

一般社団法人 大阪銀行協会

大銀協フォーラム 研究助成論文集

第19号

平成27年2月

平成25年度研究助成

優秀賞

「アベノミクスにおける金融政策の評価」

大阪学院大学経済学部

松木 隆

甲南大学マネジメント創造学部

杉本 喜美子

大阪学院大学商学部

里麻克彦

特別賞

「金融機関の企業統治についての研究－取締役会の
機能に注目して－」

立命館大学経営学部

渡辺直樹

名古屋市立大学大学院

経済学研究科

坂和秀晃

特別賞

「『流動性の罭』の下における実質長期金利の分析」

大阪産業大学経営学部

石橋尚平

特別賞

「銀行と国債－その保有状況と投資の意思決定」

帝塚山大学経済学部

志馬祥紀

一般社団法人 大阪銀行協会 調査部

「流動性の罠」の下における実質長期金利の分析

大阪産業大学 経営学部
石橋 尚平

目 次

1. はじめに	1
2. 先行研究	3
3. 定式化ならびに実証分析の方法	4
3-1 元となるモデル	4
3-2 データならびに変数の定義	5
4. 推計結果	6
4-1 単位根検定	6
4-2 共和分検定	7
4-3 ダイナミック OLS による推計	7
5. まとめ	8
図表	10
参考文献	16
APPENDIX	17

1. はじめに

2013 年 4 月に黒田総裁就任直後の日本銀行が量的質的金融緩和（以下、QQE）を導入して以来、QQE は 2%の物価安定目標を達成するまで継続されることになっていた。しかし、景気の停滞が確認されると、2014 年 10 月 31 日には市場の意表をつく形で追加金融緩和策が発表された。従来の QQE は、マネタリー・ベースや日銀の国債保有残高を 2 年間で量的に 2 倍にし、保有国債の平均残存期間も質的に長期化させ、ETF や REIT の購入を行うというものであった。2 年間における消費者物価上昇率の目標は 2 %である。一方、追加金融緩和策では、資産購入額が年 60 兆～70 兆円から年 80 兆円に増額することが発表された*1。いずれの金融緩和策発表後も直後に株価は急騰した。追加金融緩和策が市場の意表をつき、株価の急騰を導いたのは、それまで黒田総裁は従来の QQE が効果を発揮していると発言し続け、「逐次的な戦力投入」を一貫して否定してきたことも大きい。

QQE 以前にも日銀は非伝統的な金融政策を実施してきた。バブル経済崩壊後の 1995 年以降、政策金利の低下余地がなくなった後も力強い持続的な景気回復はみられず、日本経済が流動性の罫に陥ったことが指摘され始めた。1997 年に日本経済はデフレに陥った。そうした中で 1999 年に日銀はゼロ金利政策（以下 ZIRP（Zero Interest Rate Policy））を実施した。しかし、同政策も力強い景気回復を導くほどの効果はなく、IT バブル後の 2000 年に解除したところ、急激に景気は悪化した。2006 年に解除した際にも同様の結果になった。

その後日銀は 2001 年 3 月福井総裁の下で量的緩和政策（以下、QE(Quantitative Easing)）を採用。日銀当預を主な操作目標として CPI がゼロに達するまで、国債買いオペ等により流動性供給を続けることとした。その結果、日銀当預残高は 5 兆円から 35 兆円にまで膨れ上がったが、一応の景気回復とデフレの改善はみられた。一方で貸出残高は伸びず、結局デフレを脱却することはできなかった。2006 年 3 月に QE が停止され、ZIRP も解除されると、マネタリー・ベースは急減し(グラフ 1 ならびに 2 参照)、2008 年 9 月のリーマン・ショック後は日本経済も世界的な大不況に飲み込まれ急激に経済が悪化した。

2010 年 10 月から 2013 年 3 月には白川総裁の下で包括的緩和政策がとられたが、日銀は国債のみならず ETF や社債など多様な資産を買い入れ、2012 年 2 月には実質的なインフレ・ターゲット（インフレ率 1%を目処とする）が導入されたものの、円高ならびにデフレ傾向はとどまらず、白川総裁は 2013 年 2 月に辞任し、同 3 年 4 月に黒田総裁が就任した。

非伝統的な金融政策を実施してきたのは日本だけではない。2014 年 11 月時点で米国の連邦準備理事会、英国のイングランド銀行、スウェーデン国立銀行が量的緩和政策を導入してきた。特に米国は連邦準備制度理事会バーナンキ議長ならびにイエレン議長の下での 2008 年 11 月以来三度に渡る量的緩和政策（QE 1～QE 3）により、雇用に改善がみられ

*1 年間での資産買増額は、長期国債 30 兆円、ETF 3 兆円、J-REIT は 900 億円（従来の 3 倍）と、3 にちなんだ数字が並べられている。これは当初の QQE 発表時の 2 にちなんだ数字の語呂合わせに呼応していると指摘されている。

たという判断から 2014 年 10 月に QE3 は終了となった。ただし、FF 金利を事実上ゼロにする政策については、相当な期間、維持することが発表されている。この他、欧州ユーロ圏の ECB も量的緩和政策の導入を検討しており、非伝統的な金融政策が世界的な趨勢になっている*2。

世界経済に大きく影響を及ぼす、主要国の中央銀行がすでに導入した一連の非伝統的な金融政策には、理論上の確固とした裏付けがまだあるわけではない。金融政策の波及経路も諸説があり、どの程度緩和すればよいのかも試行錯誤に依っている。実体経済を動かすのかどうかについては、数多くの議論がなされてきた。Hicks (1937)で説明されている「流動性の罠」は、金利が下限近くに達すると、さらに金融緩和を続けても実体経済はあまり改善しないという状況にあることを示している。したがって、「流動性の罠」の状態に陥っているならば、QE も効かないことになる。

これに対し、Bernanke and Reinhart (2004) は、QE の実体経済への波及経路あるいは経済効果を指摘している。(a)ポートフォリオ・リバランス効果や、(b)シグナル効果である。(a)は量的緩和により金融機関などがポートフォリオをリバランスする効果のことで、マネーが長期的な金融資産に代替されることで、長期金利等が低下する効果である。一方、(b)は日銀が時間軸効果と呼んだ効果であり、政策目標を設定した上で、その目標を達成させるまでその政策を続けることを示し、人々の将来に対する予想を転換させ、実体経済を動かすというものである。

2013 年 4 月に行われた QQE の発表記者会見で、黒田総裁は(a)についても(b)についても言及している*3。特に QQE では(b)シグナル効果の、人々の予想に働きかける効果を重視していると考えられる。2%のインフレ目標、「異次元の金融緩和」との別称、総裁の明確な意志の表明など、予想に働きかけることを意識していると考えられる。追加緩和は「逐次的な戦力投入」にはなるものの、発表が市場の意表をつくタイミングであり、また米国が QE3 を解除することを決めた直後のタイミングであったことから、人々の予想を転換させるような大きなインパクトを及ぼす意図があったことは間違いない。予想インフレ率が高くなればなるほど、実質金利は低下し、景気は回復すると考えに基づく。

非伝統的な金融政策がとられている間のわが国の国債利回りは、財政状況の悪化と、止まらない国債発行残高の増加にも関わらず(グラフ・3 参照)、0.3~2%の狭いレンジ内で低位に推移している。この間、国内の銀行や保険会社が国債を大量に購入しており、財政状態の悪化を材料として長期金利が急騰するような局面はほとんどみられなかった。これは企業の貸出需要が低迷する中で、安全資産である国債を銀行などが購入し、国債の安定消化に寄与していた。QQE 発動後はさらに日銀の大量購入が長期金利を下支えしている。しかし、微動であるとは言え、名目長期金利は変動しており、また予想インフレ率の変化

*2 ECB は 2014 年 6 月 5 日に発表した追加金融緩和策において、民間銀行の ECB への預金について利息を支払うのではなく、0.1%の手数料を徴収するマイナス金利の導入も発表している。これは量的緩和政策導入への布石とも考えられるし、またこれ自体も非伝統的な金融政策であると考えられる。

*3 http://www.boj.or.jp/announcements/press/kaiken_2013/kk1304a.pdf

とともに、実質名目金利は大きく変動していると考えられる。非伝統的な金融政策がとられる中で、国債の利回りはどのように変動したのか。当論文では、共和分検定を用いて両者の関係を分析する。

論文の構成は下記の通りである。当論文は5つのセクションならびに6つの小節で構成される。第2節は関連文献となる先行研究の議論を概観する。第3節は2つの小節に分かれ、3-1節では実証分析に用いたモデル式を解説し、3-2節では実証分析に用いたデータ、代理変数の定義、定式化の解説を行う。また第4節は4-1から4-3までの3つの小節に分けられる。いずれも推計結果をまとめたもので、それぞれ単位根検定、共和分検定、Dynamic OLS による推計結果を示している。第5節では結論をまとめている。最後にAppendix では、修正カールソン・パーキン法による予想インフレ率の推計方法を解説している。

2. 先行研究

Mehra (1994) はSargent(1969)のファンダメンタルズに基づく債券利回りのモデルを用い、実質短期金利（FFレート）の変化は、短期モデルにおいては、長期債の利回りに大きな影響を及ぼすと結論づけている。ただし長期モデルにおいては、両者の間に共和分関係はみられなかった。また短期モデルにおいて、インフレ率が上昇すると、長期金利が上昇することも示している。当論文ではゼロ金利下における日本の経済状況に同モデルをあてはめて共和分分析を試みている。

古典的な文献としては、Hicks (1937) は「流動性の罅」の概念を説明し、ゼロ金利制約下での「流動性の罅」は従来の伝統的な金融政策だけでは解決が困難な障壁になることを示している。Hicks (1937)は後世における、量的緩和政策などの非伝統的な金融政策に関する議論のたたき台ともなっている。

Bernanke and Reinhart (2004)は、中央銀行が政策意思のすみやかな伝達により、将来の政策行動に対する予想が形づくられうる、シグナル効果があることを示している。また短期金利がゼロであっても、中央銀行が金融資産を購入すると、ターゲットとする金融資産の価格や利回りが大きく影響を受けるというポートフォリオ・リバランス効果があることも示している。

ゼロ金利政策、量的緩和政策といったこれまで日銀がとってきた非伝統的な金融政策に効果があるかどうかについての議論は、数多くの文献で繰り広げられているが、金融政策の波及経路に関して決定的な実証結果を示す論文はそれほど多くはない。そうした中でMiyao (2002) は、名目短期金利が事実上のゼロ金利となった1995年以降も、マネーの指標であるM1の需要が安定的に均衡しており、日本経済は「流動性の罅」に陥っていないという仮説を、共和分検定を用いて実証している。また、藤原(2002)はマルコフ・スイッチング・VARモデルを用いた実証分析の結果から、2000年にゼロ金利政策が解除された後に再度導入された前後の日本経済に構造変化があったことを示している。再導入後の金融政策は効果が弱まっており、期待される十分な役割を果たしていないと述べている。

一方、本多・黒木・立花 (2010)は、2001年から2006年のデータから、3つの変数によるVARを定式化し、当時の日銀による量的緩和政策に明らかに政策的効果があったことを実証している。日銀の金融政策は株価を通じて、ポートフォリオ・リバランス効果が生じ、実体経済に影響したという結論である。

飯田・岡田 (2004) は1931年に高橋是清によってリフレ政策がとられた後の局面においても、銀行の貸出残高はあまり増加しなかったことを示している。当時の高橋蔵相はケインズの理論に沿ってポリシー・ミックスを打ち出し、昭和恐慌から日本経済を回復させたが、それでも貸出が増加に転じるには約3年ものタイム・ラグがあったことが示されている。景気回復期の設備投資は、デフレ下において蓄えられた企業の余剰資金で投資が賄われていたのである。また、Harada and Suzuki (2007) は、昭和恐慌時からの回復期における企業の固定資産の増加は、銀行貸出と相関関係にはなく、資本や社債の発行残高の増加と強い相関関係にあったことを示し、当時の企業業績の回復は資本市場に支えられていたと結論づけている。

3. 定式化ならびに実証分析の方法

3-1 元となるモデル

当論文では、共和分分析にあたって、長期債利回りの変動を示す Sargent (1969) のモデルを導入する。このモデルは名目金利が主に二種類の経済要因によって決定されることを示している。一つは予想インフレ率ならびにそれに関する変数、もう一方は金融政策の中間目標に関する変数である。Sargent(1969)のオリジナル式は下記のように表される。

$$Rn_t = \delta_0 + \delta_1 E\pi_t + \alpha_2 RFB_t - \delta_3 RGDP_t - \delta_4 \Delta rM_t^s + \delta_5 \Delta RGDP_t \quad (1)$$

ここで Rn は名目の長期金利、 $E\pi$ は予想インフレ率、 RFB は実質値での政府財政収支額、 $RGDP$ は実質 GDP、 rM^s は実質マネー・サプライの増減額である。数式 (1) は名目の長期債利回りが予想インフレ率、実質政府財政収支、実質マネー・サプライの増減額、実質 GDP に影響を受けていることを示している。

