



RIETI Discussion Paper Series 12-J-023

銀行別の預金金利パススルー計測による市場分断仮説の検証： パネル共和分による実証分析

内野 泰助
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

銀行別の預金金利パススルー計測による市場分断仮説の検証:

パネル共和分による実証分析¹内野泰助² (経済産業研究所)

概要

本稿は、日本における市場金利（国債金利）から預金金利へのパススルー率を計測することで、日本における預金市場が県別に分断されているかどうかを検証する。本稿の特徴は、1999年3月から2010年3月までの日本の地方銀行106行の月次銀行別預金金利データを用いて、各銀行の預金金利パススルー率をパネル共和分の手法を適用して推定する。県別に市場が分断されている場合、寡占的な県に所在する銀行ほどパススルー率が低くなると理論的に予測される。本稿の実証分析からは、推定されたパススルー率は県別の市場集中度（ハーフィンダール指数）と有意な負の相関を示すことが明らかになり、銀行預金市場の県別分断を示唆する結果を得た。

キーワード： 預金金利パススルー、地域別銀行市場分断、パネル共和分

JEL classification: C23, E52, G21

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹ 本稿作成にあたり、塩路悦朗教授（一橋大学）、北村行伸教授（一橋大学）、中田真佐男教授（成城大学）から細部に渡ってご指導をいただいた。記して感謝申し上げたい。また経済産業研究所スタッフをはじめ2011年度日本金融学会秋季大会ならびに2011年度日本経済学会秋季大会参加者から有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げたい。本稿は文部科学省科学研究費補助金（研究活動スタート支援 No.23830126）の助成を受けている。もちろん本稿にありうべきすべての誤りは筆者自身に帰すものである。

² 大東文化大学経済学部専任講師，独立行政法人経済産業研究所リサーチアソシエイト（連絡先：tuchino@ic.daito.ac.jp）

1 はじめに

近年、日本においては地域金融機関の合併が進展している³。それらによって、合併が生じた特定の地域の預金者や債務者は不利益を被ったのだろうか。Williamson (1968)が論じているように、合併には社会的費用と社会的便益の両側面が存在することが知られている。前者は合併後の市場構造の変化に伴う価格支配力行使によって生じ、後者は（重複店舗統廃合など）効率性の改善によって生じる。前者が後者を上回る場合には、その合併は経済学的見地からは望ましくないと判断される（Williamson のトレード・オフ）。

こうした銀行の合併・統合の社会的費用の存在を検証する前に、日本における預金市場や貸出市場が地域分断されているかどうかを検証する必要がある。銀行市場が全国的に統合されており、銀行の金利設定行動が地域市場の集中度と無関係になるならば、特定の地域の寡占化はその地域の預金者や債務者に限って負の影響を与えるものとはならない。従って、合併に伴う社会的費用は深刻とはならないと判断できる。逆に分断されている場合には、特定の地域の預金者や債務者に不利益が生じ得る。

日本においては、貸出市場に関して県別市場分断仮説を検証した研究が蓄積されてきた。しかしながら、コンセンサスは未だ得られていないといえる。例えば Kano and Tsutsui (2003)は日本の貸出市場に注目し、地方銀行・第二地方銀行による貸出市場は県別に分断されていないものの、信用金庫による貸出市場は県別に分断されていることを指摘している。一方で Ishikawa and Tsutsui (2006)は県別の貸出供給関数と貸出需要関数を推定し、（地方銀行を含む）貸出市場の県別分断を支持する実証結果を得たとしている⁴。

本項の分析では、貸出市場ではなく預金市場の県別市場分断を検証する。預金市場は貸出市場よりも通常の寡占モデルの適用可能性が高いと考えられ、地域市場分断を検討する上で望ましい性質を持っている。第一に、預金者は預け入れ額と預け入れ期間が同一である限り、誰であっても同一の金利が適用され

³ Hosono et al. (2008)は、地方銀行・第二地方銀行の数が1980年の132行から、2005年に112行に減少し、信用金庫の数は同時期に462行から301行に減少したと報告している。

⁴ Hannan (1991)は、米国において、集中的な市場において営業する銀行ほど高い貸出金利を付けることを指摘している。同様に Berger and Hannan (1989)は、市場集中度と預金金利の負の相関を報告している。Hannan and Berger (1991)は、市場金利が変化した時に銀行の預金金利がどのように反応するかを検証し、集中的な市場に所在する銀行ほど非感応的であることを発見している。一方 Prager and Hannan (1999)は、銀行合併が預金金利に与える影響を分析し、統合後銀行の預金金利が合併後に低下することを指摘している。Berger et al. (1999)はこの分野における包括的なサーベイを提供しており、金利設定行動と市場集中度の関係を分析した研究を「静的分析(static analysis)」、合併前後の銀行の金利設定行動の変化を分析した研究を「動学的分析(dynamic analysis)」とそれぞれ分類している。

る。これは、金利が借り手の属性に強く依存する貸出市場と大きく異なる点である。第二に、預金保険によって保護された定期預金を想定する限り、銀行ごとに預金を差別化することは難しく均質財であると考えられる点がある。支払手段としての性質が強い流動性預金と異なり、定期預金の預金者は、預け入れ先の決定にあたって(ATM 数など)銀行別の特性に反応しないと考えられる。加えて、預金保護対象預金については、銀行の経営状態にも預金者は原則的に反応しないと考えられるためである。

本稿の分析の特徴を述べると次の通りである。まず、全ての地方銀行・第二地方銀行の店頭預金金利からなる月次パネルデータを構築し、従来の財務諸表を用いた分析において深刻であった測定誤差の問題を解決した⁵。第二に Sørensen and Werner (2005), De Graeve et al. (2007), Gambacorta (2008)などによる近年の「パススルー・アプローチ」を採用し、預金金利の地域差ではなく市場金利から預金金利へのパススルー率(転嫁率)の地域差に注目する。後述する通り、そうすることによって価格支配力の効果を効率性の効果と切り離して計測することができる。

本稿の実証結果を先取りすると、(1)市場金利から預金金利へのパススルーは、全ての銀行においてどの満期の預金においても不完全であること、(2)得られたパススルー率は、短期の定期預金を除いて有意に県別市場集中度と負の相関を示すこと、(3)他の条件を一定として、郵便貯金が大きなシェアを占める県ではパススルー率が高くなること、がわかった。これらの実証結果は、地方銀行全体が完全競争的ではなく、また銀行預金市場が県別に分断されていることを示唆するものである。

本稿の構成を述べると、以下のようなになる。2 節では本稿の実証戦略を説明する。3 節では本稿の分析で用いるデータを解説し、4 節では実証結果を述べる。5 節でディスカッションを行い、6 節において結論を導く。

2 実証戦略

本稿では、日本の銀行市場が県別に分断されているかどうかを検証する。仮説の検証にあたっては、以下の方法によって市場金利から預金金利へのパススルー率と地域市場集中度との相関関係を検証する。まず預金市場と貸出市場においてクールノー競争を行うような単純な銀行行動モデルを設定し、そのもとで均衡預金金利が地域内の銀行数、市場金利、そして預金受入の限界費用によって決定することを示す。次に銀行別・満期別の店頭定期預金金利と(残存満期が

⁵ 日本における、銀行市場の地域分断に関する研究は、基本的に財務諸表から計算される平均預金金利を利用している。

預金と同一の)日本国債の利回りに関する月次パネルデータを構築し、各銀行の預金金利と市場金利の間の共和分関係を推定する。この共和分関係は、後述するように、理論モデルにおけるクールノー・ナッシュ均衡に相当するものとなる。最後に De Graeve et al. (2007)の分析方法に倣い、得られた銀行別パススルー率(共和分ベクトル)を各銀行の本店所在都道府県の市場集中度(ハーフィンダール指数)に回帰することで両者の相関関係を検証する。銀行市場が県別に分断されている場合、県別市場集中度とパススルー率は負の相関を示すことが期待される。

2.1 理論モデル

計測式を導出するために、本稿は Freixas and Rochet (2008)に従ってクールノー競争下の銀行行動モデルを考える。ここでは、預金市場と貸出市場が地域(P)ごとに分断されており、 N_p 行の同質な銀行が各地域に存在すると仮定する。銀行は費用をかけて預金 D を集め、 r_D の預金金利を預金者へと支払う。それらを貸出市場(L)と債券市場(S)に投資し、 r_L と r_S の金利をそれぞれ受け取る。銀行は貸出を行う際にも費用が生じると仮定し、預金受入の費用とともに D と L についてそれぞれ線形であると仮定する。先に述べた通り、銀行は預金市場と貸出市場において寡占的に行動するが債券市場においてはプライス・テイカーとして行動するものとする。これらの仮定のもとでは、地域 P に立地する銀行 i の利潤最大化問題は以下のように表現することができる。

$$\begin{aligned} \max \quad & \pi_{P,i} = r_L \left(L_{P,i} + \sum_{j \neq i} L_{P,j} \right) L_{P,i} + r_S S_{P,i} \\ & - r_D \left(D_{P,i} + \sum_{j \neq i} D_{P,j} \right) D_{P,i} - \gamma_P D_{P,i} - \lambda_p L_{P,i} \\ \text{s.t.} \quad & L_{P,i} + S_{P,i} = D_{P,i} \end{aligned} \quad (3-1)$$

ここで、 r_D と r_L はそれぞれ預金と貸出に関する逆需要関数である。銀行 i についての預金受入に関する一階条件は、従って、次のように書ける。

$$\frac{\partial \pi_{P,i}}{\partial D_{P,i}} = r_S - r_D \left(D_{P,i}^* + \sum_{j \neq i} D_{P,j} \right) + \frac{\partial r_D(D_P)}{\partial D_P} D_{P,i}^* - \gamma_P = 0. \quad (3-2)$$

銀行 i の最適反応関数は、以上の関係を満たすように導出される。ここでは銀行は全て同質であると仮定するので、対称均衡の性質を用いるとクールノー・ナ

シユ均衡における預金金利は次のように書くことができる。

$$r_D^* = \frac{1}{1+(N_p \varepsilon_D)^{-1}} r_S - \frac{1}{1+(N_p \varepsilon_D)^{-1}} \gamma_P \quad (3-3)$$

ここで ε_D は預金需要の金利弾力性である。以下では識別のため、このパラメータが一定で全ての地域において同一であると仮定する。(3-3)式は地域(P)における預金金利が、地域内の銀行数、市場金利、そして預金受入の限界費用によって決定することを示している。本稿では、 r_S の係数を「パススルー率」と呼ぶこととする。また限界費用を反映した右辺第2項を「固定マークダウン項」と呼ぶこととする。銀行数が十分に多くなると($N_p \rightarrow \infty$)、預金金利が市場金利と限界費用の差に等しくなることがわかる。

(3-3)式においては、パススルー率が地域の市場集中度の減少関数となっていることがわかる。直観的には、銀行数が増えるに従って銀行一行当たりが持つ価格支配力が小さくなり、超過利潤の獲得が難しくなることを示している。一方、市場集中度と預金金利の水準の間関係は不明確である。例えば銀行業の効率性が低い地域(γ_P が高い地域)においては、市場構造が十分に競争的であったとしても均衡預金金利が相対的に低くなることがありうる。従ってパススルー率は、地域分断仮説を検証するにあたり、より適切な指標であると考えられる。

2.2 実証モデル

上記の理論モデルの結果は、預金金利と市場金利(国債金利)の間の長期的関係、すなわち市場金利が1%ポイント変化した場合に預金金利が長期的に何%ポイント変化するかを求めている。この関係を推定するに当たり、本稿は Sørensen and Werner (2005), De Graeve et al. (2007), Gambacorta (2008)など、近年の実証研究に倣いパネル共和分の推定手法の適用可能性を検討する⁶。

