

ゆうちょ資産研究

—研究助成論文集—

第22巻

平成27年11月

〔研究論文〕

- ◇近年の流動性供給における金融商品価格に関する研究 中 京 大 学 部 准教授 英 邦広 1
- ◇中国の外貨準備資金によるアクティブ株式運用の実証研究 長 崎 県 立 大 学 国 際 交 流 学 科 准教授 小原 篤次 29
- ◇大規模金融機関縮小のインパクト—公社化以降の郵貯減少が都道府県別預金市場に与えた影響の分析— 中 央 大 学 部 准教授 鯉 淵 賢 49
- ◇銀行リテール事業における最適店舗チャンネルの研究 成 蹊 大 学 部 教 授 永野 護 65
- ◇機関投資家が市場流動性に及ぼす影響に関する実証分析 名 古 屋 市 立 大 学 大 学 院 准教授 坂和 秀晃 99
- ◇金融機関における成年後見制度の必要性—地域金融機関による見解と認識の分析を通して— 東 京 大 学 大 学 院 博 士 後 期 課 程 税 所 真 也 121

〔参 考〕

- ◇平成26年度 研究助成募集のお知らせ 141
- ◇ゆうちょ財団の研究助成について 143

近年の流動性供給における 金融商品価格に関する研究

中京大学 経済学部 准教授 英 邦広

『近年の流動性供給における金融商品価格に関する研究』

中京大学 経済学部

英 邦広

調査研究レジュメ

1. 問題意識と分析

1990 年代初頭に資産価格バブル経済が崩壊した後、日本経済は長い間、景気低迷とデフレ経済に悩まされた。¹ 資産価格バブル経済の崩壊後、日本銀行は金融緩和政策として、基準金利である公定歩合の引き下げや政策金利の誘導目標水準の引き下げを数度実行し、1990 年代後半から 2000 年代前半にかけて、ゼロ金利政策と量的緩和政策を実行した。しかし、その後、米国のサブプライム（住宅）ローンの不良債権化に端を発する世界的な金融危機が、米国や欧州を中心とした金融市場に高い流動性リスクや信用リスクを引き起こし、2008 年 9 月のリーマン・ブラザーズの破綻で信用不安がさらに助長し、世界的な大不況を招くこととなった。この金融危機を発端とした世界的な経済不況から脱却を図るため、世界主要先進国の中央銀行では矢継ぎ早に「非伝統的金融政策」と呼ばれる金融緩和政策を実行し、対応に追われた。日本銀行でも、無担保コールレート（オーバーナイト物）の目標水準の引き下げ、公開市場操作の頻度・規模の拡大、買入資産（Commercial Paper・社債等）の拡大といった金融緩和政策へと舵取りを行い、2010 年 10 月には包括的金融緩和政策を開始し、その後、2013 年 4 月からは量的・質的金融緩和政策といった金融緩和政策を実行した。²

¹ 2012 年 12 月以降の景気対策（アベノミクス）により、2013 年以降、やや景気回復の兆しが出てきている。

² 量的・質的金融緩和政策は 2014 年 10 月 31 日の政策委員会・金融政策決定会合において、マネタリーベース増加額の拡大、資産買入れ額の拡大、長期国債買入れの平均残存年限の長期化が決まり、緩和政策の内容がさらに強化されることとなった。

本稿では近年の金融緩和政策による大量の流動性供給が金融商品価格に対して、どの程度影響を与えたかを考察する。対象とする金融商品としては、国債（短期、長期）、株式、外国為替レートである。具体的には、日本の貨幣需要関数が安定的か、否かの検証と貨幣需要に対する金利弾力性の推定を行った。次に、市場に対する流動性供給の影響を考察する上で、グランジャーでの因果性や波及メカニズムに関する実証研究を行った。

2. 結論

本稿では、流動性と金融変数の関係に注目し、2006年8月から2015年5月までを対象期間とした。この期間には、包括的金融緩和政策や量的・質的金融緩和政策の時期を含む形となっている。この期間の貨幣需要関数の推計、グランジャーでの因果性や波及メカニズムに関する分析から得られた結果をまとめると以下になる。

1：貨幣需要関数には、共和分の関係が成立していたことより、より広義の意味での貨幣であるM3に対して、長期的に安定した貨幣需要関数が存在していることを確認することができた。その結果、無担保コールレート（オーバーナイト物）、無担保コールレート（1週間物）、無担保コールレート（1ヶ月物）の金利弾力性の値は絶対値でみて、それぞれ、0.143、0.182、0.169であることも確認できた。

2：無担保コールレート（オーバーナイト物）から短期金利と長期金利に対して、また、ベース・マネーから株価に対して、グランジャーの意味での因果性の関係が支持された。このことから、金融変数を予測する際に、金融政策の操作目標変更による情報が役立つことが確認された。

3：ベース・マネーショックに対し、短期金利は負、長期金利は正に反応し、株価は負に、外国為替レートは正に反応していることが確認できた。これにより、株価チャネルの存在は否定された。

上記の結果から、日本の貨幣需要関数はこの期間安定的であることが分かった。これにより、日本銀行が緩和政策として流動性を供給するとそれに見合った貨幣需要が生じ、市場で調整されることになる。その際、投資家はより危険な資産である長期国債や株式を保有するのではなく、短期国債といったより安全資産を保有する傾向が分かった。

近年の流動性供給における金融商品価格に関する研究

中京大学 経済学部

英 邦広[†]

I はじめに

1990 年代初頭に資産価格バブル経済が崩壊した後、日本経済は長い間、景気低迷とデフレ経済に悩まされ、かつては、「失われた 10 年」と表現されていた時代から時間が経過し、現在では、「失われた 20 年」とも表現されるような時代になってきている。¹ その間、IT 景気、いざなぎ景気、デジャブ景気といった景気拡大期を経験しているものの、景気回復に対する実感がわからないという意見も聞かれた。それ程、かつてのバブル経済に対する認識が強かったのかもしれない。資産価格バブル経済の崩壊後、日本銀行は金融緩和政策として、基準金利である公定歩合（現基準割引率および基準貸付利率）の引き下げや政策金利である無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標水準の引き下げを数度実行し、その低下幅がかなり限られた時点の 1990 年代後半から 2000 年代前半にかけて、ゼロ金利政策（1999 年 2 月から 2000 年 8 月まで）と量的緩和政策（2001 年 3 月から 2006 年 3 月まで）を実行した。² 一連の金融緩和政策の目的は、デフレからの脱却と景気回復への打開である。³ 2006 年になると、ある程度実体経済の回復基調が観測され、企業金融が緩和方向にあること等から、先行きの経済・物価情勢において、物価が安定し、持続的な経済成長を実現する可能性が高いと判断でき、日本銀行は量的緩和政策を解除することとなった。その際、無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標水準は概ね 0% に据え置いた。⁴ しかし、その後、米国のサブプライム（住宅）ローンの不良債権化に端を発する世界的な金融危機が、米国や欧州を中心とした金融市場に高い流動性リスクや信用リスクを引き起こし、2008 年 9 月のリーマン・ブラザーズの破綻

[†] 本研究は、平成26年度一般財団 ゆうちょ財団からの研究助成を受け、その研究成果となっている。また、本稿の説明は、英（2015）に負う所が多い。なお言うまでもなく、本稿のあり得るべき誤謬はすべて筆者の責任に帰するものである。

¹ 2012 年 12 月以降の景気対策（アベノミクス）により、2013 年以降、やや景気回復の兆しが出てきている。

² 商業手形割引歩合ならびに国債、特に指定する債券または商業手形に準ずる手形を担保とする貸付利子歩合は、1995 年 9 月に 0.5% に引き下げられた。ゼロ金利政策は 1999 年 2 月 12 日から 2000 年 8 月 11 日まで実行され、量的緩和政策はゼロ金利政策がいったん解除された後の 2001 年 3 月 19 日から 2006 年 3 月 9 日まで施行された金融緩和政策のことである。ただし、量的緩和政策期間においてもゼロ金利政策は継続され、解除されたのは 2006 年 7 月 14 日である。

³ ゼロ金利政策と量的緩和政策に関する研究として、鶴飼（2006）、英（2010、2011a、2011b）が挙げられる。

⁴ ゼロ金利政策は同年の 7 月に解除され、無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標水準が 0.25% 前後で推移することとなった。

で信用不安がさらに助長し、世界的な大不況を招くこととなった。⁵ この金融危機を発端とした世界的な経済不況から脱却を図るため、世界主要先進国の中央銀行では矢継ぎ早に「非伝統的金融政策」と呼ばれる金融緩和政策を実行し、対応に迫られた。むろん、日本経済も打撃を受け、日本銀行でも、無担保コールレート（オーバーナイト物）の目標水準の引き下げ、公開市場操作の頻度・規模の拡大、買入資産（Commercial Paper・社債等）の拡大といった金融緩和政策へと舵取りを行い、2010年10月には包括的金融緩和政策を開始し、その後、2013年4月からは量的・質的金融緩和政策といった金融緩和政策を実行している。なお、量的・質的金融緩和政策は2014年10月31日の政策委員会・金融政策決定会合において、マネタリーベース増加額の拡大、資産買入れ額の拡大、長期国債買入れの平均残存年限の長期化が決まり、緩和政策の内容がさらに強化されることとなった。具体的な金融政策運営の流れに関しては表1に示してある。

無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標水準は1995年7月から1%の水準を下回り、現時点（2015年7月）でも1%を超えていない状況である。⁶ こうした短期市場金利の低水準下で、金融政策の有効性に関する議論として、「流動性の罠」の問題が浮上してきた。⁷ 流動性の罠に陥っている状態の名目金利が0%であるとする、フィッシャー方程式から、実質金利が負のインフレ期待と等しくなる。⁸ 1990年代前半以降の日本経済では低インフレもしくは、デフレが起きていたのでデフレ期待が形成されることとなり、実質金利が高くなる状況が生じたと考えられる。そこで、有効な経済政策として、デフレ期待からインフレ期待に転換させる政策の必要性が議論されてきた。Svensson 教授は、流動性の罠からの脱出方法として、物価水準目標の導入、物価水準目標を達成するまでの円安での為替ペッグ制の導入とゼロ金利政策の継続を掲げている。⁹

1990年代後半以降の日本の低金利政策下で、日本の貨幣市場では流動性の罠の状況が起こっているのか、否か、また、貨幣需要に対する金利弾力性の値の大きさがどの程度弾力的であるかに関する研究がなされた。さらに、ゼロ金利政策、量的緩和政策といった非伝統的金融政策に関する政策による効果の実証研究も行われ、「時間軸効果」、「ポートフォリオ・リバランス効果（資産再配置効果）」、「シグナル効果」、「金融システム安定化に関する効果」の存在を議論する研究も行われた。

本稿では、近年、日本で行われている金融緩和政策による効果を金融市場に着目して分析を行い、過去の研究との比較検証を行う。研究対象期間は上記の先行研究が設定していない、2006年から2015年までとし、最初に、日本の貨幣需要関数が安定的か、否かの検証と貨幣需要に

⁵ サブプライム・ローン問題やその後の金融危機・中央銀行の対応策に関しては、地主他（2012）が詳しく説明を行っている。また、英（2013、2014）において、欧米の非伝統的金融政策の政策効果の検証も行っている。

⁶ ゼロ金利政策と量的緩和政策の解除後においても、最大0.5%を誘導目標水準として設定している。

⁷ IS-LM 分析で流動性の罠に陥っている場合には、貨幣供給量を増加させる金融政策は国民所得水準を増加させず、貨幣需要を無限大に増加させることになる。そこで、金融政策ではなく、財政政策が有効的となる。

⁸ フィッシャー方程式とは、実質金利=名目金利-インフレ期待であり、名目金利が0であれば、実質金利=-インフレ期待となる。

⁹ ESRI 国際カンファレンス：「日本経済の持続的成長のための政策選択」での報告論文『Monetary Policy and Japan's Liquidity Trap』を参照している。

対する金利弾力性の推定を行う。次に、市場に対する流動性供給の影響を考察する上で、グランジャーでの因果性や波及メカニズムに関する実証研究を行う。

本稿の構成は次のとおりである。まず、Ⅱ節で、主要な先行研究とそれに関係する政策内容を紹介する。Ⅲ節では貨幣需要関数の推計、グランジャーでの因果性や波及メカニズムに関するVAR (Vector Autoregressive) モデル分析の説明を行い、Ⅳ節では使用するデータの説明を行う。Ⅴ節で、得られた分析結果の解釈を行い、Ⅵ節で結語とする。

表1：金融政策運営の内容

日付	日銀当座預金/マネタリーベース	長期国債
2001/3/19	量的緩和政策の開始 日銀当座預金残高目標の増加 (4兆円→5兆円程度)	量的緩和政策の開始 長期国債購入額の増加 (月4千億円)
2001/8/14	日銀当座預金残高目標の増加 (5兆円→6兆円)	長期国債購入額の増加 (月4千億円→月6千億円)
2001/9/18	日銀当座預金残高目標の増加 (6兆円→約6兆円)	— —
2001/12/19	日銀当座預金残高目標の増加 (約6兆円→10—15兆円)	長期国債購入額の増加 (月6千億円→月8千億円)
2002/2/28	— —	長期国債購入額の増加 (月8千億円→月1兆円)
2002/10/30	日銀当座預金残高目標の増加 (10—15兆円→15—20兆円)	長期国債購入額の増加 (月1兆円→月1.2兆円)
2003/4/30	日銀当座預金残高目標の増加 (17—22兆円→22—27兆円)	— —
2003/5/20	日銀当座預金残高目標の増加 (22—27兆円→27—30兆円)	— —
2003/10/10	日銀当座預金残高目標の増加 (27—30兆円→27—32兆円)	— —
2004/1/20	日銀当座預金残高目標の増加 (27—32兆円→30—35兆円)	— —
2006/3/9	量的緩和政策の解除	量的緩和政策の解除(長期国債購入は据え置き)
2006/7/14	ゼロ金利政策の解除	—
2010/10/5	包括的金融緩和政策の開始	長期国債・国庫短期証券の買入3.5兆円程度

2013/4/4	量的・質的金融緩和政策の開始 マネタリーベースの増加(約 60－70 兆円)	— 長期国債の保有残高が年間約 50 兆円
2014/10/31	量的・質的金融緩和政策の強化 マネタリーベースの増加 (約 60－70 兆円→約 80 兆円)	— 長期国債の保有残高が年間約 80 兆円 —

注：2003年の4月1日に日銀当座預金残高目標が15・20 兆円から 17・22 兆円へと変更されたが、これは日本郵政公社設立による影響である。出所：日本銀行

II 先行研究の紹介

本節では、近年、日本銀行が大規模な金融緩和を通じて流動性を大量に供給したことによる金融商品への影響を検証した研究を紹介する。1995 年後半以降、政策金利である無担保コールレート（オーバーナイト物）が 1%水準を下回るほどの低金利政策時代に突入し、その後、日本銀行はゼロ金利政策、量的金融緩和政策、包括的金融緩和政策、量的・質的金融緩和政策といった金融緩和政策を導入し、現在においても、量的・質的金融緩和政策が継続している。こうした低金利政策時代に入ると、日本経済が流動性の罠に陥っているか、否かの議論が起こり、もし、流動性の罠に陥っている場合には、貨幣供給を増大させる金融緩和政策を日本銀行が行ったとしても、その効果は限定的になることが予想される。¹⁰ そのため、貨幣需要関数の推計に関する実証研究が着目され、流動性の罠に陥っているか、否かを検証する研究が行われている（Miyao, 2002; 藤木・渡邊, 2004; Bae et al, 2006; Maki and Kitasaka, 2006; 宮尾, 2006; Inagaki, 2009; Nakashima, 2009; Nakashima and Saito, 2012; 藤木, 2014; 英, 2015）。こうした貨幣需要関数の推計（貨幣需要に対する金利弾力性と所得弾力性の値の推定）に関する研究には、共和分分析の手法が用いられている。Bae et al. (2006) と Nakashima (2009) は非線形タイプの共和分分析、Inagaki (2009) と藤木 (2014) は標準タイプの共和分分析、Maki and Kitasaka (2006) は閾値タイプの共和分分析、Nakashima and Saito (2012) は構造変化タイプの共和分を行っている。先行研究では、貨幣需要関数において共和分関係が支持され、低金利政策時代においても安定的であることが結論付けられている。これにより、貨幣と証券との区別がつかなくなり、人々が貨幣需要を決定できなくなるという状況に陥っていないことが確認できる。

2001 年以降、無担保コールレート（オーバーナイト物）の水準がほぼゼロ%で推移しているため、金利を通じた政策効果には限界があり、大量の流動性を供給することとなった。量的緩和政策では、日銀当座預金残高目標の水準を 2004 年に 30 兆円から 35 兆円までに引き上げた後、その水準から目標水準を引き下げることのないまま解除を行った。日銀当座預金残高目標を引き上げる際には、長期国債の買い入れ増額、金融機関保有の株式買い入れや資産担保証券

¹⁰ IS-LM 分析で流動性の罠に陥っている場合には、貨幣供給量を増加させる金融緩和政策は国民所得水準を増加させず、貨幣需要を無限大に増加させることになる。そこで、金融政策ではなく、財政政策が有効的となる。また、IS-MP 分析で流動性の罠に陥っている場合で考察しても、その有効性に関しては変わらない。

の買い入れ、手形買い入れ期間の延長を行うことで、市場に流動性を供給した。量的緩和政策解除後に起きたリーマン・ショックにより、日本銀行は再び、金融緩和策へと舵取りを行い、2010年10月に包括的金融緩和政策を実行し、無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標を下げ、長期国債の買い入れの増大、買い入れ対象国債の拡大、CP・社債の買い入れ、民間企業債務の適格担保範囲の拡大（A格以上からBBB格以上）、金融機関保有株式買い入れ、企業金融支援特別オペレーションの拡充、固定金利方式の共通担保資金供給オペレーションの導入と拡充、成長基盤強化を支援するための資金供給を実施した。

2013年4月からは現在にかけて、量的・質的金融緩和政策が導入され、金融市場調節の操作目標が無担保コールレート（オーバーナイト物）からマネタリーベースに変更され、消費者物価の前年比上昇率2%を2年程度で実現することが掲げられた。金融緩和に関する調節手段として、マネタリーベースおよび長期国債・ETFの保有額を2年間で2倍に拡大すること、長期国債買い入れの平均残存期間を2倍以上に延長することが掲げられた。2014年10月には、量的・質的金融緩和政策の拡大が図られ、マネタリーベースの増額と資産買入れ額の拡大および長期国債買い入れの平均残存年限の長期化が実行されることになった。

