0654
18	902	20010413	0.0944	68	1430	20010412	0.0653
19	910	20010423	0.0942	69	1445	20010416	0.0653
20	1321	20010402	0.0941 短観	70	1530	20010420	0.0653
21	1458	20010419	0.0872 貿易統計・B O J オペ	71	912	20010411	0.0651 マネー・国際収支
22	1316	20010402	0.0869 短観	72	1040	20010405	0.0650 景気速報・家計調査
23	1049	20010405	0.0866 景気速報・家計調査	73	1449	20010402	0.0650 短観
24	900	20010423	0.0833	74	1344	20010402	0.0650 短観
25	902	20010423	0.0832	75	916	20010424	0.0650 J G B 入札
26	903	20010419	0.0802 貿易統計・B O J オペ	76	1404	20010402	0.0650 短観
27	1319	20010402	0.0797 短観	77	900	20010405	0.0649 景気速報・家計調査
28	901	20010403	0.0795	78	1044	20010402	0.0648 短観
29	1403	20010403	0.0794	79	931	20010402	0.0647 短観
30	1034	20010402	0.0793 短観	80	900	20010502	0.0647
31	903	20010409	0.0791 W P I ・機械受注	81	1500	20010406	0.0647
32	1432	20010418	0.0729	82	902	20010409	0.0647 W P I ・機械受注
33	905	20010420	0.0729	83	1456	20010427	0.0645 失・C P ・住・家・I I P 確報
34	900	20010416	0.0728	84	900	20010518	0.0645 I I P 確報
35	1447	20010419	0.0728 貿易統計・B O J オペ	85	1454	20010522	0.0644 J G B 入札
36	1530	20010418	0.0728	86	1455	20010629	0.0641 失業・C P I ・住宅・家計
37	901	20010417	0.0727 I I P 確報	87	1406	20010629	0.0640 失業・C P I ・住宅・家計
38	900	20010417	0.0727 I I P 確報	88	1442	20010622	0.0640 B O J オペ
39	1500	20010420	0.0726	89	900	20010618	0.0639
40	906	20010413	0.0726	90	900	20010419	0.0619 貿易統計・B O J オペ
41	1007	20010412	0.0725	91	901	20010419	0.0618 貿易統計・B O J オペ
42	913	20010412	0.0725	92	901	20010514	0.0608 国際収支
43	911	20010423	0.0725	93	900	20010514	0.0608 国際収支
44	912	20010412	0.0724	94	1431	20010418	0.0583
45	1428	20010402	0.0723 短観	95	919	20010413	0.0582
46	906	20010423	0.0723	96	1459	20010412	0.0582
47	904	20010403	0.0723	97	1032	20010419	0.0582 貿易統計・B O J オペ
48	901	20010412	0.0722	98	948	20010420	0.0581
49	900	20010412	0.0722	99	904	20010417	0.0581 I I P 確報
50	900	20010424	0.0721 J G B 入札	100	1056	20010413	0.0581

表 3-2 スプレッドとマクロ指標

順位	時刻	年月日	スプレッド	順位	時刻	年月日	ボラティリティ
1	820	20010406	241	51	907	20010525	15 C P I
2	823	20010406	192	52	1520	20010410	14
3	821	20010406	192	53	1521	20010628	13 I I P速報
4	822	20010406	191	54	1521	20010529	13 失業・家計・I I P速報
5	859	20010406	122	55	1521	20010612	12
6	840	20010406	87	56	1521	20010511	12 機械受注
7	855	20010406	84	57	1520	20010629	12 失・C P I・住・家計
8	902	20010406	65	58	1520	20010530	12
9	901	20010406	65	59	1520	20010417	12 I I P確報
10	900	20010406	65	60	1520	20010405	12 景気速報・家計
11	1500	20010626	46	61	1520	20010613	11 国際収支・I I P確報
12	1500	20010525	46 C P I	62	1520	20010514	11 国際収支
13	846	20010406	44	63	851	20010406	11
14	836	20010406	44	64	830	20010406	11
15	829	20010406	39	65	1533	20010413	10
16	845	20010406	36	66	1530	20010412	10
17	1520	20010621	35 J G B入札	67	1520	20010406	10
18	1520	20010522	35 J G B入札	68	1500	20010419	10 貿易統計・B O J オペ
19	856	20010406	34	69	1500	20010406	10
20	1500	20010423	33	70	1459	20010406	10
21	858	20010406	33	71	1216	20010406	10
22	844	20010406	33	72	900	20010402	10 短観
23	1520	20010424	32 J G B入札	73	835	20010406	10
24	857	20010406	32	74	832	20010406	10
25	848	20010406	31	75	1800	20010413	9
26	1520	20010614	30	76	1738	20010601	9
27	1520	20010515	30	77	1738	20010427	9 失・C P・住・家・I I P確報
28	914	20010412	29	78	1520	20010426	9
29	838	20010406	29	79	1520	20010403	9
30	1520	20010418	26	80	1400	20010403	9
31	1521	20010618	25	81	910	20010626	9
32	1521	20010517	25	82	910	20010525	9 C P I
33	1520	20010622	24 J O B オペ	83	1522	20010614	8.25
34	1520	20010618	24	84	1522	20010515	8.25
35	1520	20010611	24 G N P	85	1612	20010412	8
36	1520	20010601	24	86	1600	20010412	8
37	1520	20010523	24 J O B オペ	87	1531	20010413	8
38	1520	20010517	24	88	1530	20010403	8
39	1520	20010510	24 マネー・W P I	89	1524	20010409	8 W P I・機械
40	1520	20010427	24 失・C P・住・家・I I P確報	90	1523	20010409	8 W P I・機械
41	854	20010406	21	91	1521	20010629	8 失・C P・住・家計
42	834	20010406	19	92	1521	20010530	8
43	1520	20010628	18 I I P速報	93	1521	20010420	8
44	1520	20010529	18 失業・家計・I I P速報	94	1521	20010406	8
45	1521	20010424	16.5 J G B入札	95	1520	20010612	8
46	831	20010406	16	96	1520	20010511	8 機械受注
47	1521	20010614	15.5	97	1520	20010404	8 B O J オペ
48	1521	20010515	15.5	98	1500	20010625	8
49	913	20010412	15	99	1500	20010524	8
50	907	20010626	15	100	1500	20010411	8 マネー・国際収支

表 3 - 3 出来高とマクロ指標

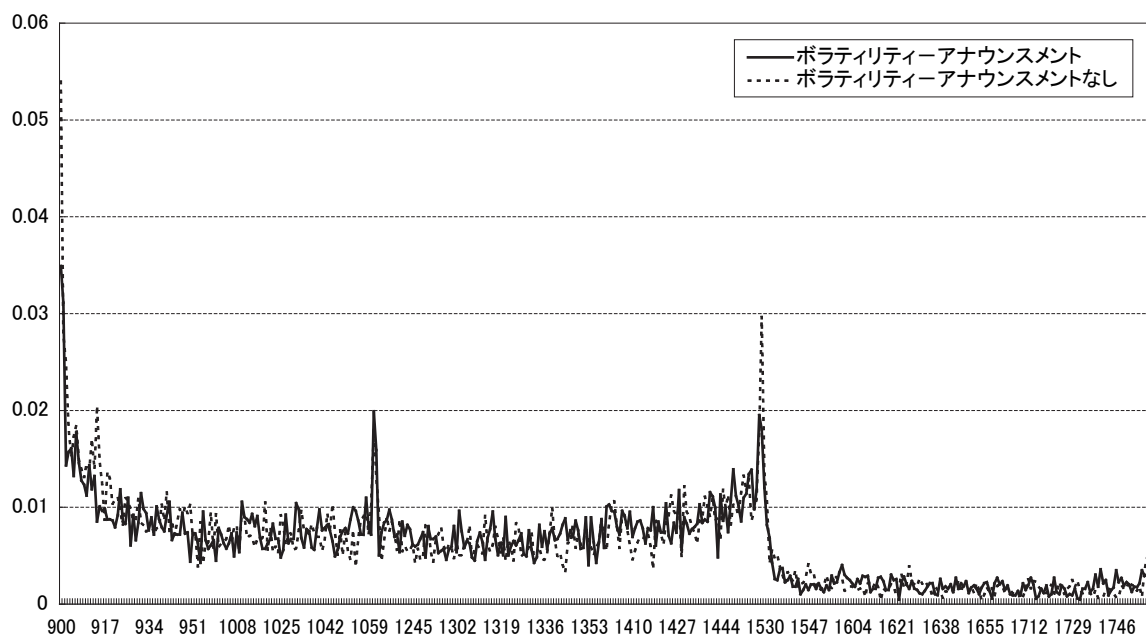
順位	時刻	年月日	出来高	順位	時刻	年月日	ボラティリティ
1	900	20010607	6386 機械受注・法人企業	51	1530	20010605	1589 家計調査・ＢＯＪオペ
2	900	20010601	5372	52	1500	20010604	1577
3	900	20010606	5085 景気速報	53	1500	20010614	1571
4	900	20010608	4569 マネー・ＷＰＩ	54	1500	20010516	1566
5	904	20010411	4020 貿易統計・国際収支	55	900	20010510	1563 マネー・ＷＰＩ
6	1500	20010530	3737	56	900	20010627	1556
7	901	20010419	3650 貿易統計・ＢＯＪオペ	57	900	20010502	1535
8	902	20010423	3416	58	1500	20010423	1532
9	900	20010605	3147 家計調査・ＢＯＪオペ	59	1500	20010502	1524
10	900	20010518	3078 ＩＩＰ確報	60	900	20010614	1524
11	900	20010402	2596 短観	61	901	20010417	1516 ＩＩＰ確報
12	1500	20010621	2509 ＪＧＢ入札	62	1500	20010515	1506
13	1500	20010608	2460 マネー・ＷＰＩ	63	1230	20010607	1490 機械受注・法人企業
14	901	20010524	2432	64	1500	20010612	1487
15	901	20010531	2410 住宅着工	65	1231	20010516	1457
16	900	20010403	2353	66	1500	20010406	1430
17	1100	20010424	2277 ＪＧＢ入札	67	1500	20010426	1415
18	901	20010501	2208	68	1500	20010629	1405 失業・ＣＰＩ・住宅・家計
19	901	20010413	2205	69	1500	20010523	1404 ＢＯＪオペ
20	1500	20010606	2156 景気速報	70	900	20010628	1402 ＩＩＰ速報
21	1500	20010529	2119 失・家計（サラ）・ＩＩＰ速報	71	1500	20010508	1397 家計調査
22	1500	20010522	2091 ＪＧＢ入札	72	1500	20010410	1392
23	1500	20010518	2038 ＩＩＰ確報	73	1100	20010522	1391 ＪＧＢ入札
24	1500	20010524	1999	74	900	20010525	1376 ＣＰＩ
25	1500	20010521	1991 貿易統計	75	1500	20010528	1368
26	1230	20010606	1967 景気速報	76	1500	20010628	1359 ＩＩＰ速報
27	1500	20010424	1966 ＪＧＢ入札	77	900	20010622	1351 ＢＯＪオペ
28	900	20010604	1963	78	1500	20010627	1346
29	1500	20010625	1950	79	900	20010508	1345 家計調査
30	900	20010424	1909 ＪＧＢ入札	80	900	20010621	1336 ＪＧＢ入札
31	1500	20010404	1883 ＢＯＪオペ	81	900	20010416	1332
32	1500	20010510	1838 マネー・ＷＰＩ	82	1100	20010423	1326
33	1100	20010606	1822 景気速報	83	900	20010409	1323 ＷＰＩ・機械受注
34	1500	20010607	1817 機械受注・法人企業	84	900	20010521	1320 貿易統計
35	1500	20010613	1813	85	900	20010404	1318 ＢＯＪオペ
36	900	20010625	1811	86	900	20010626	1315
37	1530	20010405	1797 景気速報・家計調査	87	900	20010530	1313
38	901	20010507	1723	88	901	20010514	1296 国際収支
39	901	20010420	1717	89	1500	20010619	1294
40	1500	20010501	1703	90	900	20010629	1286 失業・ＣＰＩ・住宅・家計
41	900	20010618	1692	91	1500	20010620	1284 貿易統計
42	1500	20010418	1690	92	1500	20010425	1274
43	1500	20010417	1676 ＩＩＰ確報	93	900	20010516	1274
44	1500	20010507	1674	94	900	20010515	1267
45	901	20010412	1666	95	900	20010427	1258 失・ＣＰ・住・家・ＩＩＰ確報
46	1500	20010531	1651 住宅着工	96	1100	20010403	1248
47	900	20010418	1646	97	1230	20010516	1215.5
48	1100	20010621	1640 ＪＧＢ入札	98	903	20010406	1214
49	1500	20010601	1624	99	900	20010613	1213 国際収支・ＩＩＰ確報
50	1500	20010420	1601	100	1100	20010412	1208

他方、スプレッドは指標公表時刻と一致するサンプルは少なく、ボラティリティや出来高とは異なる要因によって変動していることが示唆される。変動をもたらす要因は以下のように、市場参加者の投資行動や投資家のセンチメントである可能性がある。

スプレッドは市場参加者にとって取引コストであり、さらに在庫コストや逆選択コストはスプレッドを広げる要因である。図3に示されているように、スプレッドは8時台と15時台に広がっている。8時台に広がるのは、前日の取引が終了してから寄付きまでの間に価格についての取引参加者の見解が異なっているためであり、また15時については、前記のような1日の終わりに在庫を大量に残したくないといった参加者のセンチメントによる、と説明できよう。

次いで、指標公表のある日とない日のボラティリティ、スプレッド、出来高のイントラデイの動きを図5から図7で比較する¹⁶⁾。これらによると、公表のある日とない日においてスプレッドの8時20分から9時前までの変動に差がある点を除くと、いずれの変数にも違いは明確には現れない。これらの時間帯のスプレッドは公表がない日には大きく変動しているが、公表日には変動は小さく¹⁷⁾、9時前になって急激に拡大している。

図5 ボラティリティの比較



¹⁶⁾ 本稿の計測期間内でマクロ経済指標の公表が行われた日は32日あった。

¹⁷⁾ Jones 他（1998）の「嵐の前の静けさ現象」と考えられる。

図 6 スプレッドの比較

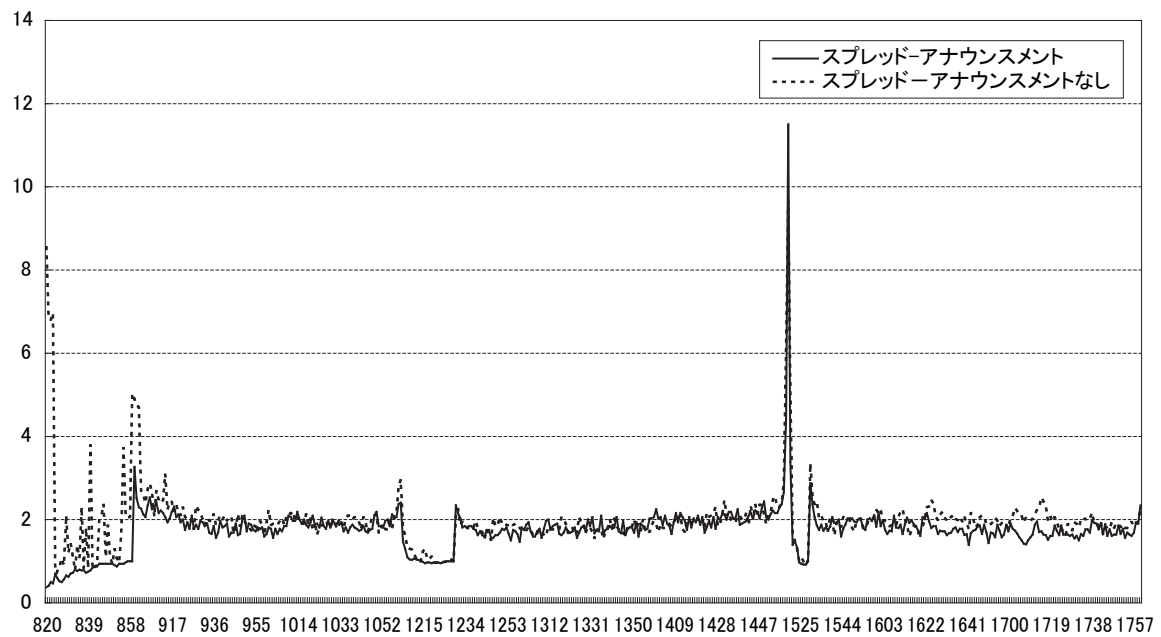
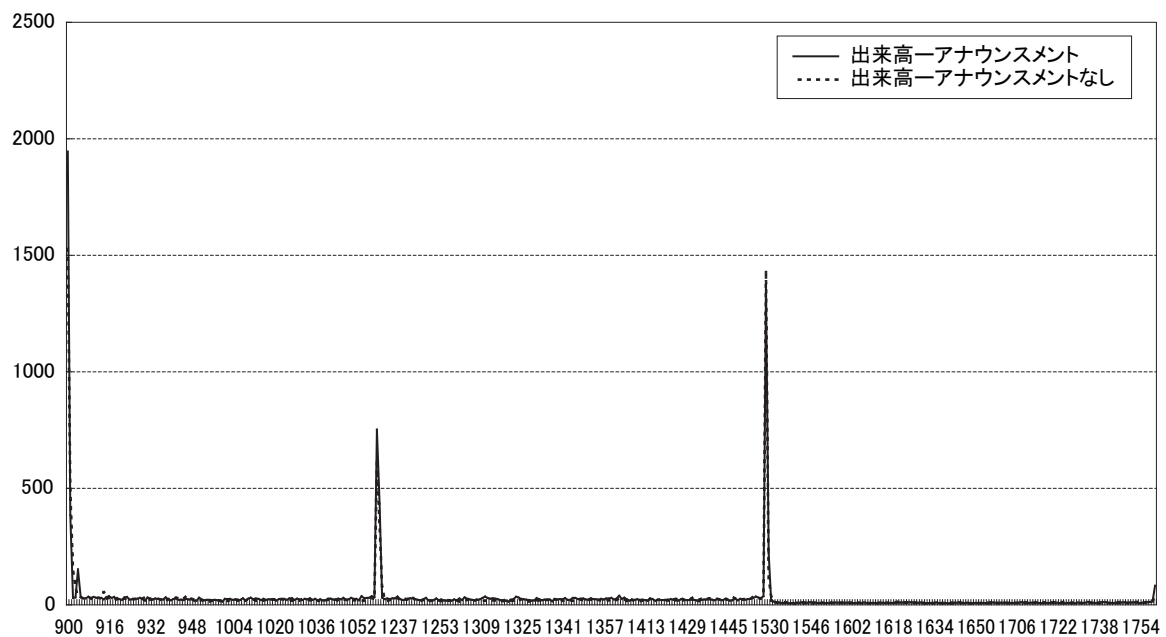


図 7 出来高の比較



ここで、前掲の式の計測結果を見よう。*Vola*、*Spread*、*Volume* を順に被説明変数とし、被説明変数以外の変数とマクロ経済指標ダミーを説明変数として回帰を繰り返し行う。*Spread* は他のデータにあわせて 1 日 498 のサンプルから 423 のサンプルを取り出している。表 4-1 によれば、ボラティリティと出来高はマクロ経済指標で説明され、表 4-2 のように説明変数として残る 2 変数を追加すると説明力は上がる。18 個のマクロ経済指標のうち、ボラティリティに対して有意であるのは 8 個から 15 個に、出来高には 12 個から 13 個になるが、スプレッドに対しては有意なものが 1 個から 4 個に増えるだけであって、これらの結果もスプレッドはボラティリティや出来高とは異なっている。

表4-1 OLS

被説明変数	ボラティリティ		スプレッド		出来高	
説明変数						
1. Constant	0.00609	***	1.86682	*	27.42163	***
	(0.00005)		(0.01662)		(0.77598)	
2. マネーサプライ	-0.00371		-0.74842		957.40227	***
	(0.00844)		(2.56780)		(110.48409)	
3. 貿易統計	0.04543	***	-0.86682		731.24504	***
	(0.00554)		(1.68499)		(72.50014)	
4. 国際収支	0.00962		-0.61946		-461.09207	***
	(0.00668)		(2.03005)		(87.34684)	
5. 失業率	0.03195	***	-0.32009		-278.50000	**
	(0.00960)		(2.26056)		(125.56673)	
6. WPI	0.01303	*	-0.36787		1819.31020	***
	(0.00790)		(2.40200)		(103.35052)	
7. CPI	0.00703		-1.32009		1139.30878	***
	(0.00759)		(2.26056)		(99.27092)	
8. 住宅着工	0.00581		0.13318		73.24504	
	(0.00554)		(1.68499)		(72.50014)	
9. 機械受注	0.00707		0.46652		2.57837	
	(0.00554)		(1.68499)		(72.50014)	
10. 短観	-0.00609		-0.86682		2568.57837	***
	(0.00960)		(2.91839)		(125.56912)	
11. GNP	0.04739	***	-0.86682		-27.42163	
	(0.00960)		(2.91839)		(125.56912)	
12. 法人企業統計	0.06499		-0.86682		6358.57837	***
	(0.00960)		(2.91839)		(125.56912)	
13. 景気速報	0.00588		-0.20015		-4.75496	
	(0.00554)		(1.68499)		(72.50014)	
14. 景気確定	0.00821		-0.36682		-14.92163	
	(0.00679)		(2.06365)		(88.79247)	
15. 家計調査	0.02268	***	-1.20015		1822.91171	***
	(0.00554)		(1.68499)		(72.50014)	
16. 家計調査（サラリー）	0.00000		0.00000		0.00000	
	0		0		0	
17. IIP速報	-0.00359		-0.86682		976.80878	***
	(0.00759)		(1.68499)		(99.27092)	
18. IIP確報	0.04593	***	-0.99366		1556.60906	***
	(0.00597)		(1.81575)		(78.12629)	
19. JGB入札	0.02742	***	2.79985	*	35.24504	
	(0.00554)		(1.68499)		(72.50014)	
20. BOJオペ	0.02268	***	0.29985		438.41171	***
	(0.00392)		(1.19152)		(51.26827)	
21. 合計値	0.00000		0.00000		0.00000	
	0		0		0	

* () 内の値は標準偏差を表す。また、***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%で有意であることを表す。

表 4-2 OLS

被説明変数	ボラティリティ		スプレッド		出来高	
説明変数						
1. Constant	0.00235	***	1.749148	***	- 5.214085	***
	(0.00011)		(0.00849)		(1.43666)	
2. マネーサプライ	- 0.01990	**	- 0.87153		971.53553	***
	(0.00798)		(1.02089)		(106.58940)	
3. 貿易統計	0.03110	***	- 0.82370		582.73899	***
	(0.00524)		(0.67059)		(70.03433)	
4. 国際収支	0.01690	***	0.52701		- 494.67761	***
	(0.00631)		(0.80639)		(84.27081)	
5. 失業率	0.03680	***	- 0.70162		- 378.51151	**
	(0.00906)		(1.15890)		(121.16694)	
6. WP I	- 0.02160	***	0.10871		1767.01441	***
	(0.00750)		(0.95925)		(99.71525)	
7. CPI	- 0.01300	***	- 0.87726		1116.96803	***
	(0.00718)		(0.91821)		(95.77267)	
8. 住宅着工	0.00441		- 0.14207		54.61279	
	(0.00523)		(0.66888)		(69.94559)	
9. 機械受注	0.00635		0.20189		- 22.34841	
	(0.00523)		(0.66888)		(69.94637)	
10. 短観	- 0.06470	***	6.58182	***	2530.94950	***
	(0.00914)		(1.16847)		(121.25955)	
11. GNP	0.04780	***	- 1.22350		- 176.21791	
	(0.00906)		(1.15905)		(121.20153)	
12. 法人企業統計	- 0.04810	***	- 4.81361	***	6147.64893	***
	(0.00950)		(1.21466)		(121.24935)	
13. 景気速報	0.00641		- 0.42721		- 21.26467	
	(0.00523)		(0.66888)		(69.94617)	
14. 景気確定	0.00920		- 0.65166		- 37.56418	
	(0.00641)		(0.81920)		(85.66554)	
15. 家計調査	- 0.01160	**	- 0.39849		1742.09025	***
	(0.00529)		(0.67695)		(69.96800)	
16. 家計調査（サラリー）	0.00000	***	0.00000		0.00000	***
	0		0		0	
17. IIP速報	- 0.02250	***	0.51998		980.68912	***
	(0.00718)		(0.91770)		(95.77436)	
18. IIP確報	0.01770	***	- 1.70014	**	1408.84487	***
	(0.00568)		(0.72631)		(75.45870)	
19. JGB入札	0.02220	***	1.95341	***	- 69.77418	
	(0.00523)		(0.66918)		(69.98766)	
20. BOJオペ	0.01460	***	- 0.67511		365.80097	***
	(0.00370)		(0.47377)		(49.49319)	
21. 合計値	0.00000		0.00000		0.00000	
	0		0		0	
22. スプレッド	0.00169	***	27.56276	***	3130.23354	***
	(0.00005)		(0.77125)		(80.29704)	
23. 出来高	0.00002	***	0.00064	***	7.02914	***
	0		(0.00006)		(0.64452)	

* () 内の値は標準偏差を表す。また、***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%で有意であることを表す。
 スプレッド、出来高が被説明変数のとき変数 22、23 はそれぞれボラティリティと出来高あるいはボラティリティとスプレッドである。

以上から、ボラティリティと出来高のイントラデイの動きはマクロ経済指標によっても説明可能であるが、スプレッドを説明することは難しく、その変動がボラティリティや出来高とは別の要因によって生じている可能性が高い。この点は § 5－1 とは異なる。

§ 6 おわりに

本稿は、国債先物市場の取引システムと価格形成の関係を、スプレッド、ボラティリティ、出来高のティック・データを用いて、マーケット・マイクロストラクチャの観点から説明しようと試みた。

取引中断仮説では、取引が再開された後、時間の経過につれてボラティリティなどは逡減する。本稿では、ボラティリティのイントラデイの動きを取引中断仮説で説明した。また、スプレッドと出来高は取引参加者の行動を考慮に入れると説明が可能となる。

さらに、マクロ経済指標を用いると、ボラティリティと出来高のイントラデイの動きを説明できるが、スプレッドの説明は困難である。

残された課題としては、ボラティリティ、出来高、スプレッドの関係についてのさらなる詳細な分析が必要であろう。また、マクロ経済指標の公表がボラティリティ、出来高、スプレッドに与える影響を GARCH モデルもしくはその拡張モデルで分析する必要もある。さらに、日本国債先物を取り引きしている他市場との比較を行い、最適な市場デザインを得る手がかりとすることも可能であろう。

参 考 文 献

- Admati, A. and P. Pfleiderer (1988) "A Theory of Intraday Trading Patterns," Review of Financial Studies 1, 3-40.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1987) "Trading Mechanisms and Stock Returns: An Empirical Investigation," Journal of Finance 42, 533-53.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1991a) "Market Microstructure and Price Discovery on the Tokyo Stock Exchange," in W. Ziemba (ed.), Japanese Financial Market Research, 169-96.
- Amihud, Y. and H. Mendelson (1991b) "Volatility, Efficiency, and Trading: Evidence from the Japanese Stock Market," Journal of Finance 46, 1765-89.
- Brooks, R., J. Park and T. Su (1999) "Large price movements and short-lived changes in spread, volume, and selling pressure," Quarterly Review of Economics and Finance 39, 303-16.
- Copeland, T. (1976) "A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival," Journal of Finance 31, 1149-68.
- Copeland, T. and D. Galai (1983) "Information Effects on the Bid-Ask Spread," Journal of Finance 38, 1457-69.
- Easley, D. and M. O' Hara (1987) "Price, Trading Size, and Information in Securities Markets," Journal of Financial Economics 19, 69-90.
- Epps, T. and M. Epps (1976) "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volume : Implications for the Mixture-of -distributions Hypothesis," Econometrica 44, 305-21.
- Glosten, L., and P. Milgrom (1985) "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders," Journal of Financial Economics 14, 465-74.
- Huang, R., J. Cai and X. Wang (2002) "Information-Based Trading in the Treasury Note Interdealer Broker Market," Journal of Financial Intermediation 11, 269-96.
- Huang, R. and H. Stoll (1994) "Market Microstructure and Stock Return Predictions," The Review of Financial Studies 7, 179-213.
- Jones, C., O. Lamont and R. Lumsdaine (1998) , "Macroeconomic News and Bond Market Volatility," Journal of Financial Economics, 315-37.
- Karpoff, J. (1987) "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey," Journal of Financial and Quantitative Analysis 22, March, 109-26.
- O' Hara, M. (1996) Market Microstructure Theory, Blackwell Publishers (『マーケット・マイクロストラクチャ』大村敬一他訳、金融財政事情研究会)
- Subrahmanyam, A. (1991) "Risk Aversion, Market Liquidity, and Price Efficiency," Review of Financial Studies 4, 417-42.
- Stoll, H. and R. Whaley (1990) "Stock Market Structure and Volatility," Review of Financial Studies 3, 37-71.
- 大村敬一他 (1998) 『株式市場のマイクロストラクチャ』日本経済新聞社。
- 釜江廣志・皆木健男 (2004) 「わが国国債先物市場の効率性：ティック・データによる検証」『生活経済学研究』20 巻、9 月。