パネル共和分の方法を用いるためには、まず預金金利と市場金利がそれぞれ単位根過程に従っている必要がある。金利は経済理論的には定常過程に従うと考えられるため、共和分の手法を適用することには慎重となるべきかもしれない。しかしながら、De Graeve et al. (2007)が指摘するように、本来は定常過程に従う系列であっても、有限標本においては非定常過程と同様の挙動を示す可能性があり、その際には非定常な系列と見なして推定を行うことが望ましいとき

⁶ 近年の実証研究におけるパススルー・アプローチは、ユーロ導入によって金融市場が統合されたヨーロッパにおいて特に関心が持たれている。市場金利から貸出金利や預金金利へのパススルーが域内各国で異なれば、欧州中央銀行による金融政策が域内各国で非対称な影響を持ちうるためである。

れるため、本稿においてもパネル共和分の手法を用いることとする。

具体的な推定手法は次の通りである。まず預金金利と市場金利がそれぞれ単位根を持つかどうかを明らかにした上で、パネル共和分検定の方法を適用し両者が共和分の関係にあるかを検証する。共和分関係が検出された場合には、2つの変数の間に一定の長期的関係があることが示唆される⁷。共和分ベクトルは、以下の関係を各銀行について推定することで得られる。

$$r_{i,t}^D = b_{0,i} + b_{1,i}r_t^S + e_{i,t} \quad (3-4)$$

ここで e は $I(0)$ の誤差であり、 $b_{1,i}$ は理論モデルにおけるパススルー率に対応するものとなる。本稿の特徴はパネルデータを用いることで、 $b_{1,i}$ が銀行間で異なることを許容して推定できる点にある。これによりパススルー率の地域差を検討することが可能となる。理論モデルに基づけば、市場が分断されている場合、推定されたパススルー率と市場集中度の間には密接な関係があると考えられる。

2.3 市場集中度の指標

地域別預金市場の集中度を計測するにあたり、本稿では、ハーフィンダール指数(HHI と略す)を代理変数として用いる。HHI は、各県における全ての銀行の預金シェアの二乗和で定義されることから、全ての銀行のシェアが同一である場合には、本稿の理論モデルにおける N_p と一対一で対応することとなる。 P 県における HHI は、次のように表現することができる。

$$HHI_P = \sum_{k=1}^{N_p} \left(\frac{D_{P,k}}{\sum_{j=1}^{N_p} D_{P,j}} \right)^2 \quad (3-5)$$

中田・安達(2006)に倣い、本稿では預金市場の HHI を次のように計算した。まず、各県に存在する全ての預金取扱金融機関(都市銀行、信託銀行、地方銀行、第二地方銀行、信用金庫、信用組合、農林協同組合、労働金庫、郵便貯金)のシェアを計算する⁸。これらの情報の多くは、日本金融通信社が毎年発行している『金融マップ』より入手可能である。『金融マップ』からは、全ての地方銀行と

⁷ 単位根検定については、Levin, Lin and Chu (2003), Im, Pesaran and Shin (2003), そして Maddala and Wu (1999) によるパネル単位根検定を利用する。いずれも単位根が存在するという帰無仮説を検定する。共和分検定については、Pedroni (1999) によるパネル共和分検定を用いる。これらの検定方法については後に詳説する。

⁸ この計算においてはデータの制約のため、普通預金や当座預金など全ての預金種別を含めて計算を行った。

第二地方銀行の具体的な県別シェアがわかるが、都市銀行、信託銀行、信用金庫、そして信用組合に関しては、業態ごとの合計シェアはわかるものの個別金融機関のシェアは報告されていない。都市銀行と信託銀行は全国的に営業しているため、各銀行の県別シェアを財務諸表から推定することは困難である。従って本稿では中田・安達(2006)に倣い、「都市銀行連合」と「信託銀行連合」という単一金融機関がそれぞれ存在すると仮定し計算を行う⁹。信用金庫と信用組合に関しては、基本的に本店所在都道府県においてのみ営業を行うため県別の個別機関のシェアを計算することは比較的容易である。具体的には、金融図書コンサルタント社が発行している『全国信用金庫財務諸表』と『全国信用組合財務諸表』を用いてそれらを計算した。

推定期間中の市場集中度の変化を制御するため、本稿では 2000 年度と 2007 年度の HHI をそれぞれ計算しその平均を求めている。また都市銀行全体を単一金融機関と仮定したため、都市銀行が高いシェアを占める大都市圏(東京、大阪、愛知など)においては、HHI がシステムティックに過大計測されると考えられる。この問題を解決するために、後述のクロスセクション分析においては、推定式において大手銀行(都市銀行と信託銀行)のシェアを説明変数として追加する。各都道府県について推定された HHI と大手銀行のシェア(LARGE)は、表 1 の通りである。

3 データ

3.1 データの解説

各銀行の預金金利に関するデータは、Yahoo! Finance Japan において公表されている週次の預金金利サーベイを用いる。そこでは、日本の全ての主要な金融機関(都市銀行、地方銀行、第二地方銀行)による 1999 年 3 月から 2010 年 3 月までの実際の店頭預金金利が報告されている。本稿の分析では、そのうち 106 行の地方銀行・第二地方銀行の 300 万円以上 1000 万円未満の定期預金に適用される預金金利を利用する。なお満期については、6 カ月物、1 年物、2 年物、3 年物、そして 5 年物を対象とする。データベースは週次であるが、欠損値が一部存在するため毎月最終週の値を利用して月次系列に変換する。

分析にあたっては、預金保険制度の変更を考慮する必要がある。預金保険制

⁹ 『金融マップ』は、県外に本店が所在する地方銀行および第二地方銀行のシェアについても報告している。この点を考慮するために中田・安達(2006)に従い、「県外地方銀行連合」と「県外第二地方銀行連合」が存在すると仮定し、それらをそれぞれ単一の金融機関として扱い県別シェアを計算した。

度は 2003 年に変更され、1000 万円を超える部分の定期預金に関しては預金保険機構による保護対象外となった。しかしながら、預入額が 300 万円以上 1000 万円未満の預金に関しては、1999 年から 2010 年にかけて一貫して保護対象であったため制度変更の影響は制御できていると考えられる。次に、合併による欠損値の問題については、解散銀行をサンプル期間の最初から除外し存続銀行の合併前系列と合併後銀行の系列とを接続した¹⁰。

市場金利については、全ての銀行が同一の金利に直面するものと仮定し、定期預金とそれぞれ残存満期が等しい日本国債の利回り(利付国債のパー・イールド)を代理変数として用いた。ここでパー・イールドとは、利付債券を満期まで保有した場合の償還差益(あるいは償還差損)を考慮した最終利回りである。利回りに関するデータは、全てブルームバーグのデータベースより入手している。このデータも週次データであるが、預金金利のデータと整合的にするために毎月最終週のデータを用いることで月次変換した。

市場金利ならびに代表的な銀行の預金金利の時間を通じた推移は、図 1 において、金融政策のターゲットである無担保コール翌日物レートの推移とともに報告している。その他の市場金利については、図 2 において同様に示している。ここからは、2001 年 3 月より導入された量的緩和政策に伴って、市場金利が大きく低下したことがわかる。またその効果は、量的緩和政策が近く解除されると予想された 2005 年 8 月頃まで継続している¹¹。代表的な銀行として、ここでは静岡県の静岡銀行と島根県の山陰合同銀行を挙げている。両者の預金金利は、いずれも市場金利より低いものの、市場金利と同様の変化を示すことがわかる。しかしその程度は両行で異なっている。加えて、Hannan and Berger (1991)や Neumark and Sharpe (1992)が指摘している点であるが、預金金利は市場金利よりも粘着的であり、また市場金利の変化に対する反応は特に金利の上昇局面において緩やかであることがわかる。これらの結果は、パススルー率が不完全であり地域ごとにその程度が異なることを示している。

3.2 パネル単位根検定およびパネル共和分検定

(3-4)式の共和分関係の推定に先立ち、ここでは預金金利と市場金利がそれぞれ単位根をもつかどうかを、LLC 検定、IPS 検定、そして Fisher 型検定を適用して

¹⁰ 経営破綻行については、破綻後清算されたもののみ除外し、営業を継続したものについてはサンプルに含めた。また東京に本店が所在した「わかしお銀行」は、存続銀行として 2003 年に三井住友銀行と合併したという特殊な経緯があり、サンプルから除外した。

¹¹ 日本銀行は、インフレ率が負である間は、コールレートをゼロ近辺に維持するとコミットすることで、中長期の市場金利の低下に成功した。量的緩和政策の詳細とその効果については、Baba et al. (2005), Ugai (2006), Oda and Ueda (2007)が詳しい。

検証する。以下でこれらの手法を概説する。

まず、LLC 検定(Levin, Lin and Chu, 2002)と IPS 検定(Im, Pesaran and Shin, 2003)は、いずれも拡張 Dickey-Fuller 検定(ADF 検定)のパネルデータ解析への応用であり単位根の存在を帰無仮説として検定を行う。いま i が経済主体を t が時間を指すものとして、系列 $\{y_{i,t}\}$ が単位根を持つかどうかを検証するものとしよう。このとき上記の方法は、下記の計測式における AR(1)パラメータ(ρ_i)が 1 と有意に異なるかを検定する。

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3-6)$$

しかしながら、検定における対立仮説は両者で異なっている。具体的に LLC 検定では、 ρ_i が帰無仮説・対立仮説に関わらず全ての主体について同一で、対立仮説においては全ての主体について 1 より小さいと仮定する。すなわち、

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_i = 1 \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, N, \\ H_1 : \rho_i < 1 \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, N. \end{aligned} \quad (3-7)$$

一方 IPS 検定においては、 ρ_i が対立仮説において主体を通じて異なることを許容し、少なくとも一つの主体について 1 よりも小さいとする。つまり、

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_i = 1 \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, N, \\ H_1 : \rho_i < 1 \quad \text{for } i = 1, 2, \dots, N_1, \quad \rho_i = 1 \quad \text{for } i = N_1 + 1, \dots, N. \end{aligned} \quad (3-8)$$

Maddala and Wu (1999)による Fisher 型検定においても、AR(1)パラメータが主体を通じて異なると仮定するが、検定統計量の計算方法が異なっている。彼らは主体 i ごとに別々に ADF 検定を行い、得られた p 値(p-value)を集計することでカイ二乗分布を用いて(3-8)式を検定できることを示している。帰無仮説のもとでは、 p 値は次のような分布に従うとされる(以下では主体 i の p 値を \tilde{P}_i と表記する)。

$$-2 \sum_{i=1}^N \ln \tilde{P}_i \rightarrow \chi^2(2N) \quad (3-9)$$

全ての銀行は同一の市場金利に直面すると仮定したため、(全ての銀行について共通となる)国債利回りについては、通常の ADF 検定ならびに Phillips-Perron 検定を行った。これらの結果は、表 3-2 と表 3-3 にまとめられている。単位根が存在するという帰無仮説は、水準においては、全ての満期について預金金利と市場金利ともに棄却されるが、一階差をとった系列については棄却できない。

従って、全ての系列は単位根を持つと結論づけられる¹²。

預金金利と市場金利は単位根を持つことが明らかとなったため、次に両者が共和分関係にあるかどうかを検討する。本稿では、Pedroni (1999)によってパネルデータ解析に応用された Engle-Granger 型の検定方法を用いる。ここでは、I(1)の変数同士を用いた回帰モデルからの推定残差が定常かどうかを検証する。Pedroni は、共和分関係にないという帰無仮説を検定するための7つの検定統計量を提供している¹³。結果は表 3-4 に報告されており、全ての満期について市場金利と預金金利の間に共和分関係があることを示唆するものとなっている。