上記のような非伝統的金融政策の期待される効果として、「時間軸効果」、「ポートフォリオ・リバランス効果（資産再配置効果）」、「シグナル効果」、「金融システム安定化に関する効果」が挙げられる。時間軸効果とは、政策金利がほぼゼロ%に達し、中央銀行が将来にわたる金融政策運営をあらかじめ公約することで短期金利の予想形成に影響を与え、より長期の金利を低下させて金融緩和の効果を実現させることである。ポートフォリオ・リバランス効果とは、中央銀行が長期国債や資産担保証券等を購入することで、不完全代替資産の利回りに含まれる（リスク）プレミアムに対して影響を与えることである。シグナル効果とは、中央銀行が長期国債や資産担保証券等を購入し、ゼロ金利の継続期間が将来的に長く続くことを市場参加者に信頼させることである。金融システム安定化に関する効果とは、中央銀行が市場に大量の資金を供給したことで、金融市場のリスク（流動性リスクや信用リスク）を低下させることである。

日本における非伝統的金融政策の効果として、時間軸効果、ただし、短期金利の予想形成に影響を与え、より長期の金利を低下させることは存在していたと言える（Okina and Shiratsuka, 2004; Oda and Ueda, 2007）。また、1997年や1998年に起きた金融・信用不安が再発しなかったことから、金融安定化の効果に関しては存在していたと言える（Baba et al., 2006; 福田, 2010; 英, 2011c）。しかしながら、他の3つの効果に関しては、効果の有無に関する意見が割れている。¹¹

本稿では、近年の流動性供給による金融商品価格の影響を考察する。対象とする金融商品としては、国債（短期、長期）、株式、外国為替レートである。最初に、貨幣需要関数が成立しているか、否かに関して共和分分析を用いて検証する。先行研究では貨幣残高の変数としてM1を使用していることが多いが、本稿ではマネースtock統計でのM3を使用する。2008年6月に日本

¹¹ ポートフォリオ・リバランス効果を分析した研究として、竹田他（2005）、Oda and Ueda（2007）があり、Oda and Ueda（2007）ではシグナル効果に関しても分析をしている。

銀行ではマネーサプライ統計をマネースtock統計へ変更し、通貨保有主体や各指標の通貨発行主体および金融商品の範囲の見直しが行われた。そうした要因に、ゆうちよ銀行が国内銀行として取り扱われるようになったことが関係する。統計変更後の貨幣需要関数の分析を行っている研究は筆者の検索した所、英（2015）が挙げられるが、それほど多くない。まずは、通貨発行主体にゆうちよ銀行が含まれ、金融商品に準通貨とCDを含む広義な貨幣を幾つかの名目金利との組み合わせで簡単に分析に用いることから始めることにした。¹² 宮尾（2006）では、M2+CDを使用した場合には、1990年代以降の貨幣乗数の不安定化や銀行貸出の低迷等が不安定化を助長させ、共和分関係を強く支持しなくなったことを指摘している。そこで、2000年以降のデータで広義な貨幣で分析を行うことで共和分関係を再検証することで、新たな知見が生じる可能性も有り、M3を採用した。¹³ 名目金利には、満期の違う無担保コールレートのオーバーナイト物、1週間物、1ヶ月物の3つを使用し、分析を試みる。対象期間は量的緩和政策・ゼロ金利政策が終了した2006年8月から直近のデータである2015年5月までとする。

次に、金融緩和政策による流動性供給の波及メカニズムに着目する。本多他（2010）では株価チャネルの存在やその他の金融商品に対する実証研究を行っている。分析手法としては、単純なVARモデルを利用し、量的緩和政策期間において、日銀当座預金残高目標を引き上げることで株価が上昇した、つまり、株価チャネルの存在を確認している。また、Ueda（2013）においては、大量の流動性を日本銀行が供給したことで外国為替レートが減価しことを指摘している、本稿でも、貨幣供給を増加させたことで金融商品に対する影響をグランジャーでの因果性や波及メカニズムに関する分析を用いて、検証することにする。なお、分析対象期間は上記で述べた貨幣需要関数の時期と同じにする。

III 実証分析

本節では、流動性（マネースtock、ベース・マネー）と金融変数（国債金利、株価、為替レート）との関係に焦点を当てた実証分析を以下で紹介する。1 節目には貨幣需要関数の推計、2 節目にはグランジャーの因果性による政策目標と金融変数との関係、3 節目にはVARモデルによる波及効果の検証である。

III-1 貨幣需要関数の推計¹⁴

貨幣需要関数の推計に関しては、ケインズの流動性選好説に基づく（実質）貨幣需要関数を使用する。ケインズの流動性選好説では、貨幣の保有動機として、取引動機、予備的動機、投機的動機（資産動機）を考え、取引動機と予備的動機に基づく貨幣需要は所得の増加関数で、投機的

¹² 藤木（2014）ではマネーサプライ統計からマネースtock統計への変更内容について触れている。

¹³ マネースtock統計変更後の貨幣（M1、M2、M3、広義流動性）は、2003年4月から公表はされている。貨幣需要関数を検証する際の貨幣の定義を狭義のM1にするか、より広義なM3にするかに関してだが、M1とM3の通貨発行主体は同じで、対象となる金融商品の範囲が異なる。M3はM1と比較して、定期性預金、外貨預金、譲渡性預金の範囲までを含んでいる。つまり、貨幣の定義にこれらを含めるか、否かで意見が分かれるが、M1に含まれる要求払い預金と定期性預金等を比較してもリスク（途中解約が可能）とリターン（収益率の低さ）にそれほど差が生じているとは考えにくいので、広義のM3を貨幣とみなして貨幣需要関数を推計することにそれほど問題はないと考える。

¹⁴ 英（2015）の説明に負う所が大きい。

動機に基づく貨幣需要は金利の減少関数として表現される。上記で紹介した貨幣需要関数の推計を行っている先行研究では全般的に、このタイプの関数を用いている。

以下は、貨幣供給と貨幣需要が均衡する式となっている。

$$\frac{M}{P} = L(y, i) \quad (1)$$

(1)式の M は名目貨幣残高、 P は一般物価水準、 y は実質所得、 i は名目金利となっている。左辺は貨幣供給、右辺は貨幣需要を表わし、貨幣需要が実質所得と名目金利に依存した関数形 $L(y, i)$ で表現されている。貨幣需要関数は、所得に対して正 ($\frac{\partial L(y, i)}{\partial y} > 0$) で、金利には負 ($\frac{\partial L(y, i)}{\partial i} < 0$) の関数である。

貨幣需要関数を推計するにあたり、(1)式を対数線形モデルにする。ここでは、貨幣需要に対する所得弾力性の値を1に仮定し、金利弾力性の値を推定する。

$$\ln(m_t) - \ln(y_t) = a_0 + a_1 \ln(i_t) + u_t, \quad (2)$$

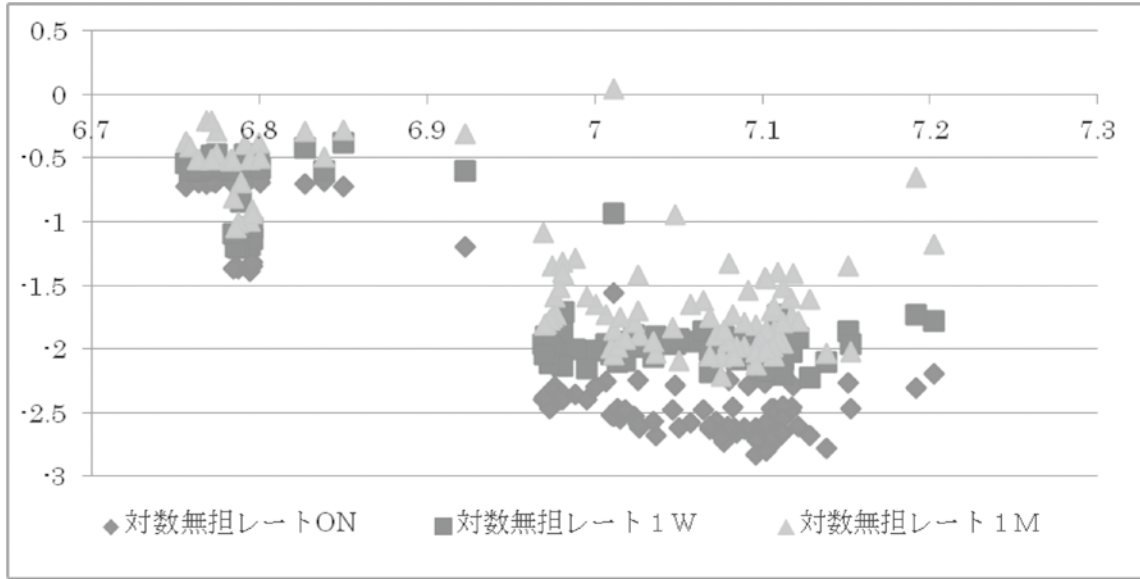
上記の式を推計式としている先行研究はいくつか存在し (Miyao, 2002; 藤木・渡邊, 2004; Bae et al, 2006; Maki and Kitasaka, 2006; 宮尾, 2006; Nakashima and Saito, 2012)、本稿ではそうした研究との比較検証ができる。¹⁵ (2)式の m ($= \frac{M}{P}$) は実質貨幣残高である。また、添え字の0が定数項、1が金利弾力性を示している。 u_t は貨幣需要関数の残差項である。

(2)式では貨幣需要に対する所得弾力性の値を1とし、その左辺は貨幣の流通速度の逆数に相当する。所得弾力性の値を1としている理由としては、理論的導出 (家計の効用関数を特定化すると所得弾力性の値が1となる) が挙げられる。¹⁶ 図1には、実質貨幣残高と実質所得との差を横軸に、名目金利を縦軸にとった散布図を示している。

¹⁵ Bae et al. (2006) と Ingaki (2009) では実質所得に消費を用いて分析を行っている。

¹⁶ Lucas (1988) では所得弾力性の推定値に与える問題を指摘している。また、他に、推計上の問題 (変数が少ない時の方が推定の信頼性が高くなる点) も考えられる。

図1：散布図（実質貨幣残高と実質所得との差と名目金利の対数値）



注：横軸に $\ln(m_t) - \ln(y_t)$ 、縦軸に対数を取った無担保コールレートのオーバーナイト物（対数無担保レートON）、1週間物（対数無担保レート1W）、1ヶ月物（対数無担保レート1M）である。ここでの $\ln(y_t)$ は、対数を取った鉱工業生産指数である。

出所：日本銀行

III-2 グランジャーの因果性による政策目標と金融変数との関係

グランジャーの因果性について以下で説明をする。グランジャーの因果性は、Granger (1969) によって提唱され、その後、Sims (1972) によって2変数間に関する予測の概念として定着した。

¹⁷ 本稿では、2変数 (y_{1t} , y_{2t}) を使用したモデルで議論を行う。具体的なモデルは以下になる。

$$y_{1t} = c_{10} + \sum_{k=1}^p \phi_{11}(k)y_{1t-k} + \sum_{k=1}^p \phi_{12}(k)y_{2t-k} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$y_{2t} = c_{20} + \sum_{k=1}^p \phi_{21}(k)y_{1t-k} + \sum_{k=1}^p \phi_{22}(k)y_{2t-k} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

(3)式において、 y_{2t} から y_{1t} へのグランジャーの因果性が存在しないための条件は、

$$\phi_{12}(1) = \phi_{12}(2) = \dots = \phi_{12}(p) = 0$$

¹⁷ 詳細は、Hamilton (1994) を参照。

であり、(4)式からも同様に、 y_{1t} から y_{2t} へのグランジャーの因果性が存在しないための条件は、

$$\varphi_{21}(1) = \varphi_{21}(2) = \dots = \varphi_{21}(p) = 0$$

である。

以上の条件から、 y_{2t} から y_{1t} へのグランジャーの因果性の検定に関する帰無仮説 (H_0) と対立

仮説 (H_A) はそれぞれ、以下のように設定される。

$$H_0 : \varphi_{12}(1) = \varphi_{12}(2) = \dots = \varphi_{12}(p) = 0$$

$$H_A : \text{いずれかの} k \text{ について、} \varphi_{12}(k) \neq 0, k = 1, 2, \dots, p$$

同様に、 y_{1t} から y_{2t} へのグランジャーの因果性の検定に関する帰無仮説と対立仮説は以下のよう
に設定される。

$$H_0 : \varphi_{21}(1) = \varphi_{21}(2) = \dots = \varphi_{21}(p) = 0$$

$$H_A : \text{いずれかの} k \text{ について、} \varphi_{21}(k) \neq 0, k = 1, 2, \dots, p$$

グランジャーの因果性の検証では金融政策と金融市場の関係を分析する。具体的には、金融緩和もしくは、金融引締が実行されたことの情報が短期から長期にかけての金利やその他の金融変数に対して影響を与えているかを検証する。ただし、グランジャーの因果性では、あくまでも、ある変数が過去に変化し、その変化に関する情報が他の変数を予測する際に役立つかどうかという、予測精度の改善に役立つ変数であるか否かを検証することを目的としているため、当期の変数同士の関係を直接検証するのではない。そのため、かなり限定的な関係を検証することになるが、金融政策の操作目標と金融変数の関係を限定的とは言えども、予測精度という観点で考察することは可能である。 y_{1t} を金融政策の操作目標の変数として、無担保コールレ

ート（オーバーナイト物）、ベース・マネーを使用し、 y_{2t} を金融市場の変数として、短期金利、長期金利、株価、外国為替レートを使用する。¹⁸

金融政策の操作目標を貨幣量にし、金融変数との関係をグランジャーの因果性を用いて、検証した研究として、本多他（2010）が挙げられる。本多他（2010）では日銀当座預金残高目標から株価に対し、グランジャーの因果性が支持される結果を提示している。貨幣量が株価に影響を与える株価チャネルの存在を示唆する内容となっている。

III-3 VAR モデルによる波及効果の検証

VAR モデルでは、昨今の金融緩和政策下での流動性供給による金融変数の反応を分析する。ベースとなるモデルに含まれるマクロ経済変数として、無担保コールレート（オーバーナイト物）、ベース・マネー、鉱工業生産指数、消費者物価指数を選択する。無担保コールレート（オーバーナイト物）とベース・マネーは金融政策の効果を図る分析には必要な変数である。無担保コールレート（オーバーナイト物）は量的緩和政策が解除され、量的・質的金融緩和政策が開始されるまで操作目標として採用され、ベース・マネーは量的・質的金融緩和政策が開始された後、操作目標として採用された。また、ベース・マネーの値自体は通常、民間銀行・企業・貨幣の貨幣需要を反映して決定される。

次に、上記の操作目標の変化にともなう実体経済への波及メカニズムを確認するために、4 変数に加え、短期金利、長期金利、株価、外国為替レートといった金融変数を加える。4 変数+1 変数のフレームワークで分析をし、ベース・マネーの変化がそれぞれの金融変数に与える経路に焦点をあて、議論する。また、識別制約はコレスキー分解を使用し、外生性の順番は、鉱工業生産指数、消費者物価指数、無担保コールレート（オーバーナイト物）、ベース・マネー、金融変数である。本多他（2010）にならい、ベース・マネーの変化に対し、金融変数が即座に反応すると想定している。本多他（2010）での外生性の順番は、鉱工業生産指数、消費者物価指数、日銀当座預金残高目標、金融変数である。日銀当座預金残高目標の引き上げが株価を押し上げる株価チャネルの存在を確認している。

IV データの説明

上記の分析で使用するデータの説明を行う。まず、対象とする期間は2006年8月から2015年5月までである。この期間は量的緩和政策（ゼロ金利）が解除された期間から直近までの期間となっている。¹⁹ したがって、この間実行されている、包括的金融緩和政策と量的・質的金融緩和政策も含まれている。用いたデータは、名目貨幣残高にM3、ベース・マネー、一般物価水準に消費者物価指数（生鮮食品を除く。季節調整済み）、名目金利に無担保コールレート（オ

¹⁸ 分析に使用する変数はすべて定常性を満たすように階差系列にする。

¹⁹ 量的緩和政策は2006年3月に解除されることとなったが、その際、政策金利である無担保コールレート（オーバーナイト物）の目標水準を引き上げるのではなく、ゼロ水準のままに据え置いていた。その後、2006年7月になり、政策金利の誘導目標水準を0.25%水準に定め、ゼロ金利からの脱却を図った。

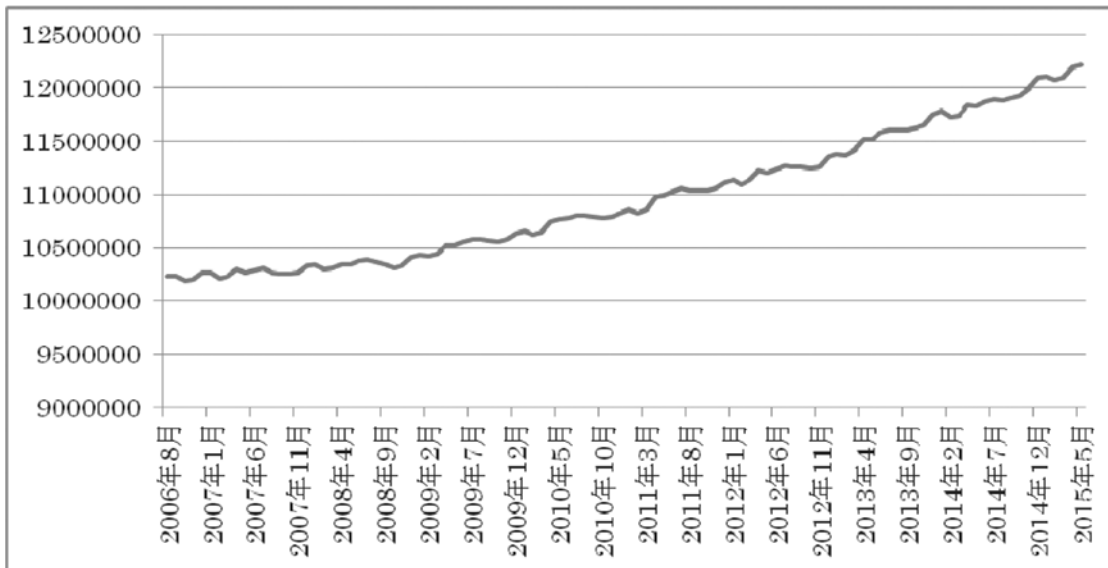
オーバーナイト物)、無担保コールレート(1週間物)、無担保コールレート(1ヶ月物)、国債の短期金利(1年物)、国債の長期金利(10年物)、株価に東証株価指数、外国為替レートに東京市場におけるドル・円スポットレート(17時時点)、実質所得に鉱工業生産指数(季節調整済み)である。データの出所は、それぞれ、日本銀行(M3、ベース・マネー、各無担保コールレート、外国為替レート)、Thomson Reuters Datastream(国債の短期金利、国債の長期金利、東証株価指数)、総務省(消費者物価指数)、経済産業省(鉱工業生産指数)である。