Sargent (1969) は 1902 年から 1940 年までの期間の 1 年物ならびに 10 年物の長期債利回りのデータを数式(1)にあてはめて実証分析を行っている。一方、当論文では数式 (1) を一部改良し、1999 年 2 月以降に相次いでとられた非伝統的な金融政策の下での長期債利回りの分析に適用している。非伝統的な金融政策とは、具体的にゼロ金利政策、量的緩和政策、量的質的金融緩和政策などであるが、これらの思い切った政策がとられたにも関わらず、マネー・サプライ (2008 年 6 月よりマネー・ストック統計に変更) の伸び率は、低水準にとどまっていた。非伝統的な金融政策がとられている期間においては、日銀がコントロールできない実質マネー・サプライではなく、別の代理変数を用いる必要がある。当論文では 2 種類の代理変数を導入することとした。一つは、2013 年 4 月以降、日銀の操

作目標となっているマネタリー・ベースの変化率である。もう一つはわが国における貸出金残高全体の伸び率である。それらは非伝統的な金融政策がとられていた時期において、実質マネー・サプライの増減額の代理変数になりうる。

さらに、当論文では、グラフー3 に示すように、政府の財政状況の悪化が続いているにも関わらず、長期金利が長期にわたって非常に狭いレンジ内にとどまっていることから、数式(1)から RFB を省いている。わが国の長期金利（10 年物国債の新発時利回り）と政府の実質財政収支の間の相関係数は 0.077（P 値は 0.320）で有意ではない。

さらにこの名目長期金利を被説明変数としたモデル式をより精緻に共和分分析するために、実質長期金利を被説明変数とするモデル式も作っておく。まず、ここでは名目長期金利を被説明変数とするモデル式を数式(2)として示しておく、下記のようになる。

$$Rn_t = \alpha_0 + \alpha_1 E\pi_t + \alpha_2 CRMB_t + \alpha_3 CRLOAN_t + \alpha_4 \ln RGDP_t + \alpha_5 \Delta \ln RGDP_t + U_t \quad (2)$$

ここで CRMB はマネタリー・ベースの対前年比変化率、CRLOAN はわが国の金融機関による貸出残高の総額の対前年比変化率であり、いずれも、オリジナルのモデル式の実質マネー・サプライの変化額を置き換えたものである。数式(2)は長期金利の長期の均衡関係を示している。Engle and Granger (1987)が示すように、非定常（一次のラグをとれば定常）ではあるが共和分関係にある複数の変数の組み合わせがあれば、その他の変数の係数はすべてゼロになる。

3-2 データならびに変数の定義

予想インフレ率の代理変数 $E\pi$ にどのようなデータを用いるかは重要な問題である。当論文では、実際のインフレ率 π と、修正カールソン・パーキン法によって推計（Appendix 参照）した期待インフレ率 $E\pi$ の二通りの変数を併用することになっている。

当論文では二通りの期間における月次ベースのデータを用いている。一つは 1999 年 1 月から 2012 年 12 月、もう一方は 1999 年 1 月から 2013 年 12 月までの期間である。それぞれ期間 A ならびに期間 B とする。期間 B には QQE（量的質的金融緩和）の下での 9 カ月の期間（2013 年 4 月から 2013 年 12 月まで）が含まれるが、期間 A には含まれない。

名目の長期債利回りには、月次の 10 年物の日本国債の新発利回りをを用いている。インフレ率は消費者物価指数の前月比変化率を用いている。予想インフレ率は上記に示したように修正カールソン・パーキン法で推計している。月次の実質コール・レート（翌日物、無担保）は名目値から予想インフレ率を控除して求めている。実質マネタリー・ベースの対前年比変化率およびわが国の金融機関による総貸出残高の対前年比変化率は、日本銀行の時系列データベースから採った。季節調整にあたっては X-ARIMA-13-seats を用い、原数値を実質値に加工にするにあたっては、SNA として公表されている GDP デフレータを用いた。季節調整済みの実質 GDP 変化率については、日本経済研究センター(JCER)による推計値を用いている。これにより、4 通りの長期均衡のモデル式を下記のように示すこ

とができる。

$$JGB10_t = a_0 + a_1\pi_t + a_2CRMB_t + a_3CRLOAN_t + a_4RGDP_t + a_5\Delta RGDP_t + U_t^a \quad (3)\text{-a}$$

$$JGB10_t = b_0 + b_1E\pi_t + b_2CRMB_t + b_3CRLOAN_t + b_4RGDP_t + b_5\Delta RGDP_t + U_t^b \quad (3)\text{-b}$$

ここで JGB10 は 10 年物日本国債の新発利回りを示す。 π は実際のインフレ率（消費者物価指数の変化率）、 $E\pi$ は修正カールソン・パーキン法によって推計した予想インフレ率である。また、後のモデル式の推計（DOLS）にあたっては JGB10 と π （ $E\pi$ ）の係数は合計がゼロになるように制約を設ける必要がある。この制約はフィッシャー効果が完全に働くという条件による制約である。この制約をおいた場合、(3)-a ならびに (3)-b はそれぞれ下記の(3)-c ならびに (3)-d に置き換わる。

$$RJGB10_t = c_0 + c_1CRMB_t + c_2CRLOAN_t + c_3RGDP_t + c_4\Delta \ln RGDP_t + U_t^c \quad (3)\text{-c}$$

$$RJGB10E_t = d_0 + d_1CRMB_t + d_2CRLOAN_t + d_3RGDP_t + d_5\Delta \ln RGDP_t + U_t^d \quad (3)\text{-d}$$

ここで RJGB10 は実質の 10 年物新発国債の利回りであり、名目の同利回りから実際のインフレ率 π を控除して求めている。RJGB10E もまた実質の 10 年物新発国債の利回りであるが、名目の同利回りから予想インフレ率 $E\pi$ を控除して求めている。

これら 4 通りのモデル式を用いて共和分分析を行う。

4. 推計結果

4-1 単位根検定

まず、長期の均衡式である(3)-a、(3)-b、(3)-c、(3)-d を構成する各変数が非定常であることを確認するために、単位根検定を行う必要がある。当論文ではそれぞれの変数が単位根を持つ I(1)の変数であるかを確かめるために 3 種類の単位根検定を用いた。Augmented Dickey-Fuller Test (以下、ADF test)、Dickey-Fuller GLS test (以下、DF-GLS test)、Perron unit root test の 3 種類である。ADF test ならびに DF-GLS test の帰無仮説はそれぞれの変数の系列は単位根を含むというものである。一方、Perron unit root test の帰無仮説はそれぞれの変数の系列は構造的変化とともに単位根を含むというものである。

ADF test ならびに DF-GLS test は同じ Dickey-Fuller test から派生した検定である。ADF test は、誤差項の系列相関を除去できるように、内生変数のラグ次数が選択されるようになっている。また DF-GLS test は確定項の推計に Generalized Least Squares (GLS)

を用いることで検出力を高めている。そして Perron unit root test は特定されていない時期の構造変化を許容するように改良されている。いずれの検定においても、ラグ次数は Akaike の情報量基準にしたがって求めている。

テーブル 1 ならびにテーブル 2 は両期間の単位根検定の結果を示している。三種類の決定の結果から判断する限り、期間 A における $E\pi$ 以外のすべての変数が、 $I(1)$ 変数であることが判明した。これらの変数については、レベルにおいては単位根検定の帰無仮説を棄却できなかったが、一階の階差をとると同帰無仮説を棄却することができた。したがって、期間 A においては、数式(3)-b の共和分検定を行う必要がないことが分かった。Perron unit root test については、両期間の RGDP が厳密には $I(1)$ でないことが分かった。リーマン・ショックなどの構造変化が大きく影響を及ぼしたと考えられるが、他の二つのテストにおいては $I(1)$ 変数であることが認められるので、当論文ではそれらも $I(1)$ 変数とみなすこととする。

4-2 共和分検定

次に共和分検定においても 3 種類の検定を採用している。Augmented Dickey Fuller (ADF) test、Johansen cointegration (JC) test、Engle-Granger (EG) test である。いずれの検定においても、ラグ次数は Schwarz の情報量基準にしたがって求めている。

テーブル 3 ならびに 4 は共和分検定の結果をまとめているが、ここでは共和分関係が確認された変数の組み合わせのみを集めている。それらを列挙すると、期間 A においては、(RJGB10, CRLOAN)、(RJGB10, RGDP)、(RJGB10, CRMB, RGDP)、(RJGB10, CRLOAN, RGDP)、(RJGB10E, CRLOAN)、(RJGB10E, RGDP)、(RJGB10E, CRMB, CRLOAN)、(RJGB10E, CRMB, RGDP)、(RJGB10E, CRMB, CRLOAN, RGDP) の 9 つ。期間 B においては(JGB10, $E\pi$, CRMB, RGDP)、(RJGB10, RGDP)、(RJGB10, CRMB, RGDP)、(RJGB10, CRMB, CRLOAN, RGDP)、(RJGB10E, CRMB, RGDP)、(RJGB10E, CRMB, CRLOAN, RGDP) の 6 つである。

これらの組み合わせは 3 種類の共和分検定において、いずれも有意に共和分関係が認められたものである。

4-3 ダイナミック OLS による推計

テーブル-5、6、7 は Dynamic OLS (以下、DOLS)による、数式(3)-b、(3)-c、(3)-d おける、債券利回りならびに $I(1)$ 変数との間の共和分関係の推計結果を示している。テーブル-5 に示している、期間 B における(JGB10, $E\pi$, CRMB, RGDP)の組み合わせは、数式(3)-b から得られた唯一の推計結果である。CRMB ならびに RGDP の係数の符号条件はいずれも負で有意であることが示されている。一方、 $E\pi$ の係数の符号条件も負ではあるが有意ではない。これは、期間 B において、マネタリー・ベースが増加し、金融機関の貸出残高が増加すれば、一定の期間後に、名目長期金利が低下することを示している。また、予想インフレ率の上昇は、長期金利の低下の方向に働くと考えられるが有意ではない。

テーブル-6 は期間 A における(RJGB10, CRLOAN)、(RJGB10, RGDP)、(RJGB10, CRMB, RGDP)、(RJGB10, CRLOAN, RGDP)、期間 B における(RJGB10, RGDP)、(RJGB10, CRMB, RGDP)、(RJGB10, CRMB, CRLOAN, RGDP)のそれぞれの組み合わせの推計結果を示している。これらのほとんどの組み合わせで CRMB の係数の符号条件は負であり有意である。ただ期間 A における、(RJGB10, CRMB, RGDP)の組み合わせでは負ではあるが有意ではなく、例外となっている。また、ほとんどの組み合わせで CRLOAN の係数の符号条件も負であり有意であるが、期間 B における(RJGB10, CRMB, CRLOAN, RGDP)の組み合わせでは、正であり有意ではない。さらにすべての組み合わせで RGDP の係数の符号条件は負であり有意である。少なくとも期間 B においては、マネタリー・ベースならびに金融機関の貸出残高の増加が、一定の期間後に、実際のインフレ率を用いて推計した実質長期金利を引き下げていることが分かる。

テーブル7は期間Aにおける(RJGB10E, CRLOAN)、(RJGB10E, RGDP)、(RJGB10E, CRMB, CRLOAN)、(RJGB10E, CRMB, RGDP)、(RJGB10E, CRMB, CRLOAN, RGDP)、期間 B における(RJGB10E, RGDP)、(RJGB10E, CRMB, CRLOAN, RGDP)のそれぞれの組み合わせの推計結果を示している。両期間において、これらのすべての組み合わせで CRMB の係数の符号条件は負であり有意である。しかし、CRLOAN については、期間 A の(RJGB10E, CRMB, CRLOAN)の組み合わせにおいてのみ、符号条件は負であり有意である。一方、それ以外の組み合わせでは、残り 3つの組み合わせのうち、期間 A における(RJGB10E, CRLOAN) ならびに (RJGB10E, CRMB, CRLOAN, RGDP)の組み合わせにおいては、CRLOAN の符号条件は負であるが有意ではない。期間 B における(RJGB10E, CRMB, CRLOAN, RGDP)の組み合わせにおいては正であり有意ではない。

さらに RGDP については、期間 A における(RJGB10E, RGDP)の組み合わせにおいて負であり有意であることを除いては、ほとんどの組み合わせにおいて符号条件は負であるが有意ではない。

期間 A と期間 B の係数を比較すると、数式(3)-b において共和分関係が見いだされるのは、期間 B の(JGB10, $E\pi$, CRMB, RGDP)のみである。さらに、数式(3)-c の(RJGB10, CRMB, RGDP)の組み合わせにおいて、CRMB の係数の符号条件は期間 A においては負であるが有意ではないのに対して、期間 B においては負であり有意である。この違いは 2013 年 4 月からの QQE の導入効果によるものであると考えられる。しかし、数式(3)-d に関してはいずれの期においても、CRMB の係数は負であり有意である。また数式(3)-c ならびに (3)-d は JGB10 と $\pi(E\pi)$ の係数が合計して 1 になるという制約を受けているが、その数式(3)-c ならびに (3)-d において多くの共和分関係が確認されている。すなわちフィッシャー効果が完全に働く前提において、マネタリー・ベースは実質 10 年物の長期金利を引き下げていることが分かる。