4 パススルー率の推定

4.1 共和分ベクトルの推定

2 節において導出された共和分関係を推定するために、本稿では Pedroni (2000, 2001)によって開発された Group-Mean Fully Modified OLS (GM-FMOLS と略す)を利用する。これは、Phillips and Hansen (1990)の Fully Modified OLS (FMOLS と略す)をパネルデータ解析に応用したものである。

GM-FMOLS の推定においては、(3-4)式の $b_{0,i}$ に相当する個体効果を、まずウィズイン変換することで除去する。この操作は本稿の分析において有益である。個体効果が(3-3)式に現れる(分析者にとって観察することが難しい)固定マークダウン項を吸収するためである。

GM-FMOLS の次のステップでは、ウィズイン変換後系列を用いて、主体 i ごとに Phillips and Hansen (1990) の FMOLS によって共和分ベクトルを推定する。このステップにおいて Pedroni は、各主体の共和分ベクトルの平均値をとることでパネル共和分ベクトルを推定することを提案している。本稿の分析ではパススルー率の地域差に関心があるため、パネル共和分ベクトルよりも主体ごとの

¹² 本稿の実証分析で用いたサンプル期間は、日本銀行が量的緩和政策(2001年3月から2006年3月)を行っていた期間を含み、その期間は全サンプルの45%を占めている。時間軸効果により市場金利はかなり引き下げられたため、預金金利がその下限に到達した恐れがある。確かに図 3-1 と図 3-2 をみると、それらが同時期に 0.1%付近にあったことが判る。この点については、後に再度検討する。

¹³ Pedroni は、パネル ν 統計量、パネル ρ 統計量、パネル ADF 統計量、グループ ρ 統計量、グループ PP 統計量、そしてグループ ADF 統計量の7つを提案している。全ての統計量は、共和分関係にないという帰無仮説を検定するが、対立仮説は、「パネル」検定量か「グループ」検定量かで異なる。前者においては共和分ベクトルが主体ごとに異なることを許容しているが、後者においては主体を通じて同一のベクトルをもつと仮定している。パネル ν 統計量、パネル/グループ ρ 統計量、そしてパネル/グループ PP 統計量は、誤差項の系列相関をノンパラメトリックに処理するのに対し、パネル/グループ ADF 統計量はパラメトリックに処理している。

推定値に注目する¹⁴.

銀行別の共和分ベクトルは表 5-1 において、パネル共和分ベクトルは表 5-2 において報告している。ここで、例えば 3 年満期の定期預金のパススルー率は、0.29 から 0.52 の間にあることがわかる。パススルー率が 0.1 である場合には、市場金利が 100bp 上昇したときに、預金金利が長期的に 10bp 上昇することを示している。係数の右において報告している t 値では、完全パススルー(つまり $b_{1,i} = 1$)の帰無仮説を検定している。全ての銀行ならびに満期において、完全パススルーの仮説は強く棄却されており地方銀行全体が完全競争的ではないことを示唆している¹⁵.

先行研究である Sørensen and Werner (2005), De Graeve et al. (2007), Gambacorta (2008)においては、共和分ベクトルの推定に加えて誤差修正モデルの推定によって、短期的均衡の分析も行っている。しかしながら、本稿が用いる日本の銀行のデータでは、預金金利の改定頻度が極めて低く、誤差修正モデルの推定が困難なため共和分ベクトルの推定により長期パススルーのみ計測することとする。

4.2 計測結果の頑健性

ここでは、前節で得られたパススルー率の頑健性を確認する。具体的には、次の 2 点の影響を考慮するために追加的分析を行う。第一に、本稿の分析で用いたサンプル期間の多くは量的緩和政策が行われていた時期であり、預金金利が非負制約に直面した恐れがある。そのような場合、銀行は理論上の最適な預金金利を達成することができず、次善の策として下限値のもとで預金供給を行う。こうした非線形性が存在するもとで線形モデルを適用すると、計量経済学的には、パススルー率に下方バイアスが生じることとなる。第二は、ミクロデータを用いることによる影響である。図 3-1 から明らかなように、銀行レベルでは、預金金利の改定が市場金利の変化に比べて頻繁には行われていない。このとき、同一の預金金利のもとで多くの市場金利が観察されることになる。Pedroni (2000, 2001)の方法では、主体別(銀行別)に共和分ベクトルを推定するので、こうした場合においても、やはりパススルー率は過小に推定される恐れがある。

¹⁴ GM-FMOLS の推定は、Pedroni によって開発された RATS のコードを利用している。なお、長期分散共分散行列については、Bartlett-Kernel を用いた Newey-West 法により推定した。

¹⁵ Soerensen and Werner (2005)が報告している欧州各国のパススルー率と比較すると、日本の銀行のパススルー率は比較的小さい。彼らの結果によると、オーストリアが 0.51、ベルギーが 0.93、ドイツが 0.92、スペインが 0.92、フィンランドが 0.35、フランスが 1.04、イタリアが 0.71、そしてポルトガルが 0.48 となっている。また銀行別レベルのデータを用いた De Graeve et al. (2007)の結果においては、パススルー率が 0.98 と報告されており、こちらも本稿の結果よりも高い。国際比較と国際差の要因については、今後の課題としたい。

以上の点を考慮するために、ここではサブサンプル分析と集計データによる分析を行う。サブサンプル分析においては、量的緩和政策解除が期待され市場金利が上昇し始めた2005年8月以降のデータを用いて、各銀行のパススルー率を推定する。この期間のサンプルを用いた場合には、Pedroniの共和分検定が通らなかった。これは、時系列方向のサンプルサイズが大きく減少するためと考えられる。従って本稿では、GM-FMOLSではなくStatic OLS (SOLSと略す)によって市場金利と預金金利の間の共和分ベクトルを推定することとした。SOLSによっても、係数については一致性のある推定値が得られることが知られている(Hamilton, 1994)。なお、比較を容易にするために全サンプルを用いた場合のパススルー率も同様にSOLSにより計測する。

次に集計データによる分析では、日本銀行が公表している「預金種類別店頭表示金利の平均年利率」を用いて分析を行う。このデータでは、日本銀行と取引のある国内銀行(都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行)、信用金庫および商工中央金庫の計400機関の店頭預金金利の(預金発行高に基づく)加重平均が報告されている。このデータは、本稿の分析が用いている地方銀行・第二地方銀行以外の金融機関が含まれており、またシェアが大きい大手銀行の影響を強く受けるという問題があるが、図3で示している通り、ほぼ毎月変動しているためミクロレベルでの推定結果と比較する上では有益と考えられる。ここでも1999年3月から2010年3月までのデータをもとに、全サンプルと2005年8月以降のサブサンプルを用いて、SOLSによりパススルー率を計測する。なお、6ヶ月物、1年物、2年物、3年物、そして5年物に相当する定期預金金利のうち、ミクロデータの分析と整合的となるよう、300万円以上1000万円未満の預け入れ額に適用されたものを利用した。

推定結果は、表3-6と表3-7において示されている。まず個別銀行の推定結果に注目すると、2年物、3年物、5年物に関して、沖縄県に所在する銀行のパススルー率が2005年8月以降のサブサンプルにおいて極めて小さくなっていることを除けば(5年物に関しては負の値を取っている)、全サンプルとサブサンプルの間で推定結果に大きな差は見られない。推定値の平均についても、3年物と5年物のパススルー率がサブサンプル分析においてやや低下しているが、いずれも0.3から0.5の間に存在しており、預金金利の非負制約の影響はさほど深刻ではないと考えられる。集計データを用いた分析においては、5年物定期預金のサブサンプル推定における推定値が極めて小さく(0.01)、また2年物定期預金のパススルー率が0.57と比較的高くなっていることを除けば、得られたパススルー率は0.3から0.5程度であり銀行レベルの推定値と大きく変わらないことがわかる。従って、預金金利の粘着性の問題も本稿の推定結果に大きな影響は与えていないと結論付けられる。

4.3 パススルー率の地域差と市場集中度

4.1 節において推定された共和分ベクトルは、本稿の理論モデルと関連付けるとクールノー・ナッシュ均衡における預金金利と市場金利の関係に対応すると解釈できる。つまり、得られた共和分ベクトルと市場金利から計算できる当てはめ値は、クールノー・ナッシュ均衡への収束が直ちに生じる仮想的な市場において成立する預金金利であると解釈できる。

本節においては、再度、静岡銀行と山陰合同銀行に注目する。HHI が過大に推定されている恐れのある、東京と大阪を除外すれば、前者は最も競争的な県(静岡県)において営業しており、後者は最も寡占的な県(島根県)において営業している(表1を参照)。両行の預金金利の当てはめ値をみると、静岡銀行のほうが若干高いことがわかる。またパススルー率に注目すると、2年物定期預金のパススルー率は、山陰合同銀行が0.41である一方、静岡銀行は0.51である。この結果は、寡占的な市場においてパススルー率が高くなるという理論的予測と整合的であり、地域市場分断を示唆するものといえる。次節では、市場集中度とパススルー率の相関関係をより定量的に分析する。

5 クロスセクション分析

銀行預金市場の地域分断を検証するため、本稿では、得られたパススルー率($b_{1,i}$)が市場集中度と相関しているかを見る。もし、各銀行が立地している県において価格支配力を持つのであれば、県別 HHI とパススルー率の間に負の相関が観察されるはずである。逆に預金市場が全国的に統合されているのであれば、HHI は説明力を持たないと考えられる。

この目的から、本稿では OLS によって(GM-FMOLS によって得られた)パススルー率を HHI に回帰し、両者が相関しているかを検証する。実証的な定式化は、次の通りである(サブスクリプト P と i はそれぞれ県と銀行を意味する)。

$$PT_{P,i} = \alpha_0 + \alpha_1 HHI_P + \alpha_2 LARGE_P + \alpha_3 POSTAL_P + \varepsilon_i \quad (3-10)$$

ここで、変数 LARGE は各県における大手銀行(都市銀行、信託銀行)の合計シェアであり、この変数を加えることにより都市部における HHI の過大計測を制御する¹⁶。変数 POSTAL は、県別の郵便貯金のシェアである。郵便貯金は全国的に

¹⁶ 東京における大手銀行の合計シェアは70%を超えており、他府県と比較してかなり高い。このため、東京に本店が所在する4つの銀行(東京都民銀行、東京スター銀行、東日本銀行、

営業する最大の預金取扱金融機関であり、また政府によって運営されているため、この存在はパススルー率の地域差を緩和するように働く可能性がある。

推定結果は、表 5 において報告している。これを見ると、6 カ月物を除き、より集中的な市場において営業する銀行ほどパススルー率が有意に低くなっていることがわかる¹⁷。係数のインパクトに注目すると、他の条件を一定として、HHI が 0.1 ポイント高い県では、1 年物定期預金のパススルー率が 0.025%、2 年物定期預金のパススルー率が 0.041%、3 年物定期預金のパススルー率が 0.028%、5 年物のパススルー率が 0.032%、それぞれ有意に低いことがわかる。POSTAL の係数に注目すると、1 年物定期預金と 2 年物定期預金のパススルー率は、他の条件を一定として郵便貯金のシェアが高い県ほど有意に高いことがわかる¹⁸。しかしながら、より満期が長い定期預金については有意な影響は観察されなかった。この結果は、郵便貯金が銀行の中期定期預金と競合する金融商品を供給していると解釈できる。

6 ディスカッション

本稿の実証結果によって、(1)日本の銀行預金市場は基本的に県別に分断されていること、(2)しかし短期定期預金については、パススルー率と市場集中度の間の相関が観察されないこと、(3)郵便貯金の存在は、中期定期預金に関して、銀行による価格支配力行使をある程度緩和していること、がわかった。