B I S 規制の金融機関の行動への影響、 金融機関の合併

銀行は資本の毀損に反応して予防的に貸出を削減するか？
日本からの証拠

金融機関の合併についての調査研究
— 一定常性に基づいた市場固定 —

東北大学 渡部 和孝
経済学研究科

公正取引委員会 荒井 弘毅
経済取引局

銀行は資本の毀損に反応して予防的に貸出を削減するか？

日本からの証拠

レジュメ

本稿の目的は 1990 年代終盤の日本の長期経済低迷期における銀行貸出の低迷が、自己資本の毀損（「キャピタル・クラッシュ」）に反応した銀行の貸出供給の下方調節の結果なのか（「クレジット・クラッシュ」）、実証分析によって明らかにすることである。目的に照らし、銀行の新規貸出供給関数を銀行の自己資本資産比率の関数として推計する。

現行のバーゼル合意に基づいて国際的に協調された規制フレームワークの下では、銀行には自己資本の損失の際に貸出供給を削減するインセンティブがある。現行のフレームワークの下では、リスク調整済資本比率と呼ばれる自己資本とリスク加重資産の比率が、国内規制機関が特定する最低基準を下回らないことが必要とされている。貸出は各々の契約のクレジット・リスクに関係なく最高の 100 パーセントのリスク・ウェイトが指定されているため、貸出供給の削減により、銀行は株主資本を発行することなく RBC 比率を回復することができる。

厳しい経済下降局面における銀行貸出の低迷と銀行の自己資本の大幅な毀損は広く観察されている。1990 年代終盤の日本に限らず、1990 年代初頭の米国、及びヨーロッパ（特にスカンジナビア諸国）、並びに 1990 年代終盤の東アジア諸国でも同様の事象が見られる。

理論的見地からは、銀行の自己資本と銀行貸出の関係が、自己資本が大幅に毀損する時期に出現し、その他の時期には見受けられないということは、自己資本の状況が規制で決められた最低水準に近づくと、予期せぬ自己資本の低下に備え銀行が貸出供給を調節することで対処するということを示唆するものである。銀行は資本が十分な時にはこのような予防的行動をとらないが、これは、大幅な自己資本の毀損が発生しても規制基準を満たせなくなる可能性は小さいからである。Van den Heuvel (2002) がシミュレーション分析で示しているように、フォワード・ルッキングな銀行の自己資本の毀損への反応は、自己資本の増加凹関数である（新規）貸出供給関数にある。回帰分析にあたっては、（新規）貸出供給関数の凹性をとらえるため、いくつかの非線形の関数形を用いている。

銀行貸出の低迷が自己資本の毀損に反応した貸出供給の下方調節なのか、単に経済低迷期の収益性のある投資機会の欠如による借入需要の低迷を反映しているにすぎないのかを知ることは重要である。これは、公的資本の再注入による実質部門への銀行信用の供給の回復に効果があるのは、銀行が自己資本規制への懸念から貸出意欲が冷え込んでいる場合のみだからである。

本稿では Watanabe (2005) に従い、貸出供給を借入需要から識別する試みとして、1980 年代終盤の銀行の貸出ポートフォリオに占める不動産向け融資のシェアを 1990 年代の自己資本に対する操作変数として用いる。1980 年代に銀行の不動産融資への関与が深ければ深いほど、1990 年代における不良債権の負担が重く、自己資本が低いので、採用した操作変数は分析対象時期の経済状況に影響を受けない外生的ショックを効果的に拾うことになる。

推計された（新規）貸出供給関数が自己資本の増加関数であるだけでなく、Van den Heuvel (2002) のシミュレーションが示すのとよく似た強い凹性を示しているという実証結果は、「クレジット・クラッシュ」が、フォワード・ルッキングな銀行に、将来、規制の基準を満たせなくなるような事態を避けるインセンティブがある時に発生するという見方を支持するものである。

金融機関の合併についての調査研究 一定常性に基づいた市場画定－

レジュメ

荒井 弘毅

独占禁止法上の「一定の取引分野」の画定については多くの議論があり、合併等企業結合分野でのガイドラインの議論の中心の一つである。本稿は、この市場画定の際に財・サービスの価格の時系列での動きから、市場の範囲を検討する手法を検討し、日本の銀行業での事例に応用したものである。その基本的アイディアは、同じ市場で価格差があれば裁定が行われるはずであり、同種の商品であれば、価格も同様の動きをするはずであるというものである。この考え方に基づき、Forni（2004）での市場間の価格比の推移の定常性を検定するというアイディアを日本の銀行業での金利の推移に適用した。都市銀行・地方銀行・第二地方銀行・信託銀行・長期信用銀行間での月別貸出約定金利の価格比の対数値の定常性を検討した結果、それぞれの間の価格比の対数値は非定常な動きを示しており、これらの各種銀行事業は別々の市場を形成している可能性があることが示された。

独占禁止法を執行するに当たって、競争が行われる場である「一定の取引分野」を画定することは、東宝・新東宝事件¹⁾以来多くの議論がなされてきたところである。合併等企業結合分野でのガイドラインの議論の中心であり、また、郵便区分機の審判審決での検討にもあるとおり、不当な取引制限、私的独占事件等でも問題となり得るものである。本稿は、この市場画定の際に財・サービスの価格の時系列での動きから、市場の範囲を検討する手法を検討し、日本の銀行業での事例に応用したものである。

本稿での基本的アイディアは、同種の商品であれば、価格も同様の動きをするはずであるというものである。同種の商品なのに、あるところでは高い価格で、別のところでは低い価格になっていけば、低いところで買ったものが高いところで売られたり（裁定が行われたり）、高いところのものは販売量が低下する一方、低いところのものは引き合いが多くなり価格差が縮小していくはずである。この動きが生じておらず、ある程度の期間を見て、価格がばらばらな動きをしているような2つの財・サービスは、基本的には、同種の商品とは考えられないというものである。この考え方は、Stigler and Sherwin（1985）を嚆矢とするものであるが、Forni（2004）で市場間の価格比の推移の定常性を検定するという画期的なアイディアが提示され、Hosken and Taylor（2004）及び Genesove（2004）で活発な議論が展開されていたところである。

この議論を日本の銀行業での金利の推移に適用し、都市銀行・地方銀行・第二地方銀行・信託銀行・長期信用銀行間での月別貸出約定金利の価格比の対数値の定常性を検討した結果、それぞれの間の価格比の対数値は非定常な動きを示しており、これらの各種銀行事業は別々の市場を形成している可能性があることが示された。さらに、短期貸出及び長期貸出の約定金利の価格比の対数値のそれぞれの動きを見たときに、やはり非定常な動きを示しているものが多く、この見方を裏付けるものとなった。これまでの公正取引委員会の都市銀行の合併審査などで取られてきた銀行業全体を一つの市場と見た上でのシェア等の検討は、銀行の市場支配力を過小に捉えている可能性が高く、業態別の銀行業の競争の状況を検討する必要があることが示されたことになる。

算定結果は、現実の業態別の銀行業の産業組織に関する、異なる業態に属する金融機関の行動は、例えば、都銀・長信銀においては全国的かつ同質的な貸出対象範囲を有している一方、地域金融機関の行動する対象は参加者が限

¹⁾ 昭和 25 年（判）第 10 号東宝株式会社に対する件

定される相対的に狭い地域の金融市場であって、必ずしも中央市場との裁定取引が活発な、いわゆる完全競争的な市場ではないという指摘、護送船団行政による棲み分けがなされてきたという点を裏付けるものとなっている（鈴木 [1966]、黒田・金子 [1985]、粕谷 [1986]、吉岡・中島 [1987]、首藤 [1987]、高橋 [1988]、筒井 [1994]、堀江 [1997]、筒井・蠟山 [1987]、斉藤 [1997a, b]、加納・筒井 [2000]、Moor and Hill [1982]、Harrigan and McGregor [1987] 等参照）。その原因としては、店舗設置をはじめとする競争制限的な規制、地域金融市場には情報の非対称性の大きな中小企業がほとんどであって、その業種構成も多様であり、競争の度合いや資金需給状況が地域ごとに異なることが挙げられている。また、Kano and Tsutsui [2000] では、貸出市場の地域的分断性について地銀では県別の分断はないが、信用金庫では分断が見られたことが示されている。

こうした計量的側面・金融の実態分析を踏まえた上で、これまでの公正取引委員会の一定の取引分野の検討を評価すると、これまでの発表文書は合併審査での考え方の公表であって、直接、法的論点を要件に基づいて議論する場として判断基準を詰めていくものではなかったことを差し引いても、今少し細分化した市場画定が行われるべきであったかもしれないし、この意味で近年は改善が見られると考えられる²⁾。

本稿は、独占禁止法上の一定の取引分野について、計量経済学的手法を応用した市場の範囲の画定方法について示すとともに、日本の銀行業を題材としてその適用を行った。言うまでもなく、これらの手法を適用するに当たっては、検討対象となる市場・産業についての深い知識が必要となるものであり、単純にデータの処理だけで確定的なことが言えるようになるわけではない。現実の検討対象を前に、例えば、論点の一つである一定の取引分野についての見解が一致を見ないときに、参考資料の一つとなり得る性格のものである。しかしながら、この手法の活用できる場面はかなり幅広いと考えられ、また価格の時系列のデータだけでよいことからデータ制約も大きくないことから、今後、応用事例の蓄積がなされて、一つの分析ツールとなっていくことが期待される。

今後の検討課題としては、差別化された消費財等においてこうした手法を応用する可能性を探り、またそうした進展を踏まえて更に複数生産物についての評価もできるような手法上の発展が望まれるところである。

²⁾ また、金融機関合併の競争上の効果を分析するためには市場の画定以外にもシェアと貸出金利等の変化、市場の弾力性との関係についての検討も必要である。その際、同質性が高い商品の供給がなされているか、異質のサービス提供がなされているかも考慮すべきポイントとなると考えられる。

日本の銀行は資本の毀損に反応して予防的に貸出を削減したか？

渡部和孝[†]

東北大学大学院経済学研究科

西山慎一

カナダ銀行

岡田多恵

大阪大学大学院経済学研究科

2006年1月

要旨

本稿では、1990年代終盤の長期経済低迷期における日本の銀行貸出の低迷が資本の損失（「キャピタル・クラッシュ」）に反応した銀行による貸出供給の下方調節（「クレジット・クラッシュ」）の結果なのかについて、銀行の新規貸出供給を銀行の資本資産比率の（非線形の）関数として推計することにより、実証分析したものである。新規貸出供給関数における資本資産比率に関する項について二次関数やロジスティック関数といった非線形の関数系に特定して推計された（新規貸出）供給関数が銀行資本の増加関数であるだけでなく、凹関数でもあることを明らかにした。これは、「クレジット・クラッシュ」がフォワード・ルッキングな（将来を見据えて経営している）銀行に、将来、BIS規制の最低基準を満たせなくなるような事態を避けるインセンティブがあるという見方を支持するものである。

キーワード：クレジット・クラッシュ、凹関数

JEL classification: C21, G21

* 経済産業研究所「地域金融研究会」のメンバー、特に、家森信義氏には有益なコメントをいただいた。ここに謝意を表する。コメントをいただいた佐々木百合氏にも感謝する。渡部和孝は郵貯資金研究協会から助成を受けた。なお、論文の内容や意見は、執筆者個人に属し、カナダ銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 〒980-8576 宮城県仙台市青葉区川内2-7-1 東北大学大学院経済学研究科、

Tel: 022-795-6286 Fax: 022-795-795-6321

Email: watanabe@econ.tohoku.ac.jp

1. イントロダクション

本稿の目的は1990年代終盤の日本の長期経済低迷期における銀行貸出の低迷が、自己資本の毀損（「キャピタル・クラッシュ」）に反応した銀行の貸出供給の下方調節の結果なのか（「クレジット・クラッシュ」）、実証分析することである。目的に照らし、銀行の新規貸出供給関数を銀行の自己資本試算比率の関数として推計する。

現行のバーゼル合意に基づいて国際的に調和のとれた規制フレームワークの下では、銀行には自己資本の損失の際には貸出供給を削減するインセンティブがある。現行のフレームワークの下では、RBC（リスク調整済資本）比率と呼ばれる自己資本とリスク加重資産の比率が、国内規制機関が特定する最低基準を下回らないことが要件とされている。貸出は各々の契約のクレジット・リスクに関係なく最高の100パーセントのリスク・ウェイトが指定されているため、貸出供給の削減により、銀行は株主資本を発行することなく RBC 比率を回復することができる。

厳しい経済下降局面における銀行貸出の低迷と銀行の自己資本の大幅な毀損は広く観察されている。1990年代終盤の日本に限らず、1990年代初頭の米国、及びヨーロッパ（特にスカンジナビア諸国）、並びに1990年代終盤の東アジア諸国でも同様の事象が見られる。¹

理論的見地からは、銀行の自己資本と銀行貸出の関係が、自己資本が大幅に毀損する時期に出現し、その他の時期には見受けられないということは、自己資本の状況が規制で定められた最低水準に近づくと、銀行が予期せぬ負の自己資本ショック（自己資本の低下）に対し貸出供給を調節することで対処するというを示唆

¹ 銀行のミクロ・データを用いた米国の実証研究については Bernanke and Lown (1991), Berger and Udell (1994), Peek and Rosengren (1995 a, b, c)を参照のこと。日本の実証研究については、Woo (2003) 及び Watanabe (2005)を参照のこと。

するものである。銀行は資本が十分にある時にはこのような予防的行動をとらないが、これは、大幅な自己資本の毀損が発生しても規制の要件を満たせなくなる可能性は小さいからである。Van den Heuvel (2002)がシミュレーション分析で示しているように、フォワード・ルッキングな（将来を見据えて経営している）銀行の自己資本の毀損への反応は、自己資本の増加凹関数である（新規）貸出供給関数で特徴づけられる。回帰分析にあたっては、（新規）貸出供給関数の凹性をとらえるため、さまざまな非線形関数を試験的に利用している。

銀行貸出の低迷が自己資本の毀損に反応した貸出供給の下方調節なのか、単に経済低迷期の収益性のある投資機会の欠如による借入需要の低迷を反映しているにすぎないのかを知ることは重要である。これは、公的資本の再注入による实体经济（主に企業部門）への銀行信用の供給の回復に効果があるのは、銀行が自己資本規制への懸念から貸出意欲が冷え込んでいる場合のみだからである。

本稿では Watanabe (2005)に従い、貸出供給を借入需要から識別する試みとして、1980年代終盤の銀行の貸出ポートフォリオに占める不動産向け融資のシェアを1990年代の自己資本に対する操作変数として用いる。1980年代に銀行の不動産融資への関与が深ければ深いほど、1990年代における不良債権の負担が重く、自己資本が低いので、採用した操作変数は分析対象時期の経済状況に影響を受けない外生的ショックを効果的に細くすることになる。

推計された（新規）貸出供給関数が自己資本の増加関数であるだけでなく、Van den Heuvel (2002)のシミュレーションが示すのと同く似た強い凹性を示しているという実証分析結果は、「クレジット・クラッシュ」が、フォワード・ルッキングな銀行に、将来、規制の要件を満たせなくなるような事態を避けるインセンティブがある時に発生するという上述の見方を支持するものである。

以下では、2 節で、関連する背景、及び、理論的動機付けについて論じ、3 節でデータ、及び、計量経済学的問題を論じ、4 節で結果を報告するとともに政策インプリケーションを導く。5 節は結論である。

2 背景と理論的動機付け

2. 1 バーゼル自己資本合意とその国内化

バーゼル合意に基づく現行の日本の規制フレームワーク（以後、バーゼル合意に基づく国内規制フレームワークを下の合意と区別するため、「バーゼル（規制）・フレームワーク」と略称）では1992年度より施行されており、自己資本・リスク・ウェイト付け資産比率（リスク性の高い資産ほど高いウェイトを指定）が定められた最低基準を下回らないことが要件となっている。貸出は各々の契約のクレジット・リスク（各々の借り手の信用価値）に関わらず100パーセントのリスク・ウェイトが指定されている。

バーゼル合意は元来、複数の国で営業する銀行が統一的な国際規制基準の適用を受けるように、各国毎に異なる国内銀行規制を調和することを目的として成立したものである。日本の規制監督官庁（合意当初は大蔵省、現在は金融庁）は、元来の合意の精神にのっとり、国際的に営業する銀行（以後、「国際銀行」と略称）と国内でのみ営業を許可された銀行（以後、「国内銀行」と略称）でダブル・スタンダードを設定することを選択した。「国内銀行」に対する最低基準は「国際銀行」に対する最低基準（8パーセント）の半分（4パーセント）に緩和された。

バーゼル・フレームワークでは銀行に Tier II と呼ばれる擬似資本による Tier I と呼ばれるコア資本の補足を認めている。Tier I は株主資本と税引き後の次期繰越

利益から構成され、銀行のバランス・シート上の「資本の部」にほぼ相当する。Tier II に含まれる項目は積立金、(資産) 再評価、一般引当金／一般貸倒準備金、ハイブリッド負債、及び劣後債である。フレームワークは、銀行が最低基準の半分(「国際銀行」の場合 4 パーセント、「国内銀行」の場合 2 パーセント)を Tier I 項目で満たすよう義務付けている。

Ito and Sasaki (2002)は、日本の銀行は、コア資本が毀損した時には、劣後債のような擬似的な資本の発行により、効果的に RBC 比率が規制の最低基準を下回るような事態を効果的に避けてきたことを明らかにしている。さらに、当時の規制監督官庁の大蔵省が銀行に厳格な資産の自己査定を要求し、会計上、巨額の不良債権が発生した、1997 年度におけるもっとも厳しい「キャピタル・クランチ」の時期でさえ規制最低基準を満たせない銀行はなかったということも、銀行が RBC 比率をコントロールできることの証拠である。

2. 2 なぜ「キャピタル・クランチ」は「クレジット・クランチ」を引き起こすのか？

国際銀行(国内銀行)が 4 パーセント(2 パーセント)の Tier I 基準を下回らない限り、銀行は Tier II の補助的な資本を発行することでコア資本の損失を埋め合わせることができる。資本の巨額の損失により銀行にとってコア資本・リスク調整済み資産比率(Tier I 比率)が Tier I 基準を下回る脅威がある時のみ、銀行にとって Tier I 比率を引き上げるインセンティブが発生する。

銀行は Tier I 比率を引き上げる必要がある時、制度的には、新株を発行して比率の分子を引き上げるか、貸出などのリスク・ウェイトの高い資産を圧縮して比率の分母を小さくするかの二つの方法がある。しかし、Stein (1998)によって述べられて

いるように逆選択の問題があるため、新株の発行は困難である。銀行がリスクすぎる資産に投資した結果、失った資本を埋め合わせるために新株を発行したとして、そのような株式の引き受け手は数少ないと考えるのが自然である。実際、邦銀の中でもっとも厳しい「キャピタル・クランチ」を経験した大手行で1997年度の不良債権の巨額処理の後市場で新株を発行した銀行はない。

したがって、実際には、リスク・ウエイトの高い資産の削減が巨額の自己資本が毀損した時に Tier I 比率の回復を達成するために銀行に残された唯一の方法となる。貸出がリスク・ウエイトの高い資産のうち銀行の資産としては支配的なものなので、銀行には満期が来た時に貸出を削減する強いインセンティブがある。² これが、「キャピタル・クランチ」が銀行貸出供給の削減、いわゆる「クレジット・クランチ」につながる理由である。

2.3 予期せぬ負の資本ショックに対する保険としての「クレジット・クランチ」

銀行がフォワード・ルッキングであり、将来の資本の損失について確実には予想できないとする。このような場合、銀行には、資本の充足度が規制の最低基準に十分近くなった時、貸出供給を削減する強いインセンティブがある。資本が十分ある銀行は将来、規制の最低基準を満たせなくなるほどの巨額の資本の損失が発生する可能性は小さいので貸出供給を削減する動機は弱い。

Van den Heuvel (2002)は RBC 規制の下でのフォワード・ルッキングに行動する銀行を正式に分析した初めての試みである。彼は、自己資本比率（RBC 比率）が規制の最低基準がある時に、株主への配当金の割引合計額を最大化する銀行をモデル化

² 日本の銀行は株式保有が認められており、実際、銀行の株式保有は無視できない。株式を売ればバブル崩壊後の低迷する株式市場においてキャピタル・ロスを被り、さらに資本の毀損が進んだはずである。

し、銀行の最適な行動を数値シミュレーションすると、新規貸出が、実際の資本から最低必要資本を差し引いて定義される「超過」資本の増加凹関数になることを、明らかにしている。³

図 1 は、Van den Heuvel (2002) の Figure 4 で提示されたシミュレーションの結果である。最低要求資本は、冬季に貸された新規貸出供給に影響を受けない前期から繰り越された貸出金の元本の 8 パーセントである。⁴ この新規貸出に対する最適政策関数が増加凹であるという特徴は、銀行の資本化の程度が最低基準を著しく上回らない限り、資本・リスク非調整済み資産比率によって「超過」資本が置き換えられ、でも維持される。

銀行が将来を完全に予見でき、予期せぬ資本への下方ショックがないなら、銀行には「超過」資本を保有する動機もない。貸出が正のリスク・ウェイトをとまなう資産として支配的であり、現行のバーゼル・フレームワークの下ではほとんどの貸出のウェイトが 100 パーセントで固定されているので、銀行は最適解の下で貸出元本にほぼ比例する金額の資本を保有することになる。したがって、貸出元本は、每期、失われた（増加した）資本額にほぼ比例する金額だけ圧縮される（増加することになる。この場合、新規貸出供給に対する「最適」政策関数は自己資本の線形関数となる。

3. データと計量経済学

³ Kato and Nishiyama (2004) は短期金利がゼロで下方から制約を受けている時に、中央銀行の短期金利の調節をシミュレートし、短期金利が期待インフレーションの増加凹関数であることを明らかにした。

⁴ 8 パーセントは RBC 比率に対する世界的に受容された最低基準である。日本の「国内銀行」に対する 4 パーセントの最低基準は標準的なバーゼル・ガイドラインに対する例外であることに注意せよ。

3. 1 データ

個別銀行のデータ・ソースは日経 NEEDS 銀行財務データ・バンクである。本データは邦銀の分析のために標準的となりつつある。(Ogawa and Kitasaka [2000], Hoshi and Kashyap [2000], Ueda [2000], and Hoshi [2001]) データは1974年度から2000年度の27年間の期間をカバーしており、国内で免許を受けた銀行について、バランス・シート及び損益計算書に加え、産業別、担保種類別、用途別（設備資金／運転資本）の貸出金の分類も含んでいる。バーゼル RBC 比率については、全国銀行協会の全国銀行財務諸表分析を用いた。⁵

3. 3 サンプルの選択

銀行破たんに影響を受けた銀行—破綻（清算、または、国有化）した銀行、及び、財務上問題のある銀行を救済合併した銀行—はサンプルから落とした。破綻した銀行は定義より支払い不能であり貸出市場からの退出まで債務超過である傾向にある。⁶破綻銀行の資産（貸出金）は、銀行が清算されるか、新経営陣が旧経営陣を継承する際に、大幅に圧縮されるのが通常である。ほぼ銀行破綻の定義から、破綻銀行の新規貸出と資本充足性は強い正の関係になる。したがって、銀行破綻に影響を受けた銀行を含むと、「キャピタル・クランチ」に起因する「クレジット・クランチ」を過大推計することになる。「クレジット・クランチ」という場合、財政上支払い可能な銀行が RBC 比率に対する規制最低基準への懸念から貸出意欲が低下することを意味する。以上の結果、125銀行がサンプルに残る。⁷

⁵ いくつかの銀行の最近のバランス・シートの欠損項目については、アニュアル・レポートで捕捉した。

⁶ 会計政策を用い不良債権を隠すことで財政的に存続可能のようにみせかけていた銀行が、不良債権が最終的に認識され財務諸表に反映されると突然破綻するのはよく観察されている。

⁷ 非救済合併を経験した銀行については合併に関係した銀行の変数の値を足し合わせることで、合併前にも一つの銀行であったかのように扱う。日本興業銀行は1980年代について

3. 3 実証モデル

次の式を考える。

$$\frac{NL_{it}}{L_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{NL_{it-1}}{L_{it-2}} + \beta f\left(\frac{K_{it}}{A_{it}}\right) + \gamma X_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

従属変数 NL_{it}/L_{it-1} は銀行 i の t 年における貸出金元本で正規化した新規貸出である。新規貸出 NL_{it} は貸出金元本純増と不良債権処理の和で計算される。 K_{it}/A_{it} は現在の簿価ベースでの資本・資産比率である。 f は（非線形の）関数である。その他の独立変数は、従属変数のラグ、及び、銀行の制度的特長をコントロールするダミー変数の集合 X_i (CITY, TRUST, REGIONAL) である。CITY, TRUST, REGIONAL 各々、都市銀行、信託銀行、及び地方銀行を表す。各々の銀行グループは独特の顧客ベースを持っているので、 X_i は借入需要をコントロールすることが期待されている。⁸ η_i は個別銀行に固有の固定効果、 ε_{it} は誤差項である。

3. 4 資本・資産比率の尺度

(1) 式を推定する時に、簿価の自己資本と総資産の比率（自己資本総資産比率）を資本の指標として用いる。それ以外に2種類の候補となる変数がある。BIS リスク調整済み資本資産比率と銀行資産への未実現益（損）を含む市場ベース資本資産比率である。自己資本総資産比率は以下の2つの理由より優れている。

第一に、バーゼル規制フレームワークは最低資本基準を満たすための資本の少

分類済みの貸出データが欠損しているため落とした。八千代銀行は1990年代に創業したので落とした。

⁸ダミー変数は日本の銀行の伝統的な分類に基づいている。第二地方銀行がベース・グループとなっている。なお、長期信用銀行はサンプル選択の過程で全て落とされた。

なくとも50パーセントを、ほぼ簿価の自己資本に相当するコア（Tier I）資本にすることを要件としている。第二に、資本をリスク「調整済みでない」資産で基準化することにより、資本へのショックを分母から隔離することができる。代わりにリスク「調整済み」資産で基準化すると、貸出供給の成長（従属変数）から資本資産比率に、独立変数の分母を通してフィードバック効果が発生する。⁹さらに、銀行は、コア資本毀損の後、補助的な劣後債など、擬似資本を発行することにより BIS 資本の水準をコントロールすることができる。また、バーゼル規制フレームワークは市場ベース比率に対する最低基準を設定していない。

3. 5 新規貸出供給関数の凹性についてのテスト

増加関数である新規貸出供給関数の潜在的な凹性を捕らえることを意図したさまざまな特定形を用いる。

出発点として、二次関数を用いる。二次関数は凹関数の最適新規貸出関数の二次のテイラー展開と解釈可能なので、もっとも一般的な関数系である。二次関数は、一次の項が正で二次の項が負の時、無理のない変数の範囲（大きすぎない）では増加凹である。