分析に使用したM3、ベース・マネー、各無担保コールレート(オーバーナイト物、1週間物、1ヶ月物)、国債金利(1年物、10年物)、東証株価指数、ドル・円スポットレート、鉱工業生産指数、消費者物価指数を図2から図12までに示す。各データに関して、M3はリーマン・ブラザーズが破綻し、世界的な金融・経済危機が起きた2008年秋以降、顕著に上昇している。ベース・マネーは量的・質的金融緩和政策が実行された後、急激に増加している。無担保コールレートはオーバーナイト物、1週間物、1ヶ月物ともに似た動きをしている。特徴としては、2007年春頃に金利の水準が上昇し、その後、その水準で推移し、金融・経済危機以降、下落していることが分かる。²⁰ 国債金利は1年物、10年物を比較すると、1年物は金融・経済危機以降、顕著に下落している。それに対し、10年物はゆっくりと下落していることが分かる。東証株価指数は2012年秋ごろまで下落してV字回復している。ドル・円スポットレートも東証株価指数と同様に、2012年秋ごろにかけて増価し、その後、減価するように推移している。鉱工業生産指数は金融・経済危機後に、いったん下落してV字回復したものの、2011年3月に起きた東北地方太平洋沖地震により、再び下落、その後、上昇といった特徴が出ている。消費者物価指数は2008年と2014年に上昇が観察される。2014年4月は消費税が5%から8%へと引き上げられたことが大きな要因であると考えられる。²¹ また、2008年の上昇は、原油価格、原材料価格、穀物などの価格の上昇が起きたことが要因であると考えられる。

²⁰ 2008年10月31日に開催された金融政策決定会合で無担保コールレート(オーバーナイト物)の誘導目標水準が0.5%から0.3%へと引き下げられ、2008年12月18、19日の金融政策決定会合でさらに、無担保コールレート(オーバーナイト物)の誘導目標水準が0.3%から0.1%へと引き下げられた。