しかしながら、両者の関係を因果関係として捉える場合には一定の注意が必要である。本稿においては、地域の市場構造が銀行にとって外生的に決定すると暗黙のうちに仮定してきた。しかし、Bresnahan (1989)が指摘するように、市場構造と価格は内生的に決定している可能性がある。従って地域の市場集中の決定要因について、更なる考察が必要である。換言すると、本稿の分析は、なぜ地域間で市場集中度の差が生じるのかについて明らかにできていないという問題がある。

加えて Berger et al. (1999)による分類に従うと、本稿の分析は「静学的分析」に属する。つまり、集中的な市場において銀行が価格支配力を行使するか否かを検証したものとなっている。確かに、この関係がすることは合併に伴って預

八千代銀行)については、クロスセクション分析においてサンプルから除外した。

¹⁷ 6 ヶ月もの定期預金に関する結果は、短期定期預金市場が全国的に統合されている可能性を示唆している。この背景には、マネー・マーケット・ファンド(MMF)や中期国債ファンドなどの代替性の高い短期金融商品の存在が影響していると考えられる。

¹⁸ 各銀行について共和分ベクトルの推定で得られたパススルー率と固定効果(定数項)から預金受入に関する限界費用が計算できる。本稿では限界費用を求めて HHI との相関関係を検証したが、有意な関係は見いだせなかった。

金者や債務者が不利益を被ることの必要条件ではあるが、この関係を持って直ちに合併が経済厚生上望ましくないと論じることはできない。この点を見るために、(3-3)式に従って Williamson のトレード・オフを再検討する。

$$\Delta r_D^* \approx \frac{\partial r_D^*}{\partial N} \Delta N + \frac{\partial r_D^*}{\partial \gamma} \Delta \gamma. \quad (3-11)$$

ここで(3-11)式の左辺は合併が預金金利に与える全影響であり、右辺がその要因である。右辺第一項は価格支配力強化の影響(負の効果)であり、第二項は店舗統廃合等による効率性改善の影響(正の効果)である。仮に合併に伴ってパススルー率が低下したとしても、限界費用の低下がそれを打ち消して余りある場合には、合併は経済厚生上望ましいと判断できる。従って今後の研究においては、合併に伴って銀行の価格設定行動がどのように変化するかについて、Berger et al. (1999)の呼ぶ「動学的分析」を行う必要があるといえる。

7 結論

本稿では、日本の地方銀行に関する月次の店頭預金金利パネルデータを構築することで、預金市場の地域分断仮説を検証した。その際に、銀行行動に関する単純なクールノー・モデルに基づいて、市場金利から預金金利へのパススルー率が市場分断仮説を検証する上で望ましい指標をなることを示した。

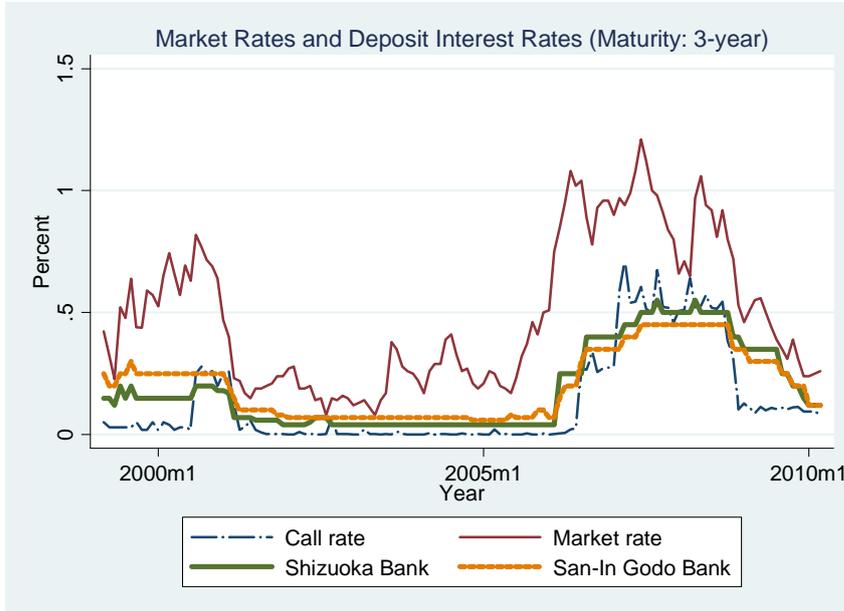
パネル共和分の分析手法を用いて計測した定期預金金利のパススルー率は、全ての満期ならびに銀行について 1 と有意に異なり、完全パススルーの仮説は棄却された。その上で、銀行が立地する地域において価格支配力をもつかどうかを検証するために、パススルー率と地域市場集中度との間の相関を計測した。

本稿の実証結果をまとめると、(1)日本の銀行預金市場は、基本的に県別に分断されていること、(2)しかし、短期定期預金については、パススルー率と市場集中度の間の相関が観察されないこと、(3)郵便貯金の存在は、中期定期預金に関して銀行による価格支配力行使をある程度緩和していること、がわかった。

これらの実証結果は、地域金融機関における近年の合併・統合が、それらが生じた特定の地域の預金者や債務者に対して、非対称的に負の影響を与えた可能性を示唆している。しかし、本稿の分析方法は、市場集中度と金利設定行動の相関を検証するものに留まっている。今後の研究においては、合併後の金利設定行動がどのように変化するかについて検証を行うことが不可欠である。

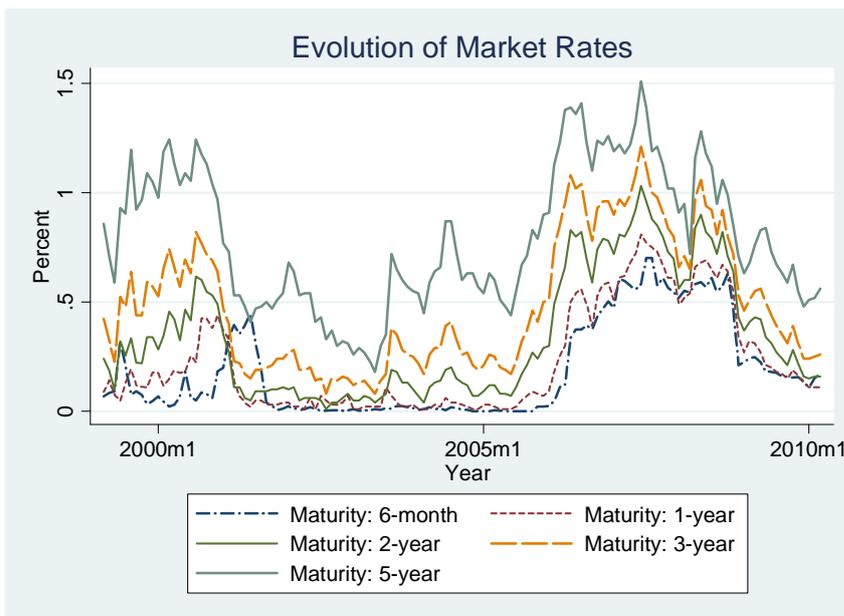
8 図表

図1 定期預金金利(3年物)の推移



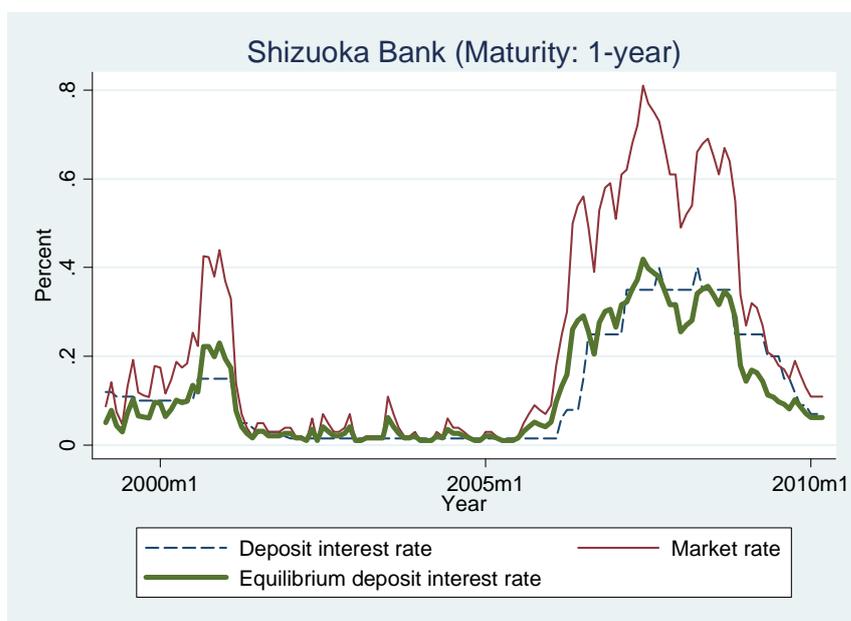
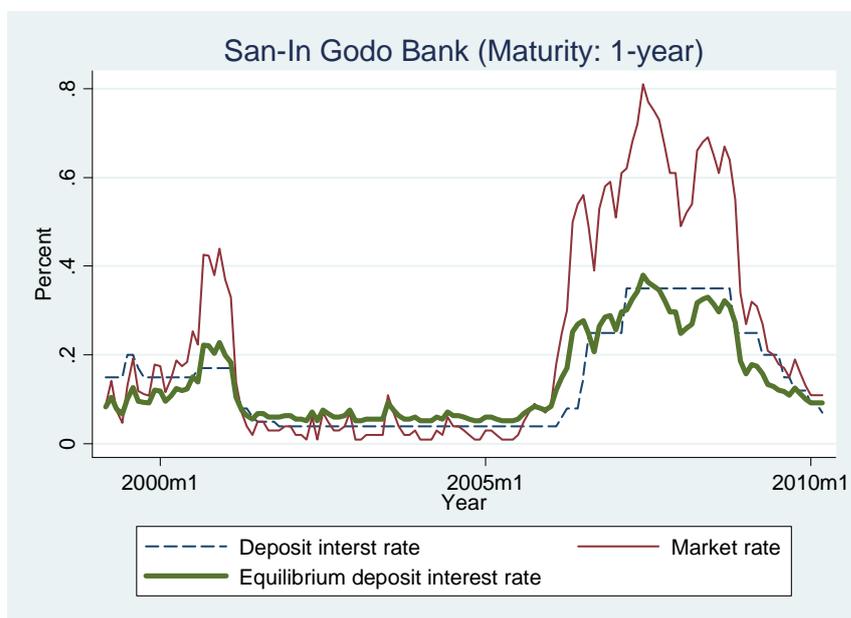
注) コールレート(call rate)と市場金利(market rate)はそれぞれ、無担保コール翌日物と残存期間3年の日本国債の利回り(パー・イールド)を示している。定期預金金利は、300万円以上1000万円未満の預金に適用される金利である。

図2 市場金利の推移



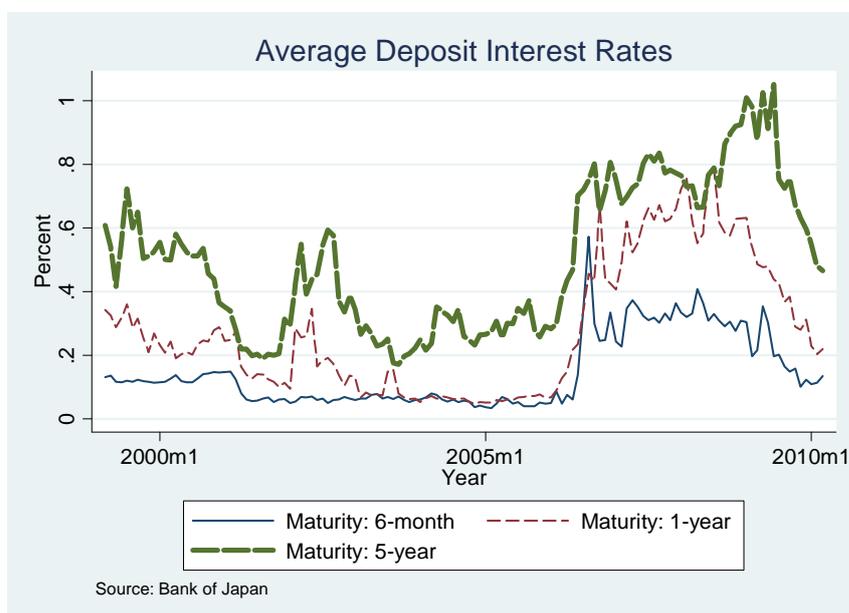
注) 残存満期が6ヶ月、1年、2年、3年そして5年の日本国債利回り(パー・イールド)を報告している。