次に、シミュレートされた新規貸出関数の増加、凹、及び傾きがゼロに漸近的に近づくという3つの特徴を持つロジスティック関数を用いる。ロジスティック関数の一般系は以下の式で与えられる。

⁹ 既往の貸出が多いほど、リスク調整済み資産は大きく、貸出が最高の100パーセントのリスク・ウェイトを指定されているためリスク調整済み資本資産比率は小さくなる。

$$f\left(\frac{K_{it}}{A_{it}}\right) = \frac{\exp\left(\varphi\left(\mu - \frac{K_{it}}{A_{it}}\right)\right)}{1 + \exp\left(\varphi\left(\mu - \frac{K_{it}}{A_{it}}\right)\right)} \quad (2)$$

φ 及び μ は推計すべきパラメーターである。Hubbard, Kuttner and Palia (2002)は銀行資本と契約上の貸出金利の潜在的な非線形関係を捕らえるためロジスティック関数を用いているが、非線形性は見出していない。

3. 6 内生性バイアスの修正

固定効果の除去

銀行固有の固定効果 η_i は資本資産比率、新規貸出の双方に相関している可能性があり、OLS 推計がバイアスを持たない条件に反する可能性がある。このような固定効果は、例えば、銀行のリスク回避度（企業文化）である。積極的な営業方針を採用している銀行は過度のリスク・テイクによって不良債権を抱えてしまう可能性が高いかもしれない。一方、保守的な経営の銀行は不良債権を抱える可能性が低いかもしれない。まず、式(1)の両辺の一階の階差を取り、固定効果 η_i を除去する。一階の階差を取ると銀行固有の銀行タイプダミー X_i も除去されることに注意する必要がある。

操作変数の使用

資本—貸出関係は景気変動を通じても起こりうる。経済情勢が悪化すると、企業は投資を下方に調節し、借入需要が減退する。一方、企業の営業パフォーマンスが不活発になると、負債の返済を期限通り履行できるほどの収益を稼げなくなる。その結果、既存の貸出が不良化し、貸し手銀行の資本を減少させる。同様に、好況期

には、借入需要が上昇し、銀行の高利益が資本に追加される。

Watanabe (2005)に従い、銀行の貸出供給曲線を、先に述べた景気変動に起因する資本－貸出関係から識別するために、1989年度の銀行の貸出ポートフォリオのうちの不動産融資シェア、REAL89 を銀行資本の操作変数として用いる。REAL89 の構築は、金融規制緩和後に系列企業を借り手として失ってから銀行が1980年代にポートフォリオを不動産への傾注が1990年代終盤における銀行の不良債権の規模をもっともよく説明するとする Ueda (2000)及び Hoshi (2001)の実証的発見に基づいている¹⁰

各銀行の不動産業向け融資のシェアの1980年度から10年間の成長ももう一つの操作変数として加える。¹¹

4. 実証分析の結果

4. 1 銃美的な分析結果

まず、1990年代の銀行資本と銀行貸出についてのマクロとミクロの事実を提示し、推測される正で凹の関係が銀行資本と銀行貸出の間に見られるか見てみる。

図2に示すように、1998年3月（1997年度末）に、国内免許行の自己資本資本総資産比率が急落し、国内向け貸出の長期低下が続いている。国内向け貸出は1997年4月から2000年3月までに4パーセント、20兆円、下落している。マクロ・データを見るかぎり、1997年度の「キャピタル・クランチ」に起因する「クレジット・クランチ」が発生したように見える。

¹⁰ REAL89 の妥当性についてのさらなる議論については Watanabe (2005)を参照のこと。

¹¹ 定数、貸出成長の2回、3回のラグ、預金成長の3回、4回、5回のラグ、及び、銀行の本店所在地の県の地価の成長の2回、3回のラグが操作変数とし加わっている。I

図3はバーゼル合意後の時期（1992～2000年度）¹²について主要行の自己資本総資産比率と新規貸出率をプロットしたものである。資本資産比率と新規貸出は全ての銀行の間に負の関係があるように見える。図4は地方銀行、第二地方銀行について、自己資本総資産比率と新規貸出率をプロットしたものである。サンプルに選択された111行の地方銀行、第二地方銀行についての銀行一年度オブザベーションがプロットされている。資本資産比率と新規貸出率の間に認識できるような関係は見出せない。各オブザベーションが塊を形成しているだけである。ミクロ・データは「キャピタル・クランチ」に起因する「クレジット・クランチ」とは整合的でないように見える。

4. 2 予備的な線形回帰の結果

表1は、資本資産比率と新規貸出率の関係が線形に制限された時のOLSと2SLS（操作変数法）の結果を示したものである。OLSでも2SLSでも統計的に有意な資本資産比率と新規貸出率の関係がない。このことは、関係が非線形という推測を支持するものである。

4. 3 非線形回帰の結果

表2は自己資本総資産比率の非線形関数を右辺の項の一つとしてもつ推計の主な結果を示したものである。回帰式は1995年度から2000年度までの5年間の銀行のパネルについて2SLS（二段階最小自乗法）を用いて推計する。¹³

¹² 図1に含まれている銀行は、東京三菱銀行、住友銀行、三和銀行、富士銀行、さくら銀行、及び第一勧業銀行であり、いわゆる「大手」都市銀行である。

¹³ サンプル期間は2000年度までである。これは、大手行の合併が2001年度に始まり、この後の時期が含まれるとサンプル・サイズが大きく減少するためである。

二次式による特定化

資本資産比率の推計された係数は正で、1 パーセント水準で統計的に有意であり、資本資産比率の二乗の係数は負で、5 パーセント水準で有意である。これらの推計値は銀行の貸出供給関数の凹性と整合的である。

図 5 は、推計された二次関数の貸出供給関数に基づいた予測された新規貸出率をプロットしたものである。(現在の) 新規貸出率の予測にあたっては、新規貸出率のラグについては、銀行一年度オブザベーションのサンプル平均で一定としている。

二次の貸出供給関数は新規貸出供給関数の凹性を驚くほどよく捕捉している。新規貸出供給関数は資本資産比率がおおよそ 0.035 未満では比率の増加関数であり、ゼロに到達すると比率が 0.035 を上回る時は平坦になる。予測された新規貸出率は新規貸出供給関数が増加している時は負である。推定された二次の新規貸出供給関数の形状からは、資本資産比率がおおよそ 0.035 の閾値を下回ると銀行が貸出供給をカットする引き金を引くと示唆される。

パラメーター制約付きのロジスティック関数による特定化

式(2)で表現される簿価ベースの資本資産比率に対するロジスティック関数で、出発点として本来推計されるべき ϕ 及び μ を各々、-100、0 に設定する。ロジスティック項 β は正で、1 パーセント水準で統計的に有意に推計されている。これは新規貸出供給関数の強い凹性を示唆する結果である。

図 6 は資本資産比率についてのロジスティック項をともなう推計された新規貸出供給関数に基づく各銀行一年度オブザベーションに対する予測された新規貸出率をプロットしたものである。二次関数の新規貸出供給関数で仮定したのと同様、

新規貸出率のラグについては、銀行一年度オブザベーションのサンプル平均で一定としている。

推計された新規貸出供給関数は自己資本総資産比率がおおよそ 0.04 未満の時、増加関数となっており、自己資本総資産比率がおおよそ 0.04 を上回る時に平坦になる。ロジスティック項をともなう推計された新規貸出供給関数の形状は推計された二次関数の新規貸出供給関数と整合的である。銀行は資本資産比率がおおよそ 0.035 を下回ると、自己資本不足に反応して自己資本の削減を始める。

推計されたロジスティック項をともなう新規貸出供給関数と図 1 で提示された Van den Heuvel のシミュレーションに基づく新規貸出供給関数は驚くほど形状が似ている。本稿の実証結果は、リスク調整済み資本資産比率が規制最低基準で下方制約を受ける場合に、フォワード・ルッキングの（将来を見据えて経営している）銀行が、資本の毀損に反応して、新規貸出供給について非線形の調整を行うという理論を強く支持するものである。

4. 4 頑健性のチェック

1997 年度は日本における金融監督規制の転換点である。規制監督課長（大蔵省）が銀行に既往の貸出のパフォーマンスについて厳格な基準による自己査定を初めて要求し、銀行が巨額の不良債権を処理したのは 1997 年度末である。大手行が BIS リスク調整済み資本資産比率に基づく行政介入の適用を受けたのも 1998 年度初めである。

頑健性のチェックとして、非線形推定を 1997 年度から 2000 年度のサンプル期間について繰り返してみる。結果は表 3 に示されている。符号は 1995 年度以降の長いパネルの結果と整合的だが、非線形項の推計された係数は長いパネル

からの係数より小さく10パーセントでも統計的に有意ではない。1997年からの短いパネルの結果が弱いのは、データが、銀行が十分資本を保持していた時期（1996年度まで）を欠いていることと関係がありそうである。

4. 5 政策的含意

実証結果から、公的資本の貸出供給への効果が銀行の資本充足度によって異なることが示唆される。十分自己資本のある銀行は、自己資本の制約を受けず、公的資本を注入されても貸出供給を増加させることはない。一方、自己資本が十分でない銀行の公的再資本化は貸出供給の回復に効果的である。

5. 結論

本稿では、1990年代終盤の長期経済低迷期における日本の銀行貸出の低迷が資本の損失（「キャピタル・クラッシュ」）に反応した銀行による貸出供給の下方調節（「クレジット・クラッシュ」）の結果なのかについて、銀行の新規貸出供給を銀行の資本資産比率の（非線形の）関数として推計することにより、実証分析したものである。

新規貸出供給関数における資本資産比率に関する項について二次関数やロジスティック関数といった非線形の関数系を用い、推計された（新規貸出）供給関数が銀行資本の増加関数であるだけでなく、凹関数でもあることを明らかにした。これは、「クレジット・クラッシュ」がフォワード・ルッキングな（将来を見据えて経営しえちる）銀行に、将来、規制基準を満たせなくなるような事態を避けるインセンティブがあるという見方を支持するものである。

参考文献

Berger, Allen N. and Gregory Udell (1994), “Did Risk-Based Capital Allocate Bank Credit and Cause a “Credit Crunch” in the United States?”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26: 585-628.

Bernanke, Ben S. and Cara S. Lown (1991), “The Credit Crunch”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991 (2): 205-39.

Hoshi, Takeo (2001), “What Happened to Japanese Banks?”, *Monetary and Economic Studies*, February: 1-29.

Hoshi, Takeo and Anil K. Kashyap (1999), “The Japanese Banking Crisis: Where Did It Come From and How Will It End?”, *NBER Macroeconomic Annual 1999* edited by Ben S. Bernanke and Julio J. Rotemberg.

Hubbard, R. Glenn, Kenneth N. Kuttner and Darius N. Palia (2002), “Are There Bank Effects in Borrowers’ Costs of Funds? Evidence from a Matched Sample of Borrowers and Banks,” *Journal of Business*, 75 (4), 559-581.

Ito, Takatoshi and Yuri Nagataki Sasaki (2002), “Impacts of the Basel Capital Accord on Japanese Banks’ Behavior”, *Journal of the Japanese and International Economies* 16 (3): 372-397.

Kato, Ryo and Shinichi Nishiyama (2005), “Optimal Monetary Policy When Interest Rates are Bounded at Zero,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 29 (1-2), 97-133.

Peek, Joe and Eric S. Rosengren (1995 a), “Bank Regulatory Agreements in New England”, *New England Economic Review*, May/June, Federal Reserve Bank of Boston.

Peek, Joe and Eric S. Rosengren (1995 b), “Bank Lending and the Transmission of Monetary Policy”, in *Is Bank Lending Important for the Transmission of Monetary Policy?*, edited by Joe Peek and Eric S. Rosengren, Federal Reserve Bank of Boston

Peek, Joe and Eric S. Rosengren (1995 c), “The Capital Crunch: Neither a Borrower nor a

Lender Be,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 27 (3): 625-38.

Stein, Jeremy C. (1998), “An Adverse-Selection Model of Bank Asset and Liability Management with Implications for the Transmission of Monetary Policy”, *RAND Journal of Economics* 29: 466-86.

Ogawa, Kazuo and Shin-Ichi Kitasaka (2000), “Bank Lending in Japan: Its Determinants and Macroeconomic Implications”, *Crisis and Change in the Japanese Financial System* edited by Takeo Hoshi and Hugh Patrick.

Ueda, Kazuo (2000), “Causes of Japan's Banking Problems in the 1990s”, *Crisis and Change in the Japanese Financial System* edited by Takeo Hoshi and Hugh Patrick.

Van den Heuvel, Skander (2002). The Bank Capital Channel of Monetary Policy. mimeo, the Wharton School, University of Pennsylvania

Watanabe, Wako (2005), “Prudential Regulation and the ‘Credit Crunch’: Evidence from Japan,” forthcoming in the *Journal of Money, Credit and Banking*, . 39, no. 2-3, 639-665

Woo, David (2003), “In Search for "Capital Crunch": Supply Factors Behind the Credit Slowdown in Japan”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 35 (6), 1019-38

表 1 線形回帰分析の推計結果、1995～2000年度

	OLS	2SLS
従属変数のラグ	-0.375*** (-9.663)	0.476*** (4.821)
自己資本総資産比率	-0.162 (-0.721)	1.192 (1.357)
サンプル・サイズ	750	750

注

1. 従属変数は新規貸出率。
2. *, ** 及び *** は係数が各々、10パーセント、5パーセント、1パーセントで有意であることを示す。
3. 括弧内は t 値

表 2 非線形回帰分析の推計結果、1995～2000年度

	二次関数	ロジスティック関数
従属変数のラグ	0.214 (1.326)	0.414*** (4.238)
自己資本総資産比率	19.314** (2.454)	
自己資本総資産比率の二乗	-232.341** (-2.322)	
自己資本総資産比率のロジスティック関数		0.692** (2.372)
サンプル・サイズ	7500	750

注

1. 従属変数は新規貸出率。
2. *, ** 及び *** は係数が各々、10パーセント、5パーセント、1パーセントで有意であることを示す。
3. 括弧内は t 値
4. Regressions are run by the 2SLS.
4. 2SLS で推計。

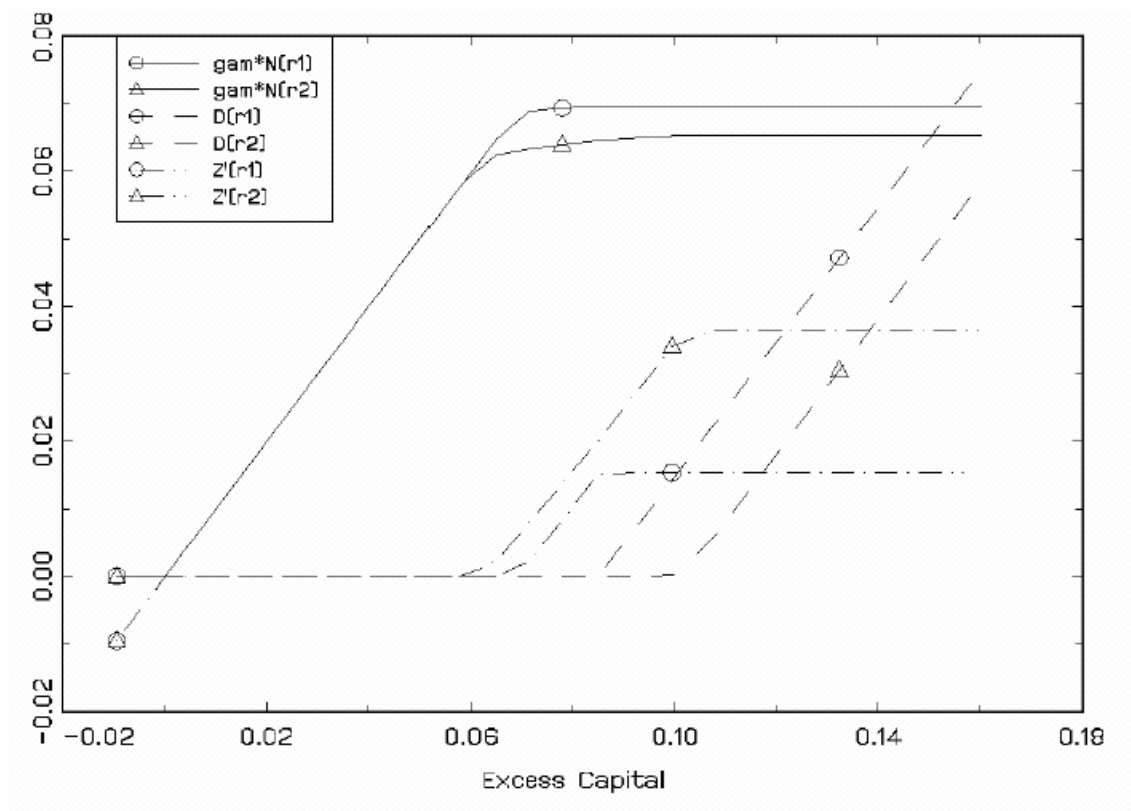
表 3 非線形回帰分析の推計結果、1997～2000年度

	Quadratic	Logistic
従属変数のラグ	0.422 (3.089)	0.504*** (4.072)
自己資本総資産比率	9.870* (1.838)	
自己資本総資産比率の二乗	-109.040 (-1.648)	
自己資本総資産比率のロジスティック関数		0.543 (1.554)
サンプル・サイズ	500	500

注

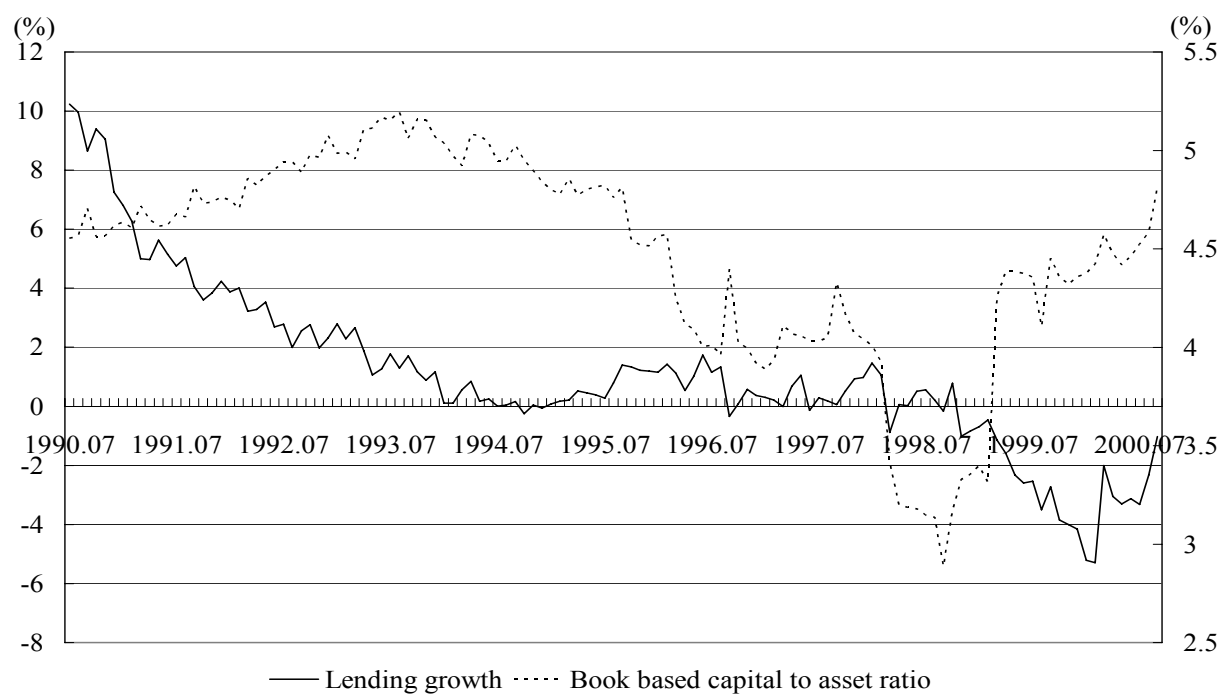
1. 従属変数は新規貸出率。
2. *, ** 及び *** は係数が各々、10パーセント、5パーセント、1パーセントで有意であることを示す。
3. 括弧内は t 値 4. Regressions are run by the 2SLS.
4. 2SLS で推計。

図1 シミュレートされた新規銀行貸出関数



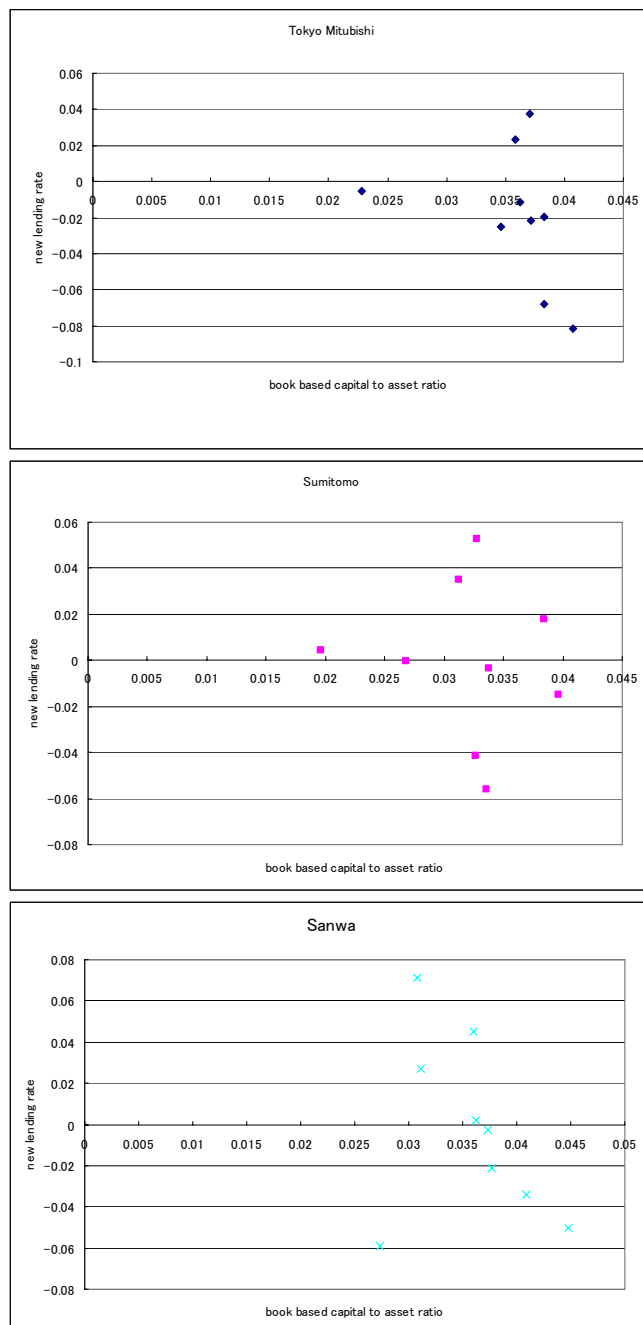
出所： Van den Heuvel (2002)

図2 国内免許行の国内向け貸出の成長と自己資本総資産比率



注：左軸のスケールは貸出成長を右軸のスケールは自己資本総資産比率を表す。

図3 銀行の自己資本層資産比率と新規貸出率
大手都市銀行



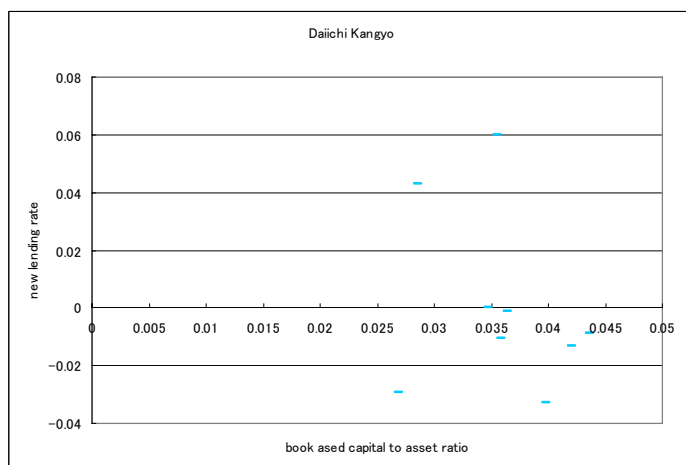
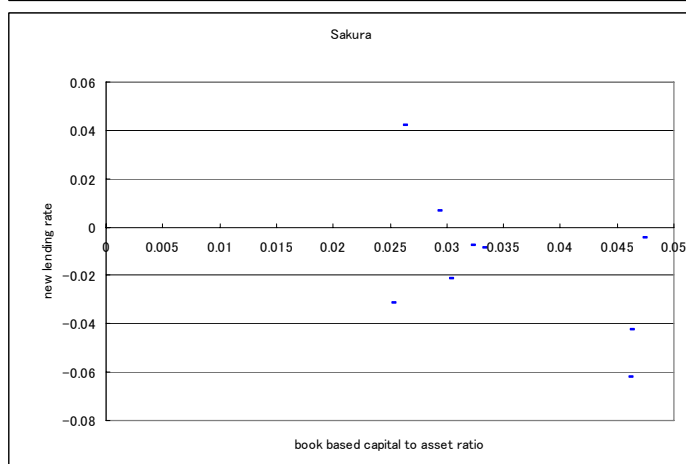
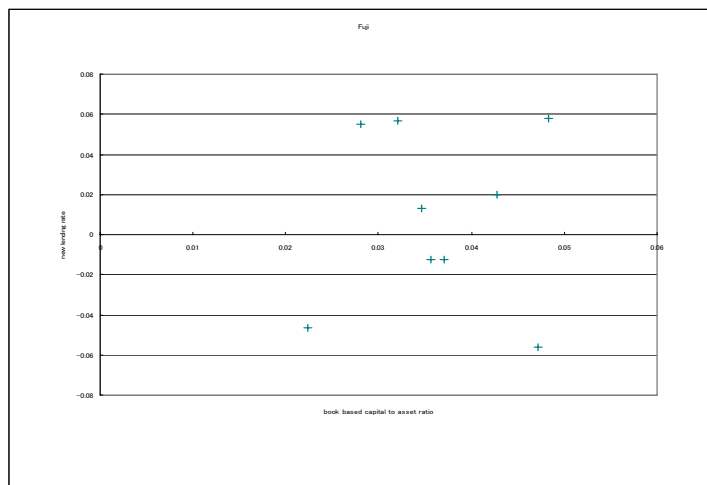