²¹ 2014年4月に消費税(消費税と地方消費税)を5%から8%へと引き上げた影響により、2%程度消費者物価指数の推移に影響を与えたと考えられる。

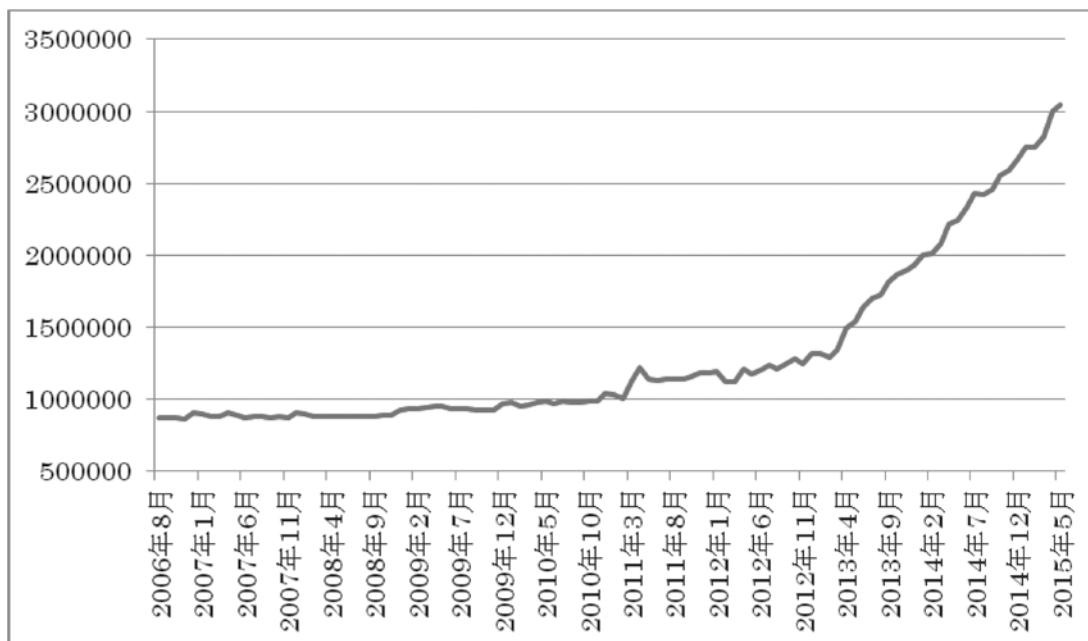
図2：M3の推移



注：単位は億円である。

出所：日本銀行

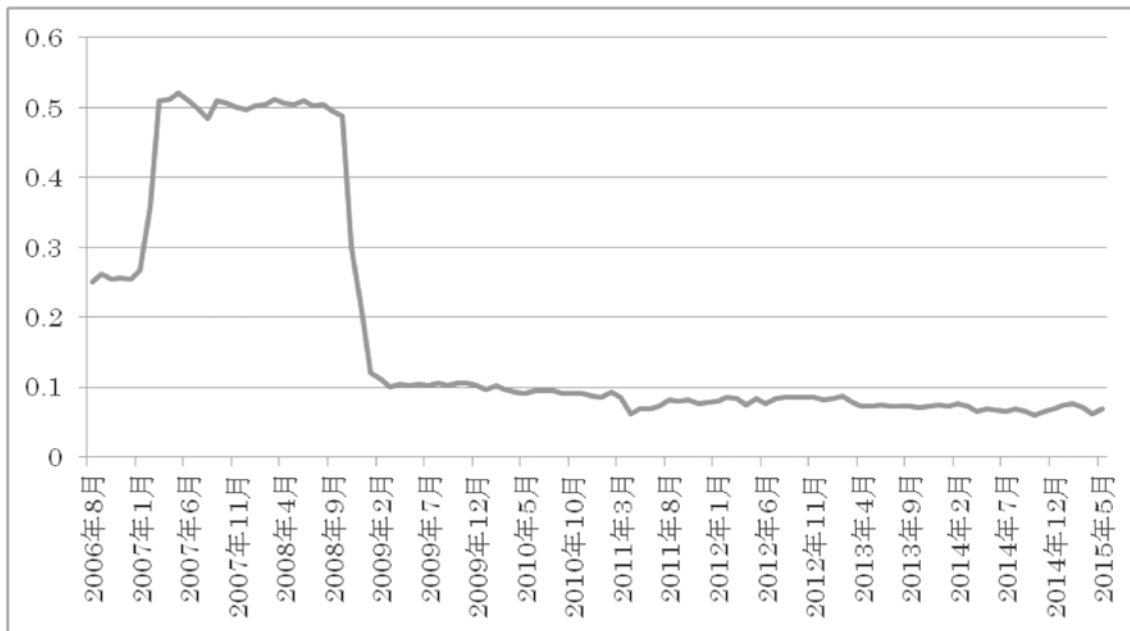
図3：ベース・マネーの推移



注：単位は億円である。

出所：日本銀行

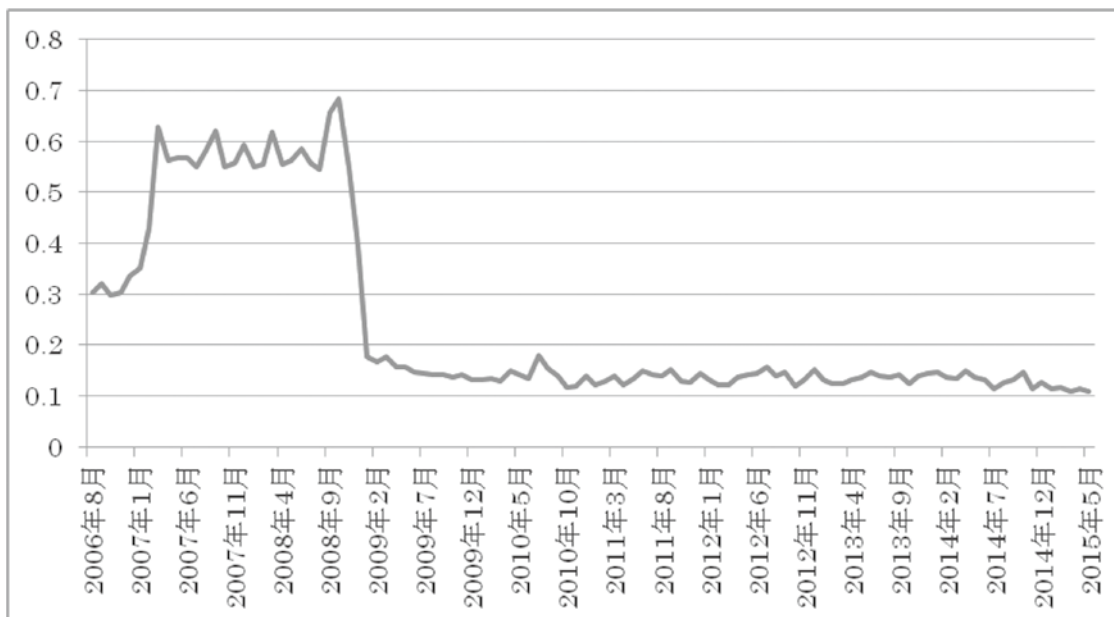
図4：無担保コールレート(オーバーナイト物)の推移



注：単位は%である。

出所：日本銀行

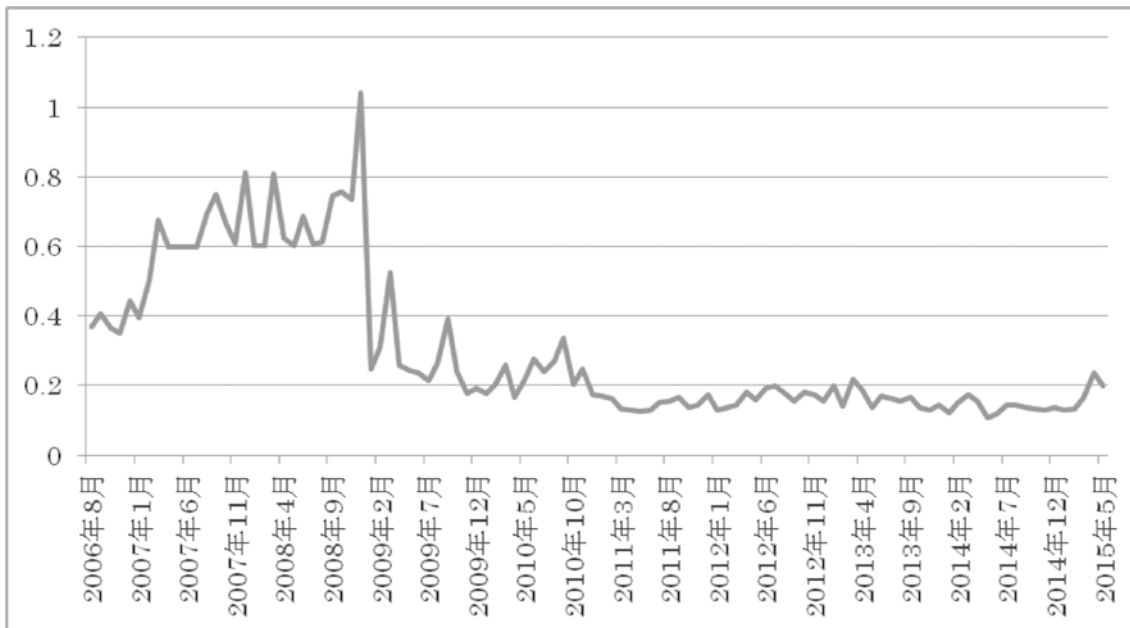
図5：無担保コールレート(1週間物)の推移



注：単位は%である。

出所：日本銀行

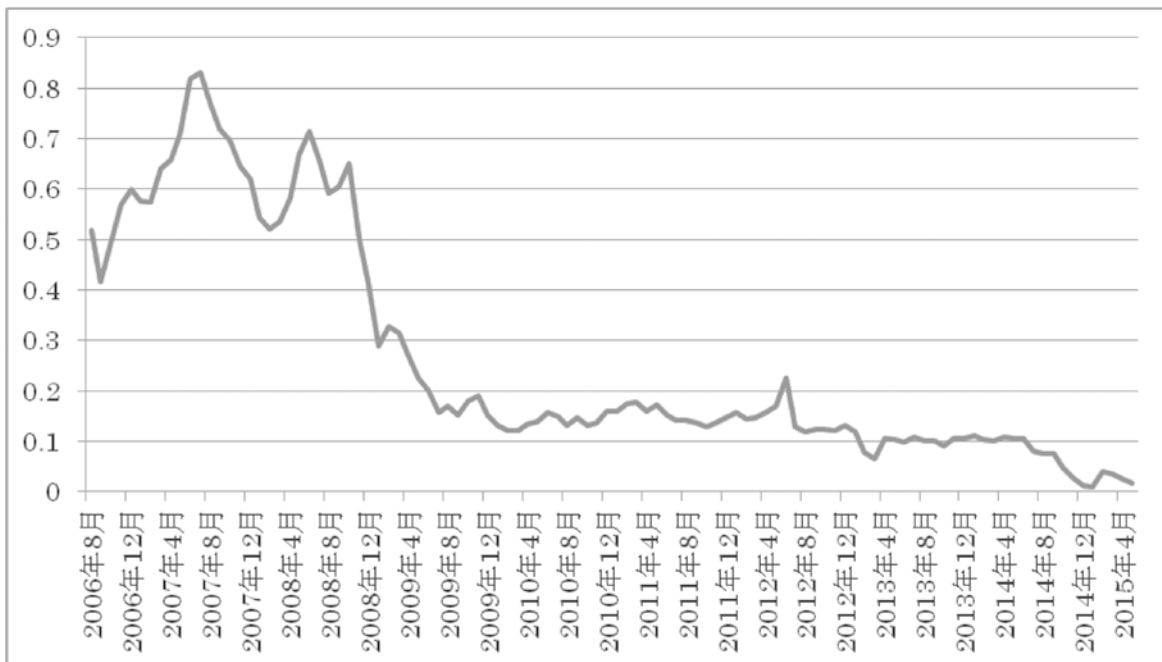
図6：無担保コールレート(1ヶ月物)の推移



注：単位は%である。

出所：日本銀行

図7：国債金利(1年物)の推移



注：単位は%である。

出所：Thomson Reuters Datastream

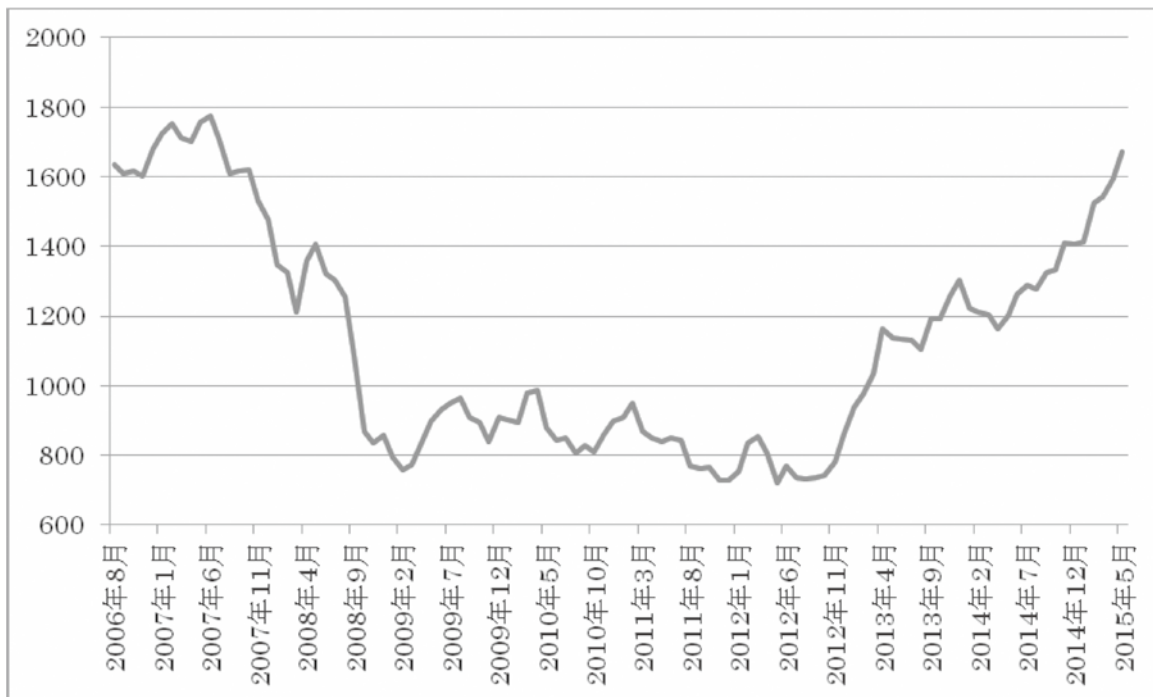
図8：国債金利(10年物)の推移



注：単位は%である。

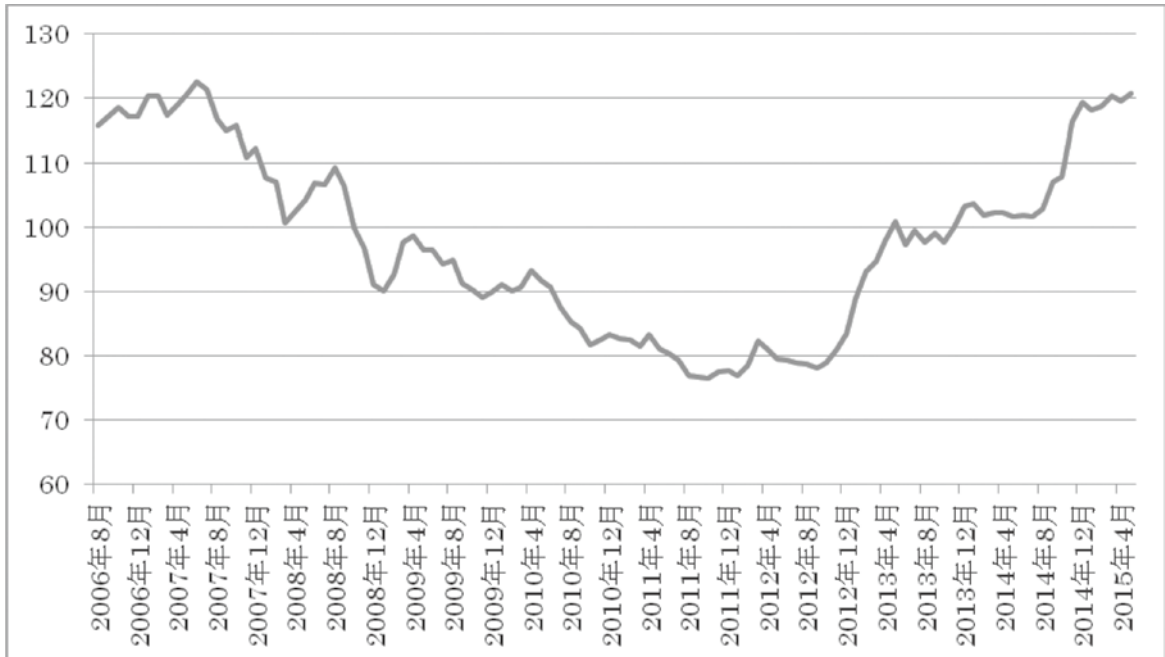
出所：Thomson Reuters Datastream

図9：東証株価指数の推移



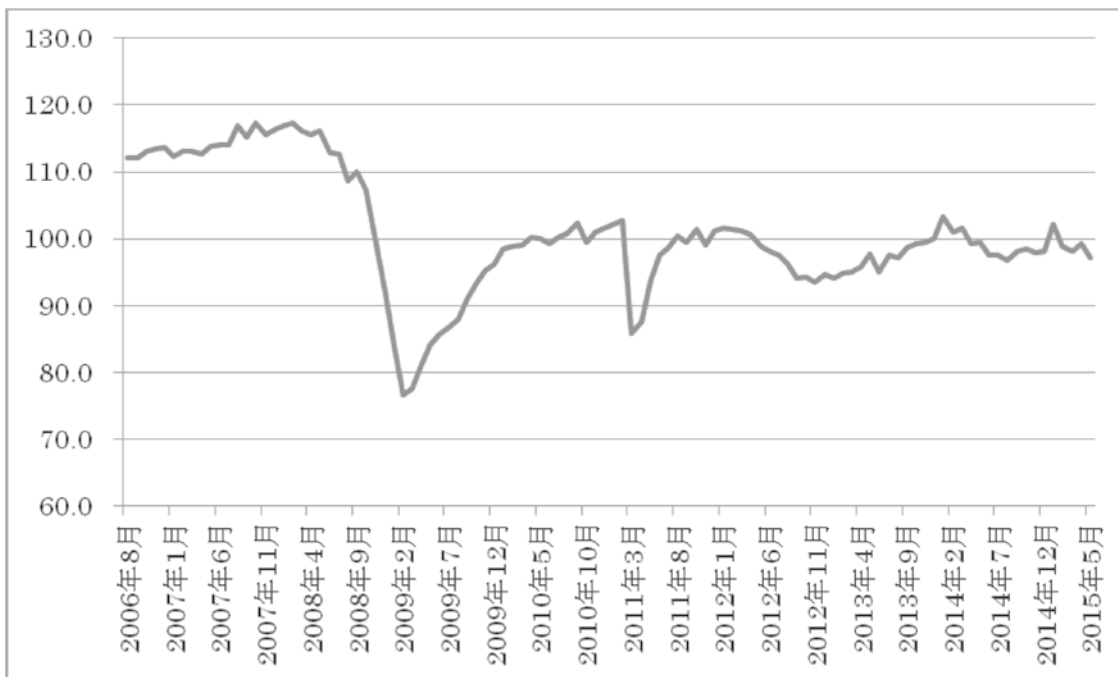
出所：Thomson Reuters Datastream

図10：ドル・円スポットレートの変遷



出所：日本銀行

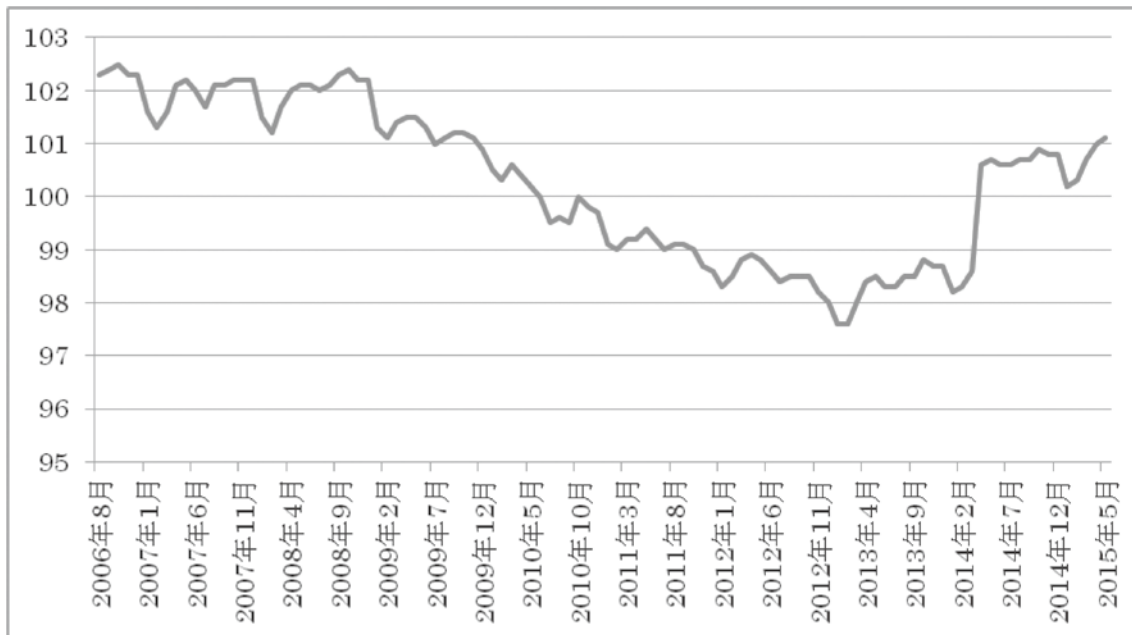
図11：鉱工業生産指数の変遷



注：季節調整済みである。

出所：経済産業省

図12：消費者物価指数の推移



注：季節調整済みである。

出所：総務省

V 分析結果

V-1 貨幣需要関数の推計

貨幣需要関数を推計するにあたり、事前検定として単位根検定を行いた。この検定は、各変数（オーバーナイト物、1週間物、1ヶ月物、実質M3—鉱工業生産指数）が単位根を1つ持つ変数、つまり、 $I(1)$ 変数であるか、否かを検証する検定である。採用した単位根検定は、誤差項の系列相関に対して、被説明変数の過去の値を含める形式の検定、Augmented Dickey-Fuller test (ADF 検定) である。ADF 検定は、Dickey and Fuller (1979) によって提唱された手法で、各変数の単位根検定には、定数項を含み、ラグ次数に関しては、Akaike Information Criterion (AIC) を使用した。その際の最大ラグ次数を6に設定した。²² 各単位根検定の結果は表2に示されている。表2から分かるように、レベルに対しては、各変数とも、単位根が存在するという帰無仮説を5%の有意水準で棄却されなかった。しかし、それに対し、各変数に階差を取った場合で同じように検定すると、棄却される結果となり、定常性を満たす変数であることが支持されることとなった。よって、各変数とも、 $I(1)$ 変数であることが確認された。

各変数が上記の単位根検定により、 $I(1)$ 変数であることが確認されたので、次のステップとして、共和分関係の検証へと進んだ。共和分検定には、Johansen (1988)、Johansen and

²² 単位根検定に関する詳細な説明をしているテキストとして、Hamilton (1996) が挙げられる。

Juselius (1990) の手法であるトレース検定を使用した。²³ ラグ回数に関しては、AIC を使用し、その際の最大ラグ回数は 6 と設定した。各名目金利の組合せによる共和分検定の結果は表 3 に示されている。表 3 から分かるように、共和分関係がどの組合せにおいても支持され、1 個の共和分ベクトルが存在することとなった。よって、貨幣として M3、名目金利として無担保コールレート（オーバーナイト物）、無担保コールレート（1 週間物）、無担保コールレート（1 ヶ月物）のそれぞれで、昨今の日本の貨幣需要関数を検証した結果、長期的に安定した関係が確認された。これは、低金利政策下の貨幣需要関数を検証している先行研究とほぼ同じ結果である。量的緩和政策が解除され、リーマン・ブラザーズの破綻により、世界的な金融・経済危機が発生した後に採用された、包括的金融緩和政策、量的・質的金融緩和政策といった名目金利がほぼ 0%水準で推移している状況下のデータを用いたとしても、貨幣の需給一致関係が満たされていることを示すことができた。

上記の共和分分析より、共和分関係が支持されたので、最後に共和分ベクトルの推計を行った。分析に用いたのは、Saikkonen (1991)、Stock and Watson (1993) によって提唱された dynamic OLS 法である。ラグ回数に関しては、AIC を使用し、その際の最大ラグ回数は 6 に設定した。貨幣需要に対する金利弾力性の推定結果は表 4 に示されている。表 4 から分かるように、金利弾力性の符号は、貨幣需要関数の理論で想定されている負であるという条件と一致し、有意水準 1% で有意な結果が得られた。次に、金利弾力性の点推定値であるが、オーバーナイト物、1 週間物、1 ヶ月物のそれぞれの値は、 -0.143 、 -0.182 、 -0.169 であることが確認された。

Miyao (2002) と宮尾 (2006) では M1 と無担保コールレート（オーバーナイト物）を用いて金利弾力性を推計した結果、点推定値はそれぞれ、 -0.133 、 -0.131 であった。Maki and kitasaka (2006) では 1964 年 1 月から 2003 年 4 月までの M1、無担保コールレート（オーバーナイト物）、鉱工業生産指数を用いて金利弾力性を推計した結果、 -0.112 であった。Hanabusa (2015) では 8 か月前のデータまで使用して同様の分析を行った結果、オーバーナイト物、1 週間物、1 ヶ月物に関する金利弾力性の点推定値の値は、それぞれ、 -0.14 、 -0.18 、 -0.16 であった。以上のことより、金利弾力性の値は、近年のデータを使用したとしても、それほど大きな乖離が存在する結果とはならなかった。

²³ 共和分検定に関する詳細な説明をしているテキストとして、Hamilton (1996) が挙げられる。

表2：単位根検定

	鉱工業生産指数	オーバーナイト物	1週間物	1ヶ月物	M3-鉱工業生産指数
レベル	-2.32	-1.33	-1.03	-1.26	-1.71
	1	2	0	3	1
階差	-7.97**	-4.88**	-9.42**	-12.01**	-7.87**
	0	1	0	1	0

注：Dickey and Fuller. (1979) によって提唱された単位根検定の結果を報告している。下段はラグ次数の長さを示している。

臨界値表はMacKinnon (1996) から引用である。

1% level -3.50

5% level -2.89

**は1%水準で統計的有意、*は5%水準で統計的有意を示している。

表3：共和分検定

トレース検定		
帰無仮説	検定統計量	p 値
実質 M3-鉱工業生産指数、オーバーナイト物		
r=0	18.460*	0.017
r1	2.873	0.090
実質 M3-鉱工業生産指数、1週間物		
r=0	22.408**	0.004
r1	3.593	0.058
実質 M3-鉱工業生産指数、1ヶ月物		
r=0	16.081*	0.041
r1	2.749	0.097

注：Johansen (1988)、Johansen and Juselius (1990) によって提唱された共和分検定の結果を報告している。

rは共和分共和分ベクトルの数を示す。

p値はMacKinnon, Haug, and Michelis (1999) を使用している。

**は1%水準で統計的有意、*は5%水準で統計的有意を示している。

表4：共和分ベクトルの推計

変数	定数項	金利弾力性
オーバーナイト物	6.693** (0.000)	-0.143** (0.000)
1週間物	6.690** (0.000)	-0.182** (0.000)
1ヶ月物	6.747** (0.000)	-0.169** (0.000)

注：0内はp値である。

**は1%水準で統計的有意、*は5%水準で統計的有意を示している。

V-2 グランジャーの因果性による政策目標と金融変数との関係

表 5 には、グランジャーの因果性検定の結果が報告されている。金融政策の操作目標である無担保コールレート（オーバーナイト物）とベース・マネーが短期金利、長期金利、株価、外国為替レートといった金融変数に対して、グランジャーの意味での因果性を有していないという帰無仮説に対して検証している。

表 5 から、無担保コールレート（オーバーナイト物）から短期金利もしくは、長期金利に対して、グランジャーの意味での因果性を有していないという帰無仮説が有意水準 5%で棄却されており、無担保コールレート（オーバーナイト物）から短期金利もしくは、長期金利に対して、グランジャーの意味での因果性の関係が支持された。しかし、無担保コールレート（オーバーナイト物）から株価もしくは、外国為替レートに対しては有意水準 5%で帰無仮説を棄却することができていないため、グランジャーの意味での因果性の関係が支持されなかった。

また、表 5 から、ベース・マネーから株価に対して、グランジャーの意味での因果性を有していないという帰無仮説が有意水準 5%で棄却されており、ベース・マネーから株価に対して、グランジャーの意味での因果性の関係が支持された。しかし、ベース・マネーから短期金利、長期金利、もしくは、外国為替レートに対しては有意水準 5%で帰無仮説を棄却することができていないため、グランジャーの意味での因果性の関係が支持されなかった。

上記の分析結果は、本多他（2010）で示唆されている株価チャネルの存在が量的緩和政策解除後も存在していた可能性を示唆しているが、あくまでも、2 変数間における予測の改善に関する結論であるため、この時点では、2006 年 8 月以降に、株価チャネルが存在していたことを正当化することはできない。そこで、次に、VAR モデルを利用した波及効果の検証を行い、株価チャネルの存在も併せて検証する。

表5：グランジャーの因果性検定

コールレート(オーバーナイト)から		ベース・マネーから	
1 年物金利	0.007	1 年物金利	0.272
10 年物金利	0.039	10 年物金利	0.608
株価	0.815	株価	0.035
為替レート	0.379	為替レート	0.124

注：表の数値はグランジャー因果性検定のp値である。

V-3 VAR モデルによる波及効果の検証

5 変数 VAR モデルで推定されたインパルス応答関数の結果は図 13 に報告されている。図 13 には、ベース・マネーショックの動学的効果を示している。着目する変数としては金融変数（短期金利、長期金利、株価、外国為替レート）である。そのため、図 13 にはその結果のみを抜粋して載せてある。実線が推計されたインパルス反応（12 期先までの累積）、点線の上下は 2 標

準誤差の幅の信頼区間である。なお、分析に使用した変数は全て階差を取っている。

金融変数に関して順番に見ていくことにする。最初に、国債金利である。短期金利の反応は 1 期目に正で、長期金利の反応は負に出ている。貨幣量を増加させるショックが起きた場合には、金融緩和となるため、名目金利が引き下がることが考えられる。しかし、ここでは長期金利は想定した方向に反応しているものの、短期金利は逆の方向に反応している。短期金利と長期金利の反応が異なった理由としては、日本銀行によって流動性が供給されたことで、投資家はより危険な長期の資産の方を好み、短期の資産よりも長期の資産を保有する行動にでたことが考えられる。しかし、2 期目以降長期金利は正の方向に反応するため、時間が経ると、長期の資産保有を減らしていくと考えられる。ただし、これらの結果とも統計的に有意ではない。

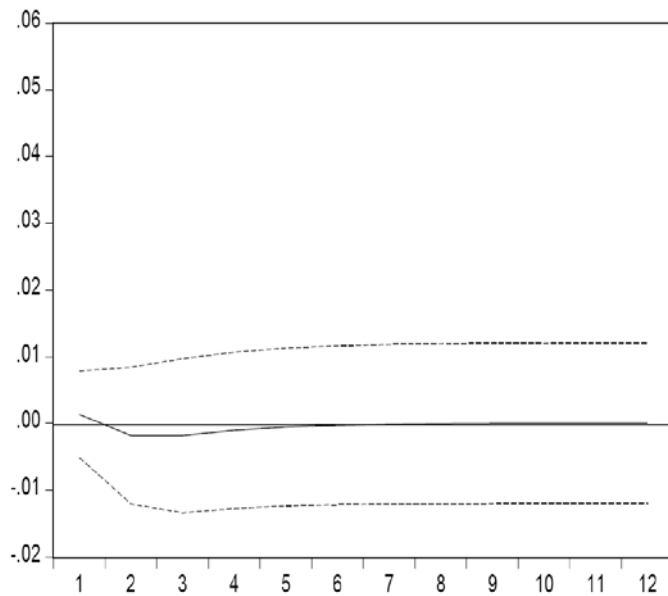
次に、株価の反応を見ていくことにする。株価の反応は正で、貨幣量を増加させるショックが起きたことにより、投資家はより危険な長期の資産の方を好み、安全な短期の資産保有を回避する行動にでたことが考えられる。ただし、この結果は統計的に有意ではない。以上より、量的緩和政策期間で起きていたと本多他（2010）で示唆されていた株価チャネルを通じた波及効果が、2006 年 8 月以降では肯定される結果を得られなかった。

最後に、外国為替レートの反応を見ていくことにする。外国為替レートの反応は正で、貨幣量を日本銀行が供給することで、円安効果が生じたことを示す。これは、投資家がドル資産を購入し、円資産を売却したことを意味する。日本の金利水準と米国の金利水準を比較した場合、日本の金融緩和政策が実行されたことで、日本の金利の方が下がり、円資産を売却する行動が生じたことが言える。なお上記の分析では、コレスキー分解に関する外生性の順番を、鉱工業生産指数、消費者物価指数、無担保コールレート（オーバーナイト物）、ベース・マネー、金融変数の順番にしていたが、操作目標の順番を変更して、鉱工業生産指数、消費者物価指数、ベース・マネー、無担保コールレート（オーバーナイト物）、金融変数で推計したとしても、結果は変わらなかった。その場合のインパルス応答関数の結果は図 14 に報告されている。また、研究対象期間が 2006 年 8 月から 2015 年までとなっているため、消費増税による影響でインフレ率が上昇している。この問題を回避するために、VAR モデルを推計する際の外生変数として、消費税導入ダミーを追加して分析した結果、大きな影響を与えることにはならず、頑健的な結果であることが分かった。