5. まとめ

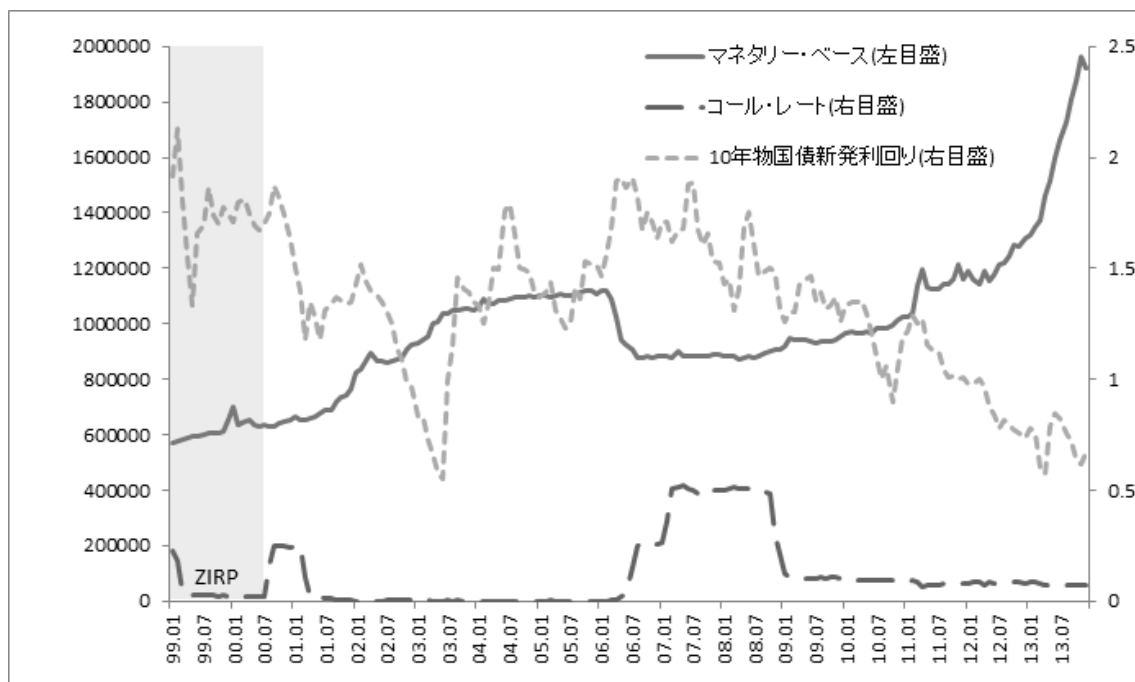
DOLS の結果、数式 (3)-b、(3)-c、(3)-d において、マネタリー・ベースならびに総貸出

残高の変化率についてのほとんどの係数の符号条件は負であり有意であった。それは両者が増加すればするほど、10年物の新発国債の実質利回りは共和分関係によって低下することが示されている。1999年以降に一連の非伝統的金融政策が導入されても、日本経済は公式に発表できるような意味において、デフレを脱出することはできなかったわけだが、それはこの負の符号条件に表れている。すなわち、マネタリー・ベースや貸出が増加しても、名目ならびに実質的な長期債利回りは、共和分関係によってタイム・ラグを置いて低下を続けるということである。我々が予想する以上に長い時間をかけて、非伝統的な金融緩和は景気回復をもたらすと言えるだろう。

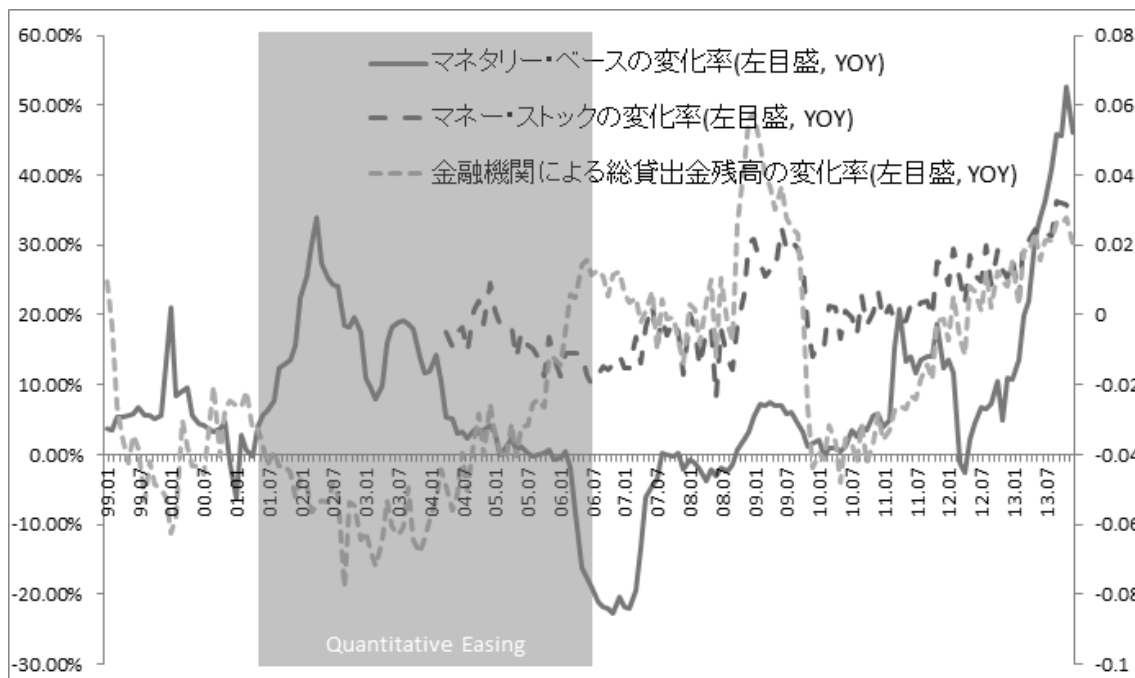
飯田・岡田(2004)が指摘しているように、1930年代における昭和恐慌からの回復局面においても、銀行の貸出はあまり伸びなかった。というのは、企業は景気回復期に投資を拡大させるにあたって、デフレの下で蓄積していた内部留保を使っていたからで、当面は外部資金に依存することはなかったからである。法人部門の現預金は増加していることから、現在のデフレが終焉する局面においても同様のことがみられる可能性はある。

実証分析の結果からすると、ポートフォリオ・リバランス効果が表れるにも時間を要することが考えられる。貸出残高が増えてからその後に実質金利が低下するプロセスを辿ることから、景気の回復にはかなりの時間がかかると考えられる。シグナル効果についても同様であろう。強い中央銀行の意志表示が示されることで、フィッシャー効果が完全に働くことを前提として、予想インフレ率が上昇し、実質長期金利が低下するプロセスをたどるのであれば、そのプロセスにも同様に時間はかかるであろう。2014年10月31日に日銀が市場の意表をつく形で追加利下げをしたのは、中央銀行の強い意志表示を効果的に市場に伝えるための方策であった。今後も市場の予想の先を行く追加緩和が実施されることも考えられる。

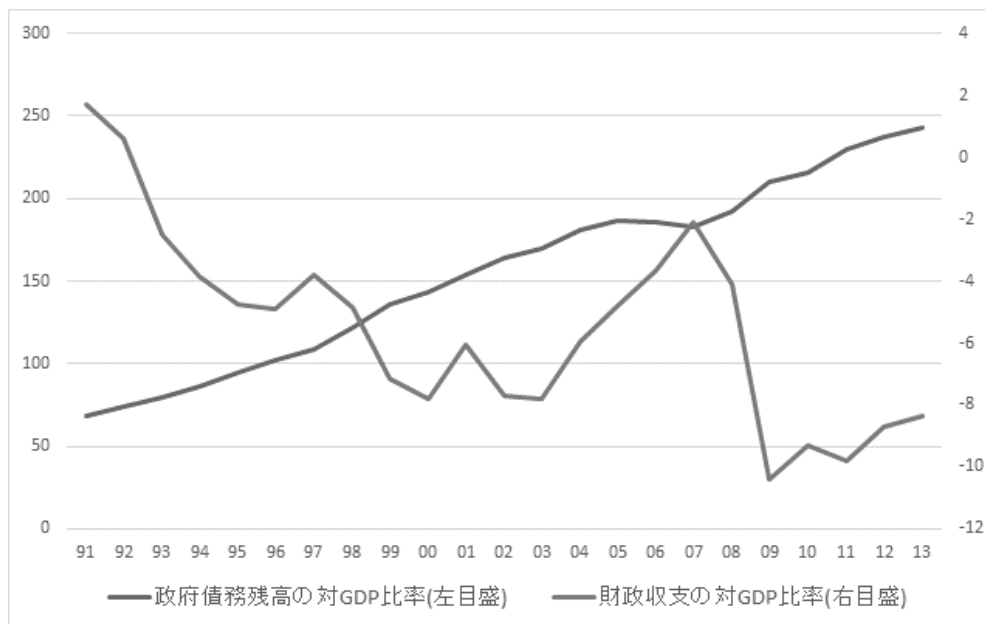
グラフ-1 マネタリー・ベース、コール・レート、債券利回り推移（1999～2013）



グラフ-2 マネタリー・ベース、マネー・ストック、貸出金総残高
の変化率推移(1999～2013)



グラフ-3 悪化する日本政府の財務状況（1999～2013）



テーブル-1 単位根検定（期間A）

期間A:1999年1月～2012年12月

	変数	ADF検定 t値	ラグ 次数		DF GLS検定 t値	ラグ 次数		Perron 単位根検定 t値	ラグ 次数	
レベル	JGB10	-2.92	0		-2.35	0		-4.57	0	
	RJGB10	-2.84	12		-2.81	12	*	-4.58	1	
	RJGB10E	-3.16	13	*	-2.98	13	*	-4.27	2	
	π	-2.21	12		-1.91	12	*	-5.15	1	
	$E\pi$	-4.00	11	***	-2.33	13	**	-4.83	4	
	CRMB	-1.31	12		-1.32	12		-3.88	3	
	CRLOAN	-1.19	13		-1.24	13		-3.85	3	
	RGDP	-1.61	0		-0.50	0		-5.47	0	**
一階の階差	Δ JGB10	-13.04	0	***	-8.32	1	***			
	Δ RJGB10	-6.17	11	***	-5.62	11	***			
	Δ RJGB10E	-4.28	12	***	-4.08	12	***			
	$\Delta \pi$	-6.43	11	***	-2.91	12	***			
	$\Delta E\pi$	-4.12	12	***	-2.64	12	***			
	Δ CRMB	-4.27	13	***	-4.28	13	***			
	Δ CRLOAN	-5.17	12	***	-3.56	13	***			
	Δ RGDP	-13.70	0	***	-13.23	0	***	-14.33	0	***

"***", "**", "*" はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

JGB10、RJGB10、RJGB10Eについては定数項に加ストレンド線を用いている。それ以外の変数は定数項のみ。

ラグ次数の選択にあたっては赤池情報量基準を用いている。

Perron単位根検定で用いた臨界値は下記の通りである。

Perron 検定	10%	5%	1%
	-4.92	-5.23	-5.92

テーブル-2 単位根検定 (期間 B)

期間B:1999年1月～2013年12月									
	変数	ADF検定 t値	ラグ 次数		DF GLS検定 t値	ラグ 次数		Perron 単位根検定 t値	ラグ 次数
レベル	JGB10	-2.91	0		-2.44	0		-4.82	0
	RJGB10	-2.24	12		-2.19	12		-4.08	12
	RJGB10E	-2.81	13		-2.56	13		-4.88	13
	π	-1.64	12		-1.70	12	*	-4.80	12
	$E\pi$	-2.74	13	*	-2.23	13	**	-4.72	9
	CRMB	-0.62	13		-0.65	13		-3.15	12
	CRLOAN	-1.07	13		-1.26	13		-3.81	13
	RGDP	-1.41	0		-0.17	0		-5.70	0 **
一階の階差	Δ JGB10	-13.35	0	***	-12.60	0	***		
	Δ RJGB10	-6.25	11	***	-5.85	11	***		
	Δ RJGB10E	-4.39	12	***	-4.24	12	***		
	$\Delta \pi$	-6.48	11	***	-2.71	12	***		
	$\Delta E\pi$	-4.16	12	***	-2.37	12	**		
	Δ CRMB	-4.99	12	***	-4.48	12	***		
	Δ CRLOAN	-5.33	12	***	-2.52	13	**		
	Δ RGDP	-14.27	0	***	-13.46	0	***	-16.01	0 ***

***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

JGB10、RJGB10、RJGB10Eについては定数項に加ストレンド線を用いている。それ以外の変数は定数項のみ。

ラグ次数の選択にあたっては赤池情報量基準を用いている。

Perron単位根検定で用いた臨界値は下記の通りである。

Perron 検定	10%	5%	1%
	-4.92	-5.23	-5.92

テーブル-3 共和分検定結果 (期間 A)