図4 銀行の自己資本層資産比率と新規貸出率
地方銀行（青色）、第二地方銀行（ピンク色）

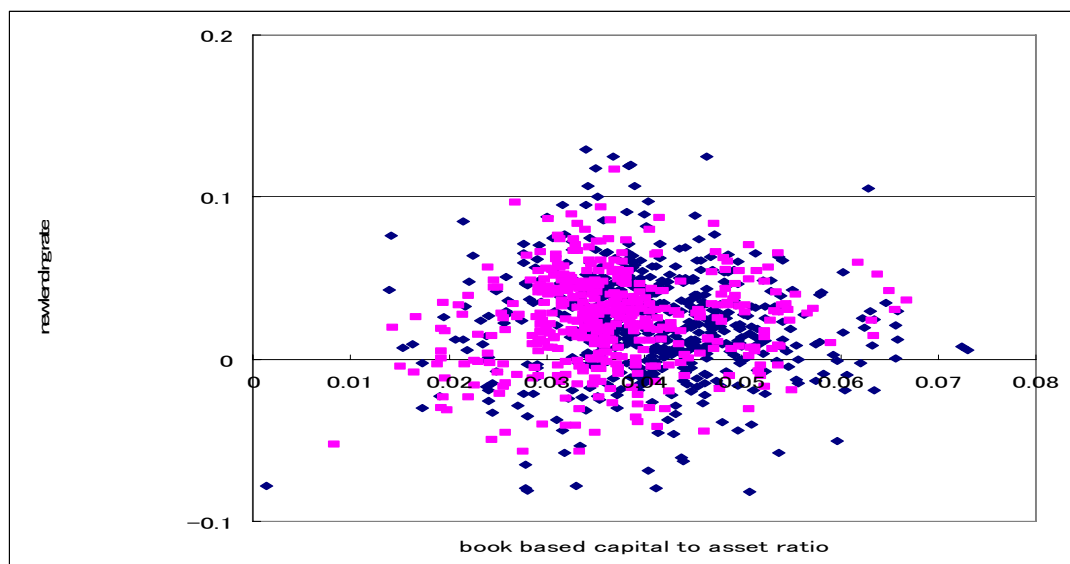
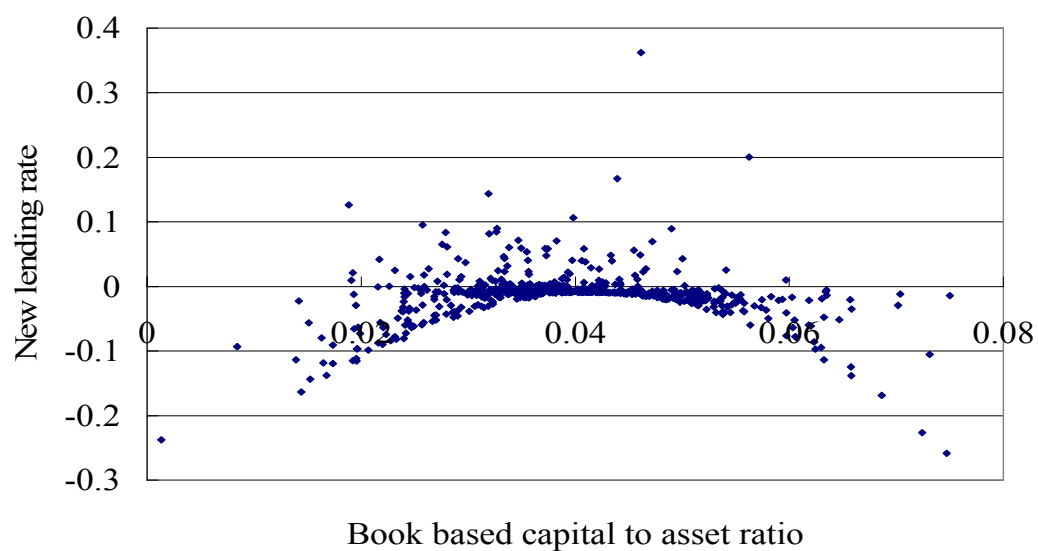


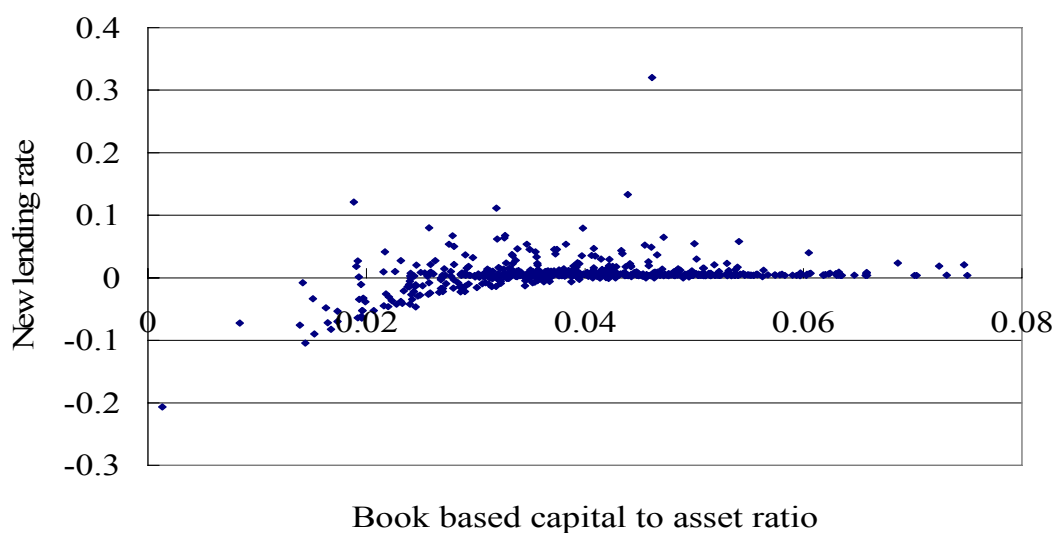
図5 予測された新規貸出供給関数、二次関数による特定化



注

(現在の) 新規貸出率の予測にあたっては、新規貸出率のラグについては、銀行一
年度オブザベーションのサンプル平均で一定としている。

図6 予測された新規貸出供給関数、ロジスティック関数による特定化



注

(現在の) 新規貸出率の予測にあたっては、新規貸出率のラグについては、銀行一
年度オブザベーションのサンプル平均で一定としている。

定常性に基づいた市場画定

荒井 弘毅*

要旨

独占禁止法上の「一定の取引分野」の画定については多くの議論があり、合併等企業結合分野でのガイドラインの議論の中心の一つである。本稿は、この市場画定の際に財・サービスの価格の時系列での動きから、市場の範囲を検討する手法を検討し、日本の銀行業での事例に応用したものである。その基本的アイディアは、同じ市場で価格差があれば裁定が行われるはずであり、同種の商品であれば、価格も同様の動きをするはずであるというものである。この考え方にに基づき、Forni（2004）での市場間の価格比の推移の定常性を検定するというアイディアを日本の銀行業での金利の推移に適用した。都市銀行・地方銀行・第二地方銀行・信託銀行・長期信用銀行間での月別貸出約定金利の価格比の対数値の定常性を検討した結果、それぞれの間の価格比の対数値は非定常な動きを示しており、これらの各種銀行事業は別々の市場を形成している可能性があることが示された。

キーワード：定常性、市場画定、一定の取引分野

1. イントロダクション

独占禁止法を執行するに当たって、競争が行われる場である「一定の取引分野」を画定することは、東宝・新東宝事件¹⁾以来多くの議論がなされてきたところである。合併等企業結合分野でのガイドラインの議論の中心であり、また、郵便区分機の審判審決での検討にもあるとおり、不当な取引制限、私的独占事件等でも問題となり得るものである。本稿は、この市場画定の際に財・サービスの価格の時系列での動きから、市場の範囲を検討する手法を検討し、日本の銀行業での事例に応用したものである。

本稿での基本的アイディアは、同種の商品であれば、価格も同様の動きをするはずであるというものである。同種の商品なのに、あるところでは高い価格で、別のところでは低い価格になっていけば、低いところ買ったものが高いところで売られたり（裁定が行われたり）、高いところのものは販売量が低下する一方、低いところのものは引き合いが多くなり価格差が縮小していくはずである。この動きが生じておらず、ある程度の期間を見て、価格がばらばらな動きをしているような2つの財・サービスは、基本的には、同種の商品とは考えられないというものである。この考え方は、Stigler and Sherwin（1985）を嚆矢とするものであるが、Forni（2004）で市場間の価格比の推移の定常性を検定するという画期的なアイディアが提示され、Hosken and Taylor（2004）及び Genesove（2004）で活発な議論が展開されていたところである。

この議論を日本の銀行業での金利の推移に適用し、都市銀行・地方銀行・第二地方銀行・信託銀行・長期信用銀行間での月別貸出約定金利の価格比の対数値の定常性を検討した結果、それぞれの間の価格比の対数値は非定常な動きを示しており、これらの各種銀行事業は別々の市場を形成している可能性があることが示された。さらに、短期貸出及び長期貸出の約定金利の価格比の対数値のそれぞれの動きを見たときに、やはり非定常な動きを示してい

¹⁾ 昭和25年（判）第10号東宝株式会社に対する件

* 本稿中意見にわたる部分は筆者個人の見解であり、著者の属する機関とは関係ない。

るものが多く、この見方を裏付けるものとなった。これまでの公正取引委員会の都市銀行の合併審査などで取られてきた銀行業全体を一つの市場と見た上でのシェア等の検討は、銀行の市場支配力を過小に捉えている可能性が高く、業態別の銀行業の競争の状況を検討する必要があることが示されたことになる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節で、独占禁止法上の「競争」・「一定の取引分野」の概念のまとめを行う。第3節で、これらについての先行研究・判例・批評・他国での議論について触れる。第4節で、定常性の考え方とその検定手法について検討する。第5節で、本稿で提示する手法を具体的に日本の銀行業に応用した分析を行う。第6節は結論と今後の課題を述べている。

2. 法制上の概念

(1) 不当な取引制限等の「一定の取引分野」

日本の独占禁止法第3条で規制されている不当な取引制限における「一定の取引分野」（独占禁止法第2条第6項）は、競争の行われる場を意味し、一定の供給者群と需要者群とから構成され、その範囲は、取引の対象・地域・態様等に応じて、違反とされる行為が対象としている取引及びそれにより影響を受ける範囲を検討し、その競争が実質的に制限される範囲をもって画定されるとされている²⁾。また、「競争」について、独占禁止法第2条第4項は、

「この法律において競争とは、二以上の事業者がその通常の事業活動の範囲内において、かつ、当該事業活動の施設又は態様に重要な変更を加えることなく次の各号に掲げる行為をし、又はすることができる状態をいう。

一 同一の需要者に同種又は類似の商品又は役務を供給すること

二 同一の供給者から同種又は類似の商品又は役務の供給を受けること」

と規定している。ここでの「競争」は、競争の行われる場（市場）としての「一定の取引分野」を構成し、その範囲を画定するための基本的な概念であり、これが成立しないのであれば、そもそも「一定の取引分野」が存在しないことになる³⁾。そして、一定の取引分野を構成する競争には、顕在的な競争のみならず、潜在的な競争を含むとされている³⁾。

なお、この不当な取引制限における「一定の取引分野」の考え方は、基本的に、私的独占の事件においても同様の考え方が用いられることとなる。

(2) 企業結合審査における「一定の取引分野」

日本の独占禁止法第4章で規制されている企業結合の分野においても「一定の取引分野」の画定は大きな意義を有しており、公正取引委員会のガイドライン（「企業結合審査に関する独占禁止法の運用指針」⁴⁾）においても大きな地位を占めている。

そこでは、一定の取引分野に関して、「基本的考え方」、「商品範囲（（1）用途、（2）価格・数量の動き等、（3）需要者の認識・行動）」、「地理的範囲（（1）供給者の事業地域、需要者の買い回る範囲等、（2）商品の特性、（3）輸送手段・費用等）」及び「その他」の各面から、様々な考慮事項が整理されている。

一定の取引分野の画定の基本的考え方としては、一定の取引分野は、取引対象商品（役務を含む。以下同じ。）、

²⁾ 東京高等裁判所平成5年12月14日判決・高刑集46巻3号322頁（社会保険庁シール談合刑事事件判決）

³⁾ 東京高等裁判所昭和61年6月13日判決・行集37巻6号765頁（旭礦末資料事件判決）

⁴⁾ 公正取引委員会平成16年5月31日＜<http://www.2jftc.go.jp/pressrelease/04.may/04053101.pdf>>参照

取引の地域（地理的範囲）、取引段階、特定の取引の相手方等の観点から画定されるので、まず、当事会社グループが行っている事業すべてについて、取引対象商品を列挙し、それぞれ商品範囲を画定した上、その一つ一つについてさらに地理的範囲等を画定していくとされている。

商品範囲に関しては、一定の取引分野の商品範囲は、需要者からみて取引対象商品と機能及び効用が同種である商品ごとに画定されるとし、取引対象商品の機能及び効用と他の商品の機能及び効用とが同種であるか否かは、仮に当該商品の価格引上げ等が生じた場合、需要者が当該商品に代えて他の商品を購入し得るため、当該他の商品が、当該商品の価格、数量等の自由な動きを妨げる要因となるか否かを基準に判断される。例えば、甲商品の価格が上昇した場合、甲商品の需要者が甲商品に代えて乙商品を購入するために甲商品の売上げが減少することが予測されることから、乙商品が甲商品の価格引上げを妨げることとなるとき、甲商品と乙商品とは機能及び効用が同種であると判断されるとしている（「運用指針第2, 2」より）。

さらに、一定の取引分野の商品範囲を画定するに際しては、（１）用途、（２）価格・数量の動き等及び（３）需要者の認識・行動のような観点から、需要者からみて取引対象商品と機能及び効用が同種であるか否かを判断するとしている。

また、地理的範囲に関しては、一定の取引分野の地理的範囲は、ある地域において前記商品範囲の判断基準により画定された商品の価格引上げ等が生じた場合、需要者が当該地域の供給者に代えて他の地域の供給者から当該商品を購入し得るため、当該他の地域の供給者が、当該地域における価格、数量等の自由な動きを妨げる要因となるか否かを基準に判断される。

さらに、一定の取引分野の地理的範囲を画定するに際しては、（１）供給者の事業地域、需要者の買い回る範囲等、（２）商品の特性及び（３）輸送手段・費用等のような観点から、同一の地理的範囲であるか否かを判断するとしている。

3. 判例評釈等・他国の事例

この一定の取引分野については、不当な取引制限等の側面からは、東宝・新東宝事件、社会保険庁シール談合事件、旭礦末資料事件等の判審決の批評を通じて検討がなされたものがある。具体的には、例えば、付録1のようなそれぞれ特色ある研究がなされている。

また、一定の取引分野の一般論については根岸・舟田（2003）、川濱ら（2003）での言及なども参考となる。これらからは、具体的な事業者や事業者団体の行為と無関係にあらかじめ画定されるのではなく、当該行為がいかなる範囲の競争に影響を及ぼすものであるかを判断することによって、個々具体的に画定されとする、原則を見ることができる。

企業結合の側面からは、累次の公正取引委員会の合併関連ガイドラインでの一定の取引分野の検討が参考となる。また、これらについての解説書（舟橋、1995；鶴瀨、1998）、更に山根（2002）、武田（2001）での分析もなされている。

日本の一定の取引分野についての経済学的な分析は、後藤・鈴木（1999）での「企業結合に対する規制」小田切（1999）の議論が参考となる。そこでは、一定の取引分野の取り方により合併は認められやすくなったり、認められにくくなるとしており⁵⁾、その上で第1種の誤り（社会的厚生を高め得る企業結合を抑制してしまうこと）による損失が大きかったとは想像しにくく、競争の維持を優先すべきとコメントがなされている⁶⁾。

⁵⁾ 小田切（1999）、P273

他方、外国の状況に関しては、米国における 1992 年水平合併ガイドライン（米国司法省及び連邦取引委員会、1992）における反トラスト上の市場（の画定）についての定義が知られている。この定義は近年欧州委員会（欧州委員会、1997）により支持され、幾つかの国での経済学的な議論及び反トラスト当局から重要な参照点とされている。

そこでは次のとおり記されている⁷⁾。

「市場は、その他のすべての製品の販売の条件が一定に保たれているとしたときに、仮想的な利潤最大化企業が価格規制なしに、その地域でその製品のただ一つの生産者又は販売者が、少なくとも「小さいが実質的で一時的でない」価格引上げを行うことができるような、生産又は販売される製品又は製品のグループとして、かつ、地理的範囲として定義される。関連市場は、この検証を満たすものよりも大きくない製品のグループ及び地理的市場である。」（FTC and USDOJ、1992）

この定義は、「市場支配力」の考え方と密接に関連している。合併ガイドラインによると、「合併は、市場支配力を作ることとなるか又は増進することとなる場合に許されるべきではない」ことの定義として、「実質的な一定の期間価格を競争的なレベルよりも引き上げて利益を得る能力」としている（FTC and USDOJ、1992）。この合併ガイドラインの市場の定義は、非合併の反トラスト事件にも適用される。競争者間での協調に対する反トラストガイドライン⁸⁾では「一般的に競争者との協調により市場に影響が及ぶ場合、反トラスト当局は水平合併ガイドラインの第1章で定義された関連市場の定義のアプローチを用いる」としている（FTC and USDOJ、2000）。

経済学の観点からは、この合併ガイドラインの定義は簡単に計量経済学の手続に翻訳することが難しく、反トラスト市場の線引きに用いられるべき量的方法についての経済学者間での一般的な同意は存在しないと考えられる。特に「仮想的な独占者」の定義は理論的観点からすると合理的であるけれども、その直接の実際上の実施は極めて難しいとするものがある（Froeb and Werden、1991；Sherwin、1993）。適切な統計的手法についての共通している見方は、当局は残余需要関数の弾力性の推計に基づいた決定をすべきであるとするものがある（Baker and Bresnahan、1988；Kamershen and Kohler、1993；及び Scheffman and Spiller、1987）。しかしながら、Werden and Froeb（1993）は、この方法は合併ガイドラインと首尾一貫した唯一の方法であるが、この方法の欠点として、一般への適用が難しいことが挙げられている（Stigler and Sherwin、1985）。

4. 定常性の考え方と検定手法

（1）検討手法の先行研究

こうした問題点に対して、計量経済学からのアプローチも様々な形でなされており、一つには、市場間の価格の動きの面からのアプローチと呼ばれ得るものである。このアプローチの背後の基本的考え方は、市場は製品の同質性により定義付けられ、裁定によって同じ製品の価格がそれぞれ独立に動くことは妨げられるであろうとするものである（Stigler and Sherwin、1985）。実証的には、回帰、同時方程式、相関関係、グレンジャーの因果関係及び共和分に基づいた幾つかの種類の検証が提案されている（Horowitz、1981；Slade、1986；Stigler and Sherwin、1985；Uri、Howell and Rifkin、1985；Uri and Rifkin、1985）。一般的には、このアプローチにおける手法は、比較的应用が容易で、データ要求が最低限のものであり、価格の系列だけが必要となるものである。しかしながら、

⁶⁾ ibid. P283

⁷⁾ FTC and DOJ（1992）、< <http://www.ftc.gov/bc/docs/horizmer.htm> > section1.0 参照

⁸⁾ FTC and DOJ（2000）、< <http://www.ftc.gov/os/2000/04/ftcdojguidelines.pdf> >

理論的な直感では本質的に同じであるにもかかわらず、提案された方法は異なっており、実務上異なった結果を導き得るものである。さらに、これらの手法は、合併ガイドラインにおいて定義された（「経済学上の市場」又は「取引市場」と異なった概念としての）「反トラスト市場」の概念との関係が曖昧であるとして、批判されてきている（Baker、1987；Sheffman and Spiller、1987；Werden and Froeb、1993）。

これらの批判を踏まえて、Forni（2004）では、価格の動きのアプローチに基づいた手法が提案されている。その方法は、反トラストの観点から二つの製品が同じ市場であるための必要条件はそれらの価格比の対数値の動きが定常であるという議論である。仮にこの結果が非定常であったならば、異なった市場であると結論付けることができるものとするものである。この提案された手法は、より単純でありより一般的に有効なものと考えられる。他方、これに対して、Hosken and Taylor（2004）は、2つの市場間での価格差の生じる原因を詳細に把握した上でないと、その手法が適用できないことを米国のガソリン卸売市場のデータでの検証を基にして批判している。また、Genesove（2004）は、2つのベルトラン均衡の市場での関係の例を挙げて各市場での競争の行われ方を知悉した上でないと誤った検証結果が出る可能性があることを理論的に示している。

これらの批判にもかかわらず、Forni の手法は、検討すべき市場の実態を把握した上でそれらの関係を見るときには十分応用可能で有用なものと考えられる。このため、次節では、この方法を実際の日本の銀行業における競争の行われ方という局面に適用し、その実態を明らかにしてみたい。

（2）定常性について

観察データにおいて平均と分散が時間を通じて共通かつ一定であって、自己共分散は2時点の差のみに依存しているときデータは定常であるといわれ、これらの条件を満たさないとき、そのデータは非定常である⁹⁾。経済現象では発散するデータ系列は多くはないものの、定常的な系列とともにランダムウォークな過程がしばしば存在するとされている（ $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$ ）。定常的な系列は平均値への復帰の傾向が見られ、ショックは一時的なものと考えられる。他方、非定常なデータについてもランダムウォークのように階差（ $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ ）を取ることによって定常過程となる階差定常のものがある。

（3）定常性の検定と市場画定

二つの製品（ z_i, z_j ）が同じ市場のものであるかどうかを決定するために、それらの価格をそれぞれ z_{it}, z_{jt} とし、この比を $Z_t (= z_{it} / z_{jt})$ とする（添字 t はある時点を表す）。これらの製品の価格の推移が、代替的・補完的な経済学的に一定の関係と近似できるものであった場合（ $z_{it} = f(z_{jt})$ ）、その価格比 Z_t の推移も両製品の関係から $\frac{z_{it}}{z_{jt}} = \frac{f(z_{jt})}{z_{jt}} = F(z_{jt})$ という一定の関係を有するものとしてなり、その推移についても平均・分散が一定のもので自己共分散も有限の値を示すものとなると考えることができる。時系列データでは誤差項に関しても、ここで観測されたデータは交換可能なものとして扱われており（ z_i, z_j ）、バイアスはないため、価格比のデータ系列が定常であるときに、両製品は一定の関係を有し、同じ市場を形成する必要な条件を検討するものとなっているといえる。

（4）定常性の検定について

⁹⁾「定常性とは、数学的には以下の3式によって表現される性質である。

$$E(y_t) = \mu < \infty, \quad \text{var}(y_t) = \gamma(0) < \infty, \quad \text{cov}(y_t, y_{t-s}) = \gamma(s) (s = \dots, -1, 0, 1, 2, \dots)$$

データの定常性については、非定常なデータを用いた回帰分析を行うと見せかけの回帰が生じてしまうおそれがあることから、様々な研究が進められており、単位根の検定については、ディッキー＝フラー検定（Dickey and Fuller、1979）とそれを「拡張した」ものが ADF 検定として知られている。また Kwiatkowski ら（1992）によって提案された KPSS テストなど幾つかのものが知られている。

ここでは、実証に応用する際に理解が必要となるこれらのテストの特徴を二つだけ記すこととする。第一に、双方のテストとも、事前に選ばれるべき次数（階差）に依存する面がある。第二に、ADF（k）テストの帰無仮説は非定常性であることであり、帰無仮説の棄却が定常性を示すことになるが、反対に KPSS（w）テストの帰無仮説は定常性であって、その棄却が非定常性を示すことになることである。定常性がないことを確かめるためには KPSS テストが選好されるが、小さなサンプルの場合にはゆがみが生じることがある。このため ADF テストの補完的活用が必要となっている。

5. 日本の銀行業での事例研究

（1）これまでの日本銀行業の一定の取引分野の考え方

日本の銀行業に対する独占禁止法上の問題は主として都市銀行の合併に対する審査として検討され、公正取引委員会が大手都市銀行の合併での検討を公表してきたもの^{1 0)}が参照すべきものとなる。その中で、一定の取引分野については、預金、貸出、外国為替及び証券の各業務について、おおむね次のとおり考えられてきた。

- ① 預金業務：主として全国市場について、全国に店舗を置いて営業展開する都市銀行、長期信用銀行及び信託専門銀行ベースで検討し、地域市場（都道府県）については、その地域に店舗を置いて営業展開する地方銀行等を含めての検討。
- ② 貸出業務：主として全国市場について、全国に店舗を置いて営業展開する都市銀行、長期信用銀行及び信託専門銀行ベースで検討し、地域市場（都道府県）については、その地域に店舗を置いて営業展開する地方銀行等を含めての検討。
- ③ 外国為替業務：外国為替取引は、「対顧客取引」と「インターバンク取引」とに分けられるところ、いずれも、東京外国為替市場で活動する全金融機関ベースでの検討。
- ④ 証券業務：株式及び債券に係る引受業務及び売買業務のそれぞれにおいて、一定の取引分野が成立すると判断して検討。

その上で、幅広い観点から主として定性的な検討に基づいて独占禁止法上の判断が下されたと公表されてきている。

（2）銀行業の競争

銀行業は、預金を集めて、貸出を行い、その差額を利潤としている面を有している^{1 1)}。このため、通常の財・サービスの商取引での価格に相当する金利という市場における競争手段が存在する。そこで、この金利に着目して

^{1 0)} 例えば、「(株)東京三菱銀行、三菱信託銀行(株)及び日本信託銀行(株)の持株会社の設立による事業統合について」(公正取引委員会、平成13年1月11日) < <http://www.jftc.go.jp/pressrelease/01.january/01011103.htm> > ほか参照

^{1 1)} 業態により総利潤に占める割合は異なるが、おおむね4割から7割程度。以下では、銀行の収益構造のうち利ざやに関する部分での収益最大化行動が採られていると考えている。これは、近年の金融庁の観察データはコア業務純益などにシフトしており、銀行行動のすべての面を見ようとするものではないが、ある分野での市場の競争の状況をどのように考えるかといった点に着目している。

貸出業務における競争の状況を業態間で比較することとする。すなわち、全国市場における、都市銀行、地方銀行、第二地銀、信託銀行及び長期信用銀行のそれぞれについて、その金利の推移を検討することによって、これら業態がどのような競争関係にあるかを分析しようとするものである^{1 2)}。具体的には、それぞれの業態間の金利の比率の対数値の時系列での動きを見ることによって、それが定常か非定常かによって、それぞれの業態間で競争が行われているかどうかを検証しようとするものである。これは、比較対象となるものが金利といった数値で示されるものであり、使い慣れ等のサービス面での差別化はある程度はあるものの、基本的には製品差別化がない商品であり、その意味では Forni の手法を適用するのにふさわしいものである^{1 3)}。金利の比率が定常であるということと両市場が競争的かつ裁定が十分に働いているということは 1 対 1 で対応しない面はあるものの、ここでは市場画定の手法の事例としての Forni の分析手法の応用可能性を探ろうとしたものである。また、比較するものの比率の対数値を採る点でも、異なる業態間の全国市場で見て、価格形成要因の実態上加法処理が必要となるところは存在しないことから適切であると考えられる^{1 4)}。

(3) データ・算定上の留意点

使用するデータは、金融経済統計月報から都市銀行 (RMAC)、地方銀行 (RMAL)、第二地銀 (RMAM)、信託銀行 (RMADT) 及び長期信用銀行 (RMALT) の 1982 年 10 月から 2002 年 3 月までの毎月の貸出約定金利のデータを用いる^{1 5)}。また、Forni の論文では、ADF 検定のラグを 4 又は 8 と (週別データであったため前月同週及び前々月同週ではあったが) 恣意的に決められていたが、本分析では、Schwarz 情報基準 (SIC) に基づいた決定と前年同月である 12 を用いた。KPSS 検定の Bartlett window は、Forni では 8 又は 16 とされていたが、本分析では Schwarz 情報基準 (SIC) に基づいた決定と前年同月である 12 とを用いた。

なお、次表から有意水準 5 % は *、1 % は ** で示している。

(4) 算定結果

それぞれの業態別の金利の比率の対数値を時系列で見たときに、その系列が定常であるかどうかについて算定したのが次の表 1 及び表 2 である。表 1 は KPSS 検定の結果である。表 1 の右上側半分は SIC に基づくバンド幅の選択に基づいたものですべて 11 であった。左下側半分は 12 で計算したものである。

^{1 2)} 業態間の金利格差は、主要な顧客の信用レベルの違いを反映している可能性があるが、以下の分析においては、業態間の比率の推移を見ることによって、これを回避しようとするものである。しかしながら、景気とともに信用の分布が変動することによる影響は完全には除くことはできないものとなっている。また、金融商品は特異性を有するものであり、銀行貸出の一般的な分析は難しいが、ここでは貸出市場の競争状況を描写しようとするものである。

^{1 3)} ただし、地域や貸出先の信用リスクの違い、貸出市場の特性としての約定金利の市場的でない側面、ゼロ金利政策等の金融政策の影響、歩積み両建てによる実効金利の水増し、実質利子率と名目利子率の問題等については、個別の合併事例に際し、地域ごと、対象産業ごとなど具体的な検討に基づいた総合的な判断が必要となるのは言うまでもない。

^{1 4)} Hosken and Taylor (2004) では、ガソリンの卸売価格の比率分析を行うとするとパイプラインの距離の増分が加法による取扱いとなっているところに現実をうまく表せていなくなる点が批判されていた。