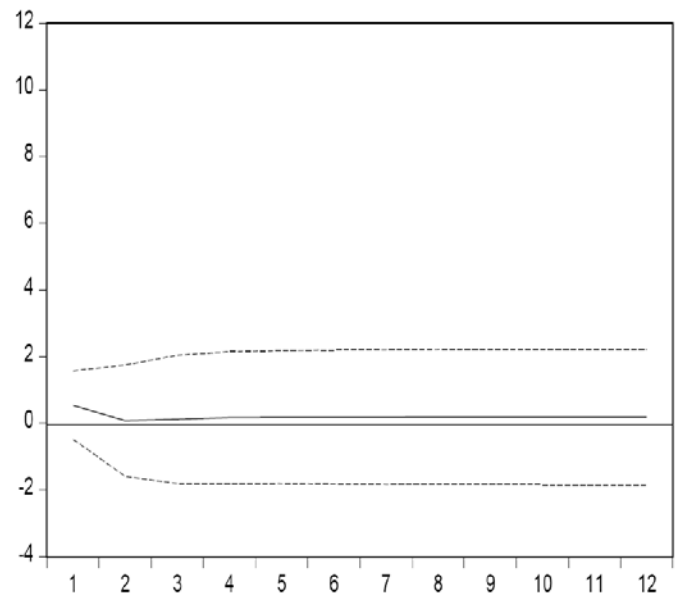
図13：ベース・マネーショックに対するインパルス応答関数

—外生性の順番：鉱工業生産指数、消費者物価指数、無担保コールレート（オーバーナイト物）、ベース・マネー、金融変数

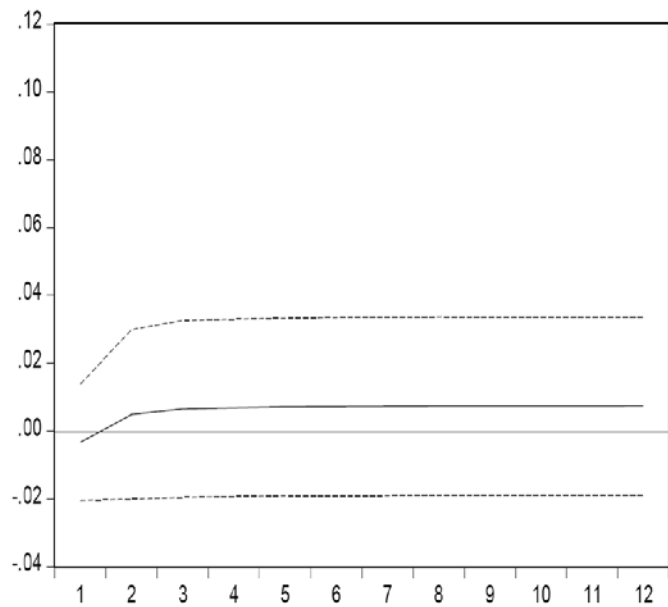
短期金利の反応



株価の反応



長期金利の反応



外国為替レートの反応

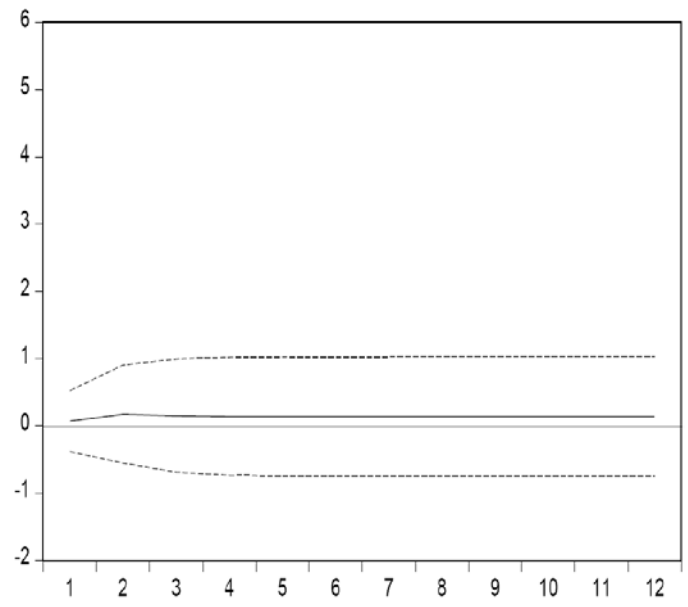
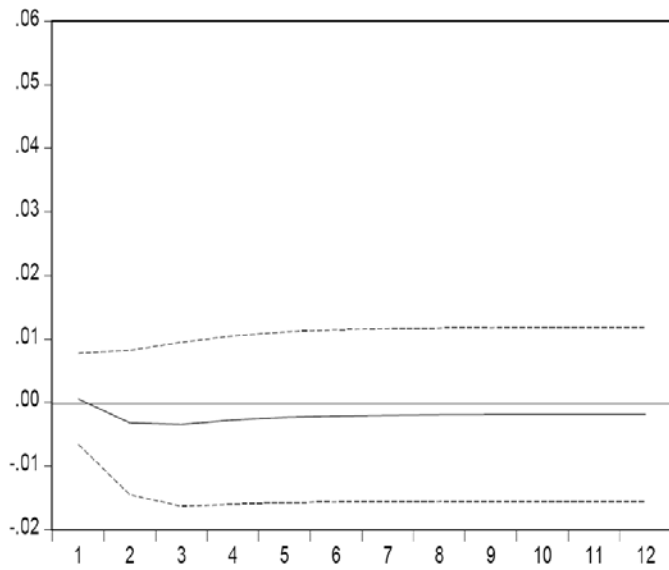


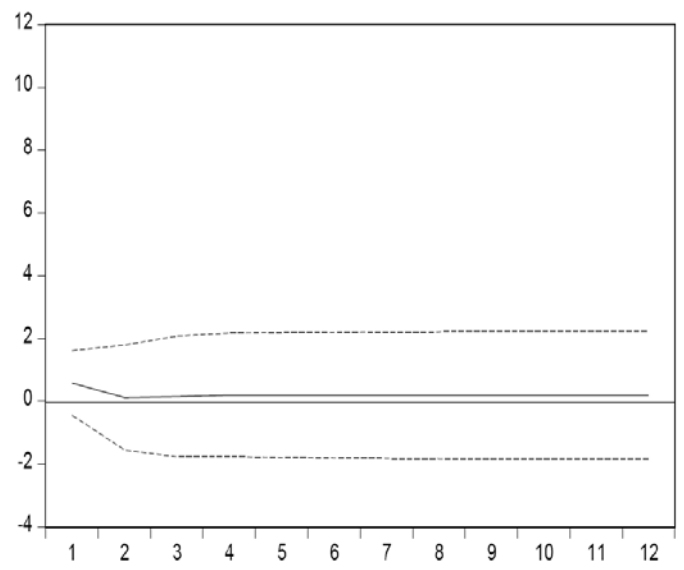
図14：ベース・マネーショックに対するインパルス応答関数

—外生性の順番：鉱工業生産指数、消費者物価指数、ベース・マネー、無担保コールレート（オーバーナイト物）、金融変数

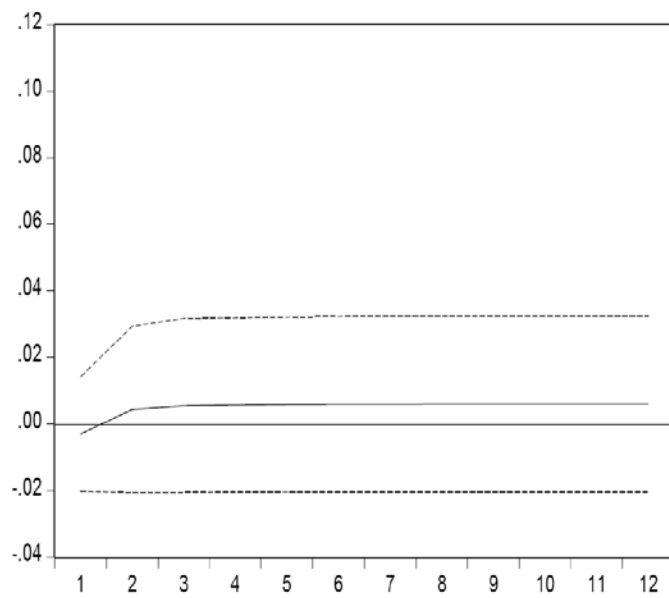
短期金利の反応



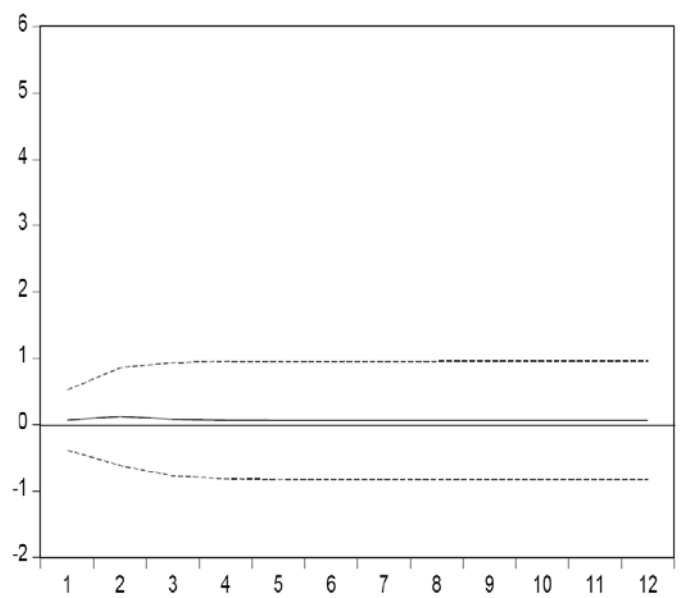
株価の反応



長期金利の反応



外国為替レートの反応



VI まとめ

本稿では、流動性と金融変数の関係に注目して検証を行った。分析の対象期間としては2006年8月から2015年5月までである。2006年3月に量的緩和政策が終了し、その後、2006年7月にゼロ金利政策も解除されることとなった。ゼロ金利政策の解除した時から直近までを対象期間として設定しているため、包括的金融緩和政策や量的・質的金融緩和政策の時期を含む形での検証となっている。この期間の貨幣需要関数の推計、グランジャーでの因果性や波及メカニズムに関する分析から得られた結果をまとめると以下になる。

1：貨幣需要関数には、共和分の関係が成立していたことより、より広義の意味での貨幣であるM3に対して、長期的に安定した貨幣需要関数が存在していることを確認することができた。その結果、無担保コールレート（オーバーナイト物）、無担保コールレート（1週間物）、無担保コールレート（1ヶ月物）の金利弾力性の値は絶対値でみて、それぞれ、0.143、0.182、0.169であることも確認できた。

2：無担保コールレート（オーバーナイト物）から短期金利と長期金利に対して、また、ベース・マネーから株価に対して、グランジャーの意味での因果性の関係が支持された。このことから、金融変数を予測する際に、金融政策の操作目標変更による情報が役立つことが確認された。

3：ベース・マネーショックに対し、短期金利は正、長期金利は負に1期目に反応し、株価は正に、外国為替レートも正に反応していることが確認できた。ただし、これらの反応は統計的に有意な結果ではない。したがって、株価チャネルを支持する頑健な結果は得られなかった。

上記の結果から、日本の貨幣需要関数はこの期間安定的であることが分かった。これにより、日本銀行が緩和政策として流動性を供給するとそれに見合った貨幣需要が生じ、市場で調整されることになる。その際、短期的に投資家はより危険な資産である長期国債や株式を保有し、短期国債といったより安全資産の保有を減らす傾向にあるが、時間が経ると、長期国債の保有を減らす傾向にあることが分かった。

参考文献

- [1] 鶴飼博史「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」『金融研究』（日本銀行金融研究所）第25巻第3号, 2006年, 1-54ページ。
- [2] 竹田陽介・小巻康幸・矢島康次『期待形成の異質性とマクロ経済政策：経済主体はどこまで合理的か』東洋経済新報社, 2005, 231-261ページ。
- [3] 地主敏樹・小巻泰之・奥山英司『世界金融危機と欧米主要中央銀行ーリアルタイム・データと公表文章による分析ー』晃洋書房, 2012年, 1-221ページ。
- [4] 英邦広「量的緩和政策下でのコミットメント条件の明確化と市場の予想形成」『同志社商学』（同志社大学）第61巻第4・5号, 2010年, 90-107ページ。
- [5] 英邦広「ゼロ金利政策と量的緩和政策のアナウンスメント効果の検証」『同志社商学』（同志社大学）第62巻第5・6号, 2011a年, 105-137ページ。
- [6] 英邦広「量的緩和政策下での日銀当座預金残高と為替レートの関係」『同志社商学』（同志社大学）第63巻第3号, 2011b年, 91-111ページ。
- [7] 英邦広「日銀当座預金残高目標の引き上げによる長短金利差への影響」『金融経済研究』第32号, 2011c年, 78-95ページ。
- [8] 英邦広「リーマン・ショック以降の米国金融市場の分析」『中京大学経済学論叢』（中京大学）第24号, 2013年, 119-142ページ。
- [9] 英邦広「世界金融危機と欧州中央銀行の対応」『中京大学経済学論叢』（中京大学）第25号, 2014年, 1-24ページ。
- [10] 英邦広「日本の貨幣需要とマクロ経済に関する一考察」『応用計量経済学研究』（中京大学経済学部附属経済研究所）第22輯, 2015年, 83-118ページ。
- [11] 福田慎一「非伝統的金融政策ーゼロ金利政策と量的緩和政策ー」『フィナンシャル・レビュー』（財務省財務総合政策研究所）第99号, 2010年, 9-34ページ。
- [12] 藤木裕・渡邊喜芳「わが国の1990年代における通貨需要：時系列分析と横断面分析による検証」『金融研究』（日本銀行金融研究所）第23巻第3号, 2004年, 1-60ページ。
- [13] 藤木裕「地域別データを用いた通貨需要関数の推計：アップデートと追加的発見」『金融研究』（日本銀行金融研究所）第33巻第3号, 2014年, 1-60ページ。
- [14] 本多祐三・黒木祥弘・立花実「量的緩和政策ー2001年から2006年にかけての日本の経験に基づく実証分析ー」『フィナンシャル・レビュー』（財務省財務総合政策研究所）第99号, 2010年, 59-81ページ。
- [15] 宮尾龍蔵『マクロ経済政策の時系列分析ー政策効果の理論と実証ー』日本経済新聞社, 2006
- [16] Bae, Y., Kakkar, V. and Ogaki, M., (2006) Money Demand in Japan and Nonlinear Cointegration, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38, No. 6, PP. 1659-1667.
- [17] Dickey, D. and Fuller, W.A. (1979) Distribution of the Estimates for Autoregressive Time

- Series with a Unit Root, *Journal of American Statistical Society*, Vol. 74, No.366, PP. 427-431.
- [18]Granger, C.W.J., (1969) Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods, *Econometrica*, Vol.37, No.3, PP. 424-438.
- [19]Hamilton, J.D., (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [20]Inagaki, K., (2009) Estimating the Interest Rate Semi-Elasticity of the Demand for Money in Low Interest Rate Environments, *Economic Modelling*, Vol.26, Issue 1, PP. 147-154.
- [21]Johansen, S., (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, Issue 2-3, PP. 231-254.
- [22]Johansen, S. and Juselius, K., (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, Issue 2, PP. 169-210.
- [23]Lucas, Jr., R.E., (1988) Money Demand in the United States : A Quantitative Review., *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.29, PP. 137-168.
- [24]Maki, D. and Kitasaka, S., (2006) The Equilibrium Relationship among Money, Income, Prices, and Interest Rates : Evidence from a Threshold Cointegration Test, *Applied Economics*, Vol.38, Issue 13, PP. 1585-1592.
- [25]Miyao, R., (2002) Liquidity Traps and the Stability of Money Demand: : Is Japan Really Trapped at the Zero Bound?, RIEB Discussion Paper No.127, Kobe University.
- [26]Nakashima, K., (2009) An Extremely-Low-Interest-Rate Policy and the Shape of the Japanese Money Demand Function : A Nonlinear Cointegration Approach, *Macroeconomic Dynamics*, Vol.13, Issue 05, PP. 553-579.
- [27]Nakashima, K. and Saito, M., (2012) On the Comparison of Alternative Specifications for Money Demand: The Case of Extremely Low-interest Rate Regimes in Japan, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.26, Issue 3, PP. 454-471.
- [28]Saikkonen, P., (1991) Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions, *Econometric Theory*, Vol.7, Issue 01, PP. 1-21.
- [29]Sims C.A., (1972) Money, Income, and Causality, *The American Economic Review*, Vol.62, No.4, PP. 540-552.
- [30]Stock, J.H. and Watson, M.W., (1993) A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica*, Vol.61, No.4, PP. 783-820.
- [31]Svensson, L., (2005) Monetary Policy and Japan's Liquidity Trap, ESRI国際カンファレンス: 「日本経済の持続的成長のための政策選択」, 内閣府 経済社会総合研究所, 2005年9月

中国の外貨準備資金による アクティブ株式運用の実証研究

長崎県立大学 国際交流学科 准教授 小原 篤次

中国の外貨準備資金によるアクティブ株式運用の実証研究 (調査研究レジュメ)

小原 篤次 (長崎県立大学)

(研究の背景)

政府系ファンドの運用資産は 2007 年からの 8 年間でほぼ倍増し 7 兆ドルを超えている。ニューヨーク証券市場の時価総額には及ばないものの、NASDAQ を上回り、東京証券取引所の 2 倍近くの規模に相当する。年金、生命保険、投資信託に次ぐ、主要な機関投資家に成長してきた。

政府系ファンドの資産規模上位には 2 つの中国系政府系ファンドがある。中国投資有限責任公司 (China Investment Corporation, CIC)、中央銀行・中国人民銀行の外局である国家為替管理局傘下の運用機関 (SAFE Investment Company) である。2015 年 7 月の運用資産ランキングでは、CIC が世界 4 位の 7467 億ドル、SAFE 系運用機関が世界 6 位の 5470 億ドルで、世界の主要な政府系ファンドとして位置づけられる (SWF Institute)。CIC だけでも世界全体の政府系ファンドの運用資産の 10%を超えている。