図3 推定された均衡預金金利の推移



注) 均衡預金金利(Equilibrium deposit rate)は推定された共和分ベクトルと市場金利から計算している。山陰合同銀行は最も寡占的な島根県で営業しており、静岡銀行は最も競争的な静岡県で営業している。

図 4 定期預金金利(集計データ)の推移



注) 日本銀行が公表している「預金種類別店頭表示金利の平均年利率」に基づいている。それぞれの6ヶ月物、1年物、5年物定期預金金利の月次データであり、日本銀行と取引のある国内銀行(都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行)、信用金庫および商工中央金庫の計400機関の店頭預金金利の(預金発行高に基づく)加重平均によって定義される。

表 1 ハーフィンダール指数(HHI)

Prefecture	HHI	LARGE(%)	POSTAL(%)	Prefecture	HHI	LARGE(%)	POSTAL(%)	Prefecture	HHI	LARGE(%)	POSTAL(%)
Hokkaido	0.1401	6.25	29.05	Ishikawa	0.1712	5.55	24.75	Okayama	0.1839	6.35	30.15
Aomori	0.1961	1.10	25.70	Fukui	0.1647	2.35	27.10	Hiroshima	0.1569	7.70	28.60
Iwate	0.1820	1.00	27.05	Yamanashi	0.1954	5.20	26.70	Yamaguchi	0.2224	3.00	31.75
Miyagi	0.2104	10.70	25.60	Nagano	0.1878	3.90	25.85	Tokushima	0.2030	2.70	27.00
Akita	0.2224	0.85	26.30	Gifu	0.1344	3.60	24.00	Kagawa	0.1763	6.05	26.40
Yamagata	0.1567	1.20	25.75	Shizuoka	0.1199	6.95	22.85	Ehime	0.2001	3.75	26.15
Fukushima	0.1632	2.65	29.00	Aichi	0.1699	40.40	24.40	Kochi	0.1937	2.05	27.30
Ibaraki	0.1943	4.20	29.85	Mie	0.1725	5.65	28.55	Fukuoka	0.1663	9.70	28.45
Tochigi	0.1852	5.65	27.45	Shiga	0.2151	2.65	26.45	Saga	0.2076	2.10	30.50
Gunma	0.1692	4.55	25.10	Kyoto	0.1369	20.90	23.35	Nagasaki	0.2042	2.95	31.70
Saitama	0.1650	38.95	27.70	Osaka	0.2702	52.75	20.35	Kumamoto	0.2276	4.10	32.20
Chiba	0.1775	21.75	27.70	Hyogo	0.1988	30.75	27.40	Oita	0.1999	2.20	29.85
Tokyo	0.3928	71.80	10.95	Nara	0.2187	16.50	29.55	Miyazaki	0.2083	1.20	29.70
Kanagawa	0.1909	31.80	25.20	Wakayama	0.2019	7.15	30.80	Kagoshima	0.2149	3.15	32.70
Niigata	0.1504	3.20	25.80	Tottori	0.2008	1.90	26.70	Okinawa	0.1932	0.60	19.35
Toyama	0.1725	2.80	23.80	Shimane	0.2365	0.95	28.60				

注) HHIについては、サンプル期間中の変化を考慮するために2000年度と2007年度について計算し、その平均を用いている。HHIは0から1の間をとり、大きいほど市場集中的であると判断される。LARGEとPOSTALはそれぞれ、郵便貯金と大手銀行(都市銀行と信託銀行)のシェアをそれぞれ示している。

表 2 市場金利に関する単位根検定

	Maturity: 6-month		Maturity: 1-year		Maturity: 2-year		Maturity: 3-year		Maturity: 5-year	
	statistics	p-values	statistics	p-values	statistics	p-values	statistics	p-values	statistics	p-values
Level										
ADF test	-1.6108	0.7837	-1.1724	0.9114	-1.2872	0.8867	-1.5189	0.8184	-1.9816	0.6056
Phillips-Perron Test	-1.8233	0.6880	-1.4804	0.8316	-1.4611	0.8379	-1.5189	0.8184	-1.9816	0.6056
First-difference										
ADF test	-10.1020	0.0000	-9.7755	0.0000	-10.6536	0.0000	-11.2069	0.0000	-11.9079	0.0000
Phillips-Perron Test	-10.0705	0.0000	-9.8045	0.0000	-10.6536	0.0000	-11.2160	0.0000	-11.9011	0.0000

注) ADF 検定のラグ期数は, SBIC (Schwartz's Bayesian Information Criteria)に基づいて選択している. Phillips-Perron 検定における誤差項の分散共分散行列は, Bertlett-Kernel を用いた Newey-West 推定量を用いた. それぞれの検定に用いる計測式には, 定数項と一次のトレンドを含めている. トレンドを除いたモデルでも, 同様に単位根の存在が認められる.

表 3 預金金利に関するパネル単位根検定

	Maturity: 6-month		Maturity: 1-year		Maturity: 2-year		Maturity: 3-year		Maturity: 5-year	
	statistics	p-values	statistics	p-values	statistics	p-values	statistics	p-values	statistics	p-values
Level										
Levin, Lin and Chu Test	3.07	0.9989	7.85	1.0000	8.50	1.0000	6.77	1.0000	3.28	0.9995
Im, Pesaran and Shin Test	9.56	1.0000	13.98	1.0000	13.59	1.0000	12.54	1.0000	10.44	1.0000
Fisher-type ADF Test	40.32	1.0000	29.37	1.0000	29.69	1.0000	35.97	1.0000	45.67	1.0000
First-difference										
Levin, Lin and Chu Test	-145.41	0.0000	-135.76	0.0000	-119.35	0.0000	-111.31	0.0000	-114.89	0.0000
Im, Pesaran and Shin Test	-112.75	0.0000	-112.29	0.0000	-101.19	0.0000	-102.78	0.0000	-105.01	0.0000
Fisher-type ADF Test	6855.45	0.0000	6790.46	0.0000	6081.11	0.0000	6167.02	0.0000	6246.65	0.0000

注) 全ての検定方法は, 原則的に ADF 検定の応用であり, ラグ期数は SBIC (Schwartz's Bayesian Information Criteria)に基づいて選択している. それぞれの検定に用いる計測式には, 個別効果と一次の個別トレンドを含んでいる. 一次のトレンドを除去したモデルにおいても, 単位根の存在が認められる. LLC 検定における長期分散は, Bertlett-Kernel を用いた Newey-West 推定量を用いている.

表 4 パネル共和分検定

	6-month		1-year		2-year		3-year		5-year	
	statistics	p-values								
Panel v-Statistic	23.55	0.0000	23.65	0.0000	16.27	0.0000	10.37	0.0000	7.19	0.0000
Panel rho-Statistic	-35.93	0.0000	-34.41	0.0000	-21.27	0.0000	-15.50	0.0000	-12.59	0.0000
Panel PP-Statistic	-22.73	0.0000	-22.65	0.0000	-14.55	0.0000	-11.34	0.0000	-9.99	0.0000
Panel ADF-Statistic	-24.17	0.0000	-23.91	0.0000	-14.50	0.0000	-11.55	0.0000	-10.25	0.0000
Group rho-Statistic	-28.07	0.0000	-27.90	0.0000	-14.68	0.0000	-9.21	0.0000	-6.40	0.0000
Group PP-Statistic	-22.82	0.0000	-23.33	0.0000	-13.34	0.0000	-9.48	0.0000	-7.80	0.0000
Group ADF-Statistic	-24.56	0.0000	-24.68	0.0000	-13.10	0.0000	-9.49	0.0000	-7.94	0.0000

注) 全ての検定統計量は, 共和分が存在しないという帰無仮説を検定する. "Group" の付く統計量は, 対立仮説において共和分ベクトルが主体ごとに異なることを許容する一方, "Panel" の付く統計量は, 共和分ベクトルが全ての主体で等しいと仮定している.

表 5-1 パススルー率の推定結果(1)

Prefecture	Bank	Maturity: 6-month		Maturity: 1-year		Maturity: 2-year		Maturity: 3-year		Maturity: 5-year	
		PT rate	t-value	PT rate	t-value	PT rate	t-value	PT rate	t-value	PT rate	t-value
Hokkaido	Hokkaido Bank	0.38	-18.28	0.47	-17.63	0.48	-11.75	0.46	-10.63	0.53	-5.98
	Hokuyo Bank	0.38	-17.57	0.47	-17.14	0.49	-11.62	0.48	-9.84	0.55	-5.35
Aomori	Michinoku Bank	0.38	-17.30	0.47	-16.48	0.48	-10.66	0.48	-9.45	0.58	-4.73
	Aomori Bank	0.37	-16.50	0.47	-17.13	0.48	-10.98	0.48	-9.51	0.58	-4.71
Iwate	Kitanihon Bank	0.38	-16.95	0.48	-17.86	0.49	-11.31	0.48	-9.78	0.57	-5.06
	Iwate Bank	0.38	-16.95	0.48	-17.86	0.49	-11.31	0.48	-9.78	0.58	-4.79
Miyagi	Tohoku Bank	0.38	-16.95	0.48	-17.86	0.49	-11.31	0.48	-9.84	0.62	-3.95
	77 Bank	0.38	-17.01	0.48	-17.22	0.48	-11.32	0.49	-9.33	0.53	-5.61
Akita	Sendai Bank	0.38	-16.92	0.48	-17.22	0.47	-11.35	0.45	-9.42	0.51	-5.60
	Akita Bank	0.39	-16.54	0.48	-17.88	0.49	-11.53	0.47	-10.39	0.56	-5.73
Yamagata	Hokuto Bank	0.38	-16.73	0.47	-16.99	0.49	-10.90	0.47	-9.95	0.56	-5.53
	Yamagata Bank	0.38	-17.47	0.48	-18.01	0.48	-10.99	0.48	-9.36	0.57	-5.21
Fukushima	Shonai Bank	0.37	-18.97	0.46	-19.02	0.44	-11.11	0.47	-9.83	0.55	-5.59
	Yamagata Shiawase Bank	0.38	-17.48	0.48	-17.97	0.48	-10.97	0.48	-9.36	0.57	-5.21
Ibaraki	Daito Bank	0.38	-17.05	0.47	-16.17	0.42	-13.34	0.47	-9.45	0.57	-4.77
	Toho Bank	0.38	-17.09	0.47	-16.42	0.49	-11.51	0.48	-9.80	0.58	-4.82
Tochigi	Fukushima Bank	0.37	-17.68	0.48	-15.46	0.44	-12.54	0.45	-10.56	0.54	-5.52
	Joyo Bank	0.38	-18.81	0.47	-18.63	0.49	-11.71	0.49	-9.46	0.54	-5.74
Gunma	Kanto Bank	0.38	-18.55	0.46	-20.45	0.44	-12.52	0.44	-10.30	0.54	-5.20
	Ashikaga Bank	0.38	-19.11	0.47	-19.18	0.39	-14.95	0.42	-11.19	0.49	-6.31
Saitama	Tochigi Bank	0.38	-19.14	0.47	-19.44	0.48	-12.08	0.44	-12.06	0.51	-6.30
	Gunma Bank	0.38	-19.58	0.47	-19.94	0.48	-11.89	0.48	-9.85	0.54	-5.78
Chiba	Towa Bank	0.37	-18.82	0.46	-20.21	0.48	-12.02	0.47	-10.40	0.54	-5.64
	Musashino Bank	0.39	-17.88	0.48	-16.82	0.49	-12.00	0.47	-10.46	0.55	-5.75
Tokyo	Keiyo Bank	0.39	-18.02	0.49	-15.58	0.50	-11.22	0.49	-9.70	0.57	-4.83
	Chiba Kogyo Bank	0.39	-18.01	0.48	-16.59	0.49	-11.85	0.47	-10.48	0.54	-5.79
Kanagawa	Chiba Bank	0.39	-18.17	0.50	-16.81	0.51	-11.54	0.49	-9.83	0.55	-5.76
	Tokyo Star Bank	0.23	-24.50	0.27	-13.11	0.32	-10.63	0.29	-9.59	0.34	-5.56
Tokyo	Higashinohon Bank	0.39	-17.88	0.48	-16.78	0.51	-10.64	0.49	-9.42	0.58	-4.90
	Tokyo Tomin Bank	0.40	-17.63	0.48	-16.83	0.50	-11.73	0.48	-10.11	0.54	-5.67
Tokyo	Yachiyo Bank	0.40	-18.45	0.50	-16.76	0.53	-9.73	0.51	-8.55	0.52	-5.44
	Bank of Yokohama	0.38	-17.43	0.39	-16.75	0.40	-18.49	0.31	-18.13	0.38	-28.27
	Kanagawa Bank	0.38	-18.21	0.45	-16.77	0.48	-12.43	0.47	-10.39	0.54	-5.70