^{1 5)} 当月末貸出残高のうち、当該月中において実行した貸出 (書替継続を含む) にかかるもの。

なお、預金金利に関しては 1979 年譲渡性預金創設、85 年市場連動型金利預金、94 年預金金利完全自由化と規制があったが、貸出に関しては臨時金利調整法の範囲内で各行が自主的に決定した金利となっている。

表 1 : KPSS

	RMAC		RMAL		RMAM		RAMDT		RMALT	
RMAC	—		1. 24	**	1. 36	**	1. 88	**	0. 28	
RMAL	1. 16	**	—		1. 19	**	1. 79	**	0. 79	**
RMAM	1. 26	**	1. 11	**	—		1. 81	**	1. 32	**
RAMDT	1. 76	**	1. 67	**	1. 69	**	—		0. 58	*
RMALT	0. 26		0. 74	**	1. 23	**	0. 54	*	—	

また、次の表 2 は ADF 検定の結果である。右上側半分は SIC に基づくラグの数が括弧の中に入っている。左下側半分はラグ 12 を用いたものである。

表 2 : ADF

	RMAC		RMAL		RMAM		RAMDT		RMALT	
RMAC	—		0. 59 (1)		-0. 61 (2)		-1. 85 (1)		-1. 58 (2)	
RMAL	-0. 21		—		-1. 26 (1)		-0. 98 (1)		-0. 46 (2)	
RMAM	-1. 12		-2. 15		—		-0. 17 (7)		0. 60 (2)	
RAMDT	-0. 33		0. 87		0. 07		—		-2. 09 (1)	
RMALT	-2. 26		-1. 26		0. 02		-2. 02		—	

表 1 によると、SIC 及びバンド幅 12 の双方とも、都市銀行と長期信用銀行との関係を除いた関係において、定常性が 1 % 有意の水準で棄却されており（信託銀行と長期信用銀行の関係では 5 % 有意の水準）、都市銀行と長期信用銀行以外の業態間は相互に非定常の関係と推定される。これは、表 2 においても、いずれの関係も非定常性が棄却できないという結果が出ていることから補完的に裏付けることができる。

これは、すなわち、都市銀行と長期信用銀行は同じ市場の可能性があるが、都銀と地銀、都銀と第二地銀、都銀と信託銀行、地銀と第二地銀、地銀と信託銀行、地銀と長期信用銀行、第二地銀と信託銀行及び第二地銀と長期信用銀行は、それぞれ異なった市場として評価すべきと考えられることとなる。

さらに、これを詳細に検討するために、それぞれの業態別の短期・長期の区別をした月次データに基づいて、業態別の定常性の検定を実施した。その結果については、付録 2 を参照されたい。

短期での業態間の関係は、付録 2 の表 3 から信託銀行と長期信用銀行との関係以外のところで、定常性が 1 % 有意の水準で棄却されている。また表 4 でも信託銀行と長期信用銀行の関係がラグ 12 において 5 % 水準で非定常性が棄却されているものの、それ以外のところでは非定常性は棄却できないことから、短期の貸出市場においては信託銀行と長期信用銀行の関係を除いて、表 1 と表 2 で見た都銀と長信銀の関係も含めた各種銀行業態間は非定常な関係にあり、異なった市場として評価すべきと考えられるものとなった。

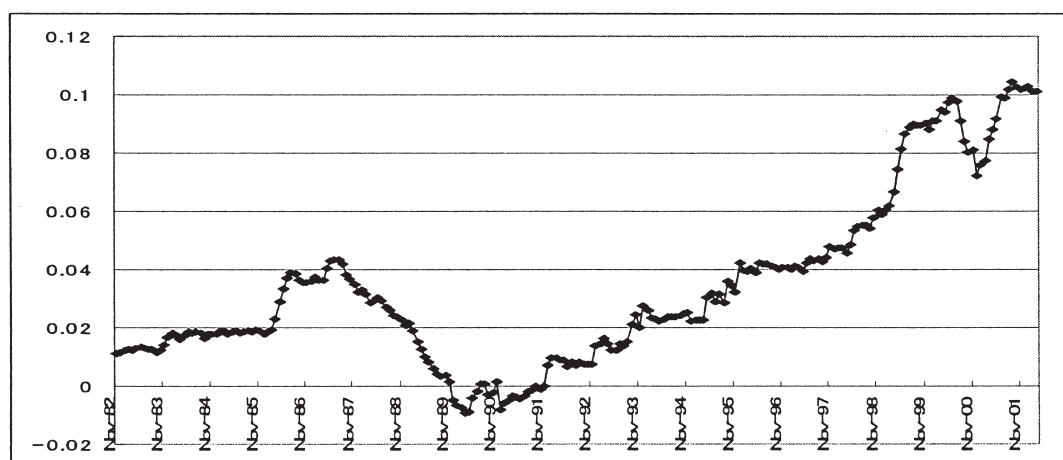
また、長期の業態間の関係は、付録 2 の表 5 より、都市銀行と長期信用銀行、地方銀行と長期信用銀行及び第二地銀と長期信用銀行を除いた関係で定常性が 1 % 又は 5 % 有意の水準で棄却されている。5 % 有意の水準となっているのは地方銀行と第二地銀との関係である。また、表 6 より地方銀行と第二地銀との関係がラグ 12 において 5 % 有意の水準で棄却されており、この関係は定常的な関係の可能性があると示されている。これを合わせて考えると、長期の貸出市場においては、都市銀行と長期信用銀行、地方銀行と長期信用銀行、第二地銀と長期信用銀行及び地方銀行と第二地銀の関係を除いて、各種銀行業態間は非定常な関係にあり、異なった市場として評価すべきと考えられるものとなった。

すなわち、長期と短期を合わせた貸出市場では、都市銀行と長期信用銀行は同じ市場の可能性があり、これは長期市場を中心にそうした形で競争が行われている可能性が高い。例えば付録 3 の関係で見ても、都市銀行と長期信

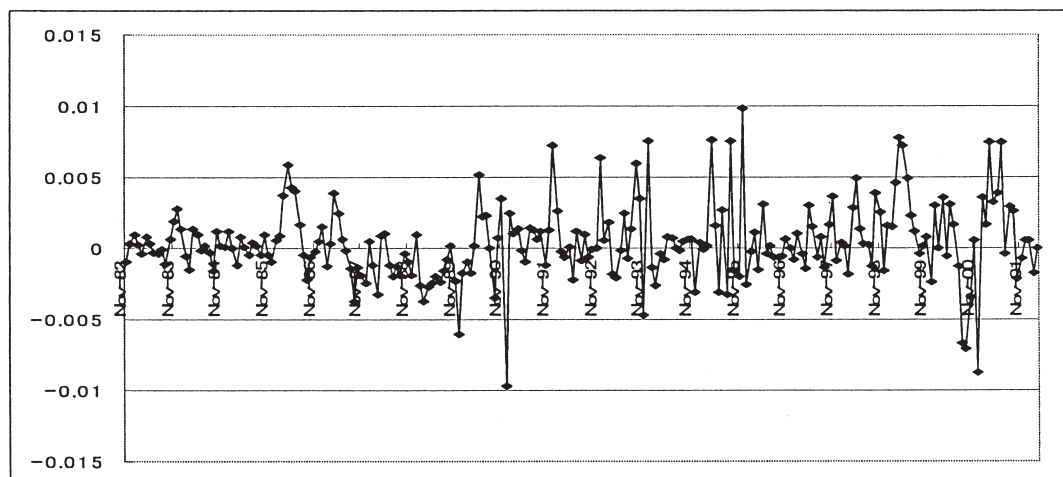
用銀行間の金利差は、いわゆるバブル期に縮小しほとんどなくなっていたが、バブル崩壊後にいったん拡大したものの、その後再び同レベルへと戻る動きを見せており、他の業態と都市銀行との金利差の動きとは異なった動向が見られることから推測できる。また、長期信用銀行と信託銀行との間で、短期貸出において同じ市場として見えるのは、両業態はともに長期的な資金運用を主たる目的としており、短期に対する比重が大きくないときに、同じような行動をとって、競争している状況にあるとも考えられる。さらに、長期の貸出市場で幾つかの相互に関連のある組み合わせが生じたが、地方銀行と第二地銀とは地方経済における長期貸出市場で競争を行っていると考えられるものとともに、その他の業態と長期信用銀行との組み合わせでは、長期の貸出市場においては長期信用銀行がベンチマークとして機能している側面があるとも考えられる。

なお、参考までに、 $\log(\text{RMAL} / \text{RMAC})$ のグラフと、 $\Delta \log(\text{RMAL} / \text{RMAC}) (= \log(\text{RMAL}_t / \text{RMAC}_t) - \log(\text{RMAL}_{t-1} / \text{RMAC}_{t-1}))$ のグラフは以下のとおりである（その他の業態間のグラフは付録3参照）。

$\log(\text{RMAL} / \text{RMAC})$



$\Delta \log(\text{RMAL} / \text{RMAC}) (= \log(\text{RMAL}_t / \text{RMAC}_t) - \log(\text{RMAL}_{t-1} / \text{RMAC}_{t-1}))$



これら（及び付録2）のグラフを見ると、80年代後半のいわゆるバブル経済の時期に都銀と地銀の金利差は縮小し、ほぼなくなっていたが、バブル崩壊後、90年代には金利差が拡大したことが見て取れる。また、99年等の公的資金注入の影響も推測できるが、こうした様々な要因は一定の構造変化をもたらした可能性が考えられる。また、それによって金利比の階差の非定常性が明示されたのかもしれない¹⁶⁾。

（５）検討

この算定結果は、現実の業態別の銀行業の産業組織に関する、異なる業態に属する金融機関の行動は、例えば、都銀・長信銀においては全国のかつ同質的な貸出対象範囲を有している一方、地域金融機関の行動する対象は参加者が限定される相対的に狭い地域の金融市場であって、必ずしも中央市場との裁定取引が活発な、いわゆる完全競争的な市場ではないという指摘、護送船団行政による棲み分けがなされてきたという点を裏付けるものとなっている（鈴木 [1966]、黒田・金子 [1985]、粕谷 [1986]、吉岡・中島 [1987]、首藤 [1987]、高橋 [1988]、筒井 [1994]、堀江 [1997]、筒井・蠟山 [1987]、斉藤 [1997a, b]、加納・筒井 [2000]、Moor and Hill [1982]、Harrigan and McGregor [1987] 等参照）。その原因としては、店舗設置をはじめとする競争制限的な規制、地域金融市場には情報の非対称性の大きな中小企業がほとんどであって、その業種構成も多様であり、競争の度合いや資金需給状況が地域ごとに異なることが挙げられている。また、Kano and Tsutsui [2000] では、貸出市場の地域的分断性について地銀では県別の分断はないが、信用金庫では分断が見られたことが示されている。

こうした計量的側面・金融の実態分析を踏まえた上で、これまでの公正取引委員会の一定の取引分野の検討を見ると、これまでの発表文書は合併審査での考え方の公表であって、直接、法的論点を要件に基づいて議論する場として判断基準を詰めていくものではなかったことを参酌すれば、今少し細分化した市場画定が行われるべきであったかもしれないし、この意味で近年は改善が見られると考えられる¹⁷⁾。

6. おわりに

本稿は、独占禁止法上の一定の取引分野について、計量経済学的手法を応用した市場の範囲の画定方法について示すとともに、日本の銀行業を題材としてその適用を行った。言うまでもなく、これらの手法を適用するに当たっては、検討対象となる市場・産業についての深い知識が必要となるものであり、単純にデータの処理だけで確定的なことが言えるようになるわけではない。現実の検討対象を前に、例えば、論点の一つである一定の取引分野についての見解が一致を見ないときに、参考資料の一つとなり得る性格のものである。しかしながら、この手法の活用できる場面はかなり幅広いと考えられ、また価格の時系列のデータだけでよいことからデータ制約も大きくないことから、今後、応用事例の蓄積がなされて、一つの分析ツールとなっていくことが期待される。

今後の検討課題としては、差別化された消費財等においてこうした手法を応用する可能性を探り、またそうした進展を踏まえて更に複数生産物についての評価もできるような手法上の発展が望まれるところである。

¹⁶⁾ このような金利比率の推移から見た、各種業態別の銀行業の動向、年代別の各市場の分断性等の経済学的分析は興味深いが、本稿は市場画定に焦点を当てているため、別稿での検討を行うこととしたい。予備的な検討では、特に近年のバブル経済期の影響、業務自由化・参入退出の自由化の進展での規制改革の影響もあると考えられる。また、そこでは、預金市場での業態別貸出金利の分析、新規貸出金利の分析も考えられる。

¹⁷⁾ また、金融機関合併の競争上の効果を分析するためには市場の画定以外にもシェアと貸出金利等の変化、市場の弾力性との関係についての検討も必要である。本稿では一次接近として同質性を前提としたが、同質性が高い商品の供給がなされているか、異質のサービス提供がなされているかも考慮すべきポイントとなると考えられる。

References:

- Baker, Jonathan B. (1987) "Why Price Correlations Do Not Define Antitrust Markets: On Econometric Algorithms for Market Definition," *Federal Trade Commission, Bureau of Economics, Working Paper* no. 149
- Baker, Jonathan B., and Bresnahan, Timothy F. (1988) "Estimating the Residual Demand Curve Facing a Single Firm," *Journal of Industrial Organization* 6; 283-300
- Dickey, David A., and Fuller, Wayne A. (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association* 74; 427-31
- Forni, Mario (2004) "Using Stationarity Tests in Antitrust Market Definition," *American Law and Economics Review* 6(2); 441-64
- Froeb, Luke M. and Werden, Gregory J. (1991) "Residual Demand Estimation for Market Deliniation: Complications and Limitations," *Review of Industrial Organization* 6; 33-48
- Genesove, David (2004) "Comment of Forni's 'Using Stationarity Tests in Antitrust Market Definition,'" *American Law and Economics Review* 6(2); 476-78
- Harrigan, F. J. and McGregor, P. G. (1987) "Interregional Arbitrage and the Supply of Loanable Funds: A Model of Intermediate Financial Capital Mobility," *Journal of Regional Science* 27(3)
- Horowitz, Ira (1981) "Market Definition in Antitrust Analysis: A Regression Based Approach," *Southern Economic Journal* 48; 1-16
- Hosken, Daniel and Taylor, Christopher T. (2004) "Discussion of 'Using Stationarity Tests in Antitrust Market Dermition,'" *American Law and Economics Review* 6 (2); 465-75
- Kamershen, David R., and Kohler, Johannes (1993) "Residual Demand Analysis of the Ready-to-Eat Breakfast Cereal Market," *The Antitrust Bulletin* 903-42
- Kano, Masaji and Tsutsui, Yoshiro (2000) "Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets," Discussion Papers in Economics and Business, Graduate School of Economics and Osaka School of International Public Policy (OSIPP) Discussion Papers 00-08
- Kwiatkowski, Denis, Phillips, Peter C. B., Schmidt, Peter, and Shin, Yongcheol (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics* 54;159-78
- Moor, C. L. and Hill, J. M. (1982) "Interregional Arbitrage and the Supply of Loanable Funds," *Journal of Regional Science* 22(4)
- Scheffman, David T., and Spiller, Pablo T. (1987) "Geographic Market Definition under the US Department of Justice Merger Guidelines," *Journal of Law and Economics* 30; 123-47
- Sherwin, Robert A. (1993) "Comments on Werden and Froeb — Correlation, Causality and All that Jazz," *Review of Industrial Organization* 8; 355-58
- Slade, Margaret E. (1986) "Exogeneity Tests of Market Boundaries Applied to Petroleum Products," *Journal of Industrial Economics* 34; 291-303
- Stigler, George J., and Sherwin, Robert A. (1985) "The Extent of the Market," *Journal of Law and Economics* 28; 555-85
- Uri, Noel D., Howell, John, and Rifkin, Eduard J. (1985) "On Defining Geographic Markets," *Applied Economics* 17; 959-77
- Uri, Noel D., and Rifkin, Eduard J. (1985) "Geographic Market, Causality and Railroad Deregulation," *Review of*

Werden, Gregory J., and Froeb, Luke M. (1993) "Correlation, Causality and All that Jazz: The Inherent Shortcomings of Price Tests for Antitrust Market Delineation," *Review of Industrial Organization* 8; 329-53

鵜瀨恵子（1998）『別冊商事法務 新しい合併・株式保有規制の解説』商事法務

小田切宏之（1999）「企業結合に対する規制」『日本の競争政策』後藤・鈴木編、東京大学出版会

粕谷宗久（1986）「Economies of Scope の理論と銀行業への適用」『金融研究』5 (3)

加納正二・筒井義郎（2000）「地方の金融市場にビッグバンを」『経済セミナー』7月号

川濱昇（1997）「一定の取引分野（2）——取引段階と一定の取引分野」『独禁法審決・判例百選（第五版）』有斐閣

川濱昇・瀬領真悟・泉水文雄・和久井理子（2003）『ベーシック経済法』有斐閣

金融経済統計月報 日本銀行（各月号のデータ）

黒田昌裕・金子隆（1985）「銀行業における規模の経済性と貸出供給行動」『金融研究』4 (3)

後藤晃・鈴木興太郎（1999）『日本の競争政策』東京大学出版会

齊藤一朗（1997a）「わが国における金融の地域構造——預貸率の不均等分布と資金の地域的流動」『地域開発』8月号

齊藤一朗（1997b）「わが国における金融の地域構造——金融システムの空間構造と地域的な金融特性の際」『季報ほくとう』45

沢田克己（1997）「一定の取引分野（1）——大規模需要者による一定の取引分野の画定」『独禁法審決・判例百選（第五版）』有斐閣

首藤恵（1987）「銀行業の Scale and Scope Economies」『日本の証券業（第6章）』東洋経済新報社

鈴木淑夫（1966）『金融政策の効果』東洋経済新報社

高橋豊治（1988）「日本の銀行における規模の経済性と範囲の経済性」『一橋論叢』99(2)

武田邦宣（2001）『合併規制と効率性の抗弁』多賀出版

丹宗暁信（1991）「一定の取引分野（1）」『独禁法審決・判例官選（第四版）』有斐閣

丹宗暁信（1991）「一定の取引分野（2）」『独禁法審決・判例百選（第四版）』有斐閣

筒井義郎（1994）「金融機関の規模の経済性」『日本の金融：市場と組織（第7章）』日本経済評論社

筒井義郎・蠟山昌一（1987）「金融業の産業組織」『日本の金融〔1〕新しい見方』東京大学出版会

根岸哲（1984）「一定の取引分野（1）」『独禁法審決・判例百選（第三版）』有斐閣

根岸哲（1984）「一定の取引分野（2）」『独禁法審決・判例百選（第三版）』有斐閣

根岸哲・舟田正之（2003）『独占禁止法概説（第2版）』有斐閣

舟橋和幸（1995）『別冊商事法務 独占禁止法による合併・株式保有規制の解説』商事法務

堀江康熙（1997）「地域金融機関の行動分析」『経済学研究』64(1)、(2)

堀江康熙（2001）『銀行貸出の経済分析』東京大学出版会

山根裕子（2002）『合併審査』N T T出版

山本拓（1988）『経済の時系列分析』創文社

吉岡完治・中島隆信（1987）「わが国銀行業における規模の経済性について」6 (2)

和田健夫（1991）「原油処理量の制限と石油製品の取引分野」『独禁法審決・判例百選（第四版）』有斐閣

和田健夫（1997）「一定の取引分野（3）——競争関係の有無」『独禁法審決・判例百選（第五版）』有斐閣

付録 1 一定の取引分野に関する判例評釈等

	題 材	注 目 点
根 岸 (1984)	昭和 25 年（判）第 10 号東宝株式会社に対する件	…結局、両事件の審判決は、ともに、それぞれの事件での「一定の取引分野」が一つしか成立しないというのではなく、映画の全体市場と部分市場としての日本映画および外国映画との三つの市場がいずれも共に同時に成立し、このうちのいずれを「一定の取引分野と捉えてもよく、このうちのいずれにでも「競争の実質的制限」が認められれば規制することが可能かつ必要である、という立場をとっているとみるのがより適切であろう。
根 岸 (1984)	昭和 30 年（行ナ）第 53 号審決取消請求事件	…本件のような価格カルテルの場合には、本来、競争を制限することを直接の目的とするものであり、しかもそれが実効性をもちえない限り通常行われえないものであるため、当該価格カルテルの対象である取引分野それ自体が相対的に独自の競争圏ないし市場を形成しているものと評価できる場合が多い。
丹 宗 (1991)	昭和 25 年（判）第 10 号東宝株式会社に対する件	…日本映画と外国映画とは類似の興業物として競争関係が成立しているというためには、「多数の映画館が近接して存在する」からのみではなく、双方の映画の性格、内容、娯楽性、料金等からその地域の観客群（需要者層）にとって、合理的代替性可能性あるものとして受けいれられていることを証明する必要がある。
丹 宗 (1991)	昭和 30 年（行ナ）第 53 号審決取消請求事件	談合入札等の価格協定（一定の違法類型）を当然違法とする法理論を採用すれば、右の難点（買い手側市場シェアが小さく市場支配の認定が困難という：引用注）は解消できるであろう。細分化された個別入札取引ごとに「一定の取引分野」の成立を認定できれば、談合入札における「競争の実質的制限」を立証することは簡単であろうが、一般市場や大口需要者向け市場と区別された個別入札毎市場（の成立）を認定することは困難な場合が多いであろう。
和 田 (1991)	昭和 49 年（の）第 1 号私的独占の禁止及び公正取引の確保に関する法律違反被告事件	…一定の取引分野は商品の種類、地域、取引の相手によっては重疊的に成立する。東京高裁は、石油製品には細分化された取引分野しか存在しないとの被告側の主張を退けて、製品全体としての市場も形成されていることを認定し、石油製品のような連産品の場合は、原材料の処理制限が製品全体の取引分野の競争を制限することを認めている。
沢 田 (1997)	昭和 30 年（行ナ）第 53 号審決取消請求事件	…大口需要者向けと一般消費者向けとは異なる流通経路および異なる契約方式がとられていることにある。これらの違いに伴って、それぞれにおいて独立の値動きが成立するのであるから、それぞれについて部分市場が成立するとの構成には首肯できよう。
川 濱 (1997)	平成 5 年（の）第 1 号私的独占の禁止及び公正取引の確保に関する法律違反被告事件	…一定の取引分野の画定が競争の実質的制限を判断する観点からその適切さが問題になる以上、米国流の関連市場の画定と共通する点が多い。 …たとえば、価格カルテルのように行為の性格から競争の実質的制限をもたらす蓋然性の高いもの場合は、その行為の影響が及ぶ範囲を基準に一定の取引分野を捉えればたりるものと解される。
和 田 (1997)	昭和 59 年（判）第 1 号三菱電機ビルテクノサービス㈱ほか 5 名に対する件	…一定の取引分野は、実効性のある共同行為が存在している限り、当該行為そのものの中に示されており、共同行為の内容に応じて多様に成立する。したがって、競争関係に関しても、たとえその時点では現実の競争関係がみられなくても、そのような合意の存在自体が参加事業者間での競争の可能性を示していると言えるのである。

付録 2

[表 3：短期 KPSS]

	SRMAC		SRMAL		SRMAM		SRMADT		SRMALT	
SRMAC	—		1.42	**	1.33	**	1.45	**	1.39	**
SRMAL	1.32	**	—		1.03	**	1.56	**	1.55	**
SRMAM	1.24	**	0.96	**	—		1.50	**	1.50	**
SRMADT	1.36	**	1.45	**	1.40	**	—		+ 0.48	*
SRMALT	1.30	**	1.44	**	1.39	**	0.45		—	

表 3 の右上側半分は SIC に基づくバンド幅の選択に基づいたもので+印を付けた SRMALT と SRMADT の関係で 10 であったほかは、すべて 11 であった。左下側半分は 12 で計算したものである。

また、次の表 4 は短期の ADF 検定の結果である。表 2 と同様に右上側半分は SIC に基づくラグの数が括弧の中に入っている。左下側半分はラグ 12 を用いたものである。

[表 4：短期 ADF]

	SRMAC		SRMAL		SRMAM		SRMADT		SRMALT	
SRMAC	—		0.96(1)		1.27(1)		-1.16(0)		-0.43(8)	
SRMAL	-1.25		—		1.84(2)		-1.20(2)		-0.24(8)	
SRMAM	-1.55		-2.19		—		-1.45(2)		-1.70(4)	
SRMADT	-0.53		-0.71		-1.12		—		-2.11(8)	
SRMALT	-0.09		-0.33		-0.87		-3.08	*	—	

表 5、6 は長期に関する検定結果である。表 5 の右上側半分は SIC に基づくバンド幅の選択に基づいたもので、すべて 11 であった。左下側半分は 12 で計算したものである。表 6 の右上側は SIC に基づくラグの数が括弧の中に入っており、左下側はラグ 12 を用いたものである。

[表 5：長期 KPSS]

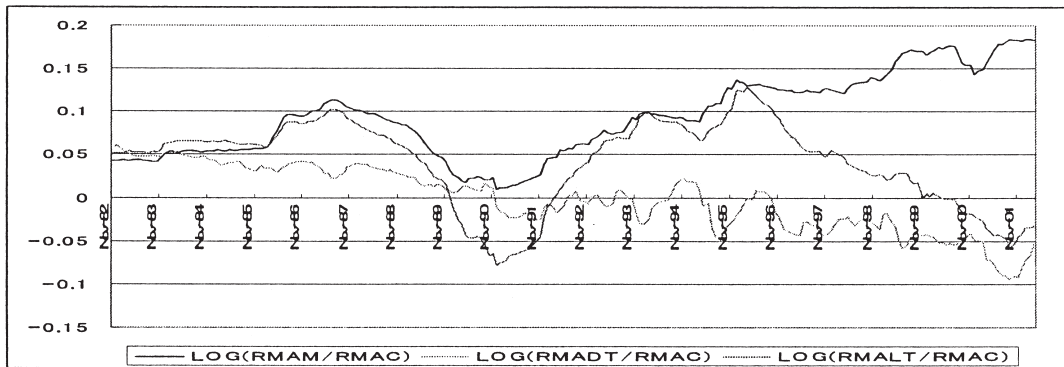
	LRMAC		LRMAL		LRMAM		LRAMD		LRMALT	
LRMAC	—		1.29	**	1.3	**	1.52	**	0.28	
LRMAL	1.2	**	—		0.71	*	1.48	**	0.22	
LRMAM	1.21	**	0.67	*	—		1.52	**	0.27	
LRAMD	1.43	**	1.38	**	1.42	**	—		0.75	**
LRMALT	0.26		0.21		0.25		0.69	*	—	

[表 6：長期 ADF]

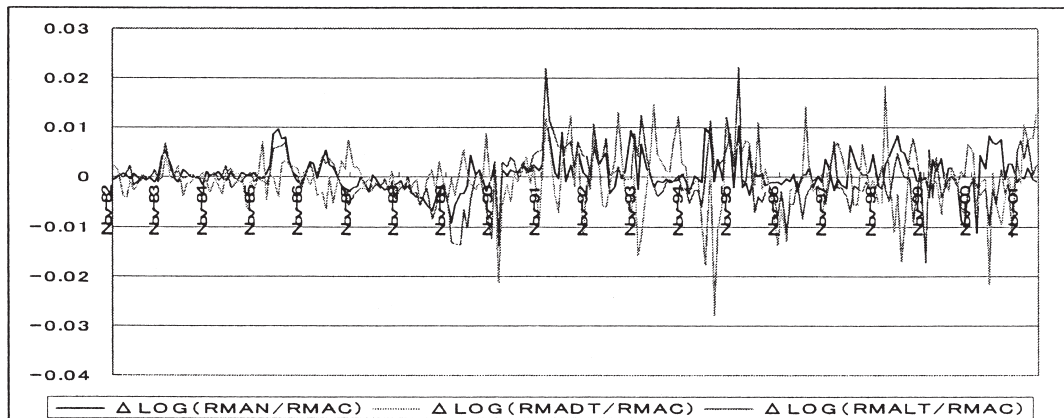
	LRMAC		LRMAL		LRMAM		LRAMD		LRMALT	
LRMAC	—		0.26(0)		-0.28(0)		-2.84(1)		1.58(2)	
LRMAL	-0.22		—		-1.86(0)		-1.51(1)		0.76(2)	
LRMAM	-1.29		-3.13	*	—		-1.60(1)		0.22(1)	
LRAMD	-0.51		0.16		-0.33		—		-2.11(1)	
LRMALT	-1.91		-1.19		-0.89		-1.89		—	