期間A:1999年1月～2012年12月															
変数の組み合わせ	ADF Test			JC Test						EG Test					
	ラグ 次数	t統計量 (p値)		ラグ 次数	トレース検定 (p値)		最大固有値検定 (p値)			ラグ 次数	tau 統計量 (p値)		z統計量 (p値)		モデル式
(RJGB10, CRLOAN)	4	(0.01) **		1	29.41 (0.00) ***		24.50 (0.00) ***			1	-3.51 (0.04) **		-25.00 (0.02) **		(3)-c
(RJGB10, RGDP)	1	(0.00) ***		2	25.93 (0.00) ***		22.07 (0.00) ***			1	-3.94 (0.01) **		-31.29 (0.00) ***		(3)-c
(RJGB10, CRMB, RGDP)	1	(0.00) ***		3	40.15 (0.00) ***		27.91 (0.00) ***			1	-3.99 (0.03) **		-31.97 (0.01) **		(3)-c
(RJGB10, CRLOAN, RGDP)	1	(0.00) ***		4	51.57 (0.00) ***		28.63 (0.00) ***			1	-3.93 (0.04) **		-31.07 (0.02) **		(3)-c
(RJGB10E, CRLOAN)	9	(0.03) **		1	22.88 (0.00) ***		19.28 (0.01) ***			3	-3.52 (0.04) **		-30.59 (0.00) ***		(3)-d
(RJGB10E, RGDP)	2	(0.01) **		4	19.39 (0.01) **		14.39 (0.05) **			3	-3.63 (0.03) **		-32.12 (0.00) ***		(3)-d
(RJGB10E, CRMB, CRLOAN)	9	(0.00) ***		1	35.91 (0.01) ***		24.99 (0.01) **			3	-4.15 (0.02) **		-45.05 (0.00) ***		(3)-d
(RJGB10E, CRMB, RGDP)	3	(0.00) ***		4	36.18 (0.01) ***		25.26 (0.01) **			0	-5.78 (0.00) ***		-55.63 (0.00) ***		(3)-d
(RJGB10E, CRMB, CRLOAN, RGDP)	3	(0.00) ***		4	61.14 (0.00) ***		32.75 (0.01) **			0	-5.80 (0.00) ***		-56.06 (0.00) ***		(3)-d

***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

ラグ次数の選択にあたってはシュワルツ情報量基準を用いている。

いずれの検定においても定数項のみをモデル式に含めている。

テーブル-4 共和分検定結果 (期間 B)

期間B:1999年1月～2013年12月

変数の組み合わせ	ADF Test		JC Test				EG Test				モデル式
	ラグ 次数	t統計量 (p値)	ラグ 次数	トレース検定 (p値)	最大固有値検定 (p値)	ラグ 次数	tau 統計量 (p値)	z統計量 (p値)			
(JGB10, E π , CRMB, RGDP)	0	(0.01) ***	2	51.41 (0.02) **	28.41 (0.04) **	0	-3.82 (0.11) **	-25.66 (0.12) **			(3)-b
(RJGB10, RGDP)	1	(0.00) ***	2	23.20 (0.00) ***	19.42 (0.01) ***	1	-3.60 (0.03) **	-29.80 (0.01) ***			(3)-c
(RJGB10, CRMB, RGDP)	1	(0.00) ***	2	36.79 (0.01) ***	30.89 (0.00) ***	2	-4.47 (0.01) ***	-48.32 (0.00) ***			(3)-c
(RJGB10, CRMB, CRLOAN, RGDP)	1	(0.00) ***	4	54.26 (0.01) **	31.12 (0.02) **	2	-4.48 (0.02) **	-48.45 (0.00) ***			(3)-c
(RJGB10E, CRMB, RGDP)	0	(0.00) ***	4	32.25 (0.03) **	25.82 (0.01) **	3	-4.65 (0.00) ***	-56.94 (0.00) ***			(3)-d
(RJGB10E, CRMB, CRLOAN, RGDP)	0	(0.00) ***	4	51.70 (0.02) **	27.97 (0.04) **	3	-4.67 (0.01) **	-57.66 (0.00) ***			(3)-d

***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

ラグ次数の選択にあたってはシュワルツ情報量基準を用いている。

いずれの検定においても定数項のみをモデル式に含めている。

テーブル-5 Dynamic OLS 推計結果 (数式 (3)-b)

期間B (1999-2013)			
変数組み合わせ	JGB10, E π , CRMB, RGDP		
変数	係数	t値	
C	4.63	4.30	***
E π	-0.01	-0.23	
CRMB	-1.66	-5.00	***
CRLOAN			
RGDP	-6.41	-3.03	***
lead		0	
lag		0	
Adjusted R-squared		0.43	
***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。			

テーブル-6 Dynamic OLS 推計結果 (数式 (3)-c)

期間A (1999-2012)							
変数組み合わせ	RJGB10, CRLOAN			RJGB10, RGDP			
変数	係数	t値		係数	t値		
C	1.44	9.86	***	12.48	4.37	***	
E π							
CRMB							
CRLOAN	-12.82	-3.12	***				
RGDP				-21.88	-3.81	***	
lead		5			7		
lag		0			2		
Adjusted R-squared		0.40			0.51		
変数組み合わせ	RJGB10, CRMB, RGDP			RJGB10, CRLOAN, RGDP			
変数	係数	t値		係数	t値		
C	16.48	4.87	***	21.34	6.16	***	
E π							
CRMB	-0.69	-0.53					
CRLOAN				12.34	2.60	**	
RGDP	-29.69	-4.41	***	-39.00	-5.70	***	
lead		0			0		
lag		0			3		
Adjusted R-squared		0.51			0.48		
期間B (1999-2013)							
変数組み合わせ	RJGB10, RGDP			RJGB10, CRMB, RGDP			RJGB10, CRMB, CRLOAN, RGDP
変数	係数	t値		係数	t値		係数 t値
C	13.02	4.97	***	21.64	7.65	***	23.92 6.61 ***
E π							
CRMB				-3.01	-3.09	***	-2.72 -2.87 ***
CRLOAN							6.54 1.36
RGDP	-23.00	-4.39	***	-39.91	-7.08	***	-44.24 -6.20 ***
lead		7			0		0
lag		2			3		3
Adjusted R-squared		0.51			0.51		0.53
***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。							

テーブル-7 Dynamic OLS 推計結果 (数式 (3)-d)

期間A (1999-2012)										
変数組み合わせ		RJGB10E, CRLOAN			RJGB10E, RGDP					
変数	係数	t値		係数	t値					
C	2.34	9.58	***	11.32	2.44	**				
E π										
CRMB										
CRLOAN	-3.00	-0.45								
RGDP				-17.96	-1.92	*				
lead		0			0					
lag		0			0					
Adjusted R-squared		0.02			0.07					
変数組み合わせ		RJGB10E, CRMB, CRLOAN			RJGB10E, CRMB, RGDP			RJGB10E, CRMB, CRLOAN, RGDP		
変数	係数	t値		係数	t値		係数	t値		
C	2.31	11.55	***	18.16	6.16	***	17.67	3.36	***	
E π										
CRMB	-9.94	-4.38	***	-5.19	-2.88	***	-5.23	-2.68	***	
CRLOAN	-28.00	-3.51	***				-0.85	-0.12		
RGDP				-31.22	-3.31	***	-30.26	-2.91	***	
lead		5			0			0		
lag		5			0			0		
Adjusted R-squared		0.30			0.19			0.19		
期間B (1999-2013)										
変数組み合わせ		RJGB10E, RGDP			RJGB10E, CRMB, CRLOAN, RGDP					
変数	係数	t値		係数	t値					
C	13.97	3.13	***	16.81	3.41	***				
E π										
CRMB				-4.43	-3.54	***				
CRLOAN				1.22	0.19					
RGDP	-23.42	-2.62	***	-28.46	-2.94	***				
lead		0			0					
lag		0			0					
Adjusted R-squared		0.12			0.27					
***、**、* はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。										

参考文献

- Bernanke, Ben S., Vincent R. Reinhart and Brian P. Sack (2004), “Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment”, *Brooking Paper on Economic Activity*, pp1-100.
- Fujiwara, Ippei (2006), “Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates Are Almost Zero” *Journal of the Japanese and International Economy* 20, pp.434-453.
- Harada, Y and Kumi Suzuki-Loeffelholz (2007) “Contributions of Bank Loans and Capital Market to Recovery from the Showa Depression” *ESRI Discussion Paper Series* No.174
- Hicks, John R. (1937), “Mr. Keynes and the ‘Classics’; A Suggested Interpretation” *Econometrica* Vol.5, pp.147-159.
- Honda, Yuzo., Yoshihiro Kuroki and Minoru Tachibana(2007), “An Injection of Base Money at Zero Interest Rates : Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001–2006” *“Behavioral Macrodynamics based on Surveys and Experiments” DISCUSSION PAPER SERIES*, No.198
- Iida, Yasuyuki and Yasushi Okada (2004) “Showa Kyoko to Yoso Infure Ritsu no Suikei (The Showa Depression and Estimation of Inflation Expectation)”, in Kikuo Iwata ed. *Showa Kyoko no Kenkyu (Studies on the Showa Great Depression)*: Toyo Keizai Shinposha, pp.187–217. (in Japanese).
- Mehra, Yash P, (1994), “An Error-Correction Model of the Long-Term Bond Rate” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* Vol.80/4, pp.49-68
- Miyao, Ryuzo (2002) “Liquidity Traps and the Stability of Money Demand : Is Japan Really Trapped at the Zero Bound?” *RIEB Discussion Paper* No.127, Kobe University, October 2002
- (2005) “Use of Money Supply in the Conduct of Japan’s Monetary Policy : Reexamining the Time Series Evidence”, *Japanese Economic Review*, Vol.56, No.2, pp.165-187, June 2005
- Sargent, Thomas J.(1969), “Commodity Price Expectations and the Interest Rate”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.83 (February 1969), pp.127-140.
- Zivot, E. and Andrews, K. (1992), “Further Evidence On The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (10), pp. 251–70.
- 堀雅博・寺井晃 (2004), 「カールソン・パーキン法によるインフレ期待の計測と諸問題」 *ESRI Discussion Paper Series*, No. 91
- 本多佑三・黒木祥弘・立花実(2010), 「量的緩和政策—2001 年から 2006 年にかけての日本の経験に基づく実証分析—」『フィナンシャルレビュー』平成 22 年第 1 号, 財務省財務総合政策研究所

APPENDIX

まずカールソン・パーキン法による予想インフレ率の推計方法は下記の手順に沿って行う。

1. 前提

- (1) 実際のインフレ率 π_t の変化には閾値 δ_t が存在すると仮定する。予想インフレ率に関する統計調査の回答者は、インフレ率の変化が閾値に達すると、その兆候を正確に感受することができるとする。
- (2) 統計調査の回答者は予想インフレ率 $E\pi_t$ が $\pi_t + \delta_t$ よりも高いと「物価が上昇している」と回答する。
- (3) 統計調査の回答者は予想インフレ率 $E\pi_t$ が $\pi_t - \delta_t$ よりも低いと「物価が下落している」と回答する。
- (4) 統計調査の回答者は予想インフレ率が $\pi_t - \delta_t$ よりも高く、 $\pi_t + \delta_t$ よりも低い場合には、「物価変動なし」と回答する。

下記の表は前提(2)～(4)をまとめている。

アンケート回答者の回答	「物価上昇している」	「物価下落している」	「物価変動なし」
期待インフレ率と足元のインフレ率の関係	$E\pi_t > \pi_t + \delta_t$	$E\pi_t < \pi_t - \delta_t$	$\pi_t - \delta_t \leq E\pi_t \leq \pi_t + \delta_t$

- (5) 統計調査の回答者の回答は正規分布 $N(\mu_t, \sigma_t^2)$ にあてはまるようにばらつくこととし、以下のような二種類の分布を考える。

$$A_t = \Pr(E\pi_t > \pi_t + \delta_t) = \Pr\left(\frac{E\pi_t - \mu_t}{\sigma_t} > a_t\right) \quad (1)$$

ここで、 A_t は「物価が上昇している」と回答した回答者の比率であり、 a_t は $\frac{\pi_t + \delta_t - \mu_t}{\sigma_t}$ である。

$$B_t = \Pr(E\pi_t < \pi_t - \delta_t) = \Pr\left(\frac{E\pi_t - \mu_t}{\sigma_t} > b_t\right) \quad (2)$$

さらに B_t は「物価が下落している」と回答した回答者の比率であり、 b_t は $\frac{\pi_t - \delta_t - \mu_t}{\sigma_t}$ である。

2. 予想インフレ率の推計

数式 (1) は累積正規分布ではよって下記のように表される。

$$A_t = \Pr\left(\frac{E\pi_t - \mu_t}{\sigma_t} > a_t\right) = 1 - \Phi(a_t) \quad (3)$$

同様に、

$$B_t = \Pr\left(\frac{E\pi_t - \mu_t}{\sigma_t} < b_t\right) = \Phi(b_t) \quad (4)$$