表 5-1 パススルー率の推定結果(2)

Prefecture	Bank	Maturity: 6-month		Maturity: 1-year		Maturity: 2-year		Maturity: 3-year		Maturity: 5-year	
		PT rate	t-value	PT rate	t-value	PT rate	t-value	PT rate	t-value	PT rate	t-value
Niigata	Hoketsu Bank	0.38	-18.15	0.47	-16.32	0.48	-11.00	0.47	-9.55	0.51	-6.39
	Daisshi Bank	0.38	-18.77	0.47	-17.39	0.48	-11.64	0.47	-9.91	0.52	-6.01
Toyama	Taiko Bank	0.38	-17.72	0.47	-16.42	0.49	-11.23	0.48	-9.61	0.52	-5.72
	Hokuriku Bank	0.39	-16.22	0.49	-13.47	0.48	-9.66	0.57	-6.07	0.58	-4.78
Ishikawa	Toyama Bank	0.39	-15.34	0.48	-12.61	0.45	-11.08	0.53	-6.90	0.55	-5.06
	Toyama Dai-ichi Bank	0.37	-14.55	0.46	-12.15	0.43	-11.07	0.53	-6.81	0.55	-4.63
Fukui	Hokkoku Bank	0.39	-15.00	0.49	-13.06	0.46	-11.49	0.50	-8.34	0.55	-5.11
	Fukui Bank	0.40	-15.19	0.50	-12.86	0.46	-11.42	0.48	-9.49	0.54	-5.91
Yamanashi	Fukuho Bank	0.39	-15.09	0.48	-12.27	0.44	-11.01	0.46	-9.37	0.54	-5.98
	Yamanashi Chuo Bank	0.39	-17.77	0.48	-16.66	0.50	-11.16	0.50	-9.21	0.56	-5.23
Nagano	Nagano Bank	0.39	-18.87	0.46	-18.21	0.48	-12.19	0.48	-9.84	0.54	-5.56
	Hachijuni bank	0.38	-18.97	0.46	-19.42	0.48	-12.56	0.48	-10.13	0.54	-5.81
Gifu	Juroku Bank	0.39	-17.08	0.48	-15.49	0.50	-11.29	0.48	-9.90	0.52	-6.36
	Gihu Bank	0.38	-16.73	0.40	-18.88	0.39	-17.16	0.38	-14.55	0.49	-6.59
Shizuoka	Ogaki Kyoritsu Bank	0.39	-16.99	0.48	-15.44	0.51	-11.18	0.48	-9.82	0.52	-6.34
	Shimizu Bank	0.40	-17.06	0.50	-15.19	0.50	-9.93	0.50	-8.47	0.56	-4.88
Aichi	Shizuoka Chuo Bank	0.40	-17.82	0.50	-14.22	0.46	-11.41	0.46	-9.73	0.54	-5.05
	Suruga Bank	0.41	-16.95	0.51	-15.36	0.51	-9.75	0.50	-8.36	0.55	-4.94
Mie	Shizuoka Bank	0.40	-17.18	0.51	-15.29	0.51	-9.84	0.51	-8.58	0.56	-4.85
	Chukyo Bank	0.40	-17.24	0.48	-14.68	0.50	-11.11	0.47	-9.69	0.52	-5.75
Shiga	Nagoya Bank	0.39	-17.60	0.47	-15.12	0.49	-11.53	0.47	-10.09	0.52	-5.83
	Aichi Bank	0.29	-13.53	0.49	-15.60	0.50	-11.55	0.48	-10.02	0.55	-5.57
Osaka	Hyakugo Bank	0.40	-18.59	0.49	-16.26	0.50	-11.43	0.49	-9.88	0.56	-6.03
	Daisan Bank	0.39	-18.99	0.48	-16.04	0.46	-13.09	0.48	-9.65	0.55	-5.77
Kyoto	Mie Bank	0.39	-18.57	0.48	-15.98	0.51	-10.90	0.50	-9.20	0.57	-5.59
	Shiga Bank	0.37	-17.23	0.47	-15.18	0.39	-15.88	0.38	-13.83	0.50	-6.31
Osaka	Bank of Kyoto	0.38	-17.19	0.47	-15.57	0.50	-10.55	0.48	-9.55	0.55	-5.58
	Ikeda Bank	0.37	-18.69	0.46	-16.64	0.48	-12.13	0.48	-10.36	0.56	-5.57
Osaka	Senshu Bank	0.40	-11.63	0.46	-16.65	0.49	-11.06	0.48	-9.62	0.58	-4.59
	Kinki Osaka Bank	0.38	-18.46	0.46	-17.99	0.47	-11.94	0.46	-10.57	0.55	-5.74
Hyogo	Kansai Urban Bank	0.38	-14.74	0.48	-16.40	0.49	-12.19	0.46	-10.03	0.43	-6.79
	Taisho Bank	0.37	-15.62	0.44	-14.63	0.43	-12.41	0.43	-11.00	0.50	-6.77
Nara	Tajima Bank	0.38	-18.08	0.48	-17.24	0.44	-14.24	0.42	-12.12	0.45	-8.27
	Minato Bank	0.39	-17.68	0.48	-16.66	0.50	-11.43	0.47	-9.92	0.50	-6.77
Wakayama	Nanto Bank	0.39	-17.63	0.47	-15.63	0.45	-13.42	0.48	-10.04	0.54	-5.59
	Kiyo Bank	0.37	-18.49	0.46	-16.10	0.44	-13.81	0.44	-11.52	0.58	-4.56

表 5-1 パススルー率の推定結果 (3)

Prefecture	Bank	Maturity: 6-month		Maturity: 1-year		Maturity: 2-year		Maturity: 3-year		Maturity: 5-year	
		PT rate	t-value	PT rate	t-value	PT rate	t-value	PT rate	t-value	PT rate	t-value
Tottori	Tottori Bank	0.36	-18.25	0.45	-16.52	0.41	-15.16	0.41	-13.00	0.43	-8.98
Shimane	Shimane Bank	0.37	-17.96	0.46	-16.20	0.42	-15.37	0.43	-13.04	0.51	-7.14
	San-In Godo Bank	0.36	-18.16	0.45	-16.64	0.41	-15.05	0.42	-12.97	0.46	-8.44
Okayama	Chugoku Bank	0.38	-17.67	0.48	-16.25	0.51	-11.14	0.48	-10.24	0.50	-6.98
	Tomato Bank	0.37	-17.73	0.47	-16.90	0.53	-9.65	0.51	-8.80	0.54	-6.01
Hiroshima	Hiroshima Bank	0.38	-18.41	0.47	-18.26	0.48	-12.24	0.46	-11.08	0.52	-6.79
	Hitoshima Sogo Bank	0.38	-18.06	0.46	-17.91	0.47	-12.30	0.47	-10.86	0.52	-7.08
Yamaguchi	Yamaguchi Bank	0.38	-17.71	0.47	-17.32	0.47	-12.11	0.47	-10.77	0.53	-6.56
	Saikyo Bank	0.38	-18.36	0.46	-18.32	0.47	-11.93	0.47	-10.36	0.50	-7.21
Tokushima	Awa Bank	0.35	-17.98	0.47	-14.99	0.52	-10.46	0.52	-9.75	0.62	-4.36
	Tokushima Bank	0.38	-16.50	0.47	-14.94	0.50	-10.46	0.50	-9.62	0.50	-6.83
Kagawa	Hyakujushi Bank	0.38	-17.43	0.47	-15.42	0.49	-11.11	0.49	-10.30	0.57	-5.34
	Kagawa Bank	0.38	-16.86	0.47	-15.17	0.50	-10.74	0.49	-9.58	0.55	-5.49
Ehime	Ehime Bank	0.44	-14.78	0.47	-14.69	0.50	-10.45	0.50	-9.44	0.53	-6.16
	Iyo Bank	0.38	-17.23	0.47	-15.53	0.49	-11.14	0.49	-9.97	0.58	-5.29
Kochi	Kochi Bank	0.38	-16.80	0.47	-15.17	0.49	-10.07	0.48	-9.20	0.56	-5.84
	Shikoku Bank	0.39	-16.94	0.47	-14.98	0.49	-10.69	0.49	-9.70	0.63	-4.40
Fukuoka	Fukuoka Bank	0.39	-17.79	0.48	-16.57	0.47	-12.27	0.45	-10.56	0.50	-6.54
	Fukuoka Chuo Bank	0.38	-17.77	0.47	-16.12	0.47	-11.64	0.48	-9.36	0.53	-5.57
	Chikuho Bank	0.43	-15.36	0.48	-16.13	0.49	-11.96	0.49	-9.25	0.56	-5.42
	Nishinohon Bank	0.39	-17.67	0.48	-15.79	0.48	-11.41	0.47	-9.77	0.52	-5.94
Saga	Saga Bank	0.39	-17.75	0.48	-15.99	0.45	-13.21	0.43	-11.74	0.51	-6.07
	Saga Kyoei Bank	0.33	-19.73	0.47	-14.08	0.40	-15.20	0.42	-12.24	0.52	-6.26
Nagasaki	Nagasaki Bank	0.38	-17.34	0.47	-15.37	0.43	-13.75	0.43	-11.45	0.46	-7.10
	Juhachi Bank	0.43	-15.60	0.51	-14.62	0.51	-10.80	0.48	-9.69	0.50	-6.23
	Shinwa Bank	0.42	-16.62	0.51	-15.10	0.50	-11.25	0.50	-9.82	0.54	-6.04
Kumamoto	Higo Bank	0.40	-17.41	0.48	-15.48	0.49	-10.82	0.51	-8.16	0.52	-5.85
	Kumamoto Family Bank	0.38	-17.37	0.47	-15.07	0.47	-11.76	0.47	-9.51	0.51	-6.14
Oita	Howa Bank	0.39	-16.69	0.46	-14.62	0.43	-13.34	0.43	-11.17	0.50	-6.11
	Oita Bank	0.39	-16.94	0.47	-15.36	0.44	-14.16	0.44	-11.59	0.51	-6.18
Miyazaki	Miyazaki Bank	0.39	-16.50	0.47	-14.95	0.44	-13.77	0.48	-10.56	0.55	-5.87
	Miyazaki Taiyo Bank	0.39	-16.96	0.46	-15.12	0.43	-13.65	0.47	-10.63	0.51	-6.57
Kagoshima	Kagoshima Bank	0.46	-12.14	0.47	-13.80	0.44	-12.63	0.44	-10.84	0.50	-6.25
	Minaminohon Bank	0.45	-12.60	0.44	-15.52	0.42	-12.82	0.42	-11.17	0.38	-8.71
Okinawa	Okinawa Bank	0.38	-10.25	0.39	-10.79	0.37	-10.92	0.36	-9.88	0.44	-7.45
	Okinawa Kaiho Bank	0.38	-15.20	0.39	-13.18	0.36	-11.11	0.35	-10.11	0.34	-9.96
	Ryukyu Bank	0.38	-11.41	0.38	-11.27	0.36	-10.94	0.36	-9.91	0.44	-6.10