CIC は、事実上、外貨準備高を原資として設立した。CIC は、政府系ファンドとしては情報開示度が高いシンガポールのテマセク社や、シンガポール投資公社をモデルにしたとされる。CIC は、資産規模に比べて情報開示の遅れが指摘されてきた。先進国の機関投資家と比べると、決して投資対象銘柄など投資行動の詳細が公表されているわけではない。このため、政府系ファンドが拡大する中で、CIC など中国系政府系ファンドは批判の中心にあった。

政府系ファンドをめぐる課題や批判について、トゥルーマンが、①投資のミスマネジメント、②政治的パワーや経済的パワーの追求、③金融保護主義の激化、④金融市場の混乱や不安定さの誘因、⑤政府系ファンド設立国と投資先との利益相反の 5 つに整理したうえで、こうした課題や批判が政府系ファンドの不透明さ (opacity) から生じていると指摘している。特に中国の政府系ファンドは巨大ではあるが、設立年数も短い。情報開示が遅れていることで、脅威論の原因との指摘もある。

政府系ファンドに関連する先行研究はデータ制約のため、これまでの多くの研究は、主に国や原資も異なる複数の政府系ファンドを対象にしてきた。特定の政府系ファンド保有国やファンドを対象とした研究は少ない。

(研究の概要)

こうしたなか日本では 2010 年以降、経済紙やビジネス雑誌が「OD05・オムニバス」などの大株主名 (アカウント名) に着目し、「中国政府系ファンド」の保有が日本の上場企業的主要株主であることが報道されていた。本研究は、CIC のアニュアル・ブック (2008 年～2013 年) のほか、「OD05・オムニバス」などのアカウント名を手掛かりにして大株主データ (2009 年 3 月期～2013 年 3 月期の 5 年間、情報源: BUREAU VAN DIJK のデータベース OSIRIS)

を整理することで、中国政府系ファンドの日本株式投資を実証的に研究することを目的とする。CIC のアニュアル・ブックから明らかになるのは、全体の運用資産の 3 分の 1 が対外投資に向けられていることと、対外投資の運用実績が国内を下回っていることなどである。とくに内外の運用実績の違いから、政府系ファンドとして内外の投資条件・環境は異なると考えられるが、CIC は対外投資もかなり高いパフォーマンスを期待されていたとの解釈も可能だろう。

次に、日本銀行の対内証券投資残高統計によって、「OD05・オムニバス」など大株主データの捕捉度合いを確認しておく。対内証券投資残高統計は、中国投資家による日本株式保有が明らかにされている。中国の投資残高は 2006 年末の 5913 億円から、2007 年末には 1 兆 9000 億円、2008 年末には 1 兆 4544 億円に増加した。2009 年末には一時、大幅減少したものの、2010 年末には 3 兆円を超えて、2012 年末には 4 兆 1486 億円と投資残高を回復させた。「OD05・オムニバス」など大株主データを収集すると、2010 年からの 3 年間については日本銀行統計が示した中国の対内株式保有残高の増加と同様に、増加基調であり、収集されたデータが日本銀行統計のほぼ半分に相当する。こうした傾向は、金融当局や金融機関などへのヒアリングとも整合的である。特定の中国政府系ファンドを示すわけではないものの、情報開示度が低いとされた「中国政府系ファンド」の包括的な実証研究および定量分析の機会が生じていることが確認できる。

さらに、「OD05・オムニバス」など大株主データと海外の機関投資家が使用する日本株のベンチマークのひとつ MSCI Japan との業種分類を 2013 年 3 月末で比較すると、126 銘柄のうち 120 銘柄は、機関投資家のベンチマークの一つ MSCI Japan の構成銘柄であることが分かった。業種分類では製造業で 51.0% (MSCI Japan 53.5%)、金融・保険業 22.9% (MSCI Japan 17.0%) と、金融・保険業のウエイトが高い。

最後に、中国保有ダミー（保有：1、非保有：0）と中国保有の時価総額を被説明変数にして、株式時価総額（対数値、実数）、株主資本利益率（roe）、総資本利益率（roa）、一株当たり純資産（bps）、株価純資産倍率（bps）、一株当たり利益（eps）、一株当たり配当（dps、対数値、実数値）との回帰分析を行った。解釈としては、中国の政府系ファンドが一定の時価総額以上の上場企業を投資ユニバースとしている可能性を示唆する。年金、生命保険など伝統的な機関投資家同様、ベンチマークを用いながら、一定の時価総額以上の企業を投資対象としていると視るのが妥当であろう。中国系政府系ファンドの場合、そもそも運用実績が短いなかでポートフォリオを構築するため、アクティブ運用であっても、ベンチマークを重視する意義は大きいだろう。

課題として、対象企業や投資指標を拡大させ、より詳細な回帰分析（パネル分析など）を続けることである。投資指標の変化（収益や株価）にも着目したい。将来的には、中東系ファンドが日本株式の大株主データで捕捉できる可能性があり、両者の投資行動を比較研究に発展させたい。

中国の外貨準備資金によるアクティブ株式運用の実証研究

小原 篤次（長崎県立大学）

I. はじめに

2008 年のリーマン・ショック後も、政府系ファンドの資産規模は 2014 年末には 7 兆ドルを超えて、年金・保険・投資信託に次ぐ巨大な機関投資家に成長している。世界一の外貨準備高を保有する中国の政府系ファンドは運用資産規模で世界の主要政府系ファンドである。事実上、外貨準備高を原資として設立した中国投資有限責任公司（CIC）¹は、政府系ファンドとしては情報開示度が高いシンガポールのテマセク社（Temasek Pte. Co.）や、シンガポール投資公社（Government of Singapore Investment Corporation Pte Ltd., GIC）²をモデルにして設立されたとされる（Smith 2009³）。CIC は、資産規模に比べて情報開示の遅れ⁴が指摘されてきた。投資対象銘柄など投資行動の詳細はアニュアル・ブックなどでは開示されてこなかった。CIC 設立はリーマン・ショックの前年で、国際資本市場の価格変動や金融機関経営が不透明な時期に設立された。中国には CIC に先駆けて、中央銀行・中国人民銀行の外局である国家為替管理局（SAFE）傘下の運用機関が株式運用を行っている。運用資産は 5000 億ドルを超えるとされ、2015 年 6 月の運用資産ランキングでは、CIC が世界 4 位、SAFE 系運用機関が世界 6 位の政府系ファンドに位置している（SWF Institute）。

政府系ファンドをめぐる課題や批判について、米連邦準備理事会（FRB）の要職や米財務次官補などを歴任したエドウィン・トゥルーマン（ピーターソン国際経済研究所シニアフ

¹ 中国の財政部は 2007 年 8 月 29 日、総額 6000 億人民元の特別国債の発行を発表した。外資流入による資金流入を吸収し、CIC の資本の原資になると説明している。全国人民代表大会は、総額 1 兆 5500 億元の発行を承認している。また中国人民銀行は 2007 年 12 月 11 日、7500 億元の特別国債を買い入れたと発表している。中国人民銀行が、財政部発行の特別国債を直接、購入できないため、中国農業銀行を通じて間接的に購入されたとされる。2013 年末で運用資産は 6000 億ドルを超え、外貨準備高に対して 20% 近い規模になっている。世界 4 位の政府系ファンドである。

² テマセク社は 1974 年に財務省のもとで、GIC は 1984 年に通貨管理庁のもとで、それぞれ設立している。シンガポールの政府系ファンドについては、中村みゆき（2013 年）『政府系ファンドの投資戦略と投資家動向』税務経理協会が詳しい。

³ Smith, V. (2009), “Tools of Survival: Sovereign Wealth Funds in Singapore and China,” *Geopolitics*, 14, pp. 328-344.

⁴ 投資銀行、IR コンサルタントへのヒアリングもあわせて実施して情報不足の補完を目指した。このアニュアル・ブックは CIC にとって唯一、継続して公開されている重要な一次資料である。ただし公表される項目、バランスシート上の費目分類はしばしば変更されるなどデータの継続性に欠け、監査部門や監査役はいるものの、第 3 者の監査法人によるコメントや証明も付けられていない。こうした制約は包括的な研究を阻む障害となっている。

ェロー）が、①投資のミスマネジメント、②政治的パワーや経済的パワーの追求、③金融保護主義の激化、④金融市場の混乱や不安定さの誘因、⑤政府系ファンド設立国と投資先との利益相反の5つに整理したうえで、こうした課題や批判が政府系ファンドの不透明さ（opacity）から生じていると指摘している⁵。

特に中国の政府系ファンドは情報開示が遅れていることで、脅威論の原因との指摘もある。2つの主要ファンドのうち、CICは2008年よりアニュアル・ブックを刊行するなど不十分ながら情報開示を継続しているものの、SAFEはアニュアル・ブックなどの情報開示はなされていない。他方、中国にとっては、増大する外貨準備高を先進国国債保有以外に活用する方策である。政府系ファンドは、内外を投資対象とする先進国の年金基金や保険会社など伝統的な機関投資家と違い、主に対外投資を対象としている。このことで投資先の情報開示で投資行動を把握できる可能性がある。

政府系ファンドに関連する先行研究はデータ制約もあり、これまではもっぱら国や原資も異なる複数の政府系ファンドを対象にしてきた（Kotter and Lei 2011, Bortolotti, Fotak, Megginson and Miracky 2010, Johan, Knill, Mauck 2013, Chhaochharia and Laeven 2009）。こうしたなか日本では2010年以降、経済紙やビジネス雑誌が「OD05・オムニバス」などの大株主名（アカウント名）に着目し、「中国政府系ファンド」の保有が日本の上場企業の主要株主であることが報道されており、情報開示度が低いとされた「中国政府系ファンド」の包括的な実証研究および定量分析の機会が生じている。

そこで本稿⁶は、まず政府系ファンドの運用資産の拡大、中国最大の政府系ファンドCICの運用を確認したうえで、さらに実証研究に関する先行文献のサーベイを行うことで、統計制約による個別のファンドの実証分析の遅れを明らかにする。さらに、BUREAU VAN DIJCKのOSIRIS⁷（大株主を含む財務データベース）を用いて、「OD05・オムニバス」など中国政府系とされる複数のアカウント名によって投資銘柄を、2009年から2013年まで抽出すると、延べ261銘柄（合計126企業）の保有が確認できる。対象は東京証券取引所上場の3月期決算企業である。日本銀行の中国からの対内証券投資額のほぼ半分の時価総額に相当する。126銘柄のうち120銘柄は、機関投資家のベンチマークの一つMSCI Japanの構成銘柄であることが分かった。また、最後に中国系保有状況を被説明変数にし、時価総額（対数値）、株主資本利益率（roe）など投資指標を説明変数とし、単回帰分析を実施している。

II. 拡大する政府系ファンド

政府系ファンドの運用資産は2007年からの8年間でほぼ倍増し7兆ドルを超えている（図1）。ニューヨーク証券市場の時価総額には及ばないものの、NASDAQを上回り、東京証

⁵ Truman, E. M. (2010), "Sovereign Wealth Funds," Peterson Institute", pp. 35-56.

⁶ 政府系ファンドの情報開示が限られているとはいえ、CICやSAFEのような巨大ファンドが少なくとも先進国の上場株式市場で、脅威論につながるような特異な投資行動を採用していると考えの根拠も十分提示されてきたとは考えにくく、脅威論として片づけるのは適切ではないのだろうか。さらに、むしろモダンポートフォリオ理論や分散投資の運用手法（ベンチマークの利用など）に従っているのではないか。という問題意識である。

⁷ 世界202カ国で約8,000万社分の企業情報および財務情報などが提供されている。

券取引所の2倍近くの規模に相当する。

中東など一部の政府系ファンドは比較的長い歴史を有している。サウジアラビア通貨庁（SAMA）は1952年、クウェート投資庁（KIA）は1953年に設立されている。こうした中東の政府系ファンドは60年以上、国際分散投資を続けており、比較対象を単に政府系ファンドではなく、世界の機関投資家（現存する年金基金、生命保険、投資信託などを含む）に拡大してみても、その継続性に特徴がある。ただし用語としての政府系ファンドはロシア系の金融実務家が2005年に生み出した造語で新しい現象である。運用資産上位10の政府系ファンド（表1）のなかで、本論が着目しているCICは最も歴史が短い。政府系ファンドやIMFは政府系ファンド間の連携ネットワークを組織して定義も示している。しかし依然、統一された定義はないとする研究者も少なくない。Kotter and Lei 2011は、政府保有の投資機関で、①政府内部以外の所有者へ明示的な債務がない、②高リスクの外国資産への著しいエクスポージャー、③長期にわたる投資期間としている。

図1 世界の政府系ファンドの運用資産の推移

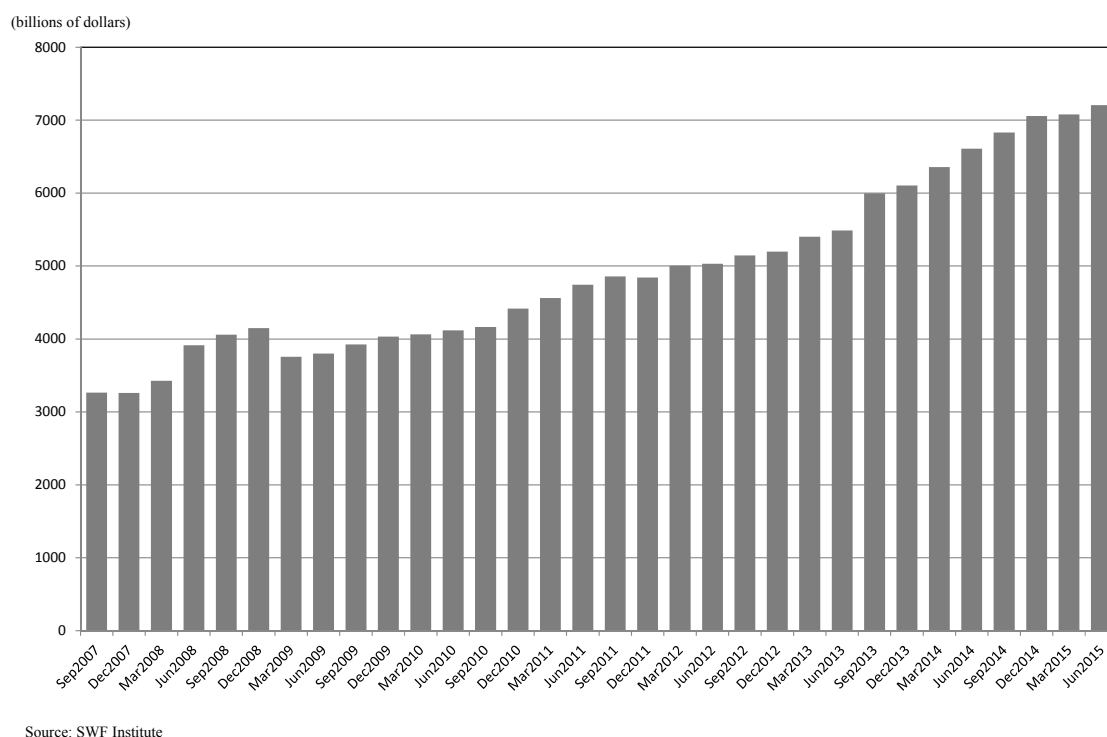


表1 運用資産上位20の政府系ファンド

Sovereign Wealth Fund Name	Country	Fund source	Year created	Estimated total assets (billion of dollars)
Government Pension Fund – Global	Norway	Oil	1990	882
Abu Dhabi Investment Authority	United Arab Emirates	Oil	1976	773
SAMA Foreign Holdings	Saudi Arabia	Oil	1952	757
China Investment Corporation	China	Non-Commodity	2007	747
Kuwait Investment Authority	Kuwait	Oil	1953	592
SAFE Investment Company	China	Non-Commodity	1997	547
Hong Kong Monetary Authority Investment Portfolio	Hong Kong	Non-Commodity	1993	400
Government of Singapore Investment Corporation	Singapore	Non-Commodity	1981	344
Qatar Investment Authority	Qatar	Oil & Gas	2005	256
National Social Security Fund	China	Non-Commodity	2000	236
Temasek Holdings	Singapore	Non-Commodity	1974	194
Investment Corporation of Dubai	United Arab Emirates	Non-Commodity	2006	183
Abu Dhabi Investment Council	United Arab Emirates	Oil	2007	110
Australian Future Fund	Australia	Non-Commodity	2006	95
Reserve Fund	Russia	Oil	2008	89
Korea Investment Corporation	South Korea	Non-Commodity	2005	85
National Welfare Fund	Russia	Oil	2008	80
Samruk-Kazyna JSC	Kazakhstan	Non-Commodity	2008	78
Kazakhstan National Fund	Kazakhstan	Oil	2000	77
International Petroleum Investment Company	United Arab Emirates	Oil	1984	66

Source: SWF Institute

III. CIC の運用概観⁸

CIC が開示するアニュアルレポートを読み解くことで、2013 年までの全体の運用資産の増加、そのなかで 30%程度を占めるグローバル・ポートフォリオの投資戦略を整理していく。中国政府系ファンドの実証研究との関連性から、2 つポイントを指摘しておきたい。

まずは 2008 年から 2013 年のすべての期間で、グローバル・ポートフォリオの運用年率が国内を含むポートフォリオ全体の運用実績を下回っていることである⁹（表 2）。

⁸ 小原篤次(2014 年)「中国政府系ファンド・中国投資有限責任公司(CIC)の投資戦略」『長崎県立大学国際情報学部研究紀要』第 14 号 135-140 ページは 2008 年から 2012 年までのアニュアルレポートによる考察である。本論では、前稿に 2013 年のアニュアルレポートによる考察を追加している。