付録 3

都銀をベンチマークとした他業態との金利比の推移



同（一階の階差）



家計の金融資産選択行動の長期的変化

中村学園大学
流通科学部

吉川 卓也

家計の金融資産選択行動の長期的変化

レジュメ

中村学園大学流通科学部 吉川 卓也

本報告は、1980 年以降の日本の家計が、どのように金融資産を選択してきたか、その長期的変化を分析し、その要因を検討することにより、将来はどのように変化していくと考えられるかを明らかにすることである。ここで用いる方法は、特性モデルによる分析である。

日本の家計の金融資産選択行動については、安全資産への選好が強く、またあまりその選好を変化させることがなく、したがって、金融資産間の代替需要も起きにくいということがいわれてきた。確かにフローでの変化はあるものの、その額は少額で、金融資産残高シェアというストックの変化への影響は小さかった。

安全資産から危険資産への選好の変化については、相対的危険回避度の計測によって分析できる。その結果からは、1970－74 年、1980－84 年、2000－03 年の各期間は値が 2 を超えており、相対的危険回避度が上昇することは、家計の金融資産選択行動はより危険回避的になってきたということを意味している。これらの期間は安全資産への選好が強い時期であったといえる。逆に、それ以外の期間は、いわゆるバブル期も含め危険資産への選好が強かったといえるが、直近の 2000－03 年には、また安全資産への選好を強めているという結果であった。こうしたことから、低金利にもかかわらず、定期預金や現金等の安全資産の保有比率が少なくとも変わっていないという、金融資産残高シェアから読み取れる長期にわたる日本の家計の安全性志向を実証しているものととらえた方が適切ではないかと考えられる。

金融資産の特性としては、通常、流動性、収益性、安全性が考えられる。そうした特性に注目するからこそ、日本の家計の金融資産選択行動の特徴として、安全資産への選好の強さや、安全性（収益の確実性）から収益性へ選好が変化したかということが議論される。

しかし、本報告では、そういった特性以外の特性も含め、金融資産のもつ特性に対する帰属価格を考え、予算制約の下で、さまざまな特性に対する需要が実現されるという特性モデルによる分析を試みた。その結果、安全性、危険性という特性以外に、金融資産のもつ多様性（市場性）と解釈される特性が、日本の家計の金融資産選択行動の説明要因として考えられることがわかった。

とくに、1980 年代前半の期間では、安全性から多様性へと、特性に対する需要が変化していることが認められた。金融資産需要関数からは、安全資産である定期性預金の収益率が変化すると、外貨預金、事業債といった金融資産への代替需要が発生している。すなわち、日本の家計は、金融自由化による 1980 年代以降の金融商品の多様化や規制撤廃の進展とともに、選択肢として登場してきた金融資産、あるいはシェアを伸ばしてきた金融資産へと金融資産選択行動を変化させている。

こうした金融資産選択行動の変化は、1990 年代以降は小さくなっている。すなわち、特性の帰属価格の変化に対する反応が小さくなっており、また金融資産需要関数の計測結果においても、1980 年代前半と比較して価格反応係数がきわめて小さくなっているという結果であった。つまり、価格変化に対してあまり選択行動を変化させなくなったことが明らかになった。こうした結果からは、近年は、金融資産選択行動が変化しにくい状況が続いていると考えられる。

本報告でおこなった特性モデルによる分析は、以下のような方法でおこなわれた。

金融資産の特性モデルによる分析では、ある金融資産に対する需要は、金融資産のもつ収益性や安全性だけでは

なく、その資産がもっているさまざまな特性から得られる効用に依存しており、それによって、消費者は資産を選択していると考えられる。具体的には主成分（因子）分析をおこない、ランカスターが提示した考え方に基づくモデルを用いて、各金融資産の需要関数を推計するものである。

通常の消費需要の分析にならえば、個人の資産需要を考える際は、予算制約の下で資産から直接得られる個人の効用を最大化する問題に帰着する。しかし本報告では、資産に含まれるさまざまな特性（characteristics）を因子分析により抽出し、その特性から得られる効用を予算制約の下で最大化することを考える。実質資産構成（シェア）を $x = (x_1, \dots, x_n)'$ 、特性ベクトルを $z = (z_1, \dots, z_m)'$ とすると、個人の効用関数は、

$$(1) \quad u = u(z)$$

と表される。各金融資産それぞれの特性は、(2) 式のように、変換行列 B により特性ベクトル z に変換される。

$$(2) \quad z = Bx$$

金融資産価格を $p = (p_1, \dots, p_n)$ とすれば、予算制約式は、

$$(3) \quad px = 1$$

となる。個人は、(3) 式の予算制約の中で、特性ベクトルの変換式である (2) 式の条件の下で、効用関数 (1) 式を最大化するように資産構成を決定する。効用関数は、次のような 2 次形式で近似する。

$$(4) \quad u = u_1 z + z' U_2 z$$

変換行列 B が正則行列なら、 $x = B^{-1} z$ となる。ここで $q = pB^{-1}$ とすれば、 $px = pB^{-1} z = qz$ となり、予算制約 (3) 式は、

$$(5) \quad qz = 1$$

と書き換えられる。したがって、(5) 式の制約の下で (4) 式を最大化する問題を解けば、一階の条件から、

$$(6) \quad q = \frac{1}{\lambda} (u_1 + z' U_2 z)$$

を得る。ただし、 λ はラグランジュ係数であり、貨幣の限界効用に対応する。いま、変換行列 B の逆行列を A で表し、 $A = B^{-1}$ とする。(6) 式に右から $A = B^{-1}$ を乗じると、

$$(7) \quad p = \frac{1}{\lambda} (u_1 B + x' B' U_2 B)$$

となって、さらに、両辺に右から $(B' U B)^{-1}$ を乗じて書き換えれば、

$$(8) \quad x' = -u_1 U_2^{-1} A' + \lambda p A U_2^{-1} A'$$

となり、金融資産需要関数が導かれる。

こうして得られた金融資産需要関数 (8) 式において、行列 U_2^{-1} は各特性に対する効用関数の 2 次係数行列の逆行列であり、各特性に対して帰属価格 $q = pB^{-1}$ を考えれば、 U_2^{-1} はその特性の帰属価格の反応係数（または代替行列）を表しているといえることができる。つまり、個人は資産価格から特性に対応した帰属価格を計算し、それに対して予算制約の下で自己の効用を最大化するように特性の組み合わせを選択して、それが実現するように、派生的に各資産を選択すると考えるのである。そこで、(6) 式により、以下の手順で U_2 を推定し、代替行列 U_2^{-1} を計算する。

- ① 因子得点を特性ベクトル z 、因子負荷行列を特性ベクトル z への変換行列 B とみたとて、特性ベクトル z を取り出す。
 - ② 特性分に対応した帰属価格ベクトル $q = pB^{-1}$ を計算し、本質的特性の帰属価格 q を取り出す。
 - ③ (6) 式にしたがって、 q を z で回帰し、 u_1 と U_2 を推定し、代替行列 U_2^{-1} を計算する。
- こうして得られた U_2^{-1} を用いて、(8) 式にしたがって、特性モデルによる金融資産需要関数を計測した。

先行研究からも明らかになっていることであるが、バブル期は、日本の家計の金融資産選択行動において、特殊な要因がある程度影響をもたらしているようである。また、近年のゼロ金利政策も、とくに安全資産の収益率の極端な低下という形で、影響を与えているようである。こうした要因を明示的にとらえられる分析をおこなうことが、今後の課題である。

具体的には、代替行列の推計方法の工夫（ダミー変数の使用など）、因子分析においてどの因子まで採用するかについて再検討し、特性（因子）の数を変更した分析をおこなうこと、また使用データに関しては、各金融資産の収益率の再検討、金融資産残高データの延長などである。

家計の金融資産選択行動の長期的変化

中村学園大学流通科学部 吉川 卓也

目 次

1. 概要	153
2. はじめに	153
2.1. 研究の目的	153
2.2. 研究方法	154
3. 日本の家計の金融資産選択行動の特徴	154
3.1. 家計の金融資産選択行動の長期的推移	154
3.2. 金融資産の基本的な特性と選択される金融資産	154
3.3. フローの金融資産選択行動	155
3.4. 相対的危険回避度の変化	157
3.5. 選択可能な金融資産の多様化	159
4. 金融資産需要の特性モデルによる分析	160
4.1. 特性分析の考え方	160
4.2. 金融資産需要の特性モデル	160
4.3. 主成分（因子）分析	162
4.4. 代替行列の計測	166
4.5. 安全資産への選好はどう変化したか	169
5. まとめと今後の課題	171
付論	172
1. 相対的危険回避度の計測方法	172
2. 93SNA ベースと 68SNA ベースの相違点	173
参考文献	175

1. 概要

本報告は、1980 年以降の日本の家計が、どのように金融資産を選択してきたか、その長期的変化を分析し、その要因を検討することにより、将来はどのように変化していくと考えられるかを明らかにすることである。ここで用いる方法は、特性モデルによる分析である。

日本の家計の金融資産選択行動については、安全資産への選好が強く、またあまりその選好を変化させることがなく、したがって、金融資産間の代替需要も起きにくいということがいわれてきた。確かにフローでの変化はあるものの、その額は少額で、金融資産残高シェアというストックの変化への影響は小さかった。

安全資産から危険資産への選好の変化については、相対的危険回避度の計測によって分析してみた。その結果からは、1970－74 年、1980－84 年、2000－03 年の各期間は値が 2 を超えており、相対的危険回避度が上昇することは、家計の金融資産選択行動はより危険回避的になってきたということを意味しているので、これらの期間は安全資産への選好が強い時期であったといえる。逆に、それ以外の期間は、いわゆるバブル期も含め危険資産への選好が強かったといえるが、直近の 2000－03 年には、また安全資産への選好を強めているという結果であった。こうしたことから、低金利にもかかわらず、定期預金や現金等の安全資産の保有比率が少なくとも変わっていないという、金融資産残高シェアから読み取れる長期にわたる日本の家計の安全性志向を実証しているものと考えた方が適切ではないかと考えられる。

金融資産の特性としては、通常、流動性、収益性、安全性が考えられる。そうした特性に注目するからこそ、日本の家計の金融資産選択行動の特徴として、安全資産への選好の強さや、安全性（収益の確実性）から収益性へ選好が変化したかということが議論される。

しかし、本稿では、そういった特性以外の特性も含め、金融資産のもつ特性に対する帰属価格を考え、予算制約の下で、さまざまな特性に対する需要が実現されるという特性モデルによる分析を試みた。その結果、安全性、危険性という特性以外に、金融資産のもつ多様性（市場性）と解釈される特性が、日本の家計の金融資産選択行動の説明要因として考えられることがわかった。

とくに、1980 年代前半の期間では、安全性から多様性へと、特性に対する需要が変化していることが認められた。金融資産需要関数からは、安全資産である定期性預金の収益率が変化すると、外貨預金、事業債といった金融資産への代替需要が発生している。すなわち、日本の家計は、金融自由化による 1980 年代以降の金融商品の多様化や規制撤廃の進展とともに、選択肢として登場してきた金融資産、あるいはシェアを伸ばしてきた金融資産へと金融資産選択行動を変化させている。

こうした金融資産選択行動の変化は、1990 年代以降は小さくなっている。すなわち、特性の帰属価格の変化に対する反応が小さくなっており、また金融資産需要関数の計測結果においても、1980 年代前半と比較して価格反応係数がきわめて小さくなっているという結果であった。つまり、価格変化に対してあまり選択行動を変化させなくなったことが明らかになった。こうした結果からは、近年は、金融資産選択行動が変化しにくい状況が続いていると考えられる。

2. はじめに

2.1. 研究の目的

本研究の目的は、第 1 に、1980 年代以降、近年に至る日本の家計の金融資産選択行動（金融資産需要）を特性モデルにより実証分析し、その長期的変化を明らかにすることである。第 2 に、特性モデルによって分析から得ら

れた家計の各種金融資産のもつ特性への反応結果の計測を踏まえ、今後、家計の金融資産選択行動に変化が起きるか（とくに定期預金等の安全資産への選好を変えるのかどうか）を検討することである。

2. 2. 研究方法

日本銀行の資金循環統計から得られる各種金融資産の残高およびそれぞれの金融資産の収益率データを用いた特性モデルにより、経済状況、金融自由化などさまざまな長期的、構造的変化に対し、家計がどのように金融資産への需要を変化させてきたかを検証した。ここで用いる特性モデルは、効用関数を通常のように金融資産の数量で定式化するのではなく、金融資産のもつさまざまな特性から効用水準を決定するという形式で定式化し、特性に対する帰属価格を用いて需要関数を導出するモデルである。ここでは、収益率データにより実質化した実質金融資産残高の因子分析により得られる因子負荷行列を特性への変換ベクトルとし、「特性」を求めることにする。

本研究の分析では、安全性、危険性、多様性という3つの特性（因子）が確認でき、これらの特性への反応を計測した¹⁾。さらに金融資産需要関数を推計し、これらの結果から、効用レベルで家計の金融資産選択行動がどのような要因で変化してきているのかを検討する。

3. 日本の家計の金融資産選択行動の特徴

3. 1. 家計の金融資産選択行動の長期的推移

日本銀行が作成している資金循環統計は、家計、企業（民間非金融機関）、民間金融機関、政府などの経済主体の間を、資金がどのように流れているか、あるいは各経済主体間の債券・債務関係がどのようになっているかといった、一国の金融活動を包括的に示した統計である。

この資金循環統計の家計部門の金融資産残高は、日本の家計の金融資産保有状況すなわち金融資産選択行動の長期的な推移を示す有用な統計の一つである。図表3.1は、資金循環統計の金融資産残高データから作成した家計部門の金融資産残高のシェアを、四半期データの時系列で示したものである。ただし、1999年に採用されているデータについて大きな変更があり、正確には連続していない²⁾。

金融資産残高シェアの推移をみる限り、一貫して現金および定期性預金のシェアが高い。また株式や投資信託などのいわゆる危険資産のシェアは一貫して低いといえるだろう。

3. 2. 金融資産の基本的な特性と選択される金融資産

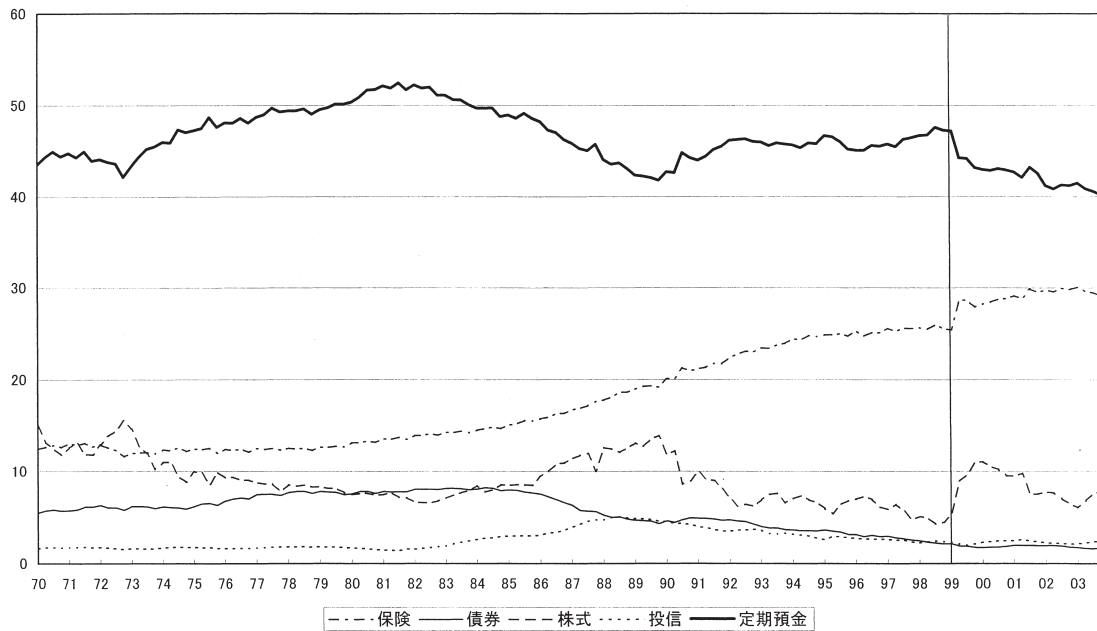
金融資産の特性として一般的なもの、流動性、収益性、安全性である。そしてそれぞれの特性から選択される代表的な金融資産は、次のようなものである。流動性という特性からは現金や流動性預金、収益性という特性からは株式や投資信託、そして安全性という特性からは定期性預金といった金融資産である。

したがって、現金や定期性預金のシェアが一貫して高いという日本の家計の金融資産残高データからは、日本人の安全資産志向がみてとれることになる。一方、収益性の高い一方で、その収益の実現性が不確実な危険資産ともよばれる株式や投資信託のシェアが低いということからも、そのことは裏付けられ、日本人は安全資産志向であると考えられてきた。

¹⁾ 特性モデルを用いた研究としては、明石 [1998]、吉川 [2005] などがある。

²⁾ 資金循環統計全般の解説および統計の作成方法の変更については、日本銀行調査統計局 [2002] に詳しい。

図表 3. 1 家計の金融資産残高シェア (%)



(データ) 日本銀行『資金循環勘定』金融資産残高(家計部門)
注) 1999年第1四半期までは旧統計を使用しており、データが連続していない。

しかしながら、1980年代半ばから金融自由化が進み、バブルの時代とよばれる時期を経た以降は、そうした日本人の安全資産志向は変化したという主張もみられる。すなわち収益性への選好が強まり、収益実現の確実性より高収益への期待を重視するという意味で危険性志向になり、安全性志向は後退したのではないかという仮説である。

3. 3. フローの金融資産選択行動

そうした仮説は、日本の家計のフローの金融資産選択行動(金融資産の運用)が近年変化している現象によっている。

家計のフロー全体の金融資産選択行動は、本研究の特性モデルの分析にも用いた93SNAベースの資金循環統計の年度データに基づく分析である日本銀行調査統計局[2005]によれば、以下の通りである³⁾。

図表3.2は、上記データにより、日本の家計の金融資産選択のフローの推移を示している。まず、金融資産運用フローの全体については、1980年代後半に増加傾向がみられたものの、1990年代に入って減少傾向が続き、2001年以降、一段と減少している。その内訳については、以下のようになっていた⁴⁾。

資金運用(フロー)の運用先の内訳をみると(図表3.2(1))、80年代は現金・預金が最大の寄与を示していたが、保険・年金準備金の寄与が高まったほか、株式以外の証券も一定の寄与を示している。株式以外の証券の内訳をみると(図表3.2(2))、信託受益権、投資信託、金融債等が増加に寄与している。なお、80年代(特に後半)は、株価は堅調であったが、家計の資金運用(フロー)は相対的に小さく、さほど買い越しをしていないことがわかる。

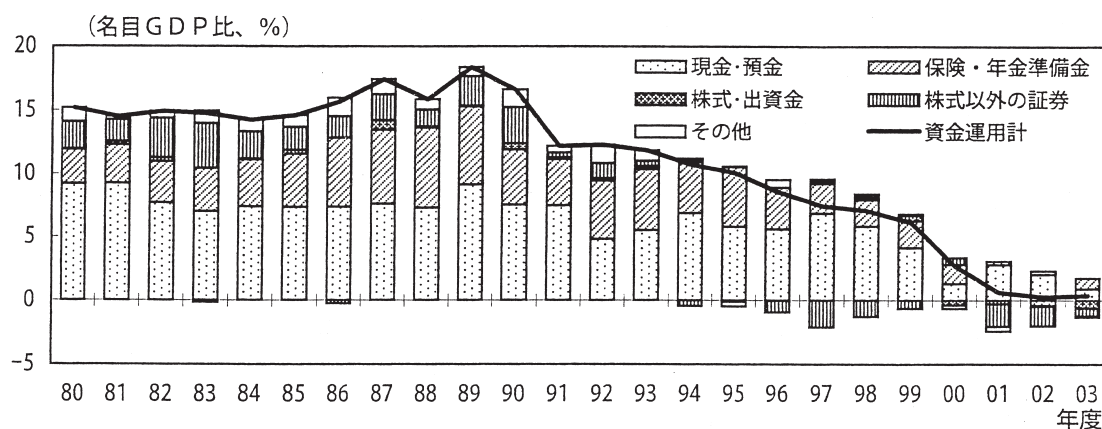
これに対し、90年代以降については、現金・預金および保険・年金準備金が大半を占めており、家計のリスク資産に対する選好が弱まったことがみてとれる。ただし、保険・年金準備金については、ほぼ一貫して増加してい

³⁾ 日本銀行調査統計局[2005]、pp.6-8を参照。

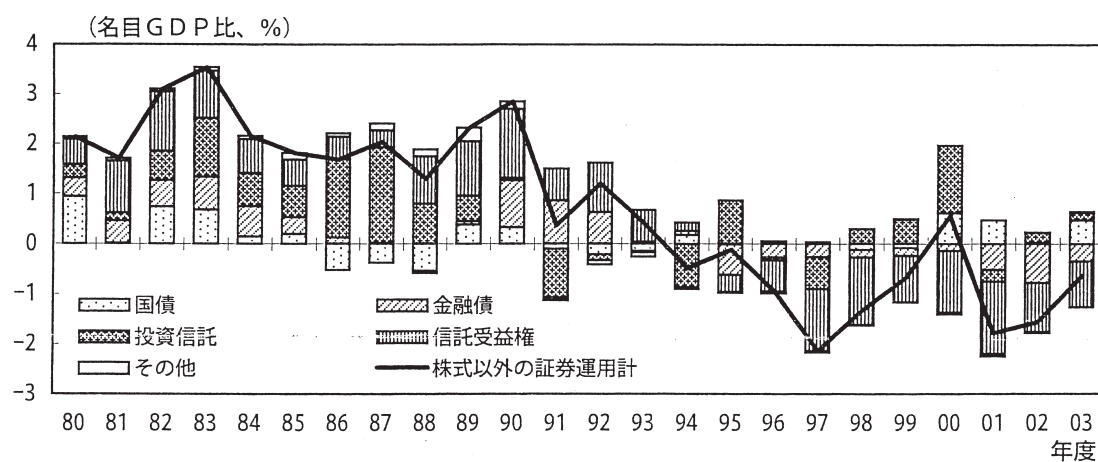
⁴⁾ 日本銀行調査統計局[2005]、pp.6-7から引用。

図表 3. 2 家計の資金運用（フロー）

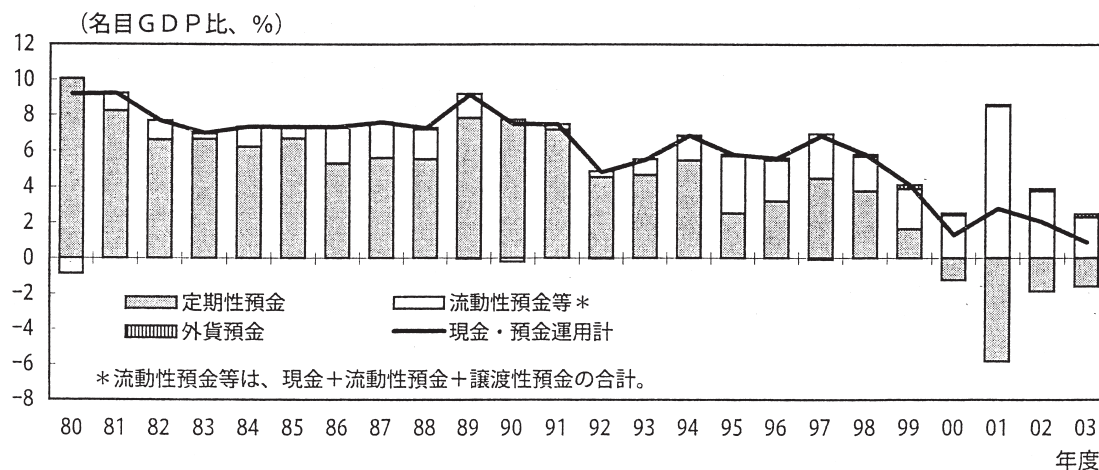
（１）資金運用（フロー）の推移



（２）株式以外の証券の運用（フロー）の内訳



（３）現金・預金の運用（フロー）の内訳



（出所）日本銀行調査統計局『資金循環統計からみた 80 年代以降のわが国の金融構造』
2005 年 3 月、図表 3。

るが、このテンポは 80 年代後半に取り扱いが大幅に増加した一時払養老保険の満期到来や予定利率の引き下げなどから、90 年代後半以降鈍化傾向にある。一方、株式以外の証券は、資金運用（フロー）が急速に縮小し、90 年代半ば以降は総じてマイナスとなっており、内訳をみると、信託受益権および金融債の減少が目立つ。また、株式・出資金については、90 年代以降は総じて株価が低迷する中で、資金運用（フロー）は相対的に小さくなっている。

つまり、1980 年代と 90 年代では金融資産の運用額自体が減少していること、80 年代は証券類への運用が一定のシェアをもっていたのに対し、90 年代は安全資産への運用が大半を占めていること、また危険資産としては株式より投資信託が寄与していることなどが特徴としてあげられる。そして、確かに、80 年代後半には危険資産に対する選好が強まったとみられる現象が起きているが、フローでみても、それほどはっきりした傾向だったとはいえないのではないかと考えられる。

その一方で、株式以外の証券については、1980 年代には、80 年に中期国債ファンド、81 年にビッグ（収益満期受取型貸付信託）、ワイド（利子一括払型利付金融債）、85 年にヒット（1 か月据置型合同運用指定金銭信託）といった新金融商品の発売が続いた。また、投資信託や国債については、98 年に銀行本体の投資信託の窓口販売解禁、2001 年に株価指数連動型上場投資信託（E T F）と不動産投資信託（R E I T）の上場開始、2003 年に個人向け国債の発行開始といった選択肢の増加、多様化の進展がみられた⁵⁾。

このように、この時期を通じて、金融自由化の進展などの影響で選択できる金融資産の種類が増加、多様化したということも、1980 年代以降、現在に至るまでの特徴であるといえるだろう。

3. 4. 相対的危険回避度の変化

すでに述べたように、1980 年代初めから金融自由化の進展があり、金融商品の多様化が始まった。そして、1980 年代後半のいわゆる資産バブルの時期を経て、1990 年代は、バブル崩壊、金融システムおよびそれを取り巻く環境の変化が著しかった期間と考えることができる。そうしたなかで、日本の家計の金融資産選択行動がどのように変化したのかという問題については、すでに多くの先行研究がある。

図表 3. 1 に示したように、長期的な金融資産残高のデータによれば、預金金利の低下にもかかわらず、定期性預金の家計の金融資産残高に占める割合は、依然として 40%を超えている。金融資産残高のようなストックのデータからみる限り、日本の家計の金融資産選択行動は安全性志向で危険回避的なものであり、フローのデータが示すようないわゆる危険資産への選択行動の変化は、一時的な要因によるものであることが推察される。そこで、吉川 [2005] では、危険資産への選択行動の変化が生じているかを検討するために、この期間の相対的危険回避度を計測してみた。

相対的危険回避度は、危険資産からの収益と危険資産選択の関係を理論的に明らかにする指標である。時系列データにより日本の家計について相対的危険回避度の値を計測した先行研究としては、下野 [1998]、中川・片桐 [1999]、吉川 [2001]、山本 [2001]、吉川 [2003]、吉川 [2005] などがある。これらはいずれも Friend and Blume [1975] が提示した、相対的危険回避度と危険資産保有比率との関係式を利用して計測をおこなったものである⁶⁾。