注) パススルー率(PT rates)は、Pedroni の Group-Mean Fully Modified OLS によって推定している。固定効果は、ウィズイン変換によって除去されている。報告している t 値は、それぞれパススルー率が 1 となる帰無仮説(完全パススルー)を検定するものである。

表 5-2 パネル共和分ベクトルの推定値

	Maturity: 6-month		Maturity: 1-year		Maturity: 2-year		Maturity: 3-year		Maturity: 5-year	
	PT-rate	t-values	PT-rate	t-values	PT-rate	t-values	PT-rate	t-values	PT-rate	t-values
Panel Cointegration Vectors (Total)	0.38	-176.87	0.47	-165.91	0.47	-122.59	0.47	-104.32	0.53	62.78

注) パネル共和分ベクトルは、各主体の共和分ベクトル推定値の平均をとることで求めている。標準偏差の計算は、Pedroni に提案された方法を用いている。報告している t 値は、それぞれパススルー率が 1 となる帰無仮説(完全パススルー)を検定するものである。

表 6 パススルー率の推定結果(サブサンプル分析)(1)

Prefecture	Bank	Maturity: 6-month		Maturity: 1-year		Maturity: 2-year		Maturity: 3-year		Maturity: 5-year	
		Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample
Hokkaido	Hokkaido Bank	0.36	0.42	0.45	0.46	0.45	0.44	0.43	0.38	0.47	0.35
	Hokuyo Bank	0.36	0.42	0.45	0.45	0.45	0.44	0.44	0.39	0.49	0.36
Aomori	Michinoku Bank	0.35	0.41	0.45	0.43	0.44	0.40	0.43	0.33	0.51	0.31
	Aomori Bank	0.35	0.41	0.44	0.43	0.44	0.40	0.44	0.34	0.51	0.32
Iwate	Kitanihon Bank	0.35	0.42	0.45	0.45	0.45	0.41	0.43	0.35	0.50	0.33
	Iwate Bank	0.35	0.42	0.45	0.45	0.45	0.41	0.43	0.35	0.51	0.34
	Tohoku Bank	0.35	0.42	0.45	0.45	0.45	0.41	0.43	0.35	0.55	0.36
	77 Bank	0.36	0.42	0.45	0.45	0.45	0.40	0.44	0.34	0.47	0.26
Miyagi	Sendai Bank	0.35	0.42	0.45	0.45	0.43	0.39	0.41	0.30	0.45	0.20
	Akita Bank	0.36	0.44	0.45	0.46	0.45	0.42	0.43	0.35	0.49	0.33
Akita	Hokuto Bank	0.35	0.42	0.45	0.43	0.45	0.39	0.42	0.31	0.50	0.30
	Yamagata Bank	0.36	0.41	0.45	0.44	0.45	0.40	0.44	0.33	0.50	0.29
Yamagata	Shonai Bank	0.34	0.40	0.44	0.43	0.41	0.37	0.43	0.32	0.49	0.28
	Yamagata Shiawase Bank	0.36	0.41	0.45	0.43	0.45	0.40	0.43	0.32	0.50	0.29
Fukushima	Daito Bank	0.35	0.41	0.45	0.44	0.39	0.34	0.43	0.34	0.50	0.32
	Toho Bank	0.35	0.41	0.45	0.44	0.45	0.42	0.43	0.35	0.51	0.35
Fukushima	Fukushima Bank	0.35	0.42	0.46	0.47	0.41	0.38	0.41	0.33	0.48	0.30
	Joyo Bank	0.35	0.41	0.45	0.46	0.46	0.45	0.45	0.39	0.48	0.38
Ibaraki	Kanto Bank	0.36	0.42	0.44	0.45	0.40	0.33	0.40	0.29	0.47	0.29
	Ashikaga Bank	0.35	0.44	0.45	0.48	0.36	0.28	0.39	0.30	0.44	0.28
Tochigi	Tochigi Bank	0.35	0.43	0.45	0.46	0.45	0.42	0.40	0.31	0.46	0.29
	Gunma Bank	0.35	0.43	0.45	0.47	0.45	0.43	0.44	0.37	0.48	0.37
Gunma	Towa Bank	0.35	0.43	0.44	0.47	0.45	0.44	0.43	0.37	0.48	0.35
	Musashino Bank	0.36	0.41	0.45	0.45	0.46	0.45	0.43	0.39	0.49	0.38
Saitama	Keiyo Bank	0.36	0.41	0.46	0.46	0.47	0.45	0.45	0.39	0.50	0.34
	Chiba Kogyo Bank	0.36	0.41	0.45	0.45	0.46	0.45	0.43	0.38	0.48	0.37
Chiba	Chiba Bank	0.36	0.41	0.47	0.46	0.47	0.46	0.45	0.40	0.49	0.38
	Tokyo Star Bank	0.21	0.20	0.25	0.23	0.28	0.23	0.25	0.17	0.28	0.12
Tokyo	Higashinihon Bank	0.36	0.41	0.45	0.45	0.48	0.47	0.45	0.41	0.52	0.41
	Tokyo Tomin Bank	0.37	0.42	0.46	0.45	0.46	0.45	0.44	0.38	0.48	0.37
Tokyo	Yachiyo Bank	0.37	0.42	0.47	0.46	0.49	0.49	0.47	0.41	0.47	0.32
	Bank of Yokohama	0.37	0.41	0.47	0.46	0.47	0.46	0.47	0.40	0.52	0.39
Kanagawa	Kanagawa Bank	0.36	0.40	0.43	0.44	0.45	0.43	0.43	0.36	0.49	0.36

表 6 パススルー率の推定結果(サブサンプル分析)(2)

Prefecture	Bank	Maturity: 6-month		Maturity: 1-year		Maturity: 2-year		Maturity: 3-year		Maturity: 5-year	
		Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample
Niigata	Hokuetsu Bank	0.36	0.41	0.45	0.44	0.44	0.42	0.43	0.36	0.45	0.30
	Daishi Bank	0.35	0.41	0.44	0.44	0.45	0.43	0.43	0.37	0.46	0.33
	Taiko Bank	0.36	0.41	0.45	0.45	0.45	0.42	0.43	0.36	0.46	0.31
	Hokuriku Bank	0.36	0.41	0.46	0.46	0.45	0.40	0.52	0.42	0.51	0.33
Toyama	Toyama Bank	0.36	0.40	0.45	0.44	0.41	0.34	0.48	0.37	0.48	0.27
	Toyama Dai-ichi Bank	0.34	0.37	0.43	0.40	0.39	0.32	0.47	0.35	0.49	0.25
Ishikawa	Hokkoku Bank	0.36	0.41	0.46	0.44	0.42	0.36	0.45	0.33	0.47	0.26
	Fukui Bank	0.37	0.41	0.47	0.45	0.42	0.35	0.43	0.30	0.47	0.29
Fukui	Fukuho Bank	0.36	0.39	0.45	0.43	0.40	0.33	0.42	0.28	0.47	0.28
	Yamanashi Chuo Bank	0.36	0.41	0.46	0.45	0.46	0.45	0.45	0.39	0.50	0.38
Yamanashi	Nagano Bank	0.36	0.41	0.44	0.44	0.44	0.43	0.44	0.37	0.48	0.36
	Hachijuni bank	0.36	0.41	0.43	0.44	0.45	0.43	0.44	0.38	0.48	0.37
Nagano	Juroku Bank	0.36	0.42	0.45	0.46	0.47	0.45	0.44	0.38	0.46	0.33
	Gihu Bank	0.35	0.40	0.38	0.38	0.37	0.34	0.35	0.29	0.44	0.31
Gifu	Ogaki Kyoritsu Bank	0.36	0.42	0.45	0.46	0.47	0.46	0.44	0.39	0.46	0.33
	Shizuoka Bank	0.37	0.42	0.47	0.46	0.47	0.41	0.46	0.37	0.49	0.35
Shizuoka	Shizuoka Chuo Bank	0.37	0.42	0.47	0.45	0.43	0.37	0.42	0.33	0.48	0.32
	Suruga Bank	0.38	0.43	0.48	0.47	0.47	0.43	0.46	0.37	0.48	0.34
Shizuoka	Shizuoka Bank	0.37	0.42	0.48	0.46	0.47	0.42	0.46	0.38	0.50	0.36
	Chukyo Bank	0.37	0.42	0.46	0.46	0.46	0.44	0.43	0.35	0.46	0.32
Aichi	Nagoya Bank	0.36	0.41	0.45	0.45	0.46	0.44	0.43	0.37	0.46	0.34
	Aichi Bank	0.37	0.42	0.46	0.47	0.47	0.46	0.44	0.39	0.49	0.37
Mie	Hyakugo Bank	0.37	0.42	0.46	0.47	0.46	0.45	0.45	0.39	0.50	0.38
	Daisan Bank	0.37	0.41	0.46	0.46	0.43	0.39	0.44	0.37	0.49	0.37
Mie	Mie Bank	0.37	0.42	0.46	0.46	0.47	0.46	0.46	0.38	0.51	0.38
	Shiga Bank	0.34	0.38	0.44	0.42	0.36	0.29	0.35	0.24	0.44	0.25
Shiga	Bank of Kyoto	0.35	0.38	0.44	0.42	0.46	0.42	0.44	0.36	0.49	0.33
Kyoto	Ikeda Bank	0.35	0.40	0.43	0.43	0.44	0.42	0.43	0.36	0.49	0.34
	Senshu Bank	0.35	0.33	0.43	0.41	0.45	0.41	0.44	0.35	0.51	0.34
Osaka	Kinki Osaka Bank	0.35	0.41	0.44	0.45	0.44	0.44	0.42	0.37	0.49	0.36
	Kansai Urban Bank	0.35	0.41	0.45	0.44	0.46	0.44	0.42	0.37	0.37	0.33
Osaka	Taisho Bank	0.35	0.39	0.42	0.41	0.39	0.34	0.39	0.27	0.44	0.21
	Tajima Bank	0.36	0.40	0.45	0.44	0.41	0.38	0.39	0.32	0.40	0.25
Hyogo	Minato Bank	0.36	0.40	0.45	0.44	0.46	0.43	0.43	0.36	0.45	0.30
	Nanto Bank	0.36	0.40	0.45	0.43	0.42	0.38	0.44	0.36	0.48	0.31
Nara	Kiyo Bank	0.34	0.37	0.43	0.40	0.41	0.35	0.40	0.30	0.51	0.33
Wakayama											

表 6 パススルー率の推定結果(サブサンプル分析)(3)