ここで $\Phi(\bullet)$ は累積正規分布の関数を示している。

予想インフレ率の平均値ならびに標準偏差の関係式は a_t ならびに b_t を用いて下記のように表される。

$$\mu_t = -\delta_t \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t} \quad (5)$$

数式(5)における閾値 δ_t を推計すると、各期の予想インフレ率を求めることができる。

3. わが国のデータへの適応

オリジナルのカールソン・パーキン法では、全期間に共通する閾値 δ が下記の数式(6)に用いられている。 $\sum_{t=1}^T \pi_t = \sum_{t=1}^T \mu_t$ とすると数式(6)は、

$$\delta = -\frac{\sum_{t=1}^T \pi_t}{\sum_{t=1}^T \left(\frac{a_t + b_t}{a_t - b_t}\right)} \quad (6)$$

また予想インフレ率の期待値 μ は上記の数式 (5)のように表される。

我々は日本の期待インフレ率を示す原データとして、内閣府による「消費者動向調査」のうちの一項目である「価格の見通し」と呼ばれるディフュージョン・インデックスを用いるが、この指標は価格水準ではなく、価格が上昇したか下落したかが問われるので、数式 (5)をそのまま用いるわけにはいかない。堀・寺井 (2004) は、豊田 (1979) による、日本の統計データのための修正カールソン・パーキン法を紹介している。同法は数式(5)を下記の数式(5)'のように修正する。

$$\mu_t = \pi_t - \delta_t \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t} \quad (5)'$$

ここで、 π_t は t 期の実際のインフレ率である。しかし、ここで新たな問題が生まれる。

というのは、オリジナルのカールソン・パーキン法では観察される期間を通じて予想インフレ率の平均値と実際のインフレ率が等しくなるという前提に基づいて閾値 δ を推計しているからである。修正を施さないと、数式(5)'の左辺 μ_t あるいは右辺がゼロになってしまう。これは予想インフレ率と実際のインフレ率が常に等しくなることによる。それでは意味をなさない。

修正カールソン・パーキン法では、予想インフレ率が1年先までの将来のインフレ率の平均値に等しいという前提にする。当論文では我々は月次の期待インフレ率、すなわち、

$$\sum_{t=1}^T \frac{\pi_{t+1} + \pi_{t+2} + \dots + \pi_{t+12}}{12} \text{ を用いる。}$$

修正カールソン・パーキン法の数式 (6) は下記のように表される。

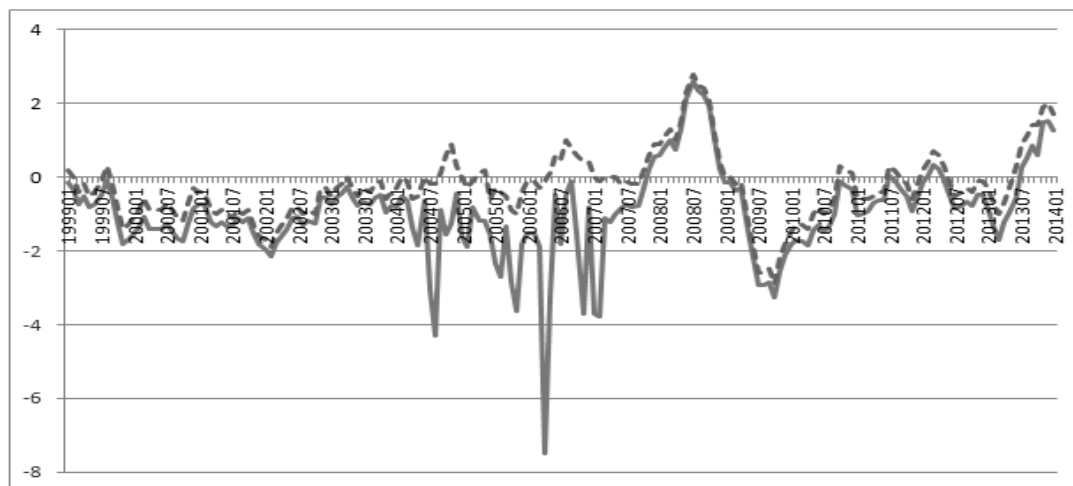
$$\sum_{t=1}^T \pi_t = \sum_{t=1}^T \mu_t - \delta \sum_{t=1}^T \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t} = \sum_{t=1}^T \pi_t^* = \sum_{t=1}^T \frac{\pi_{t+1} + \pi_{t+2} + \dots + \pi_{t+12}}{12} \quad (6)$$

したがって、

$$\delta = \frac{\pi_{12} + 2\pi_{11} + \dots + 12\pi - 12\pi_{T+1} - 11\pi_{T+2} - \dots - \pi_{T+12}}{12 \sum_{t=1}^T \left(\frac{a_t + b_t}{a_t - b_t} \right)} \quad (7)$$

閾値 δ を上記の数式(5)に代入すると、予想インフレ率を推計することができる。下記のグラフ-4は1999年1月から2012年12月の期間における、予想インフレ率（実線）ならびに実際のインフレ率（点線）のそれぞれの推移を示している。商品市場での投機的取引による資源価格等の一時的な上昇が2004年から2007年にかけてみられたことから、同時期においては、実際のインフレ率が予想インフレ率を大きく上回り、両者のギャップが強まっていた。

グラフ-4 修正カールソン・パーキン法による予想インフレ率の推移



銀行と国債―その保有状況と投資の意思決定

帝塚山大学 経済学部
志馬 祥紀

目 次

1 はじめに	1
2 国債市場の概要	
(1)発行市場の概要	1
(2)流通市場の概要	1
(3)銀行のバランスシート上における国債	2
3 分析内容・分析手法	2
4 国債保有者の概要	3
5 銀行の国債保有状況	
(1)各部門の概要	3
(2)地銀・第二地銀の地域別状況	8
6 パネル分析	11
7 おわりに	15

1 はじめに

本研究では、投資家としての銀行における国債保有状況を分析する。

国債は、政府財政をファイナンスする手段の一つであり、近年その発行規模が拡大している。同時に、投資家にとって「低リスクの安全な投資対象」との性格を有する金融商品でもある。

銀行は国債発行市場における「引き受け手」(主に大規模都市銀行)であり、また国債の大口投資家でもある。更に銀行は、その保有する国債を現先取引等に使用することで、資金調達手段としている側面もある。

このように銀行にとって国債は多面的な性格を有しており、その経営上重要な金融商品となっている。

本研究では、銀行と国債の関わりに注目し、銀行の国債保有状況(ストック)データに注目し分析を行う。

2 国債市場の概要

(1) 発行市場の概要

我が国政府は、近年、財政支出額を税収で賄うことができず、財政赤字の規模は拡大傾向にある。その結果、財政ファイナンスの手段として、国債発行のウェイトは高まっている。例えば 2012 年の歳出総額 100.5 兆円中、税収の占める金額は 42.6 兆円に過ぎず、半分以上を借入れ・国債発行に依存している。

政府の財政赤字が継続・拡大した結果、国債の残高は過去 10 年間で 1.6 倍超まで膨張しており、2014 年度末には 780 兆円に達する。

金融商品としての国債を考えた場合、これだけ短期間に資産規模の拡大した商品は他に存在しない。例えば債券と並び代表的な投資対象である株式市場の時価総額は 478 兆円(注 1)であり、国債市場残高の 6 割程度の規模である。

国債の発行市場において、大規模都市銀行(いわゆるメガバンク)はアンダーライターとして参加している。具体的には、プライマリー・ディーラーとして財務省の入札に直接参加、2 割程度の落札シェアを有している(注 2)。このように、銀行は国債の発行市場において、相当程度の影響を与える立場にある。

(2) 流通市場の概要

政府による発行拡大を受けて、国債の流通市場も拡大している(流通市場における国債市場の売買高は、2002 年の 38.9 京円から、2012 年には 87.3 京円と 2.2 倍に拡大(2007 年の売買高は 118.9 京円に達した))(注 3)。

国債の流通市場における投資部門別内訳シェアにおいて、銀行部門は一定の規模を有している。都市銀行部門は凡そ 10%前後のシェアを安定的に占めており、地方銀行部門は 1%、第二地方銀行部門は 0.3%程度で推移している。流通市場の規模が拡大していることを踏まえると、銀行部門の売買高は拡大しており、銀行の取引行動(とりわけその優劣)が、銀

行経営自身に与える影響度も急速に上昇している(注 4・5)。

(3)銀行のバランスシート上における国債

日本銀行は2014年4月の大規模金融緩和(いわゆる異次元緩和)を開始するまで、発行済国債の部門別保有者比率において、銀行部門は43.2%を占め最大の部門であった(注 6)。

銀行のバランスシートにおける国債の比率は日銀の金融緩和が始まるまでは、全体として拡大し続けており、現在では企業貸出と並ぶ重要な資金運用対象になっている(とりわけ企業貸出が低迷する地方銀行・第二地方銀行において顕著である)。

当該状況の背景としては、銀行業界全体で中小企業向けの融資残高が縮小傾向にある実態(銀行業全体で、中小企業向け融資残高が過去10年間で20兆円程度縮小)や、国債の流動性が高く、かつ多様な償還期限を有する等、銀行のポートフォリオ運用に際して利便性が向上している点が挙げられる。

こうした点からも、投資対象としての国債は、今後も銀行のバランスシート上で重要な役割を果たすものと考えられる。

3 分析内容・分析手法

本稿の作業は、個別銀行の国債保有残高を集計し、銀行の業態別・地域別の国債保有状況を把握・分析する。さらに、当該データを用いたパネル分析を行うことで、銀行の国債保有動機について分析する。

使用データは、全国銀行協会が発表する「全国銀行財務諸表分析」内の個別行財務諸表データであり、対象期間は平成20年—24年度の5年間である。当該期間はいわゆる異次元緩和の直前期であり、銀行部門の国債保有残高がピークを迎えた期間と重なっている。言い換えれば、本稿では銀行における国債残高が膨張する過程の分析を行っている。また、個別行レベルでの国債保有残高の推移を分析することで、我が国の銀行による国債投資のインセンティブを浮き彫りにすることが可能となる。但し、対象となる銀行の財務諸表中の国債残高データ中、各国債の残存期間(短期・中期・長期・超長期の別)は不明であり、その判別ができない等の制約が存在する。

4 国債保有者の概要

図表 1 国債等の保有者別構成比(%)

残高 構成比	2000年	2005年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年
	456	764	876	920	960	980	998
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
金融仲介機関	58.8	58.5	67.3	65.3	65.3	61.5	58.8
中小企業金融機関等	9	20.3	20.4	19.4	17.8	17.1	15.9
保険	14.3	15.6	18.4	19.2	19.9	19.6	19.3
国内銀行	19.9	11.9	16.6	17.4	16.4	13.9	13.0
年金基金	4.1	3.1	3.2	3.1	3.2	3.2	3.4
一般政府、公的金融機関	20.8	19.6	11.4	9.3	8.6	9.1	8.9
うち公的年金	2.4	8.1	8.3	7.5	6.5	7.1	6.7
中央銀行	10.6	12.2	9	9.7	13.2	17.4	20.1
海外	5.8	4.4	7.1	8.3	8.4	8.0	8.4
家計	2.2	3.7	3.6	3.0	2.5	2.2	2.1
その他	1.8	1.7	1.7	1.8	2.0	1.8	1.7

(出所：日本銀行「資金循環統計」)

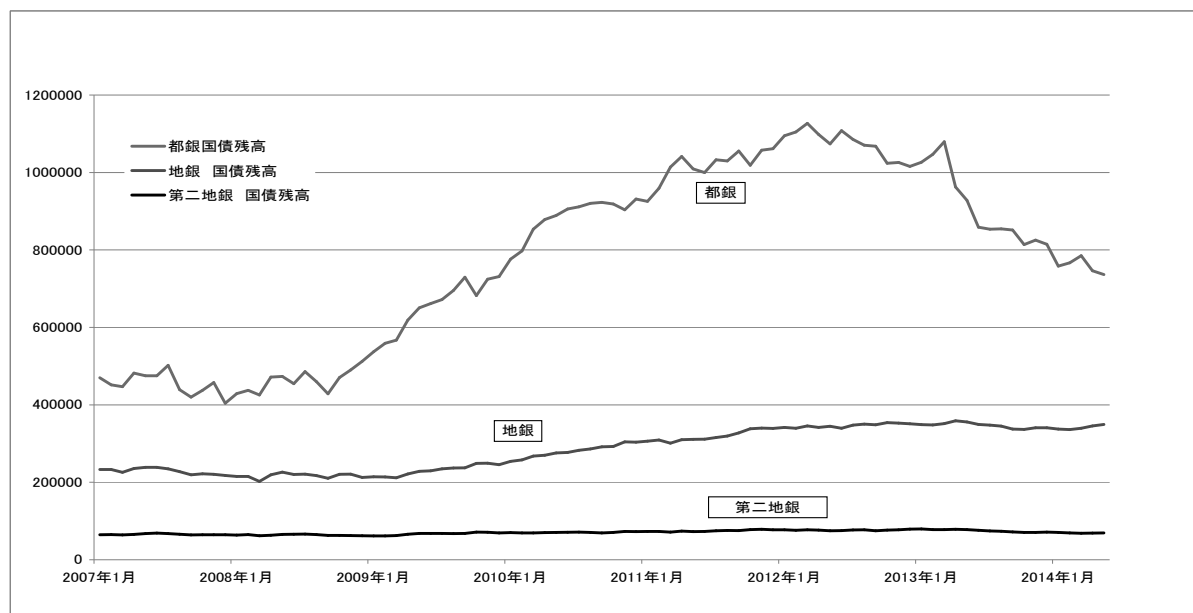
図表 1 は、国債等の保有者別構成比の推移を示している。データは年度末であるが、2013 年は 12 月末、2014 年は 3 月末現在の値を示している。なお、国債等には、一般政府(中央政府)のほか、公的金融機関(財政融資資金)の発行分が含まれる。