日本における家計の相対的危険回避度の値を計測したこれらの研究では、相対的危険回避度は、危険資産の期待収益率、安全資産の収益率、危険資産の収益率の分散、危険資産保有比率によって算出される。Friend and Blume [1975] にない、日本の家計について相対的危険回避度の計測をおこなった結果が図表 3. 3 である⁷⁾。

⁵⁾ 日本銀行調査統計局 [2005]、pp.6-8 を参照。

⁶⁾ 相対的危険回避度の計測方法の詳細については、付論 1 を参照。

⁷⁾ 吉川 [2005]、p.82 より引用。

図表 3. 3 日本の家計の相対的危険回避度

	安全資産の 収益率 (1年定期 預金金利) ¹⁾	株価 (日経225)	株価の 期待収益率 ²⁾	株価の期待 収益率と 安全資産の 収益率の差	株価収益率 の分散 ³⁾	危険資産 保有比率 ⁴⁾	相対的 危険回避度
	(r_f)	(r_m)	$E(r_m)$	$E(r_m) - r_f$	(σ_m^2)	(α)	$\{E(r_m) - r_f\} / \sigma_m^2 / \alpha$
70	5.75	2165.74	51.27	45.52	87.32	0.1349	3.86
71	5.75	2426.97	51.33	45.58	408.41	0.1352	0.83
72	5.25	3893.81	51.76	46.51	95.44	0.1708	2.85
73	6.25	4778.54	132.26	126.01	42.53	0.1182	25.07
74	7.75	4282.99	43.66	35.91	301.77	0.1061	1.12
75	6.75	4290.58	60.47	53.72	343.57	0.1156	1.35
76	6.75	4704.52	33.49	26.74	343.86	0.1068	0.73
77	5.25	5041.35	19.21	13.96	240.78	0.0961	0.60
78	4.50	5597.61	16.76	12.26	83.83	0.1009	1.45
79	6.00	6331.15	34.42	28.42	39.37	0.0943	7.65
80	7.00	6910.89	18.13	11.13	34.75	0.0891	3.59
81	6.25	7558.20	18.47	12.22	49.06	0.0868	2.87
82	5.75	7416.86	20.86	15.11	82.98	0.0864	2.11
83	5.75	8920.31	32.66	26.91	187.03	0.1042	1.38
84	5.50	10668.70	42.72	37.22	56.10	0.1151	5.76
85	5.50	12624.20	36.99	31.49	309.48	0.1154	0.88
86	3.76	16726.76	17.88	14.12	86.64	0.1460	1.12
87	3.39	23234.80	77.27	73.88	449.18	0.1481	1.11
88	3.39	27427.32	58.98	55.59	389.06	0.1758	0.81
89	4.32	34507.53	43.92	39.60	145.54	0.1852	1.47
90	6.08	28826.02	43.00	36.92	101.22	0.1322	2.76
91	5.25	24371.06	122.63	117.38	1603.17	0.1167	0.63
92	3.88	18095.37	42.95	39.07	578.63	0.0996	0.68
93	1.80	19055.78	74.12	72.32	669.36	0.0990	1.09
94	2.31	20009.25	61.65	59.34	698.02	0.0941	0.90
95	0.54	17298.26	20.87	20.33	417.57	0.0930	0.52
96	0.33	21011.49	60.29	59.96	679.29	0.0876	1.01
97	0.32	18293.15	30.44	30.12	333.13	0.1058	0.85
98	0.23	15276.10	61.52	61.29	343.67	0.0840	2.12
99	0.14	16948.74	57.41	57.27	528.81	0.1271	0.85
00	0.16	16905.30	60.41	60.25	205.74	0.1168	2.51
01	0.04	11987.31	89.89	89.85	539.57	0.0971	1.72
02	0.03	10067.01	86.37	86.34	404.34	0.0845	2.53
03(P) ⁵⁾	0.03	8904.50	72.15	72.12	419.43	0.0879	1.96

注1) 出所: 全国銀行協会『金融』各号。1992年6月までは日本銀行のガイドライン利率(最高限度)。

92年は全国銀行のスーパー定期(300万円以上1,000万円未満)の月末日を含む最終週の平均利率。

それ以降は定期預金の店頭表示金利(300万円以上1,000万円未満)の平均金利。

注2) 予想株価を「前年の株価 + $2 \times \sqrt{\text{前年の株価の月次データの標準偏差} \times 12}$ 」で求め、期待収益率を「予想株価 / 前年の株価 - 1」と計算した。

注3) 株価収益率の分散は、前年の株価収益率の月次データの分散 $\times 12$ とした。

注4) 出所: 日本銀行「資金循環勘定」。データの継続性を保つため、家計を「家計 + 対家計民間非営利団体 + 個人企業」としている。危険資産は、株式、投資信託、外貨預金。

注5) 現時点で利用可能なデータで算出した暫定的な値である。

(出所) 吉川[2005]、p.82

図表 3. 3 に示した 1970 年から 2003 年までの相対的危険回避度の数値を、5 年ごとに区切って平均を計算した結果が図表 3. 4 である。その結果からは、1970 - 74 年、1980 - 84 年、2000 - 03 年の各期間は値が 2 を超えており、相対的危険回避度が上昇することは、家計の金融資産選択行動はより危険回避的になってきたということを示している。これらの期間は安全資産への選好が強い時期であったといえる。

図表 3. 4 相対的危険回避度の平均値

期間	平均値	標準偏差
1970-74	2.17	1.44
1975-79	1.03	0.43
1980-84	2.49	0.96
1985-89	1.08	0.26
1990-94	1.21	0.88
1995-99	1.07	0.61
2000-03	2.18	0.41

注1) 図表3.3より作成。

注2) 1973年、1979年、1985年の数値は5を超えており、異常値として計算から除外した。

1980年代以降については、バブル期（1985－89年）に日本の家計が株式などの危険資産への選好を強め、1990－94年の期間には、危険回避的になり、やや安全資産への選好が強まっている。その後、1995－99年の期間は、バブル期とほぼ同じ数値に戻っているが、1990年代末から最近までは安全資産への選好を強め、危険回避的な金融資産選択行動をとっていると考えられる⁸⁾。

こうした相対的危険回避度から読み取れる変化は、「90年代以降については、現金・預金および保険・年金準備金が大半を占めており、家計のリスク資産に対する選好が弱まったことがみてとれる」という、フローの金融資産選択行動をよく説明しているといえるかもしれない。つまり、相対的危険回避度からは、1985－89年という期間に危険資産への選好が強まったという結果が得られたからである。しかし、それは1990年代末までほぼ続いており、また数値については、1975－79年という期間の方が相対的危険回避度は低くなっており、危険資産への選好が強くなるのはバブル期に固有のものではなかった。したがって、日本の家計の金融資産選択行動が、バブルの時期に至って大きく変化したという結論を導き出すことには慎重でなければならない。

さらには2000年以降、相対的危険回避度には上昇傾向が見られ、危険回避的になっている。こうしたことから、低金利にもかかわらず、定期預金や現金等の安全資産の保有比率が少なくとも変わっていないという、金融資産残高から読み取れる長期にわたる日本の家計の安全性志向を実証しているものにとらえた方が適切ではないかと考えられる。

3. 5. 選択可能な金融資産の多様化

3. 3で述べたように、金融資産の特性としてまず考えられるのは、流動性、収益性、安全性である。そうしたことから、日本人の定期性預金など安全資産への選好の強さ、あるいは株式、投資信託、外貨預金などの危険資産へと選好が変化したのではないかといったことが議論になるわけである。しかし、家計が選択できる金融資産には、保険、年金など生活の保障、老後の保障という目的で保有される資産も含まれている。また、1980年代以降の家計の金融資産選択行動に影響を与える重要な要素として、選択できる金融資産の多様化も考慮に入れる必要があるだろう。

近年の家計の金融資産選択行動に、このような金融資産がもつ流動性、収益性、安全性といった特性、あるいはそれ以外のどのような特性が影響を与えているのかということを調べるため、特性モデルを利用した分析をおこなった。

⁸⁾ バブル期には標準偏差が小さくなっており、その期間を通じて、概ね危険資産への選好が高かった時期といえよう。

4. 金融資産需要の特性モデルによる分析

4.1. 特性分析の考え方

特性分析は、消費理論への新しいアプローチとして Lancaster [1966] で提示された理論にそのアイデアを依拠している。その特徴を引用すれば、以下の通りである⁹⁾。

- (1) 消費者は財それ自体に関心を持っているのではなく財の性質または特性に関心をもっている。
- (2) 財が保有する特性と財との関係は、十分な程度客観的であり、その関係は消費技術により決定される。
- (3) 新しい財と古い財との関係を含む財と財との間の関係は、特性間の関係によって客観的に規定される。
- (4) 個人選好は、選択された場合に種々の特性に与えられる相対的ウェイトを決定する。
- (5) 消費される財の大きな差異は、主として個人間での選好の多様性による。

すなわち、選択可能な財ないし資産に含まれる特性が、消費者の選択行動を規定するという考え方であり、さまざまな商品の形態上の相違ではなく、それらの商品に内在する共通の特性に注目し、品質の異なる商品に対する消費の分析をおこなうものである。

このことを金融資産選択の分析にあてはめると次のようになる。家計は、さまざまな金融資産に含まれる安全性、収益性（危険性）、保障性などの共通の特性に対応した帰属価格を計算し、予算制約の下で効用を最大化するような特性の組み合わせを選択する。そして、その特性の組み合わせが実現するように各資産を選択する。

このように特性分析では、通常おこなわれている金利などの収益率のみに焦点をあてた分析ではなく、金融資産の特性に対する需要を考えることで、家計の金融資産選択行動をよりの確にとらえられることが期待できるのである。

4.2. 金融資産需要の特性モデル

金融資産の特性分析では、ある各金融資産に対する需要は、金融資産のもつ収益性や安全性だけではなく、その資産がもっている特性から得られる効用のようなものに依存しており、それによって資産を選択していると考えられる。具体的には主成分（因子）分析をおこない、Lancaster [1971] によって提示された考え方に基づくモデルを用いて、各金融資産の需要関数を推計するものである。まず明石 [1998] にしたがって、特性モデルを簡単に説明することにする¹⁰⁾。

通常の消費需要の分析にならえば、個人の資産需要を考える際は、予算制約の下で資産から直接得られる個人の効用を最大化する問題に帰着する。しかし特性分析では、資産に含まれるさまざまな特性（characteristics）を主成分（因子）分析により抽出し、その特性から得られる効用を予算制約の下で最大化することを考える。

実質資産構成（シェア）を、 $x = (x_1, \dots, x_n)'$ 、特性ベクトルを $z^1 = (z_1, \dots, z_m)'$ とすると、個人の効用関数は

$$(4.1) \quad u = u(z^1)$$

と表される。各金融資産それぞれの特性は、変換行列 B_1 により特性ベクトルに変換される¹¹⁾。

$$(4.2) \quad z^1 = B_1 x$$

金融資産価格を $p = (p_1, \dots, p_n)$ とすれば、予算制約式は

⁹⁾ Lancaster [1971] の「日本語版への序文」より引用。

¹⁰⁾ 本稿では、統計ソフト S A S の F A C T O R プロシジャにより、因子分析の初期解として計算される主成分分解を使用する。したがって、主成分を因子と呼ぶことにする。

¹¹⁾ $x = (x_1, \dots, x_n)'$ は、行ベクトルを転置した列ベクトルを表す。

$$(4.3) \quad px=1$$

となる¹²⁾。個人は、(4.3)の予算制約の中で、特性ベクトルの変換(4.2)の条件の下で効用(4.1)を最大化するように資産構成を決定する。すなわち、次のような制約条件付き効用最大化問題を解き、 $x=(x_1, \dots, x_n)'$ を選択することになる。

$$\begin{aligned} \max \quad & u = u(z^1) \\ \text{s.t.} \quad & z^1 = B_1 x, \quad px = 1 \end{aligned}$$

以上が特性分析のモデルであるが、ここで特性ベクトルに主成分分析で抽出された因子を用いるために、以下のような修正を加える。

個人は各金融資産のもつ特性を、資産選択の際に実質的に考慮する本質的特性分とほとんど考慮しない非本質的特性分に分けられると仮定する。そして双方をあわせた拡張された特性の内容は、金融資産の数に一致しているとする。したがって、本質的特性 z^1 は m 個の成分から構成され ($m < n$)、非本質的特性 z^2 は $n - m$ 個の成分から構成される。

形式的には、拡張特性ベクトルを z とすれば、

$$(4.4) \quad z = (z^1, z^2), \quad z^1 = (z_1, \dots, z_m), \quad z^2 = (z_{m+1}, \dots, z_n)$$

となる。拡張ベクトルへの変換行列 B は ($n \times n$) の行列となる。

$$(4.5) \quad z = Bx$$

また、効用関数 $u = u(z^1)$ は、次のような2次形式で近似して表すことにする。

$$(4.6) \quad u = u_1 z^1 + z^{1'} U_2 z^1$$

変換行列 B が正則行列なら、 $x = B^{-1}z$ となる。ここで $q = pB^{-1}$ とすれば、 $px = pB^{-1}z = qz$ となり、予算制約(4.3)式は

$$(4.7) \quad qz = 1$$

と書き換えられる。したがって、(4.7)式の制約の下で(4.6)式を最大化する問題を解けば、一階の条件から

$$(4.8) \quad q^1 = \frac{1}{\lambda}(u_1 + z^{1'} U_2)$$

を得る。ただし、 λ はラグランジュ係数であり、貨幣の限界効用に対応する。また、ここで $q = (q^1, q^2)$ 、 $q^1 = (q_1, \dots, q_m)$ 、 $q^2 = (q_{m+1}, \dots, q_n)$ である。

$q = pB^{-1}$ は、特性分に対応した帰属価格ベクトルと解釈できるものである。(4.8)式はそのうちの本質的特性の帰属価格に対応した式といつてよいが、もう一方の非本質的特性の価格 q^2 については、非本質的特性ベクトル z^2 によって説明されると考え、次のように設定する。

$$(4.9) \quad q^2 = \frac{1}{\lambda}(u_2 + z^{2'} V)$$

$$V = \begin{pmatrix} v_{m+1} & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & v_n \end{pmatrix}$$

したがって、(4.8)式と(4.9)式をまとめれば

¹²⁾ $x = (x_1, \dots, x_n)'$ は、実質資産のシェアなので、予算制約式(4.3)の右辺は1となる。

$$(4.10) \quad q = \frac{1}{\lambda}(u + z'U)$$

ここで

$$u = (u^1, u^2)$$

$$U = \begin{pmatrix} U_2 & 0 \\ 0 & V \end{pmatrix}$$

である。

いま、変換行列 B の逆行列を A で表し、 $A = B^{-1}$ 、 $A = (A_1, A_2)$ とする。ただし、 A_1 は n 行 m 列、 A_2 は n 行 $n-m$ 列の行列である。(4.10) 式に右から $A = B^{-1}$ を乗じると、

$$(4.11) \quad p = \frac{1}{\lambda}(uB + x'B'UB)$$

となって、さらに、両辺に右から $(B'UB)^{-1}$ を乗じて書き換えれば、

$$(4.12) \quad x' = -uU^{-1}A' + \lambda pAU^{-1}A'$$

となり、資産需要関数が導かれる。さらに本質的特性によって説明される部分を取り出せば、

$$(4.13) \quad x' = -u_1U_2^{-1}A_1' + \lambda pA_1U_2^{-1}A_1' + \varepsilon$$

となる。ただし、残差項 ε は

$$\varepsilon = (\lambda pA_2 - u_2)V^{-1}A_2' = z^2'A_2'$$

である。

こうして得られた資産需要関数 (4.13) 式において、行列 U_2^{-1} は各特性に対する効用関数の 2 次係数行列の逆行列であり、各特性に対して帰属価格 $q = pB^{-1}$ を考えれば、 U_2^{-1} はその特性の帰属価格の反応係数（または代替行列）を表しているといえることができる。

つまり、個人は資産価格から特性に対応した帰属価格を計算し、それに対して予算制約の下で自己の効用を最大化するように特性の組み合わせを選択して、それが実現するように、派生的に各資産を選択すると考えるのである。その意味で、(4.13) 式の代替行列 U_2^{-1} は資産価格の反応度を決定づける重要な部分であり、それを計測することが特性分析の主要な作業となる。

4.3. 主成分（因子）分析

(1) 使用データについて

特性モデルによる分析の第一段階は、実質金融資産残高シェアを主成分（因子）分析し、因子負荷行列、因子得点などを計算することである。

実質金融資産残高シェアは、家計が保有する金融資産額（名目金融資産残高）から得られる金融資産残高シェアを、当該金融資産の価格で除す（収益率をかける）ことで求める。家計が保有する金融資産額のデータは、日本銀行が作成している資金循環統計から採ることとする¹³⁾。長期的な分析をおこなうので、本稿での分析には、93SNA ベースの 1979 年度から 2003 年度までの年次データを使用する¹⁴⁾。また、各金融資産の収益率については、以下のものを使用する。

¹³⁾ 資金循環統計は、日本銀行調査統計局『金融経済統計月報』に掲載される。また、日本銀行のホームページにも掲載されている。URL は <http://www.boj.or.jp/stat/sj/sj.htm> である。

金融資産	収益率
現金・流動性預金	普通預金金利
定期預金	銀行定期（１年）
譲渡性預金	譲渡性預金金利
外貨預金	米ＴＢレート（３か月）
国債	利付国債 10 年物東証上場利回り
地方債	地方債 10 年物応募者利回り
政府関係機関債	政府保証債東証上場利回り
金融債	利付債 5 年物東証上場利回り
事業債	事業債東証上場利回り
投資信託	$\text{収益率} = \frac{\text{運用増減}}{\text{前期期末純資産残高}}$ $= \frac{(\text{当期期末純資産残高} - \text{前期期末純資産残高}) - \text{資産差引増減}}{\text{前期期末純資産残高}}$ を収益率とみなし、その３か月移動平均値に、一定値のプレミアムを加えたもの。
信託	指定金銭信託予想配当率（５年以上）
株式・出資金	株式投資収益率の３か月移動平均値に、一定値のプレミアムを加えたもの。
保険	一般勘定資産運用利回り
年金	保険と同率

（２）分析手順および分析結果

（４．５）式における、実質金融資産残高シェアを（拡張）特性ベクトルに変換する変換行列 B として、主成分分析から得られる因子負荷行列を用いることとする。

変換行列 B の計測手順は、以下のとおりである。

- ①各金融資産の残高シェアを、その資産の収益率の逆数として定義される価格で除して、実質金融資産残高シェア $x = (x_1, \dots, x_n)'$ を計算する。
- ② $x = (x_1, \dots, x_n)'$ について主成分（因子）分析をおこなう。
- ③因子負荷量（行列） B と因子得点を取り出す。

主成分（因子）分析をおこなった結果、相関行列の固有値については、図表４．１のようになった。図表４．１に示されているように、固有値が１より大きい主成分は第３主成分（因子）までであった¹⁵⁾。そこで、特性モデルによる金融資産需要関数の推計には、第１因子から第３因子まで採用することにした¹⁶⁾。第３因子までの因子負荷量を示したのが図表４．２であり、因子得点を時系列でグラフにしたものが図表４．３である。

¹⁴⁾ 資金循環統計については、1964 年第４四半期から 1999 年第１四半期までの 68SNA ベースの四半期データを日本銀行ホームページから利用できる。吉川〔2005〕では、このデータを使って分析をおこなっている。なお、93SNA ベースの四半期データは、1997 年第４四半期から利用可能である。特性モデルによる分析では多変量解析をおこなうので、データ数を確保するためには、四半期データの方が望ましい。93SNA ベースと 68SNA ベースの資金循環統計の相違点については、付論 2 を参照。

¹⁵⁾ 相関行列を用いて主成分を計算した場合、固有値が１より大きい主成分までを採用するという基準は、主成分の意味を考えれば、ひとつの合理性をもつといってよいであろう。

図表 4. 1 相関行列の固有値（1979 年度－2003 年度）

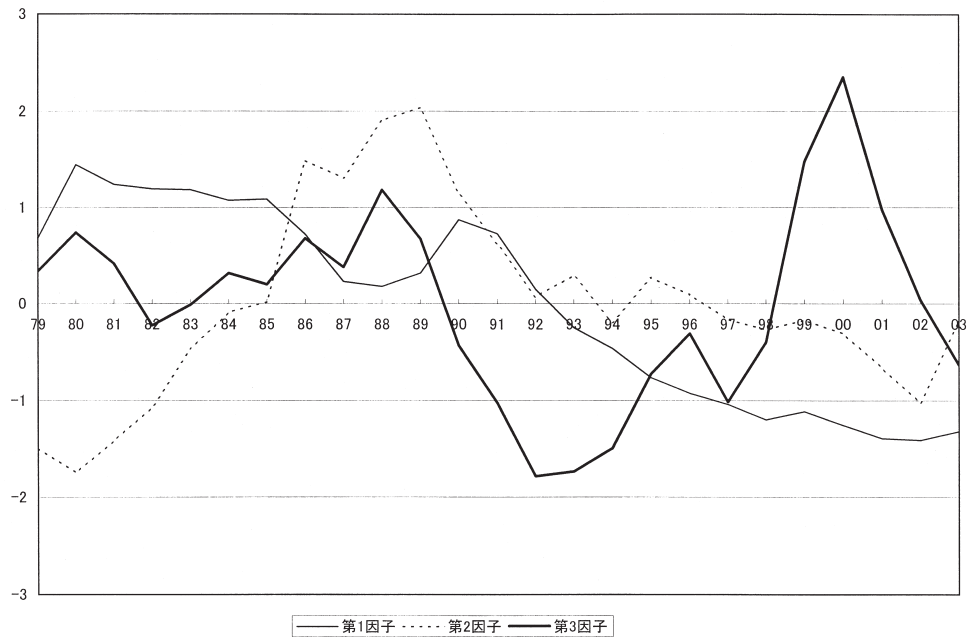
	固有値	固有値の差	寄与率	累積寄与率
第1因子	7.5114	3.7612	0.5365	0.5365
第2因子	3.7502	2.5945	0.2679	0.8044
第3因子	1.1557	0.4640	0.0826	0.8870
第4因子	0.6917	0.2618	0.0494	0.9364
第5因子	0.4299	0.2365	0.0307	0.9671
第6因子	0.1934	0.0794	0.0138	0.9809
第7因子	0.1140	0.0446	0.0081	0.9890
第8因子	0.0694	0.0257	0.0050	0.9940
第9因子	0.0437	0.0230	0.0031	0.9971
第10因子	0.0207	0.0110	0.0015	0.9986
第11因子	0.0097	0.0028	0.0007	0.9993
第12因子	0.0069	0.0049	0.0005	0.9998
第13因子	0.0020	0.0007	0.0001	0.9999
第14因子	0.0013		0.0001	1.0000

図表 4. 2 因子負荷行列（1979 年度－2003 年度）

	第1因子	第2因子	第3因子
現金・流動性	0.822	-0.492	0.088
定期預金	0.978	-0.172	-0.007
譲渡性預金	0.298	0.713	0.031
外貨預金	-0.288	0.236	0.834
国債	0.889	-0.302	0.113
地方債	0.877	-0.357	0.126
政府関係機関債	0.977	-0.150	0.078
金融債	0.781	0.288	-0.336
事業債	0.252	-0.802	0.411
投資信託	0.045	0.921	0.203
信託	0.987	-0.084	-0.064
株式・出資金	0.490	0.689	0.290
保険	0.902	0.407	0.007
年金	0.699	0.673	-0.079

¹⁶⁾ 第3因子までで、14の因子の分散値合計の88.7%を占めている。このことは、第1、第2、第3因子で、全体の変化の約89%を説明できることを意味する。

図表 4. 3 因子得点の推移 (1979 年度 - 2003 年度)



(3) 各因子の解釈

図表 4. 2 に示された因子負荷量 (行列) から、各因子の性格は以下のように判断される。網掛けは、金融資産ごとにみて、因子との相関係数の絶対値が最大のものである¹⁷⁾。

第 1 因子は、現金・流動性預金、定期預金、事業債を除く債券類、信託、保険、年金と強い正の相関があり、外貨預金と負の相関がある。第 2 因子は、譲渡性預金、投資信託、株式・出資金と強い正の相関があり、事業債と強い負の相関がある。第 3 因子は、外貨預金と強い正の相関があり、事業債とも正の相関がある。

以上の結果から、第 1 因子は、安定的な収益をもたらす金融資産、すなわちいわゆる安全資産と相関があり、安全性因子と解釈できるだろう。また、この因子は保険、年金とも強い正の相関があるので、保障目的という特性を表しているとも考えられる。

それに対し第 2 因子は、投資信託、株式と強い相関があることから、収益性を重視していることを示す危険性因子とよぶことにする。

これらの 2 つの因子に対して、第 3 因子は、外貨預金や事業債といった、金融自由化により 1980 年代以降の金融商品の多様化や規制撤廃の進展とともに、選択肢として登場してきた金融資産 (外貨預金)、あるいはシェアを伸ばしてきた金融資産 (事業債) と正の相関があり、銀行預金中心の金融資産選択から多様な金融資産の選択へと、家計の金融資産選択行動が拡大してきたことを示す多様性因子 (あるいは市場性因子) と考えることにする¹⁸⁾。

図表 4. 3 により因子得点の時系列の変化をみると、第 1 因子と第 2 因子は、1980 年代には互いに反対方向の動きを示しているが、90 年代以降はほぼ同じ方向の動きを示している。第 3 因子は、1990 年代全般にわたり、他

¹⁷⁾ 因子負荷量は、各金融資産がその因子にどれだけ貢献しているか (負荷をもっているか) を示している。SAS の FACTOR プログラムでは、factor pattern として出力される。

¹⁸⁾ この第 3 因子は、明石 [1998] では、アメリカの家計における第 1 因子、日本における第 2 因子に相当する因子で保証性因子と解釈されている。また、吉川 [2005] では、金融資産残高に 68SNA ベースの四半期データを使って、1980 年代・90 年代に区切って代替行列を計測している。その結果によると、第 1 因子が安全性因子、第 2 因子が多様性因子、第 3 因子が危険性因子と解釈されている。なお、因子の順番は、分散値の大きい順に付けられている。

の2因子が下降しているのに対し、反対方向の動きを示している。

第3因子は、1980年代、90年代でやや対照的な推移をみせており、両期間の違いを表している因子と考えることができるかもしれない。

このように因子得点の時系列の推移から、日本の家計の金融資産選択行動は、1980年代と1990年代とでは、明らかな変化が認められることがわかる。さらには、ほぼ5年ごとに変化が認められるということもできるだろう。

3. でみたように、ここで認められる変化は、安全資産から危険資産へと家計の金融資産選択行動が変化してきたという仮説では、必ずしもうまく説明できるわけではない。

そこで次節では、特性モデルにしたがって金融資産需要関数の計測をおこない、具体的にどのような変化が起きていたかを検証していくことにする。

4. 4. 代替行列の計測

日本の家計の金融資産選択行動がどのように変化したのかを、先に説明した特性モデルを用いて、日本の家計の金融資産需要関数を計測することにより検討する。計測は、いわゆるバブル期（1986年度－1989年度）を除いた1980年代前半と90年代以降に期間を区切っておこなった。バブル期を除くのは、先行研究の推定結果から、この時期に固有の要因（バブル因子というべき特性）がみられるからである¹⁹⁾。

特性モデルにおける金融資産需要関数は、次のように、前述した（4.13）式として特定化されたものである。

$$x' = -u_1 U_2^{-1} A_1' + \lambda p A_1 U_2^{-1} A_1' + \varepsilon$$

ここで、

$$\varepsilon = (\lambda p A_2 - u_2) V^{-1} A_2' = z^2' A_2'$$

である。

金融資産需要関数において行列 U_2^{-1} は、各特性に対する効用関数の2次係数行列の逆行列であり、各特性に対して帰属価格 $q = pB^{-1}$ を考えれば、 U_2^{-1} はその特性の帰属価格の反応係数（または代替行列）を表している。そこでまず、次の（4.8）式により、 U_2 を推定した。

$$(4.8) \quad q^1 = \frac{1}{\lambda} (u_1 + z^1' U_2)$$

ただし、 λ はラグランジュ係数であり、貨幣の限界効用に対応する。また、

$$q = (q^1, q^2), \quad q^1 = (q_1, \dots, q_m), \quad q^2 = (q_{m+1}, \dots, q_n)$$