⁹ 解釈としては政府系ファンドとして国内の投資機会に恵まれている可能性、グローバル・ポートフォリオで過度な利益を追求していない可能性などである。

表 2 CIC の運用状況

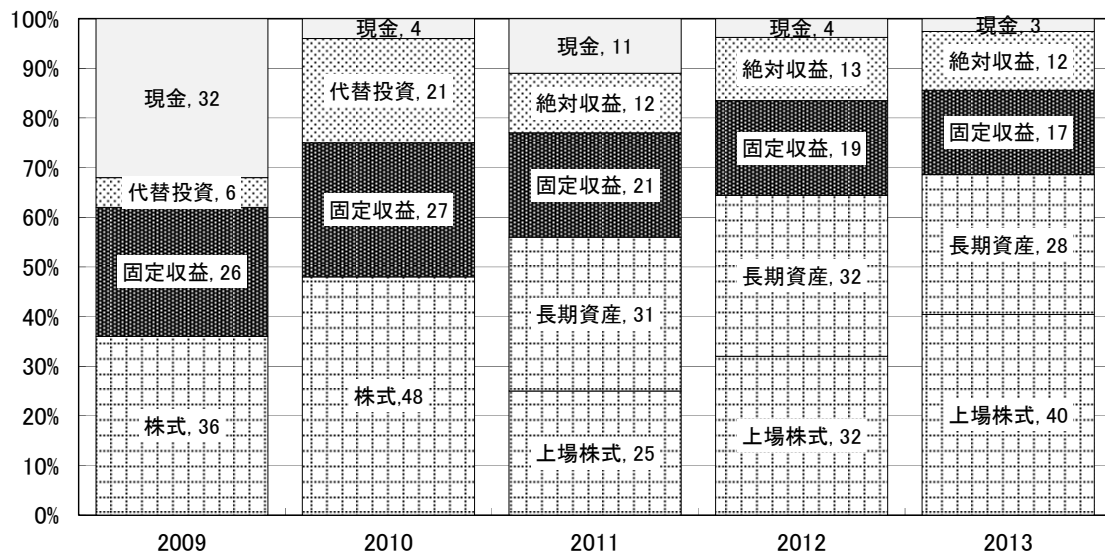
単位:100万ドル

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
運用資産総額a	297,540	332,394	409,579	482,167	575,178	652,740
グローバル運用資産	56,059	93,314	133,309	146,890	190,304	205,197
グローバル資産割合	18.8%	28.1%	32.5%	30.5%	33.1%	31.4%
グローバル運用年率	-2.1%	11.7%	11.7%	-4.3%	10.6%	9.3%
純利益率b	7.8%	12.5%	12.6%	10.0%	13.5%	13.3%
外貨準備高比率c	12.4%	11.7%	14.4%	15.2%	17.4%	17.1%

(注) b=(純利益/a)*100、c=(a/外貨準備高)*100。純利益率には中国国内の金融機関株式の評価損益、配当金が含まれる。

(出所) 中国投資有限責任公司(2009),(2010),(2011),(2012),(2013),(2014)、中国人民銀行より筆者作成

図2 CICのグローバル・ポートフォリオの資産配分



(注) 年末値。2010年までは株式と長期資産の区別がない。代替投資から絶対収益の表記に変わっている。

(出所) 中国投資有限責任公司[2011]29頁、[2012]28頁、[2013]36頁、[2014]31頁より作成。

次に、グローバル・ポートフォリオの現金比率が2009年の32%から2010年には4%に低下していることである(図2)。CICは2007年に設立したばかりの新規ファンドであるが、現金比率の低下から2010年には初期のポートフォリオ構築が構築(フル・インベストメント)されていたことがわかる。

1. CICの運用資産

アニュアルレポートによると、運用資産総額は2008年末、2975億4000万ドル、2009年末、3323億9400万ドル、2010年末、4095億7900万ドル、2011年末、4821億6700万ドル、2012年末、5751億7800万ドル、2013年末、6527億4000万ドルと順調に拡大している(表2)。CICの運用資産は、2007年の設立当初は2000億ドルだった。運用資産総額

は 2008 年から 2013 年までの 5 年間で、運用資産総額は 2974 億 4000 万ドルから 6527 億 4000 万ドルへと 2 倍以上に増加したことになる。

しかし、設立時 2000 億ドルの運用資産が 2 年後の 2009 年末には、3323 億ドルと 66.2% 増額している。運用成績だけで増額するにはあまりにも巨額であり、しかもグローバル・ポートフォリオの現金比率が 32% と高い。増額理由を示す記述がなされていない。2009 年のアニュアルレポート¹⁰では、年間総合収益率(資本金に対する収益率)¹¹は 2008 年、6.8%、2009 年、12.9%、また、グローバル・ポートフォリオの年間運用収益率は 2008 年、マイナス 2.1%、2009 年 11.7% と開示しているが、為替など要因分析が示されているわけでもない。資産配分の効果なのか、少なくともベンチマークと比較する形の説明が必要である。

他方、報道では、CIC の運用資産は 2007 年の設立当初は 2000 億ドルで、3 分の 1 が対外投資ポートフォリオとされていた¹²。表 2 で示したように、運用資産総額に占めるグローバル・ポートフォリオ¹³の割合は 2009 年には 32.5% になった後、30% 台を維持しており、当初の運用方針が順守されていることになる。

2011 年のアニュアルレポート¹⁴では、国家為替管理局 (SAFE) から 300 億ドルの資本が増額される予定とされている。運用原資の追加に関する情報で、アニュアルレポートで公表されているのは、300 億ドルの資本金の増額予定のみである。同じ金額は、年 1 回開催される全国人民代表大会中の取材による報道¹⁵でも明らかにされていた。ただしその後のバランスシートでも、資本金 (当初から 2000 億ドル) の増額は確認できない。

その後、グローバル・ポートフォリオの年間運用収益率は 2011 年にマイナス 4.3% と過去最悪の損失を記録したものの、2012 年には 10.6%、2013 年には 9.3% に回復している。2008 年から 2013 年までの平均収益率は 6.2% となる。ちなみに GPIF の過去 6 年の平均収益率¹⁶は 3.1% である。GPIF は 2008 年度、マイナス 10.0% を記録したことが運用成績を低下させている。GPIF は CIC と違い、リーマン・ショック前から運用を続けており、運用成績に与える影響が大きくなったと言えるだろう。CIC の 2008 年を除く平均収益率は 7.8%、GPIF は 5.8% と両者の差は縮まる。また 2011-2013 年 (年度) の過去 3 年に絞ると、CIC の 5.2% に対して GPIF が 7.1% となっている。

¹⁰ 中国投資有限責任公司 (2010 年)「2009 年年度報告」、33 ページ。

¹¹ CIC の年間総合収益率は 2010 年以降、公表されていない。

¹² Truman, E. M. (2010), "Sovereign Wealth Funds," Peterson Institute, p. 16.

¹³ 表 2 では、アニュアルレポートの連結貸借対照表 (合并资产负债表) の純損益を通じて公正価値で測定される金融資産 (以公允价值计量且其变动计入当期损益的金融资产, FVTPL) をグローバル・ポートフォリオに相当するとみなしている。連結貸借対照表で最も多額なのは長期株式投資の項目である。この項目に中央為金投資有限責任公司を通じて保有する金融機関の持ち株が含まれている可能性が高い。

¹⁴ 中国投資有限責任公司 (2012 年)「2011 年年度報告」、4 ページ。

¹⁵ Wall Street Journal Online. (2012), March 4.

¹⁶ CIC は 12 月期、GPIF は 3 月期。

2. グローバル・ポートフォリオの投資戦略

次に運用資産総額の30%程度を占めるグローバル・ポートフォリオ全体の投資戦略を見ていくことにする。資産配分が決まれば、過去の運用実績から運用成績のシミュレーションも可能となる重要な情報である。

まず現金比率が2009年末時点の32%から2010年末で4%に低下しており、初期のグローバル・ポートフォリオが構築されたことがわかる。またCICのグローバル・ポートフォリオにとって、主たる投資対象は株式（上場株式・長期資産）と言える。株式比率は2010年の48%から2013年には68%に拡大している。注意点は、2010年までは単に株式と記載されていることである。2011年以降は、長期資産と上場株式と別の項目を設けて、開示されている。長期資産には増資やIPO時の投資がふくまれているとみられる。2010年までは、「代替投資」（オルタナティブ）と記載され、2011年以降、「絶対収益」（アブソリュートリターン）と記されている。不動産やプライベート・エクイティのほか、ヘッジファンドなどの資産が保有されているとみられる。

固定収益は、先進国を中心とする国債や社債への投資が考えられる。サブ・プライムローン問題で注目された証券化商品も固定収益に含まれる分類である。

グローバル・ポートフォリオの投資戦略をみると、株式投資比率を上げる一方、固定収益を圧縮し、2010年以降の4年間、代替投資・絶対収益は10%以上のウェイトを維持している。かなりリスク許容度が高い積極的な投資戦略と判断できる。

3. 地域別の株式投資戦略

第2項では、CICが株式投資ウェイトを高め、代替投資や絶対収益もポートフォリオに組み入れることで、積極的な運用方針であることを示した。

第3項では、グローバル・ポートフォリオのうち、地域別の株式投資戦略を確認することとする。グローバル・ポートフォリオの資産配分では2011年から、公表される分類が変更されていた。株式戦略では地域別の株式配分が2012年から、項目が変更されている。2011年までは、北米、アジア太平洋、欧州、中南米、アフリカと5つに分類されていた。しかしながら、2012年からは、米国株、非米国株（先進国）、新興国株の3分類に簡素化されている。米国株の中には、上場不動産投資信託（REIT）や日本も含む上場株式投資信託（ETF）が含まれる可能性もある。変更した理由を想像すると、(a)新興国株式のウェイトが高まった、(b)米国株の分類が難しくなった一などが考えられる。分類が少なかったことで結果的には、各地域への投資実績が判断しにくい情報開示になっている。

MSCIは世界で代表的な世界株式ベンチマークである。MSCI ACWIは新興国株式市場を含むものの、MSCI WORLDは先進国株式市場のみで構成されている。この違いが、米国、英国、日本など先進国のウェイトの変化につながっている。米国は48.4%と54.3%、英国は8.1%と9.1%、日本は7.9%と8.9%である。新興国はMSCI ACWIでは、その他に含まれる。

こうした特徴のあるMSCIの株価指数とCICのグローバル・ポートフォリオの地域別の株式配分をみると、類似点が少なくない。

4. 業種別の株式投資戦略

最後に、グローバル・ポートフォリオのうち、業種別の株式配分を確認する。2012年に不動産の分類がない以外は、2010年から2013年までの4年間、継続的に公表されている。主な変化は、金融セクターのウエイトの高まり（2010年：17.0%→2013年：22.9%）とエネルギーセクターのウエイトの縮小（13.0%→8.5%）と言えるだろう。世界株式ベンチマーク MSCI の長期統計が入手（有料サービス）できておらず、比較は難しい¹⁷。

5. 大株主データによる対日株式投資の動向

中国系政府系ファンドの対日投資は2010年より報じられるようになった¹⁸。有価証券報告書の主要株主一覧には上位10社が記載されている。エコノミストは2008年3月末時点で、ソニーなど数社の株式を保有し、2009年3月末には13社、2010年3月末には34社で、総額6155億円にのぼると報じられた。投資家の可能性として、CICのほか、全国社会保障基金、適格国内機関投資家（QDII）があげられている。週刊東洋経済は上位30位までの株主情報を基にして、中国政府系とみられる「OD05・オムニバス」に関連する3アカウントについて調べている。「OD05・オムニバス」は2007年で確認された以降、株主として捕捉し、2010年では142社、1兆9000億円、2011年では269社、3兆2000億円にのぼるとしている。また日本経済新聞は2013年3月時点で上位10位の株主を集計すると、167社で4兆2000億円に及ぶとしている。

大株主データを集計すると、「OD05・オムニバス」は2007年3月期で、4社（損害保険ジャパン、大成建設、大林組、野村ホールディングス）確認される。中国政府系とされる「OM04SSB」、「THE BANK OF NEW YORK, TREATY JASDEC」と広げると、429社（半期・通期を含む）にのぼる。「OD05・オムニバス」は2008年3月期では、34社（損害保険ジャパン、大成建設、大林組、野村ホールディングスを含む）、その他を合わせると、480社（半期・通期を含む）にのぼる。

6. 日銀の対内証券投資残高統計

日本銀行の対内証券投資残高統計によると、中国投資家による日本株式保有は2005年末の86億円から2006年5913億円に急拡大し、豪州（1兆4368億円）、香港（1兆4704億円）には及ばないものの、シンガポール（4546億円）を上回っている。2007年末には1兆9000億円、2008年末には1兆4544億円に増加し、2011年末は3兆5695億円、2012年末には4兆1486億円となっている（図2）。しかし2013年末には3兆2028円に減少している。対内株式投資は2012年末の83兆5560億円から、2013年末には80.7%増の150兆9,471億円に増加している。株価が堅調に推移し、国別の動向が公開されているなかで、減少した

¹⁷ 意図的に業種のウエイトの変更をしたのか、株価自体の変動なのか、ベンチマーク自体の改定の影響なのか、吟味する必要がある。

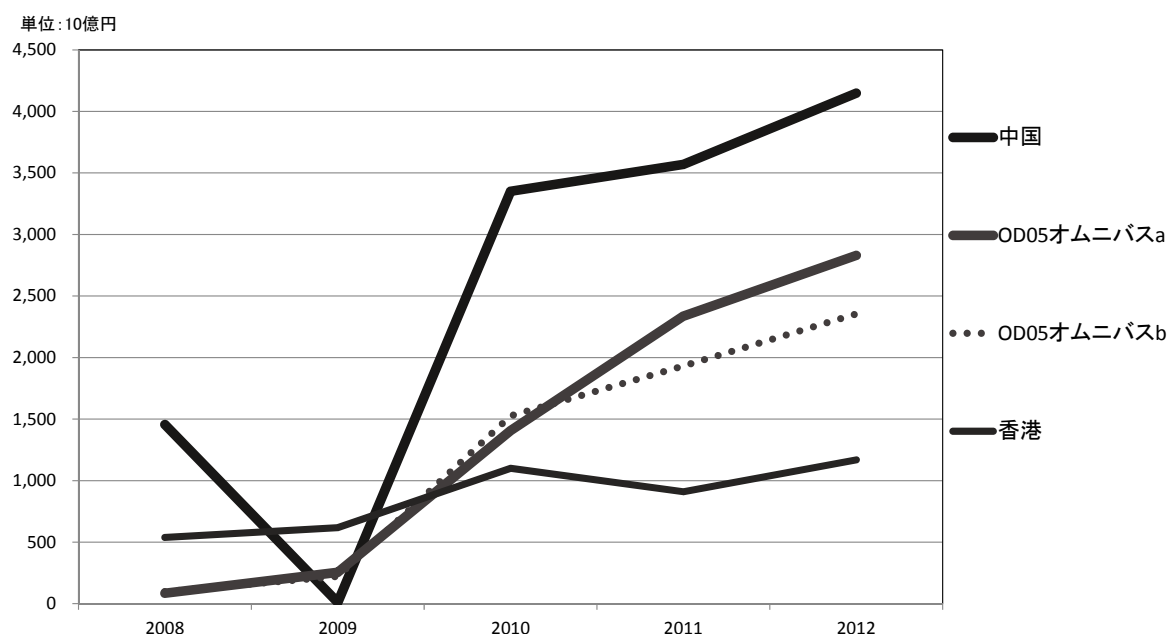
以上、第3節では、アニュアルレポートによる限られた開示情報ながら、グローバル・ポートフォリオを傍観する限りでは、CICの投資動向を年金・保険・投資信託と異なる国家資本主義的な特殊なファンドととらえる根拠としては乏しい。

¹⁸ 金山隆一（2010年7月27日）「日本株34銘柄6000億円超を保有「オムニバス・チャイナ」の狙い」『エコノミスト』、毎日新聞社、12-13ページ。

のはタイ（マイナス 10.4%）と中国（マイナス 22.8%）だけである¹⁹。

実証研究のため BUREAU VAN DIJK のデータベース OSIRIS を用いて、報道されたアカウント名などを手掛かりにデータを収集すると、2010 年からの 3 年間について、日本銀行統計が示した中国の対内株式保有残高の増加と同様に、増加基調であることがわかる。OD05 オムニバス a は日本銀行統計の翌年 3 月時点の時価総額、OD05 オムニバス b は各 3 月時点の保有割合のままで時価総額評価だけを、日本銀行統計の年末時点で実施している。収集されたデータが日本銀行統計のほぼ半分に相当することを示している（図 3）。

図3 日銀統計による中国・香港の株式保有残高とOD05オムニバス資産の推移



注：OD05オムニバスaは翌年3月末の実績値、ODオムニバスbは年末の推計値、日銀統計による中国・香港は年末値
出所：日本銀行「対内証券投資残高統計」

IV. 先行研究

政府系ファンドについての邦語文献はリーマン・ショック前後、実務家を中心として概説書が相次いで刊行された（小森（2008）、谷山・福田・古賀（2008）、みずほ総合研究所（2008）、小原（2009）²⁰）。単著の専門書は管見するところ、中村（2013）²¹のみである。他方、政府系ファンドについての海外のジャーナルやペーパーは早い段階から定量分析による検証を

¹⁹ 日本経済新聞社（2013年11月20日）『日本経済新聞』。

²⁰ 小森正彦（2008年）『国富ファンド・ウォーズ』東洋経済新報社、谷山智彦・福田隆之・古賀千尋（2008年）『政府系ファンド入門』日経BP社、みずほ総合研究所（2008年）『迷走するグローバルマネーとSWF—国際金融危機の深層』東洋経済新報社、小原篤次（2009年）『政府系ファンド』日本経済新聞出版社。

²¹ 中村みゆき（2013年）『政府系ファンドの投資戦略と投資家動向』税務経理協会。

指向してきた²²。データ制約もあり、個別ファンドや特定市場の分析よりは、むしろ世界規模のデータベースを構築して、複数の政府系ファンドや市場を対象に行われてきた。

1. Kotter and Lei(2011)

財務情報はデータベース Worldscope を活用して、世界の上場企業約 40 万社を、政府系ファンドの投資ユニバースとしている。データベース Factiva を用いて、1980 年から 2009 年までの期間で、「投資」や「株式取得」などのキーワードと政府系ファンドおよび 100% 子会社の名称で検索した結果、827 案件 (event) が抽出されている。非上場企業に対する投資案件 324、IPO 案件 (33)、株価が入手できない案件を除き、326 社に対する 417 の投資案件 (このうち中国は 3 ファンド、30 案件) をサンプルとして選定することに成功している。ベンチマーク (MSCI World ACWI world Index) に回帰させる方法によって、報道が株価に与える影響 (イベントスタディー) を試みている。日次の短期間では統計的に優位な結果が得られ、年次では 3 年間のバイ・アンド・ホールド戦略を前提に有意な結果が得られている。