当該表により国内銀行部門の国債保有残高比率は 2010 年頃より拡大しており、国債の大量消化機関として存在感を示していたことが示される。

5 銀行の国債保有状況(平成 20 年・24 年の比較)

(1)各部門の概要

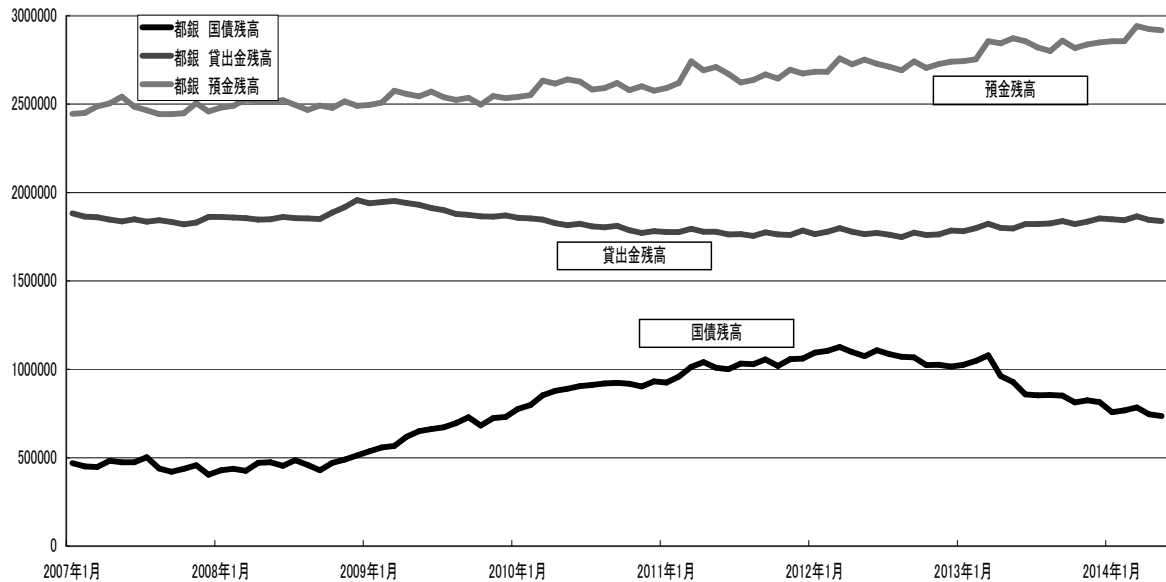
図表 2 都銀・地銀・第二地銀の国債保有残高推移



(出所)日本銀行「民間金融機関の資産・負債」(以下同じ)

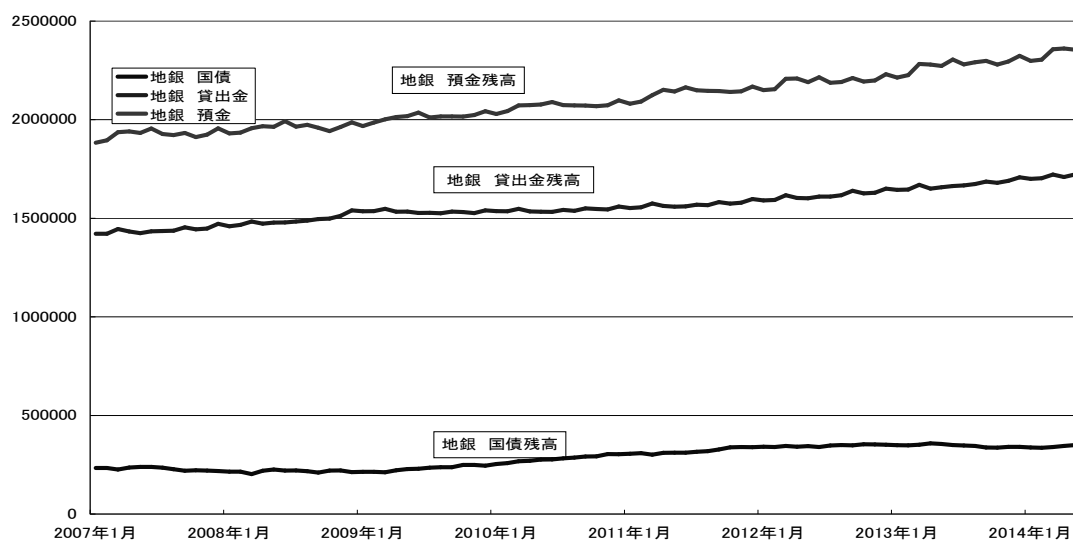
図表 2 は、都銀・地銀・第二地銀部門の国債保有残高の推移を示している。対象期間は 2007 年(平成 19 年)1 月から 2014 年(平成 26 年)5 月である。同期間は銀行の保有国債残高が拡大し、その後ピークアウトした時期である。同期間中、都銀・地銀・第二地銀の全部門において国債の残高は拡大しており、とりわけ都銀部門の拡大が著しい。

図表 3 都銀の預金・国債・貸出金残高の推移

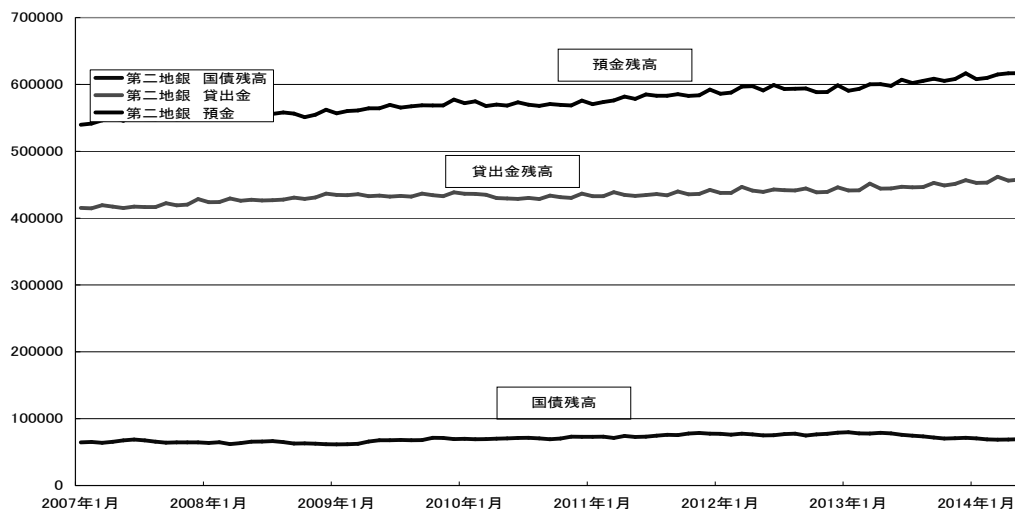


図表 3 は、都銀部門の預金・貸出金・国債保有残高の推移を示している。
同図表中、預金残高は継続的に拡大する一方、貸出金残高は減少、国債残高は拡大している。

図表 4 地銀の預金・国債・貸出金残高推移



図表 5 第二地銀 預金・国債・貸出金残高推移



図表 4 は地銀部門の、図表 5 は第二地銀部門の預金・貸出金・国債保有残高の推移を示している。これら図表において、国債残高は拡大しているが、都銀部門ほど顕著な変化はみられない。また、預金残高は継続的に拡大する一方、貸出金残高も横ばいあるいは微増しており、都銀部門とは状況が異なっている。

図表 6 預金・貸出金・国債勘定の合計値(億円)・シェア(%)

平成 20 年	預金	預金シェア	国債	国債シェア	貸出金	貸出金シェア	資産の部合計	資産シェア
都市銀行	273,523,381	51.6	56,707,234	67.4	224,857,232	53.1	436,549,625	60.1
地方銀行	200,562,759	37.8	21,180,466	25.2	155,037,102	36.6	228,605,291	31.5
第二地銀	56,099,513	10.6	6,245,413	7.4	43,583,201	10.3	61,212,974	8.4
合計	530,185,653	100.0	84,133,113	100.0	423,477,535	100.0	726,367,890	100.0

平成 24 年	預金	預金シェア	国債	国債シェア	貸出金	貸出金シェア	資産の部合計	資産シェア
都市銀行	306,838,673	51.5	107,960,067	71.5	221,409,505	51.0	495,527,724	59.9
地方銀行	228,533,233	38.4	35,156,681	23.3	167,365,504	38.6	264,943,534	32.0
第二地銀	60,025,027	10.1	7,777,049	5.2	45,158,759	10.4	66,672,736	8.1
合計	595,396,933	100.0	150,893,797	100.0	433,933,768	100.0	827,143,994	100.0

図表 6 は、都銀・地銀・第二地銀の各部門について、平成 20 年度及び 24 年度の、預金・貸出金・国債保有残高を示している。また各残高のシェア値は、全部門の合計値を 100% とした場合の、各部門の比率である。

預金シェアは都銀部門が約 5 割を占め、次いで地銀部門が 4 割弱、第二地銀部門が約 1 割となっている。各部門の行数について、平成 24 年度の都銀部門が 6 行(注 7)、地銀が 64

行、第二地銀が 41 行であることを踏まえれば、銀行業界における都市銀行の存在感は突出している。

次に、国債保有シェアの状況において、都銀部門の大きさは顕著である。同部門は約 7 割を占め、地銀部門の 25%前後、第二地銀の 5%前後に比して、圧倒的な大きさを有する。これは、貸出金残高シェアにおける各部門の比率が、預金シェア比と平行である点と対照的である。

また、各部門の変化について平成 20 年度及び 24 年度を比較した場合、以下の特徴が見出される。

都銀・地銀・第二地銀について預金残高は拡大しているが、同シェアに大きな変化は見られない。

都銀の国債保有シェアは上昇しており(+4%)、地銀・第二地銀に比べその度合は大きい。しかし、地銀・第二地銀の保有算残高も上昇していることから(残高比が地銀で 1.6 倍、第二地銀で 1.2 倍)、相対的に都銀の上昇ピッチが高いことがうかがえる(残高比で 1.9 倍)。

貸出金残高について、地銀・第二地銀は拡大する一方(残高比で地銀は 1.07 倍、第二地銀は 1.03 倍)、都銀は絶対値で減少しており(残高比で 0.98 倍)、都銀の貸出金シェアは相対的に低下(- 2%)している。

図表 7 預金・貸出金・国債等の比率(各銀行の平均値)

平成 20 年	預貸率 (貸出金÷預金)	国債預金率 (国債残÷預金)	預金総資産率 (預金÷総資産)	貸出金総資産比率 (貸出金÷総資産)	国債総資産比率 (国債÷総資産)	経常利益率
都市銀行	0.895	0.228	0.678	0.550	0.142	0.040
地方銀行	0.761	0.108	0.891	0.678	0.096	0.017
第二地銀	0.778	0.097	0.928	0.721	0.090	0.015

平成 24 年	預貸率 (貸出金÷預金)	国債預金率 (国債÷預金)	預金総資産率 (預金÷総資産)	貸出金総資産比率 (貸出金÷総資産)	国債総資産比率 (国債÷総資産)	経常利益率
都市銀行	0.793	0.349	0.673	0.483	0.210	0.113
地方銀行	0.724	0.151	0.875	0.633	0.131	0.065
第二地銀	0.752	0.123	0.906	0.681	0.111	0.057

* データは各銀行の個別財務諸表の値より計算

図表 7 は、平成 20 年度及び 24 年度の都銀・地銀・第二地銀部門の各指標データ(預金と貸出金の比率(預貸率)、預金と国債残高の比率(国債預金率)、預金と総資産の比率(預金総資産率)、貸出金と総資産の比率(貸出金総資産率)、国債残高と総資産の比率(国債総資産比率)、経常利益率)を示している。

これらデータは預金、あるいは総資産残高を基準として、貸出金、国債残高の業態別構

成比を比較している。当該比較の結果をまとめると以下のようになる。

業態別の比較結果として、預貸率は都銀が最も高く、第二地銀、地銀の順で低い。国債保有比率は、都銀が最も高く、地銀、第二地銀の順となり、地銀と第二地銀間では状況が異なる。