である。

U_2 の推定は以下の手順でおこなった。

- ① 因子得点を拡張ベクトル z 、因子負荷行列を拡張ベクトル z への変換行列 B とみたとて、本質的特性を表す拡張ベクトル z^1 を取り出す。
- ② 特性分に対応した帰属価格ベクトル $q = pB^{-1}$ を計算し、本質的特性の帰属価格 q^1 を取り出す。
- ③ （4.8）式にしたがって、 q^1 を z^1 で回帰し、 u_1 と U_2 を推定する²⁰⁾。

推定作業は、1980年代前半（1979年度から1985年度まで）と1990年代以降（1990年度から2003年度ま

¹⁹⁾ 明石 [1998]、p.68 を参照。明石 [1998] で日本の第5因子として取り出された「バブル因子」とも呼べる特性は、本稿の分析でも第5因子に相当すると考えられる。しかし、この第5因子は固有値が1以下なので、本稿における金融資産需要関数の計測には用いていない。因子をどこまで採用するかは、本稿でおこなった固有値が1以上とする方法以外にも考えられる。明石 [1998] では、各因子の分散値の合計に占める割合（累積寄与率）が90%から95%程度になるところまでの因子を採用している。

で)に区切っておこなった。 U_2 の推定結果と、t 値および自由度修正済決定係数を図表 4. 4 に示した。

図表 4. 4 U_2 の推定結果

(1) 推定期間：1979 年度－ 1985 年度

	第 1 因子	第 2 因子	第 3 因子
U_1	66. 037	-18. 213	40. 103
U_2 第 1 因子	-2. 661	1. 070	-0. 828
第 2 因子	1. 070	-1. 001	0. 663
第 3 因子	-0. 828	0. 663	-2. 243

t 値

	第 1 因子	第 2 因子	第 3 因子
U_1	23. 041	-41. 544	6. 641
U_2 第 1 因子	-17. 756	23. 055	-4. 167
第 2 因子		-44. 736	6. 568
第 3 因子			-1. 471
自由度修正済 決定係数	0. 982	0. 966	0. 136

(2) 推定期間：1990 年度－ 2003 年度

	第 1 因子	第 2 因子	第 3 因子
U_1	4038. 970	-8171. 720	6571. 690
U_2 第 1 因子	-369. 974	820. 353	-531. 535
第 2 因子	820. 353	-785. 638	355. 812
第 3 因子	-531. 535	355. 812	-263. 043

t 値

	第 1 因子	第 2 因子	第 3 因子
U_1	0. 773	-5. 005	7. 283
U_2 第 1 因子	-0. 896	2. 486	-2. 082
第 2 因子		-3. 046	1. 661
第 3 因子			-1. 472
自由度修正済 決定係数	0. 364	0. 769	0. 512

このような方法で推定された U_2 の逆行列が、代替行列 U_2^{-1} として図表 4. 5 に示したものである。 U_2^{-1} は、

^{2 0)} 効用関数を 2 次形式で特定化したので、効用行列である 2 次係数行列 U_2 は、対称行列であることが理論的に要請される。そこで、第 i 番目の方程式については、それ以前の第 1 番目から第 $i-1$ 番目の方程式において推定された第 i 因子の係数値を先験的情報として使い被説明変数を作り、残る第 i 因子から第 n 因子までを説明変数として推定した。

貨幣価値で測った特性の代替行列であり、この行列の対角要素は自己代替効果を、非対角要素は交差代替効果を表している。理論的には、対角要素である自己代替係数は負になることが期待される。1980年代前半の推定についてはこの条件を満たしているが、1990年代以降の推定における第1因子は、自己代替効果が正となっており、この条件を満たさなかった^{2 1)}。

図表 4. 5 代替行列 U_2^{-1}

(1) 推定期間：1979 年度－1985 年度

	第 1 因子	第 2 因子	第 3 因子
第 1 因子	-0. 662	-0. 679	0. 044
第 2 因子	-0. 679	-1. 938	-0. 322
第 3 因子	0. 044	-0. 322	-0. 557

(2) 推定期間：1990 年度－2003 年度

	第 1 因子	第 2 因子	第 3 因子
第 1 因子	0. 001	0. 000	-0. 002
第 2 因子	0. 000	-0. 003	-0. 005
第 3 因子	-0. 002	-0. 005	-0. 006

図表 4. 5 をみて、まず気がつくことは、代替行列の絶対値が 1990 年代以降はかなり低いということである。このことは、帰属価格に対する反応が弱いということを意味している。

代替行列において、1980 年代前半の第 2 因子の自己代替係数はかなり大きく、この因子に関連している投資信託や株式などの金融資産は、その資産価格が変化すると、他の特性への代替需要が発生しやすいことを示している。また、いずれの特性（因子）についても、自己代替係数は 90 年代以降の方はきわめて低くなっており、90 年代以降は帰属価格に対する反応度が低いという結果になっている。つまり、80 年代前半の方が、各因子に関連した資産価格（収益率）の変化が、特性への需要を大きく変化させたということを示している。このことは、90 年代になって、各特性への需要が安定的になったと解釈できるのではないかと考えられる。

各因子間の関係は以下のとおりであった。安全性因子（第 1 因子）と危険性因子（第 2 因子）とは、80 年代前半は補完的、90 年代以降はほとんど反応がなくなっている。第 3 因子は、第 1 因子に対して、80 年代は代替的であったが、90 年代は補完的な関係がある特性といえる。まだ第 2 因子に対しては、期間を通じて補完的であるという結果であった^{2 2)}。

^{2 1)} この係数については t 値も低く（図表 4. 4（2）を参照）、推定結果としては問題があり、データの改善、あるいは推定方法の見直しが必要である。このように、 U_2^{-1} は、推定期間を変えると必ずしも対角要素が非正であるという理論的要請に一致しない場合もあった。これは価格の変動が大きく、線形で計測することに無理が生じた結果ではないかと考えられる。

^{2 2)} 吉川〔2005〕では、金融資産残高に資金循環統計の 68SNA ベースの四半期データを使って、1980 年代、90 年代に区切って代替行列を計測している。その結果によると、安全性因子（第 1 因子）と危険性因子（第 3 因子）は、80 年代、90 年代を通じて代替的であった。多様性因子と解釈した因子（第 2 因子）は、危険性因子に対して、80 年代は代替的であったが、90 年代は補完的な関係があった。このように、本稿の結果とやや異なった結果となっている。また、いずれの特性（因子）についても、自己代替係数は 80 年代の方が高くなっており、1980 年代の方が帰属価格に対する反応度がやや高いという結果になっている。この点は、本稿の計測結果と整合的であった。

4.5. 安全資産への選好はどう変化したか

図表4.5に示した代替行列をみると、安全性因子である第1因子は、1980年代前半では、第3因子と代替的であった。すなわち、安全資産の価格が上昇（収益率が低下）すると、第3因子と関連がある金融資産へ代替需要が発生することになる。第3因子は、「銀行預金中心の金融資産選択から多様な金融資産の選択へと、家計の金融資産選択行動が拡大してきたことを示す多様性因子（あるいは市場性因子）」と先に解釈した。したがって、この時期には、安全資産から危険資産へと選好が変化したのではなく、金融自由化による1980年代以降の金融商品の多様化や規制撤廃の進展とともに、選択肢として登場してきた金融資産、あるいはシェアを伸ばしてきた金融資産への代替需要が発生していたということ示唆している。

しかし、その後の資産バブルの発生は、その時期の家計の金融資産選択行動を安全資産から危険資産への選好へと変化させている可能性がある^{2 3)}。そうした影響で、安全性から多様性への選好の変化（金融資産選択行動の変化）が、わかりにくくなっているということがいえるかもしれない。

また、図表4.2の因子負荷行列をみると、定期性預金の特性の構成は、第1因子でよく説明でき、第2因子、第3因子と負の相関があり、信託と非常によく似ていることがわかる。

図表4.6は、(4.13)式により、金融資産需要関数を推計した結果である。図表4.6には、実質資産シェア x' に関する金融資産価格の係数（価格反応係数）を示してある。安全資産への資産選択行動の変化をみるために、定期性預金だけを取り出すと次のような数値になっている。

	1979年度－ 1985年度	1990年度－ 2003年度		1979年度－ 1985年度	1990年度－ 2003年度
現金・流動性	-0.00456	-0.00001	金融債	-0.01256	0.00004
定期預金	-0.00748	0.00001	事業債	0.00615	-0.00004
譲渡性預金	-0.00108	0.00005	投資信託	0.00450	0.00006
外貨預金	0.01961	0.00001	信託	-0.00867	0.00002
国債	-0.00442	0.00000	株式・出資金	0.00286	0.00005
地方債	-0.00409	0.00000	保険	-0.00623	0.00005
政府関係機関債	-0.00569	0.00001	年金	-0.00636	0.00006

1980年代前半では、定期性預金と代替的な資産は、投資信託、株式などのいわゆる危険資産と外貨預金、事業債である。投資信託と株式については、安全性から収益性へと特性に対する需要を変えるという行動をとることで説明できるだろう。一方、外貨預金と事業債については、これらの金融資産は、いずれも多様性因子と解釈した第3因子と相関があり、従来の金融資産にない特性に対して需要を変えるという行動をとったのではないかと考えられる。価格反応係数の値は、外貨預金、事業債という多様性因子に関連した金融資産への代替需要の方が大きくなっている。

1990年代以降については、残念ながら定期性預金の自己価格反応係数が正になっており、詳細な分析はできなかった。ただし、1980年代前半と比較して価格反応係数がきわめて小さくなっている。このことは、価格の変化に対してあまり反応しないということを意味しており、選択行動の変化が小さくなっていることが明らかになった。

^{2 3)} 3.4節を参照。

図表 4. 6 金融資産需要関数の価格反応係数

(1) 1979 年度－1985 年度

	現金・流動性	定期預金	譲渡性預金	外貨預金	国債	地方債	政府関係機関債	金融債	事業債	投資信託	信託	株式・出資金	保険	年金
現金・流動性	-0.01784	-0.00456	0.03042	0.01229	-0.00972	-0.01195	-0.00331	0.01266	-0.03093	0.03908	-0.00111	0.03095	0.01926	0.02939
定期預金	-0.00456	-0.00748	-0.00108	0.01961	-0.00442	-0.00409	-0.00569	-0.01256	0.00615	0.00450	-0.00867	0.00286	-0.00623	-0.00636
譲渡性預金	0.03042	-0.00108	-0.08480	-0.07306	0.00704	0.01229	-0.00892	-0.02539	0.05478	-0.11316	-0.00710	-0.10279	-0.06274	-0.08165
外貨預金	0.01229	0.01961	-0.07306	-0.32673	-0.01322	-0.01336	-0.01353	0.09984	-0.08001	-0.15478	0.03273	-0.16542	-0.03644	-0.02839
国債	-0.00972	-0.00442	0.00704	-0.01322	-0.00814	-0.00902	-0.00586	0.00814	-0.01840	0.00671	-0.00226	0.00106	0.00233	0.00774
地方債	-0.01195	-0.00409	0.01229	-0.01336	-0.00902	-0.01031	-0.00551	0.01182	-0.02412	0.01273	-0.00122	0.00603	0.00646	0.01350
政府関係機関債	-0.00331	-0.00569	-0.00892	-0.01353	-0.00586	-0.00551	-0.00727	-0.00283	-0.01166	-0.01166	-0.00560	-0.01438	-0.01039	-0.00977
金融債	0.01266	-0.01256	-0.02539	0.09984	0.00814	0.01182	-0.00283	-0.06488	0.07288	-0.00679	-0.02265	0.00378	-0.02882	-0.04474
事業債	-0.03093	0.00615	0.05478	-0.08001	-0.01840	-0.02412	-0.00163	0.07288	-0.10010	0.04659	0.01911	0.02796	0.04594	0.07141
投資信託	0.03908	0.00450	-0.11316	-0.15478	0.00671	0.01273	-0.01166	-0.00679	0.04659	-0.16382	0.00035	-0.15340	-0.07888	-0.09932
信託	-0.00111	-0.00867	-0.00710	0.03273	-0.00226	-0.00122	-0.00560	-0.02265	0.01911	0.00035	-0.01157	0.00099	-0.01169	-0.01496
株式・出資金	0.03095	0.00286	-0.10279	-0.16542	0.00106	0.00603	-0.01438	0.00378	0.02796	-0.15340	0.00099	-0.14755	-0.07217	-0.08737
保険	0.01926	-0.00623	-0.06274	-0.03644	0.00233	0.00646	-0.01039	-0.02882	0.04594	-0.07888	-0.01169	-0.07217	-0.05041	-0.06463
年金	0.02939	-0.00636	-0.08165	-0.02839	0.00774	0.01350	-0.00977	-0.04474	0.07141	-0.09932	-0.01496	-0.08737	-0.06463	-0.08600

(2) 1990 年度－2003 年度

	現金・流動性	定期預金	譲渡性預金	外貨預金	国債	地方債	政府関係機関債	金融債	事業債	投資信託	信託	株式・出資金	保険	年金
現金・流動性	-0.00002	-0.00001	0.00001	-0.00003	-0.00002	-0.00002	-0.00002	0.00001	-0.00003	0.00001	-0.00001	0.00000	0.00000	0.00001
定期預金	-0.00001	0.00001	0.00005	0.00001	0.00000	0.00000	0.00001	0.00004	-0.00004	0.00006	0.00002	0.00005	0.00005	0.00006
譲渡性預金	0.00001	0.00005	-0.00017	-0.00094	-0.00005	-0.00006	-0.00004	0.00031	-0.00028	-0.00039	0.00010	-0.00044	-0.00008	-0.00004
外貨預金	-0.00003	0.00001	-0.00094	-0.00373	-0.00035	-0.00034	-0.00038	0.00097	-0.00096	-0.00184	0.00016	-0.00205	-0.00064	-0.00051
国債	-0.00002	0.00000	-0.00005	-0.00035	-0.00004	-0.00004	-0.00003	0.00011	-0.00013	-0.00013	0.00002	-0.00016	-0.00003	-0.00001
地方債	-0.00002	0.00000	-0.00006	-0.00034	-0.00004	-0.00004	-0.00004	0.00011	-0.00012	-0.00013	0.00002	-0.00016	-0.00004	-0.00002
政府関係機関債	-0.00002	0.00001	-0.00004	-0.00038	-0.00003	-0.00004	-0.00003	0.00014	-0.00014	-0.00013	0.00003	-0.00016	-0.00002	0.00001
金融債	0.00001	0.00004	0.00031	0.00097	0.00011	0.00011	0.00014	-0.00019	0.00020	0.00055	0.00000	0.00061	0.00024	0.00022
事業債	-0.00003	-0.00004	-0.00028	-0.00096	-0.00013	-0.00012	-0.00014	0.00020	-0.00023	-0.00051	-0.00001	-0.00058	-0.00023	-0.00019
投資信託	0.00001	0.00006	-0.00039	-0.00184	-0.00013	-0.00013	-0.00013	0.00055	-0.00051	-0.00084	0.00014	-0.00093	-0.00023	-0.00016
信託	-0.00001	0.00002	0.00010	0.00016	0.00002	0.00002	0.00003	0.00000	-0.00001	0.00014	0.00002	0.00014	0.00008	0.00009
株式・出資金	0.00000	0.00005	-0.00044	-0.00205	-0.00016	-0.00016	-0.00016	0.00061	-0.00058	-0.00093	0.00014	-0.00104	-0.00026	-0.00018
保険	0.00000	0.00005	-0.00008	-0.00064	-0.00003	-0.00004	-0.00002	0.00024	-0.00023	-0.00023	0.00008	-0.00026	-0.00002	0.00002
年金	0.00001	0.00006	-0.00004	-0.00051	-0.00001	-0.00002	0.00001	0.00022	-0.00019	-0.00016	0.00009	-0.00018	0.00002	0.00005

このことは、新たな選択肢として登場してきた金融資産への需要もあまり高くないということを意味している。

5. まとめと今後の課題

本稿では、流動性、収益性、安全性（収益実現の確実性）といった、金融資産に関して考えられている通常の特
性以外の特性への需要から、日本の家計の金融資産選択行動の変化を説明できるのではないかという考え方から検
討してみた。

具体的には、特性モデルを使い、特性に対応した帰属価格が変化したとき、金融資産のもつ特性への需要がどの
ように変化するのかを計測した。さらに実質資産シェアに関する金融資産価格の係数（価格反応係数）を計測し、
分析をおこなった。

その結果、1980年代前半（1979年度から1985年度）においては、安全資産（収益の安定性への選好）から
危険資産（収益性への選好）ではなく、安全性から多様性（市場性）へという特性に対する需要の変化が認められ
た。この多様性という特性は、銀行預金中心の金融資産選択から多様な金融資産の選択へと、家計の金融資産選択
行動が拡大してきたことを示すものである。

この時期に家計は、安全資産である定期性預金の収益率が変化すれば、あるいは外貨預金、事業債など、金融自
由化による1980年代以降の金融商品の多様化や規制撤廃の進展とともに選択肢として登場してきた金融資産、あ
るいはシェアを伸ばしてきた金融資産へ金融資産選択行動を変化させた。投資信託、株式などのいわゆる危険資産
への代替需要もあったが、外貨預金、事業債よりも反応係数は小さかった。

しかしながら、こうした金融資産選択行動の変化は、1990年代以降は小さくなっている。すなわち、特性の帰
属価格の変化に対する反応が小さくなっていること、あるいは金融資産需要関数の計測結果においても、1980年
代前半と比較して価格反応係数がきわめて小さくなっており、価格変化に対してあまり選択行動を変化させなくな
ったことが明らかになった。2000年以降のデータがまだそろっていないので、1990年代と直近とで金融資産選
択行動に変化があったかどうかは正確にはつかめないが、依然として金融資産選択行動が変化しにくい状況が続い
ている可能性があると考えられる。

先行研究からも明らかになっていることであるが、バブル期は、日本の家計の金融資産選択行動において、特殊
な要因がある程度影響をもたらしているようである。また、近年のゼロ金利政策も、とくに安全資産の収益率の極
端な低下という形で、影響を与えているようである。こうした要因を明示的にとらえられる分析をおこなうことが、
今後の課題である。

具体的には、代替行列の推計方法の工夫（ダミー変数の使用など）、因子分析においてどの因子まで採用するか
について再検討し、特性（因子）の数を変更した分析をおこなうこと、また使用データに関しては、各金融資産の
収益率の再検討、金融資産残高データの延長などである。

付論

1. 相対的危険回避度の計測方法

Friend and Blume [1975] に基づいた相対的危険回避度の計測は、以下のような方法でおこなっている^{2,4)}。

本稿で用いた相対的危険回避度は、危険資産の期待収益率、安全資産の収益率、危険資産の収益率の分散、危険資産保有比率によって算出されている。

まず以下のような仮定を置くことにする。

(1) 家計は安全資産と危険資産の2種類しか保有せず、安全資産の収益率を r_f 、危険資産の収益率を r_m とする。

ただし r_m の期待値は $E[r_m]$ 、分散は σ_m^2 である。

(2) 投資期間は t から $t+dt$ までであり、無限に分割可能であるとする。

(3) 家計は、期末の資産残高 W_{t+dt} から得られるであろう期待効用 $E[W_{t+dt}]$ を最大化し、その効用関数 U は危険回避的であり、 $U'(W) > 0$ 、 $U''(W) < 0$ であると仮定する。

家計は期首に W_t の資産を保有し、そのうちの危険資産の割合を α とすると、家計の期末の資産残高 W_{t+dt} は、

$$(1) \quad W_{t+dt} = W_t[1 + \{\alpha E(r_m) + (1-\alpha)r_f\}dt + \alpha\sigma_m y(t)\sqrt{dt}]$$

となる。ここで、 σ_m は危険資産の収益率の標準偏差、 $y(t)$ は標準正規分布に従う確率変数である。

簡単のために、 $U(W_{t+dt})$ を W_t の近傍でテーラー展開し、期待値をとり、 dt の2次以上の項を落とすと、

$$(2) \quad \begin{aligned} E[U(W_{t+dt})] \\ = U(W_t) + U'(W_t)W_t\{\alpha E(r_m) + (1-\alpha)r_f\}dt + \frac{1}{2}U''(W_t)W_t^2\alpha^2\sigma_m^2 dt \end{aligned}$$

となる。家計は、この $E[U(W_{t+dt})]$ を最大化するように α を決定するから、 α について微分してゼロとおけば、

$$(3) \quad E[r_m] - r_f - C\alpha\sigma_m^2 = 0$$

を得る。

ここで C は、

$$(4) \quad C = -\frac{W_t U''(W_t)}{U'(W_t)}$$

であり、相対的危険回避度とよばれる。

以下では、(3)式から得られる

$$(5) \quad C = \frac{E[r_m] - r_f}{\sigma_m^2} \times \frac{1}{\alpha}$$

を用いて家計の相対的危険回避度の大きさを計測する。

相対的危険回避度 C の計測に必要なデータは、下野 [1998] にならい、次のように作成した。

危険資産の期待収益率 $E[r_m]$ は、危険資産を株式で代表させ、株価から算出する。株価には日経225を用い、以下のような方法で株価の期待収益率を算出した。

まず前年の株価の月次データから1年間の分散を求め、予想株価を、

$$(6) \quad \text{予想株価} = \text{前年の株価} + 2 \times \sqrt{\text{前年の株価の月次データの1年間の分散} \times 12}$$

として計算する。そして株価の期待収益率を、

^{2,4)} 詳細は、吉川 [2003] を参照。

$$(7) \quad \text{株価の期待収益率} = \frac{\text{予想株価}}{\text{前年の株価}} - 1$$

で求めた²⁵⁾。

安全資産の収益率 r_f には、1 年物の定期預金金利（300 万円以上 1,000 万円未満）を用いた。危険資産の収益率の分散 σ^2_m は、危険資産を株式で代表させ、株価を用いて、

$$(8) \quad \text{今月の株価の収益率} = \frac{\text{今月の株価}}{\text{前月の株価}} - 1$$

と株価の収益率の月率を計算し、その 1 年間の分散を求めた。さらに年率の分散に換算するため 12 倍して、

$$(9) \quad \text{株価の収益率の分散} = \text{前年の株価の収益率の月率の分散} \times 12$$

とした²⁶⁾。

危険資産保有比率 α は、日本銀行「資金循環統計」の金融資産残高データを用い、

$$(10) \quad \text{危険資産保有比率} = \frac{\text{危険資産保有額}}{\text{金融資産残高}}$$

で算出した。ここで、

$$(11) \quad \text{危険資産保有額} = \text{株式保有額} + \text{投資信託保有額} + \text{外貨預金保有額}$$

とした。

2. 93SNA ベースと 68SNA ベースの相違点²⁷⁾

現在、資金循環統計については、1964 年第 4 四半期から 1999 年第 1 四半期までの 68SNA ベースの四半期データを日本銀行ホームページから利用できる。また、93SNA ベースの四半期データは、1997 年第 4 四半期から利用可能である。

本研究に関わる両者の統計の相違点は以下のとおりである。

(1)「部門」の見直し

68SNA ベースの「個人」部門を、「家計」と「対家計民間非営利団体」に分けた。

(2)「取引項目」の見直し

近年の新しい金融取引を統計に反映させるために、「金融派生商品」、「債権流動化関連商品」、「現先・債券貸借取引」などの「取引項目」が新設された。「債権流動化関連商品」には、金銭債権の流動化に際して発行・販売される資産担保型証券や小口債権などが計上されるほか、「現先・債券貸借取引」には、現先取引や現金担保付債券貸借取引が（債券を担保とした貸出という位置付けで）計上されている。

(3)時価評価の対象範囲の拡大

93SNA ベースでは、時価評価の対象を、株価だけではなく債券や貸出まで拡張された。

また、日本銀行調査統計局は、2005 年 3 月に、現行の資金循環統計（93SNA ベース）の 80 年代の年度遡及計数を作成し、公表した。本稿では、このデータを使用して分析をおこなっている。さらに、90 年代以降の遡及改定がおこなわれ、2004 年第 3 四半期確報（3 月 15 日公表）作成時における推計方法の変更等に伴って、1997 年 12 月末以降の四半期計数、1989 年度末以降の年度計数を全て遡及改定された。

²⁵⁾ 危険資産の期待収益率から安全資産の収益率を引いたもの、すなわち $E[r_m] - r_f$ が負になるのを避けるため、常に楽観的な期待形成が行われると仮定している。

²⁶⁾ 予想株価、株価の収益率の分散の算出方法については、花枝英樹氏（一橋大学）から有益なコメントをいただいた。

²⁷⁾ 以下の記述は、日本銀行ホームページに掲載されているものを適宜要約し、引用等をおこなった。

おもな変更点は以下のとおりである。

①家計の民間金融機関貸出（負債）

家計（個人企業を含む）向け貸出について、従来は貸出先別貸出金の一部の業種向けの貸出に一定の按分比率を乗じる等によって推計していたが、対象業種の範囲を拡げたほか、按分比率の算定方法を見直した。

②民間非金融法人企業の企業間・貿易信用

従来は、基礎データとして 1996 年度以前の年度データでは法人企業統計年報を、1997 年度以降の年度・四半期データでは法人企業統計季報を利用していたが、法人企業統計季報に統一した。

③保険部門および家計の保険準備金および未収・未払金

保険準備金に一部混入していた未経過保険料を分離し、未収・未払金に計上した。

④企業年金（負債）および家計（資産）の年金準備金

企業年金の代行返上額を推計の上、調整額に計上した。

参 考 文 献

- 明石茂生 [1998] 「金融資産選択と特性分析」、村本孜編著『日本人の金融資産選択：バブルの経験とビッグバンの影響』東洋経済新報社、pp.51-85.
- 明石茂生・吉川卓也 [1994] 「家計資産需要の属性分析」、成城大学『経済研究』第 126 号.
- 吉川卓也 [2001] 「危険資産に対する日本の家計の金融資産選択行動」、『金融ビッグバンにおける個人の金融資産選択行動—個人金融に関する研究会報告書—』、郵便貯金振興会 貯蓄経済研究室、pp.91-119.
- 吉川卓也 [2003] 「日本における家計の相対的危険回避度の推移：1970 年～ 2002 年」、成城大学『経済研究』、第 163 号、pp.73-87.
- 吉川卓也 [2005] 「特性モデルによる日本の家計の金融資産需要の実証分析」、中村学園大学・中村学園大学短期大学部『研究紀要』、第 37 号、pp.77-88.
- 吉川卓也・小平裕 [1995] 「生命保険需要の特性分析—簡易保険と民間生命保険—」、成城大学経済研究所研究報告 No.5.
- 下野恵子 [1998] 「バブル崩壊以前と以降の金融資産選択行動」、村本孜編著『日本人の金融資産選択：バブルの経験とビッグバンの影響』、東洋経済新報社、pp.113-136.
- 中川忍・片桐智子 [1999] 「日本の家計の金融資産選択行動：日本の家計はなぜリスク資産投資に消極的であるのか?」、『日銀調査月報』、11 月号.
- 日本銀行調査統計局 [2002] 『資金循環統計の解説』（日本銀行ホームページ URL <http://www.boj.or.jp/stat/exp/exsj01.htm>）
- 日本銀行調査統計局 [2005] 『資金循環統計からみた 80 年代以降のわが国の金融構造』（日本銀行ホームページ URL <http://www.boj.or.jp/ronbun/05/ron0503b.htm>）
- 山本一吉 [2001] 「今後の家計貯蓄動向について」『郵政研究所月報』、7 月号.
- Friend, I. and M. E. Blume[1975], "The Demand for Risky Asset," *American Economic Review*, Vol. 65, No.5, pp.900-922.
- Lancaster, K. [1966] "A New Approach to Consumer Theory," *Journal of Political Economy*, vol. 74.
- Lancaster, K. [1971] *Consumer Demand: A New Approach*, Columbia University Press（桑原秀史訳『消費者需要—新しいアプローチ—』千倉書房、1989 年）