Prefecture	Bank	Maturity: 6-month		Maturity: 1-year		Maturity: 2-year		Maturity: 3-year		Maturity: 5-year	
		Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample	Full-sample	Sub-sample
Tottori	Tottori Bank	0.34	0.39	0.42	0.42	0.37	0.34	0.37	0.30	0.38	0.23
Shimane	Shimane Bank	0.34	0.40	0.43	0.43	0.39	0.37	0.39	0.32	0.45	0.34
	San-In Godo Bank	0.34	0.39	0.43	0.42	0.38	0.34	0.38	0.30	0.41	0.23
Okayama	Chugoku Bank	0.35	0.41	0.45	0.44	0.47	0.44	0.44	0.38	0.45	0.31
	Tomato Bank	0.35	0.41	0.44	0.44	0.49	0.50	0.47	0.42	0.48	0.35
Hiroshima	Hiroshima Bank	0.35	0.42	0.44	0.46	0.45	0.45	0.43	0.39	0.47	0.36
	Hitoshima Sogo Bank	0.35	0.42	0.44	0.46	0.44	0.45	0.43	0.39	0.46	0.35
Yamaguchi	Yamaguchi Bank	0.35	0.40	0.44	0.45	0.44	0.44	0.43	0.38	0.47	0.35
	Saikyo Bank	0.35	0.41	0.43	0.45	0.43	0.43	0.42	0.36	0.44	0.34
Tokushima	Awa Bank	0.32	0.37	0.44	0.44	0.48	0.45	0.47	0.40	0.54	0.41
	Tokushima Bank	0.36	0.40	0.44	0.44	0.46	0.42	0.45	0.35	0.44	0.26
Kagawa	Hyakujushi Bank	0.35	0.41	0.44	0.44	0.46	0.43	0.45	0.37	0.50	0.33
	Kagawa Bank	0.35	0.40	0.45	0.44	0.46	0.41	0.44	0.34	0.49	0.28
Ehime	Ehime Bank	0.40	0.46	0.44	0.44	0.46	0.41	0.45	0.35	0.47	0.26
	Iyo Bank	0.35	0.40	0.44	0.44	0.46	0.42	0.45	0.36	0.52	0.33
Kochi	Kochi Bank	0.36	0.40	0.45	0.44	0.46	0.39	0.44	0.33	0.49	0.33
	Shikoku Bank	0.36	0.42	0.44	0.45	0.45	0.42	0.44	0.35	0.56	0.43
Fukuoka	Fukuoka Bank	0.36	0.41	0.45	0.45	0.43	0.42	0.41	0.36	0.44	0.32
	Fukuoka Chuo Bank	0.35	0.40	0.44	0.44	0.44	0.41	0.44	0.37	0.47	0.33
	Chikuho Bank	0.40	0.46	0.45	0.45	0.45	0.43	0.44	0.39	0.50	0.35
	Nishinihon Bank	0.36	0.41	0.45	0.45	0.45	0.42	0.43	0.36	0.46	0.31
Saga	Saga Bank	0.36	0.41	0.45	0.44	0.42	0.38	0.39	0.31	0.45	0.32
	Saga Kyoel Bank	0.30	0.34	0.45	0.41	0.36	0.29	0.38	0.30	0.46	0.31
Nagasaki	Nagasaki Bank	0.35	0.40	0.44	0.43	0.39	0.34	0.39	0.29	0.41	0.18
	Juhachi Bank	0.40	0.46	0.49	0.49	0.47	0.46	0.44	0.38	0.45	0.27
	Shinwa Bank	0.39	0.45	0.49	0.50	0.46	0.46	0.46	0.40	0.48	0.32
	Higo Bank	0.37	0.41	0.45	0.43	0.45	0.41	0.46	0.37	0.46	0.28
Kumamoto	Kumamoto Family Bank	0.35	0.39	0.44	0.41	0.43	0.38	0.42	0.32	0.45	0.25
	Howa Bank	0.36	0.39	0.43	0.40	0.40	0.33	0.38	0.27	0.44	0.20
Oita	Oita Bank	0.36	0.41	0.44	0.43	0.41	0.36	0.40	0.31	0.45	0.24
	Miyazaki Bank	0.36	0.40	0.44	0.43	0.41	0.36	0.43	0.36	0.48	0.31
Miyazaki	Miyazaki Taiyo Bank	0.36	0.40	0.43	0.40	0.40	0.33	0.43	0.33	0.45	0.23
	Kagoshima Bank	0.42	0.45	0.44	0.40	0.41	0.32	0.40	0.27	0.44	0.20
Kagoshima	Minaminihon Bank	0.41	0.42	0.41	0.37	0.39	0.30	0.38	0.24	0.34	0.04
	Okinawa Bank	0.35	0.23	0.36	0.19	0.33	0.11	0.32	0.06	0.38	0.11
Okinawa	Okinawa Kaiho Bank	0.35	0.33	0.36	0.24	0.32	0.11	0.31	0.06	0.30	-0.01
	Ryukyu Bank	0.35	0.27	0.36	0.20	0.32	0.11	0.31	0.06	0.38	0.01
Average		0.36	0.40	0.44	0.43	0.43	0.39	0.43	0.34	0.47	0.31

注) 各主体の共和分ベクトル推定値は Static OLS (SOLS)によって推定している。書面の都合から、市場金利の係数(PT-rate)のみ報告している。Full-sample では、全てのサンプルを用いた場合の結果を、Sub-sample では2005年8月以降のサンプルを用いた場合の結果を報告している。各主体の推定値の算術平均を Average において報告している。

表 7 パススルー率の推定結果(集計データによる分析)

	Full-sample		Sub-sample	
	PT-rate	const.	PT-rate	const.
6-month	0.4309	0.0659	0.4219	0.4452
1-year	0.4452	0.0623	0.4082	0.0750
2-year	0.5686	0.0829	0.4636	0.1798
3-year	0.5196	0.0321	0.3287	0.2329
5-year	0.3870	0.1950	0.0126	0.6845

注) 共和分ベクトル推定値は Static OLS (SOLS)によって推定している。Full-sample では、全てのサンプルを用いた場合の結果を、Sub-sample では2005年8月以降のサンプルを用いた場合の結果を報告している。

表 8 クロスセクション分析の結果

	6-month			1-year			2-year			3-year			5-year		
	coef.	P> z	std.err.	coef.	P> z	std.err.	coef.	P> z	std.err.	coef.	P> z	std.err.	coef.	P> z	std.err.
HHI	-0.3297		0.7078	-0.2514 ***		0.0772	-0.4077 ***		0.1099	-0.2842 ***		0.1154	-0.3165 **		0.1541
LARGE	-0.0002		0.0002	0.0005 *		0.0002	0.0011 ***		0.0003	0.0003		0.0004	0.0001		0.0006
POSTAL	0.0018		0.0007	0.0031 **		0.0012	0.0017 *		0.0017	0.0019		0.0021	0.0012		0.0028
const.	0.3593 ***		0.2365	0.4279 ***		0.3362	0.4491 ***		0.0432	0.4652 ***		0.0539	0.5534 ***		0.0658
N of Obs.	102			102			102			102			102		
R-squared	0.0397			0.2067			0.1621			0.0582			0.0458		
F-Test	1.80			4.65			5.26			2.50			1.81		
P-values	0.1519			0.0044			0.0021			0.0642			0.1511		

注) **,*** は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%をそれぞれ示している。不均一分散に頑健な White 推定量を用いて仮説検定している。F 値は、定数項以外が全てゼロという帰無仮説を検定している。

参考文献

- 中田真佐男・安達茂弘(2006)「貸出金利の地域間格差はなぜ解消されないのか?: 第二地方銀行・信用金庫のパネルデータによる実証分析」,『フィナンシャル・レビュー』, 86, pp.161-193.
- Baba, N., M. Nakashima, Y. Shigemi, and K. Ueda, (2006), “The Bank of Japan’s Monetary Policy and Bank Risk Premiums in the Money Market,” *International Journal of Central Banking*, 2 , pp. 105–135.
- Berger, A.N. and T.H. Hannan, (1989), “The Price Concentration Relationship in Banking,” *Review of Economics and Statistics*, 71, pp. 291-299.
- Berger, A.N., R.S. Demsetz, R.S. and P.E. Strahan, (1999), “The Consolidation of the Financial Services Industry: Causes, Consequences, and Implications for the Future,” *Journal of Banking and Finance*, 23, pp.135-194.
- Bresnahan T.F. (1989), “Empirical Studies of Industries with Market Power.” R. Schmalensee and R. D. Willig (eds.) *Handbook of Industrial Organization*, Vol. 2, pp.1011-1057, Elsevier.
- De Graeve, F., O. De Jonghe, and R.Vander Venet (2007), “Competition, Transmission and Bank Pricing Policies: Evidence from Belgian Loan and Deposit Markets,” *Journal of Banking and Finance*, 31, pp.259-278.
- Freixas, X. and J.C. Rochet (2008), *Microeconomics of Banking* , MIT Press.
- Neumark, D., and S.A. Sharpe (1992), “Market Structure and the Nature of Price Rigidity: Evidence from the market for consumer deposits,” *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp.657-80.
- Gambacorta, L., (2008), “How Do Banks Set Interest Rates?,” *European Economic Review*, 52, pp.92-819.
- Hamilton, J.,(1997), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hannan, T.H., (1991), “Bank Commercial Loan Markets and the Role of Market Structure: Evidence from surveys of commercial lending,” *Journal of Banking and Finance*, 15, pp.133-149.
- Hannan, T.H., and A.N. Berger, (1991), “The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry,” *American Economic Review*, 81, pp.938-945.
- Hosono, K., K. Sakai and K. Tsuru, (2009), “Consolidation of Banks in Japan: Causes and Consequences,” T. Ito and A.K. Rose (eds.) *Financial Sector Development in the Pacific Rim*, NBER East Asian Seminar on Economics Vol.18, the University of Chicago Press.
- Im, K.S., M.H. Pesaran, and Y. Shin, (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous

- Panels,” *Journal of Econometrics*, 115, pp.53–74.
- Ishikawa, D., and Y. Tsutsui, (2006), “Has the Credit Crunch Occurred in Japan in the 1990s?,” RIETI Discussion Paper Series, No.06-E-012.
- Kano, M., and Y. Tsutsui, (2003), “Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets,” *Regional Science and Urban Economics*, 33, pp.157-174.
- Levin, A., C.F. Lin, and C.S.J. Chu, (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties,” *Journal of Econometrics*, 108, pp.1–24.
- Maddala, G. S., and S. Wu, (1999), “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp.631-652
- Oda, N., and K. Ueda, (2007). “The Effects of the Bank of Japan’s Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach,” *Japanese Economic Review*, 58, pp. 303–328.
- Pedroni, P. (1999). “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp.653–670.
- Pedroni, P. (2000). “Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels,” *Advances in Econometrics*, 15, pp.93–130.
- Pedroni, P. (2001). “Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panel,” *Review of Economics and Statistics*, 83, pp.727–731.
- Phillips, P.C.B. and B.E. Hansen, (1990). “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes,” *Review of Economic Studies*, 57, pp99-125.
- Prager R.A. and T.H. Hannan, (1999). “Do Substantial Horizontal Mergers Generate Significant Price Effects? Evidence from the Banking Industry,” *Journal of Industrial Economics*, 46, pp.433-452.
- Sørensen, C. and T. Werner (2006). “Bank Interest Rate Pass-Through in the Euro Area: a Cross Country Comparison”, ECB Working Paper No. 580.
- Ugai, H., (2007). “Effects of the Quantitative Easing Policy: A Survey of Empirical Analyses,” *Monetary and Economic Studies*, 25, pp. 1–47.
- Williamson, O.(1968). “Economies as an Antitrust Defense: The Welfare Trade-off,” *American Economic Review*, 58, pp. 18-36.