預金総資産比率は、第二地銀が最も高く、地銀、都銀の順に低い。これは都銀(及び一部の地銀)が、預金その他、債券発行等有価証券市場経由の資金調達が可能であることが理由として考えられる。また、同順位は貸出金と総資産の比率についても同様であり、第二地銀が最も貸出金の占める比率が高く、次いで地銀、都銀の順になっている。

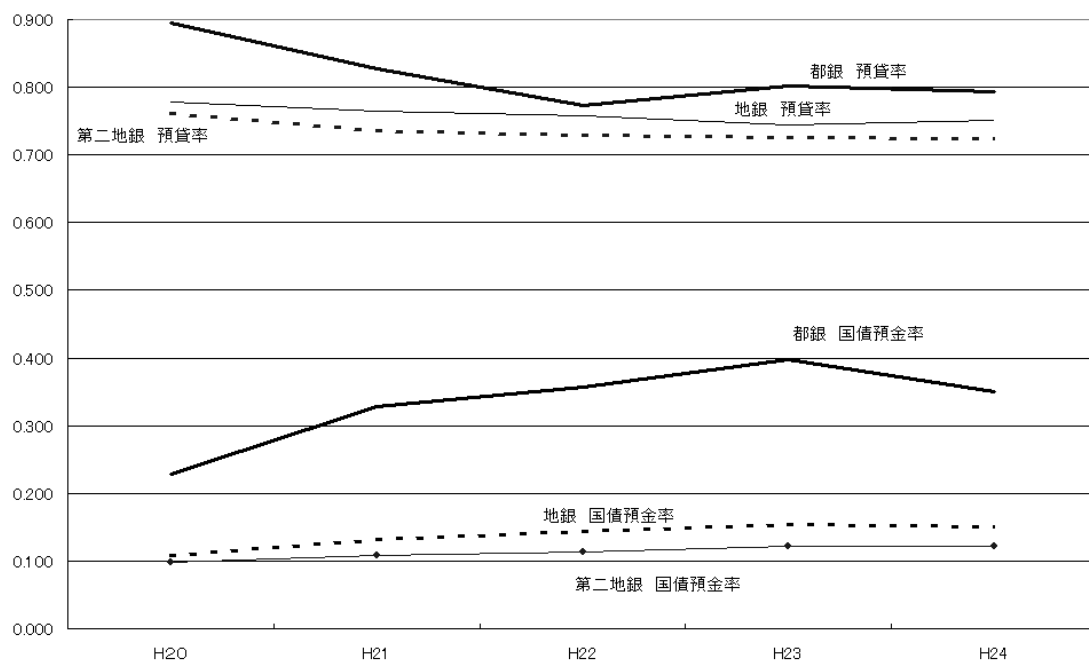
経営上の収益力を示す経常利益率については、都銀が最も高く次いで地銀、第二地銀の順となっている。

また、平成 20 年度と 24 年度の各指標を比較した結果、全部門において、預貸率は 24 年が減少する一方で、国債預金率は 24 年が上昇するなど、貸出金と国債の間に逆方向の動きが見られる(同様に、国債が総資産に占める比率も、全ての銀行部門について平成 24 年度が 20 年度よりも上昇している)。

そして、経常利益率については平成 24 年が 20 年よりも高く、収益率の回復状況がうかがえる。

なお、図表 8 は、平成 20 年度から 24 年度までの都銀・地銀・第二地銀の各部門における預貸率及び国債預金率の推移を示したものである。当該結果は概ね上述の内容と一致するが、注目されるのは、都銀部門の預金国債率は、平成 24 年度ではなく 23 年度にそのピークを示している点である。

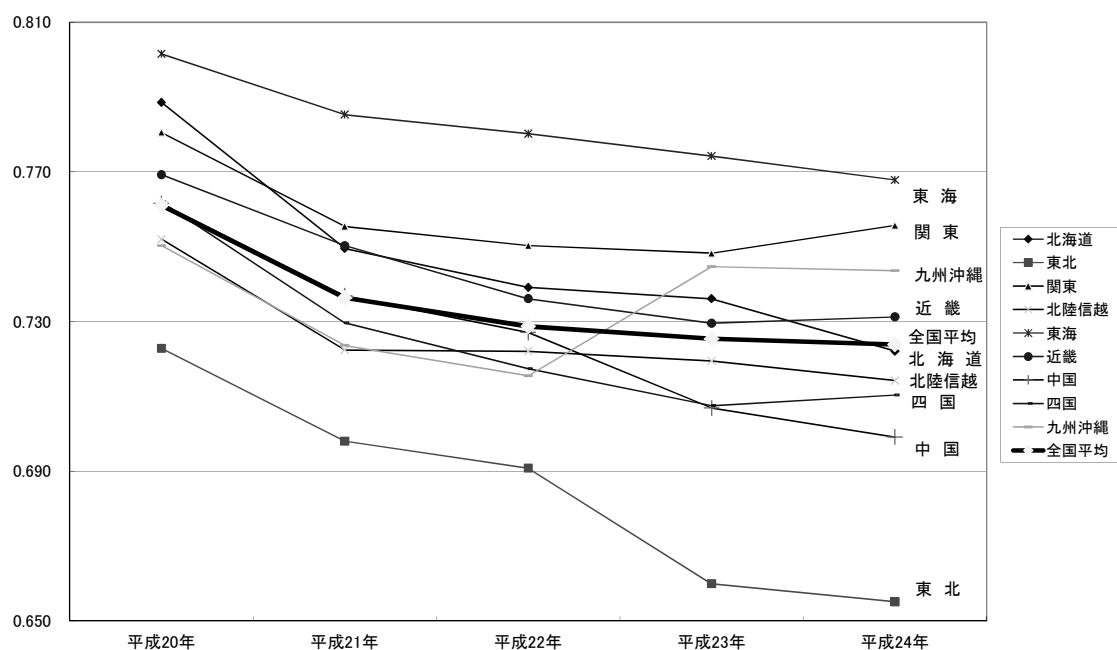
図表 8 銀行の預貸率・預金国債率の推移(各業態の平均値)



(2)地銀・第二地銀の地域別状況

本節では各地方別の指標について分析する。地方分類に際しては、本店所在地をもって当該銀行の所属地方とする。ただし都銀部門において、りそな銀行及び埼玉りそな銀行の持ち株会社が東京に本店を有しており、事実上全都銀の本店(あるいはそれに準ずる意思決定部門)が関東地方(東京)に存在することから、本節では地銀及び第二地銀のみを分析対象とする。

図表 9 地銀の地方別の預貸率

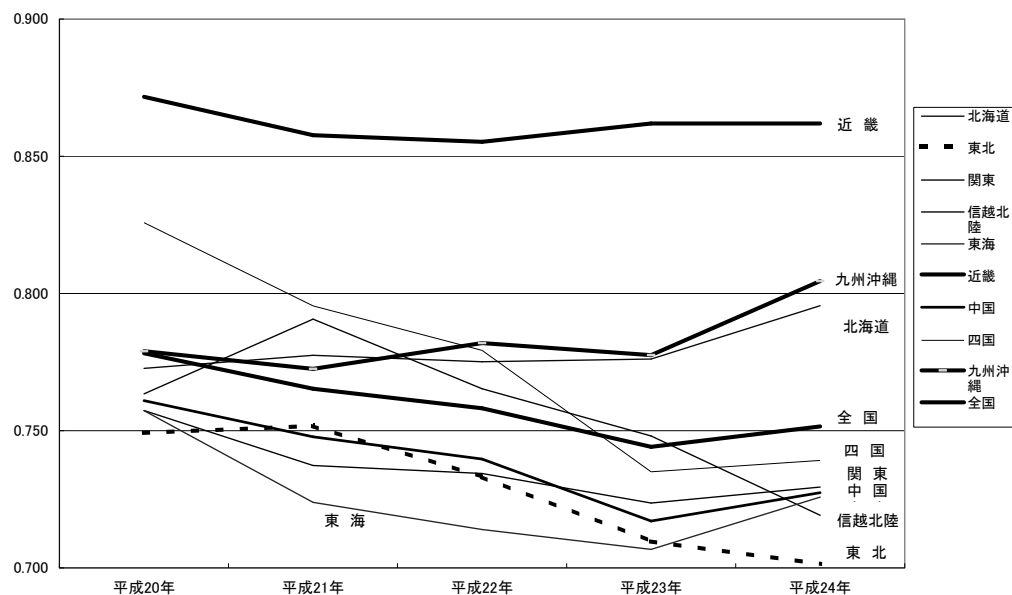


図表 9 は地銀の地方別の預貸率の推移を示す。

同図中、相対的に預貸率が高いのは東海地方であり、東北地方は低い。

また、全体として預貸率は平成 20 年度から 24 年度にかけて低下傾向を示しているが、九州沖縄及び関東地方の預貸率は平成 23 年・24 年にかけて上昇傾向を示す等一様ではない。また東北地方の値は同期間に低下しているが、これは東日本大震災の影響と思われる。

図表 10 第二地銀 地方別の預貸率



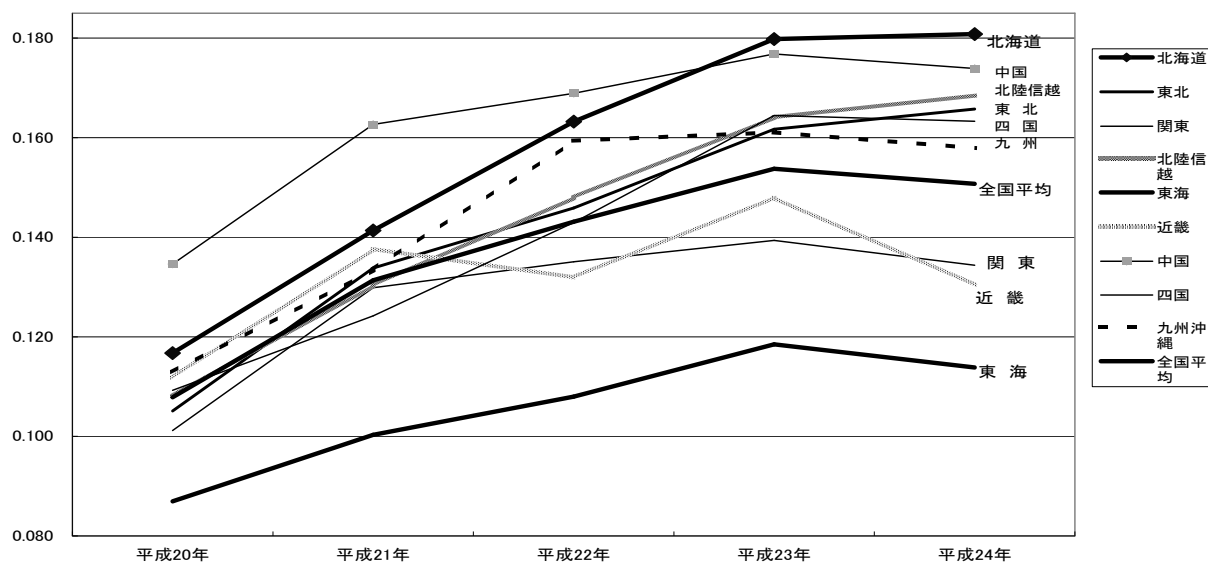
図表 10 は第二地銀の預貸率推移を示している。

注目されるのは、地銀の預貸率との違いである。第二地銀部門は全体として地銀の値よりも高く推移している。またその値は平成 23 年を底として、平成 24 年度には多くの地方において増加に転じている。

地域別の水準について、第二地銀の預貸率は近畿地方が最も高く、東海地方は相対的に低く推移している。

東北地方は低い値で推移しており、平成 22 年度以降その値が低下している点は、地銀と共通している。

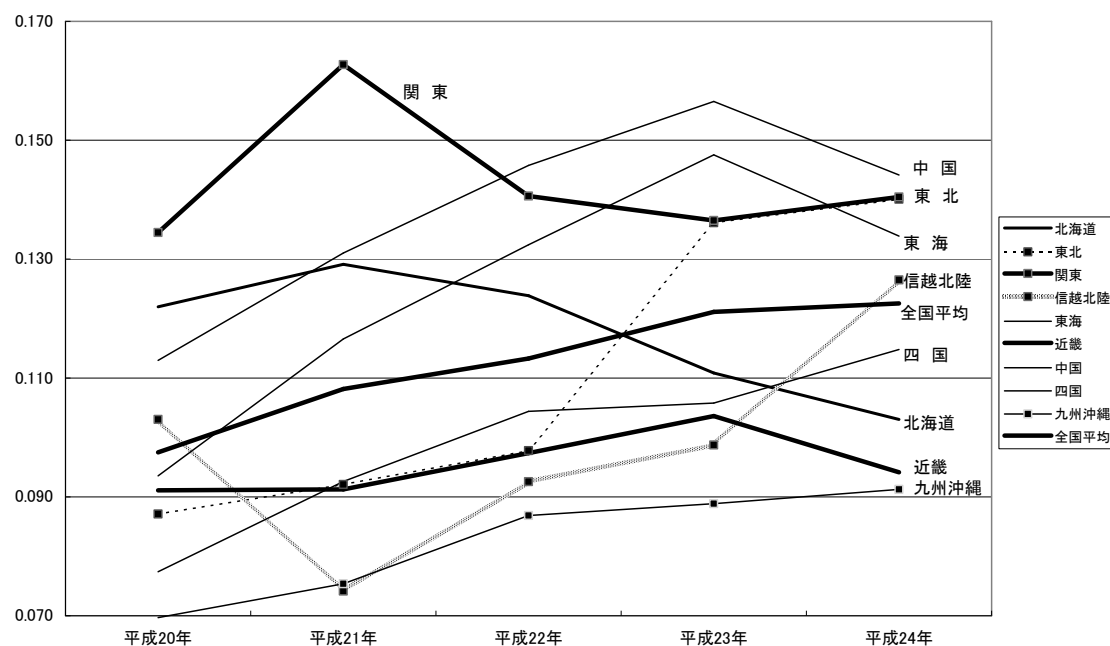
図表 11 地銀 地方別の国債預金率



図表 11 は地銀の国債預金比率の推移を示している。当該図表において、預金残高に対する国債残高の比率は上昇傾向を示している。同種傾向は、前述の預貸率の低下傾向と対照的である。

年度別には、中国や四国地方のように国債預金比率が平成 23 年度にピークに達している地域がある。また、近畿地方では平成 24 年度には大幅に同比率が減少している。地方別の水準では、東海地方の比率が低く、北海道地域が高くなっており、地域別の預貸率状況と対照的である。

図表 12 第二地銀 地方別の国債預金率



図表 12 は第二地銀の地域別国債預金比率の推移である。同図中、地域により散らばりが相当存在している。全国平均値は平成 24 年度まで上昇しているが、関東地方のように平成 22 年度から国債預金比率が減少している地域見られる。

6 パネル分析

本節では、個別行の国債保有比率(国債預金比や、国債総資産比率)の決定要因について、個別行の財務諸表値データ(平成20年度—24年度)に基づきパネル分析を行う。同分析における主要な説明変数は、貸出金比率であり、国債保有比率との関係が注目点となる。併せて「地域別に統計上有意な差異の有無」「銀行の収益率との関係」等についても分析する。

分析は「全銀行」及び「都銀・地銀・第二地銀別」の計4種について実施し、さらに分析の精度向上を目的として、以下の2つのモデル(モデル①②)を設定して各々計測する。モデル①は銀行の預金残高をベースとして、国債保有比率の分析を行うものである。一方、モデル②は、銀行の総資産中に占める各項の比率に注目して同様の分析を行う。モデル②は説明変数中に「総資産中の預金比率」を加えることで、預金—国債、貸出金—国債間の関係が個別に把握される。

モデル①

預金国債比率＝a数項＋b貸出率＋c経常利益率＋d地域ダミー＋e地銀・第二地銀ダミー＋残差

モデル②

国債資産比率＝a定数項＋b1預金資産率＋b2貸出資産率＋c経常利益率＋d地域ダミー＋e地銀・第二地銀ダミー＋残差

なお分析に際しては、以下の設定を行っている。

- ・ 「全銀行」分析時には、都銀をベースとして、「地銀ダミー」「第二地銀ダミー」を使用するため、都銀ダミーは使用しない。
- ・ 都銀・地銀・第二地銀別の分析時には、「都銀・地銀・第二地銀ダミー」は設定しない。
- ・ 地域ダミー(北海道、東北、…九州沖縄地方)は、関東地方をベースとして計算するため、関東地方ダミーは設定しない。
- ・ 分析手法としてシンプルな形のパネル分析モデルを使用する。これは固定効果モデル、ランダム効果モデル等はデータ量の制約により使用できないことによる。

図表13 モデル①分析結果

説明変数の係数	全銀行	都銀 (注8)	地銀	第二地銀
定数 (a)	+0.362137*** (0.025970)	+0.509428*** (0.093870)	+0.475749*** (0.025004)	+0.340948*** (0.034356)
預貸率 (b)	-0.049741* (0.026771)	-0.359135*** (0.121563)	-0.472225*** (0.031475)	-0.277987*** (0.044501)
経常利益率 (c)	+0.159103*** (0.071497)	0.194576 (0.228670)	+0.172814*** (0.069706)	+0.131324* (0.071746)
北海道ダミー (d1)	-0.005837 (0.019568)	—	+0.018527 (0.019306)	-0.017234 (0.015873)
東北ダミー (d2)	-0.012252 (0.019568)	—	-0.018203** (0.008536)	-0.033128*** (0.008390)
信越北陸ダミー (d3)	-0.014991 (0.010001)	—	+0.001227 (0.009086)	-0.037991*** (0.009181)
東海ダミー (d4)	-0.025779*** (0.009632)	—	-0.011480 (0.009058)	-0.019080** (0.008441)
近畿ダミー (d5)	-0.030140*** (0.009620)	—	-0.000135 (0.008967)	-0.013430 (0.011248)
中国ダミー (d6)	0.009850 (0.010617)	—	+0.019840** (0.010084)	-0.005609 (0.009000)
四国ダミー (d7)	-0.018060 (0.011048)	—	-0.000473 (0.010920)	-0.033179*** (0.009128)
九州沖縄ダミー (d8)	-0.020299*** (0.008366)	—	+0.006459 (0.007818)	-0.046074*** (0.007593)
地銀ダミー (e1)	-0.182831*** (0.012622)	—	—	—
第二地銀ダミー (e2)	-0.206383*** (0.012887)	—	—	—
修正R ² 値	0.413852	0.270752	0.453032	0.396885

・***は1%有意水準で有意、**は5%有意水準、*は10%有意水準で有意であることを示す(ボールド体は10%水準で有意、網掛けは1%及び5%水準で有意)。

・数値は係数、()内は標準偏差値。

以下は、図表13、モデル①の分析結果の概要である。

- ・ 預貸率項は全銀行、都銀、地銀、第二地銀の分析結果において負値かつ有意である。これは、銀行業務において、国債が貸出金と代替的な投資対象であることを示唆している。
- ・ 全銀行の分析結果において、地銀及び第二地銀ダミー項は負値かつ有意である。これは、地銀・第二地銀の預金を基準とした国債保有比率(国債預金率)が、都銀に比して有意に低いことを示す。
- ・ 経常利益率が正値かつ有意である分析結果が多い(都銀を除く)ことから、経常利益率と預金国債率の間に正の相関関係が示唆される(但し、両者の因果関係は、本分析では特定できない)。
- ・ 関東地方の銀行を基準として国債預金率を分析する地域別ダミーについては、地銀の分析と、第二地銀の分析結果は異なる。
- ・ 地銀の分析結果において、東北地方は関東地方に比べて国債の保有比率が低く、関東、北海道、信越北陸、東海、近畿、中国、九州沖縄地方の国債保有比率は相対的に高い傾向がみられる。
- ・ 第二地銀については、東北、信越北陸、東海、四国、九州沖縄地方の国債保有比率が低く、北海道、関東、近畿、中国地方は相対的に国債保有比率が高い傾向がみられる。

図表14 モデル②分析結果

説明変数の係数	全銀行	都銀(注8)	地銀	第二地銀
定数項(a)	+0.301723 (0.018822)	+0.280585 (0.045909)	+0.416520*** (0.050849)	+0.367168*** (0.078305)
預金総資産率(b1)	+0.187503 (0.025837)***	+0.170673** (0.070257)	+0.060650 (0.055978)	-0.014776 (0.082377)
貸出総資産率(b2)	-0.482338*** (0.023087)	-0.492666*** (0.070948)	-0.530634*** (0.029818)	-0.330469*** (0.044401)
経常利益率(c)	+0.148676*** (0.039450)	+0.567048*** (0.116383)	+0.063921 (0.056285)	+0.081767*** (0.063576)
北海道ダミー(d1)	+0.005267 (0.010815)	—	+0.026329* (0.015344)	-0.019267 (0.013966)
東北ダミー(d2)	-0.024317*** (0.005102)	—	-0.022801*** (0.006829)	-0.032399*** (0.007375)
信越北陸ダミー (d3)	-0.012436** (0.005525)	—	-0.003055 (0.007222)	-0.034506*** (0.008064)
東海ダミー(d4)	-0.017690*** (0.005324)	—	-0.015639** (0.007205)	-0.023188*** (0.007515)
近畿ダミー(d5)	-0.002536 (0.005364)	—	-0.007146 (0.007154)	-0.014057 (0.009859)
中国ダミー(d6)	+0.00158 (0.005885)	—	+0.002549 (0.008179)	-0.007750 (0.007921)
四国ダミー(d7)	-0.021035*** (0.006145)	—	-0.022406** (0.009029)	-0.038593*** (0.008202)
九州沖縄ダミー (d8)	-0.013823** (0.004624)	—	-0.003930 (0.006299)	-0.040671*** (0.006695)
地銀ダミー(e1)	-0.030285*** (0.008862)	—	—	—
第二地銀ダミー (e2)	-0.030372*** (0.009776)	—	—	—
修正R ² 値	0.573558	0.765664	0.536706	0.443470

・注記事項は図表13に同じ。

以下は、図表14、モデル②の分析結果の概要である。

- ・ 全銀行、都銀について、預金総資産項が正かつ有意である。これは、預金(の総資産に占める比率)が拡大すれば、国債保有比率が上昇する傾向を示している。但し、地銀、第二地銀については負値かつ有意ではないことから、当該傾向がみられないことが示唆される。
- ・ 全銀行の分析結果について、地銀ダミー及び第二地銀ダミー値が、負値かつ有意になっている。これは、地銀及び第二地銀の国債保有比率が都銀に比べて低いことを示す(モデル①結果と整合的)。
- ・ 全部門の分析において、貸出総資産項が負値かつ有意である。これは銀行業務上、国債保有と貸出が代替的な投資対象であることを示している(モデル①結果と整合的)。
- ・ 経常利益率が正値かつ有意である分析結果が多い(地銀を除く)ことから、預金国債率と経常利益率間に正の相関関係が示唆される(但し、両者の因果関係は、本分析では特定できない)(モデル①結果と整合的)。
- ・ 地銀の分析結果において、東北、東海、四国地方は、関東地方に比べて国債の保有比率が低く、関東、北海道、信越北陸、近畿、中国、九州沖縄地方の国債保有比率は相対的に高い傾向がみられる。
- ・ 第二地銀については、東北地方、信越北陸、東海、四国、九州沖縄地方の国債保有比率が低く、北海道、関東、近畿、中国地方は相対的に国債保有比率が高い傾向がみられる。

7 おわりに

本稿では、平成 20 年度から 24 年度の銀行の国債保有状況について、描写及び分析を行った。その結果、以下の内容が明らかになった。

まず、都銀・地銀・第二地銀の業態別に国債保有状況を分析したところ、都銀における国債残高が最も拡大幅が大きく、地銀・第二地銀は相対的に小幅な拡大状況であった。貸出金残高については、都銀は減少しているが、地銀・第二地銀では横ばい(微増)であり、都銀と地銀・第二地銀の間で、国債保有・貸出に関する行動に違いがみられた。

また、地銀・第二地銀における地方別の国債保有状況についても、其々違いが存在していた。

最後に、銀行における個別行データに基づき、国債保有比率と預金、貸出金、経常利益率、地域別状況について、パネル分析を行った。その結果、国債と貸出金は、銀行業務における代替的な投資対象と考えられること、都銀・地銀・第二地銀間で明確な国債保有比率の差が見られることが確認された。

<注記>

- (注 1)東京証券取引所株式一部市場の 2014 年 10 月末データ。
- (注 2) 2013 年 4－9 月期において、国債落札額上位 10 社中、2 銀行が含まれている。
- (注 3)現先取引を含む。
- (注 4)流通市場における大規模都市銀行(メガバンク)の 1 回あたりの売買サイズは 1 千～2 千億円程度で生保や郵便貯金、年金の規模(500 億～1 千億円)を大きく上回っている(地銀の売買サイズは 10 億～100 億円程度)。この結果、銀行部門の行動が国債流通市場に与える影響(とりわけ短期的な影響)は大きい。
- (注 5)銀行等が保有する国債を利用した現先売買の規模も有価証券形態の売買と並行して拡大している。2002 年の 20 京円から 2012 年の 51 京円まで拡大しており、資金調達手段としての国債の役割も重要性を増している。
- (注 6)ゆうちょ銀行を含む。
- (注 7)都銀部門の構成行はみずほ、三菱東京UFJ、三井住友、りそな、みずほコーポレート、埼玉りそなの各行。都銀、地銀、第二地銀の分類は全国銀行協会の分類に従っている。
- (注 8)みずほコーポレート銀行は、債券発行による資金調達比率が高く、他行と預金の位置づけが異なる。同行を含めて、(データサンプルの少ない)都銀6行のみを分析した場合、同行の影響を無視できず、多くの説明変数で有意水準の低下や正負符号の不安定化が発生した。ついては、都銀を対象とする分析においては、みずほコーポレート銀行を例外値として控除している。

以 上