2. Bortolotti, Fotak, Megginson and Miracky (2010)

Bortolotti, Fotak, Megginson and Miracky (2010)は 1985 年 3 月から 2009 年 11 月までの期間で、33 の政府系ファンドによる 802 の投資案件 (公開株式に限定した研究) のリターンを分析している。実は、33 ファンドのうち分析に値する情報が集められたのは 18 ファンドだった。内訳を見ると、ノルウェーの政府年金基金グローバル (Government Pension Fund-Global) が半分を占めている。ノルウェーでは、中央銀行の傘下機関で運用が管理されており、大型の政府系ファンドでは唯一、OECD 加盟の先進国が管理する政府系ファンドで、情報開示度が最も高い。調査対象全体の 50.2%にあたる 403 件にのぼる。次に、シンガポールの Temasek は 132 件、さらに同じシンガポールの GIC は 79 件含まれており、3 ファンドをあわせると分析対象の投資案件の 76.6%を占める。なおクウェート投資庁は 19 件、アブダビ投資庁は 18 件にとどまっている。

3. Johan, Knill, Mauck(2013)

Johan, Knill, Mauck(2013)は 1991 年から 2010 年まで、データベース (Lexis Nexis と Thomson Reuters の SDC Platinum) を用いて、50 ファンドの 900 以上の投資案件を把握した。さらに彼らはデータの重複や子会社への投資を除いて 19 ファンドの 424 件を選び出し、プライベート・エクイティと公開株式に分けて両資産の比較分析を試みている。424 件のうち 56.4%にあたる 238 件は Temasek による投資だった。もうひとつのシンガポール系政府系ファンドの GIC を含めると、69.2%にあたる 292 件がシンガポールの 2 ファンドに偏っている。そしてクウェート投資庁はプライベート・エクイティ 1 件を含む 5 件にとどま

²² 本論で言及した論文のほか、Dewenter, K. L., Han X., Malatesta, P. H. (2010), "Firm values and sovereign wealth fund investments, *Journal of Financial Economics*, Volume 98, Issue 2, November, pp.256-278, Johan, S. A, Knill, A. and Mauck, N. (2013), "Determinants of sovereign wealth fund investment in private equity vs public equity, *Journal of International Business Studies*, 44, pp.155-172. などがある。

る。なおアブダビ投資庁は含まれていない。政府系ファンドは伝統的機関投資家同様、海外では公開株式投資ほどプライベート・エクイティ投資を選ばないとしている。しかしながら投資保護が低い国では、公開企業よりプライベート・エクイティを選ぶ傾向があるとされている。さらに言語、宗教、地理的距離を「文化変数」と定義して、文化の違いは、政府系ファンドの所在地以外では、プライベート・エクイティ投資に対して若干ポジティブな役割が見られると指摘している。

4. Chhaochharia, Laeven (2009)

Chhaochharia, Laeven (2009)は1997年から2007年にかけて3万件近い投資を調査対象としている。「文化」の変数を加えたことで、Johan, Knill, Mauck(2013)などに分析手法のアイデアを提供した先行研究である。しかし上記2研究が金融機関向け商業データベースを用いたのに対して、アニュアルレポートやウェブサイトを利用したデータ収集で、ノルウェーのGovernment Pension Fund-Global、アイルランドの国家年金準備基金(National Pensions Reserve Fund)、米国アラスカ州政府系ファンドのアラスカ・パーマメント・ファンド(Alaska Permanent Fund)、ニュージーランド退職年金基金(New Zealand Superannuation Fund)と、いずれも先進国が管理する4ファンドを対象にするにとどまっている。

ところで、政府系ファンド Institute が政府系ファンドの透明度について、Linaburg-Madull Transparency Index を算出している。10段階の指数で透明度最上位が10である。2015年2月現在、同指数10評価は77ファンドのうち11ファンドである。これまで言及した政府系ファンドのうち、ノルウェーのGovernment Pension Fund-Global、シンガポールのTemasek、アイルランドのNational Pensions Reserve Fund、米国アラスカ州のAlaska Permanent Fund、ニュージーランドのNew Zealand Superannuation Fundの5ファンドである²³。他方、シンガポールのGIC、アブダビ投資庁、クウェート投資庁はともに6である。

中国系では、CICは8、全国社会保障基金、中非発展基金(China-Africa Development Fund)は5、中国華安投資有限公司(SAFE Investment Company Limited)は4にとどまっている。新興国の政府系ファンドの透明度の低さを示唆している。

上記4文献が使用したデータに共通しているのは、調査対象期間が1980年代から21世紀までと、比較的に長期にわたることである。機関投資家の投資行動は金融政策、金融危機など市場環境にも左右されるわけではあるが、定量分析の対象とするデータ数を確保するために、調査対象期間を定めたものと考えられる。

以上の文献から、商業データベースを用いても、ノルウェーとシンガポールなど先進国の政府系ファンドを除いて、個別の政府系ファンドを対象にして、グローバルなポートフォリオや国際分散投資の行動を定量的な分析を行うためのデータ制約を端的に示してきた。

²³ このほか、豪州のAustralian Future Fund、UAEのMubadala Development Company、アゼルバイジャンのNational Pension Fund、ニュージーランドのNew Zealand Superannuation Fund、チリのSocial and Economic Stabilization Fund、バーレーンのMumtaltakatの6ファンドが10評価である。

V. 実証分析

上述したように週刊エコノミストや日本経済新聞が中国政府系ファンドの日本株式投資・保有について報じてきた²⁴。

一連の報道のほか、中国政府系ファンドに関する内外のヒアリングも参照しながら、本論では、BUREAU VAN DIJK のデータベース OSIRIS から中国の政府系ファンドとみなして大株主データ²⁵の抽出を試みた。東京証券取引所の 3 月期決算企業で、2014 年 4 月 1 日以降の IPO 銘柄を除く 2333 社をユニバースの対象とした。日本銀行統計で、中国からの対内株式投資額のほぼ半分の規模となる。日本株を保有する中国の政府系ファンドとみなして分析対象とする。

本論では、BUREAU VAN DIJK のデータベース OSIRIS から中国系とみなされる大株主データを抽出している。東京証券取引所および JASDAQ の 3 月期決算企業で、2014 年 4 月 1 日以降の IPO 銘柄を除く 2333 社をユニバースの対象とした。日本銀行の中国からの対内株式投資額のほぼ半分となる（表 3、表 4）。

表 3 OD05 アカウントの基本統計量

	n	median	std	mean	min	p25	p50	p75	max
mktcap	245	855193	1831670	1428153	44662	472802	855193	1605119	16533148
roa	229	3.5	4.5	3.8	-22.3	1.6	3.5	6.0	24.3
roe	245	10.4	27.6	7.1	-373.9	6.5	10.4	13.9	46.1
bps	245	1067	1691	1645	109	544	1067	2129	9611
eps	214	75.7	156.5	124.7	3.6	31.5	75.7	148.9	1241.2
dps	228	25.2	45.9	41.0	1.0	9.8	25.2	50.1	320.3

まず、中国保有ダミー（保有：1、非保有：0）を被説明変数にして、株式時価総額（対数値、実数）、株主資本利益率（roe）、総資本利益率（roa）、一株当たり純資産（bps）、株価純資産倍率（bps）、一株当たり利益（eps）、一株当たり配当（dps、対数値、実数値）との回帰分析を行った。株式時価総額（対数値、実数）、一株当たり純資産（bps）については表 6 の結果が得られている。

²⁴ CIC は 2010 年末時点で、4095 億ドルの運用資産で 33.0%にあたる 1351 億ドルがグローバル・ポートフォリオである。MSCI World より日本株のウェイトが高いとし、グローバル・ポートフォリオの 10%とすれば、日本円で 1 兆 1004 億円相当になる。中国系の SWF とされるもののうち、半分程度を占める可能性はある。ただし、日本銀行の対内証券投資残高は、2013 年の日経報道と同程度の規模を示しており、日本株式投資については、日本銀行統計がかなり捕捉している可能性がある。先行研究や報道からは明らかではなかったが、大株主のアカウントを OD05 から他 2 アカウントに拡大すると、中国から日本株式の投資は 2006 年度には、すでに増加していたことが裏付けられる。CIC が 2007 年のブラックストーンやモルガン・スタンレーが初期の主要な投資案件であり、9 月の正式設立後、運用人員を採用して拡大したことを考えると、SAFE の傘下で、2003 年に SAFE Investment、2003 年に設立された中央為匯金投資有限责任公司（CIC が吸収）の可能性が残される。設立目的から考えれば、前者の可能性が高い。

²⁵ 次の口座名で集計した。OD05 OMNIBUS CHINA TREATY 808150

SSBT OD05 OMNIBUS ACCOUNT - TREATY CLIENTS

SSBT OD05 OMNIBUS ACCOUNT CHINA TREATY CLIENTS

SSBT OD05 OMNIBUS ACCOUNT CHINA TREATY CLIENTS?808150

SSBT OD05 OMNIBUS CHINA TREATY 808150

STATE STREET BANK CLIENT OMNIBUS OM04

OM 04 SSB CLIENT OMNIBUS

OM02 STATE STREET 808424 CLIENT OMNIBUS

STATE STREET BANK AND TRUST CLIENT OMNIBUS ACCOUNT OM02

表 4 市場全体の基本統計量

	n	median	std	mean	min	p25	p50	p75	max
mktcap	11157	12550	489305	119047	2	4025	12550	52624	16533148
roa	10849	3.5	6.9	3.7	-83.7	1.3	3.5	6.5	59.6
roe	10865	8.2	31.7	6.7	-984.3	3.8	8.2	13.9	754.5
bps	10742	651	65705	2856	-393	333	651	1189	3465800
eps	9197	37.9	11170.5	306.7	0.0	16.8	37.9	79.9	724200.0
dps	8493	11.4	359.4	30.7	0.1	6.0	11.4	22.0	16943.8

注：時価総額(mktcap)、株主資本利益率(roe)、総資本利益率(roa)、一株当たり総資産(bps)、一株あたり利益(eps)、一株当たり配当(dps)

また、OD05 などアカウント名から抽出できた「大株主 OD05」が保有してきた 126 銘柄のうち 120 銘柄は MSCI Japan 指数にも採用されている。国際分散投資をする巨大投資家にとって、MSCI ブランドの株価指数がベンチマークに用いられることが多い。Pension & Investments 誌が米国の資産運用会社 180 社を対象としたアンケート調査によると、71.1% に相当する 128 社が MSCI 指数をベンチマークとして採用していた²⁶。なお、表 5 は、2013 年 3 月期でベンチマーク (MSCI Japan²⁷) と「大株主 OD05」の保有状況をセクター別に示したものである。

表 5 MSCI Japan 指数と OD05 アカウントポートフォリオの業種分類

	OD05 Omibus	MSCI Japan	GAP
Manufacturing	51.0%	53.5%	-2.6%
Electricity, gas, steam and air conditioning supply	2.1%	2.8%	-0.7%
Construction	0.6%	2.5%	-1.9%
Wholesale and retail trade; repair of motor vehicles and motorcycles	8.8%	8.0%	0.8%
Transportation and storage	6.7%	5.2%	1.5%
Information and communication	3.9%	6.9%	-3.0%
Financial and insurance activities	22.9%	17.0%	6.0%
Real estate activities	2.1%	2.4%	-0.3%
Professional, scientific and technical activities	0.4%	0.6%	-0.3%
Administrative and support service activities	0.7%	0.7%	0.1%
Arts, entertainment and recreation	0.8%	0.5%	0.4%
Total	100.0%	100.0%	0.0%

²⁶ Pension & Investments, July 10 2000.

²⁷ 比較した MSCI Japan は 3 月期決算企業のみを抽出したわけではない。

表 6 回帰分析

FY	2012	2013	2009-2013
中国保有ダミー			
時価総額(対数値)	0.043518 ***	0.040411 ***	0.024480 ***
時価総額	0.000000 ***	0.000000 ***	0.000000 ***
ROA	-0.000658	0.000152	0.000023
ROE	-0.000220	0.000238	0.000050
DPS(対数値)	0.025331 ***	0.027911 ***	0.017754 ***
DPS	0.000001	0.000003	0.000002
EPS	0.000000	0.000000	0.000000
BPS	0.000000	0.000000	0.000000

中国保有ダミーと時価総額の関係性から、中国の政府系ファンドのような大型ファンドが一定の時価総額以上の上場企業を投資ユニバースとしている可能性を示唆している。ベンチマークも投資対象やリスクガイドラインとして使用されているとみることができる。一株当たり配当（対数値）との関係も示されている。

政府系ファンドのポートフォリオマネジャーが中小型株に収益期待・機会を見出したとしても、大型ファンドは中小型株を投資対象としにくい。世界の株式市場を相対的に分析し、カントリーやセクターで投資配分方針を定め、インハウスだけではなく、運用を外部委託（アウトソーシング）する場合でも、そもそも中小型株を投資対象とすることを、時価総額基準で除外されている可能性があるのだろう。しかも中国の場合、運用実績も短く、投資対象やスタイルの拡大・分散の制約になっている可能性もある。

VI. おわりに

第 IV 節で、政府系ファンドの投資行動に関する実証分析のサーベイを行った。長期間にわたり、複数国の複数の政府系ファンドの投資案件を合算して実証分析している。換言すれば、特定国の政府系ファンドの研究は遅れてきた。

こうしたなか、本研究は、日本で 2010 年以降、経済紙やビジネス雑誌で報じられた「OD05・オムニバス」などの大株主名（アカウント名）に着目することで、特定国の政府系ファンドの投資行動を実証分析することを試みている。

まず、「OD05・オムニバス」などのアカウント名を手掛かりにして大株主データ（2009 年 3 月期～2013 年 3 月期の 5 年間、情報源：BUREAU VAN DIJK のデータベース OSIRIS）を整理することで、投資額の推移を、日本銀行の対内証券投資残高統計と比較することで、大株主データによる投資案件の収集の精度が高いことを示した（図 3）。これが本研究の貢献の一つである。

中国の投資残高は 2006 年末の 5913 億円から、2007 年末には 1 兆 9000 億円、2008 年末には 1 兆 4544 億円に増加した。2009 年末には一時、大幅減少したものの、2010 年末には 3 兆円を超えて、2012 年末には 4 兆 1486 億円と投資残高を回復させた。「OD05・オムニバス」など大株主データを収集すると、2010 年からの 3 年間については日本銀行統計が示した中国の対内株式保有残高の増加と同様に、増加基調であり、収集されたデータが日本銀

行統計のほぼ半分に相当した。

さらに、「0D05・オムニバス」など大株主データと海外の機関投資家が使用する日本株のベンチマークのひとつ MSCI Japan との業種分類を 2013 年 3 月末で比較すると、126 銘柄のうち 120 銘柄は、機関投資家のベンチマークのひとつ MSCI Japan の構成銘柄であることを明らかにした（表 4）。

最後に、中国保有ダミー（保有：1、非保有：0）を被説明変数にして、株式時価総額、株主資本利益率、総資本利益率、一株当たり利益、一株当たり配当などとの回帰分析を行った結果、中国の政府系ファンドが一定の時価総額以上の上場企業を投資ユニバースとしている可能性が高い。中国政府系ファンドも日本株式投資については、年金、生命保険など伝統的な機関投資家同様、ベンチマークを用いながら、一定の時価総額以上の企業を投資対象としていると視るのが妥当であろう。中国系政府系ファンドの場合、そもそも運用実績が短いなかでポートフォリオを構築するため、アクティブ運用であっても、ベンチマークを重視する意義は大きいだろう。

課題として、対象企業や投資指標を拡大させ、より詳細な回帰分析（パネル分析など）を続けることである。投資指標の変化（収益や株価）にも着目したい。

参考文献

<日本語文献>

宇野淳・川北英隆・大村敬一（1998 年）「株式持ち合いの変化と市場流動性」『金融研究』1998 年 11 月号、57-81 ページ。

小原篤次（2009 年）『政府系ファンド』日本経済新聞出版社。

小原篤次（2013 年）「中国投資有限責任公司（C I C）の設立と投資プロセス」『東アジア評論』第 5 号。

小原篤次（2014 年）「中国政府系ファンド・中国投資有限責任公司（CIC）の投資戦略」『長崎県立大学国際情報学部研究紀要』第 14 号。

北原徹（2012 年）「シャドーバンキングと満期変換」『立教経済学研究』第 65 巻第 3 号

金山隆一（2010 年 7 月 27 日）「日本株 34 銘柄 6000 億円超を保有「オムニバス・チャイナ」の狙い」『エコノミスト』毎日新聞社。

小林毅（2006）「機関投資家がコーポレートガバナンスに与える影響」中京大学経済学部『中京大学経済学論叢』第 18 号

小林毅（2008 年）「機関投資家としての生命保険会社とコーポレートガバナンス」『生命保険論集』第 160 号。

代田純（2002 年）『日本の株式市場と外国人投資家』東京経済新報社。

小森正彦（2008 年）『国富ファンド・ウォーズ』東洋経済新報社。

関根栄一（2008 年）「中国の基金管理会社（QDII）による日本株の運用実態について」『季刊中国資本市場研究』夏号。

関根栄一（2014 年）「中国 CIC の 2013 年の運用実績と今後の展望」『季刊中国資本市場研究』秋号。

谷山智彦・福田隆之・古賀千尋（2008 年）『政府系ファンド入門』日経 BP 社。

中村みゆき（2013 年）『政府系ファンドの投資戦略と投資家動向』税務経理協会。

みずほ総合研究所（2008 年）『迷走するグローバルマネーと政府系ファンドー国際金融危機の深層』東洋経済新報社。

日本経済新聞社（2013 年 6 月 25 日）『日本経済新聞』。

日本経済新聞社（2013 年 11 月 20 日）『日本経済新聞』。

<中国語文献>

中国投資有限責任公司（2009 年）「2008 年年度報告」。

中国投資有限責任公司（2010 年）「2009 年年度報告」。

中国投資有限責任公司（2011 年）「2010 年年度報告」。

中国投資有限責任公司（2012 年）「2011 年年度報告」。

中国投資有限責任公司（2013 年）「2012 年年度報告」。

中国投資有限責任公司（2014 年）「2013 年年度報告」。

<英語文献>

- Bremmer, Ian (2010), *The end of the free market*, Penguin Group.
- Bortolotti, B., Fotak, V., Megginson, W. L. and Miracky W. (2010), "Sovereign Wealth Fund Investment Patterns and Performance," Unpublished paper.
- Chhaochharia, V. and Laeven, L. A. (2009), "The Investment Allocation of Sovereign Wealth Funds," (<http://ssrn.com/abstract=1262383>).
- Dewenter, K. L., Han X., Malatesta, P. H. (2010), "Firm values and sovereign wealth fund investments," *Journal of Financial Economics*, Volume 98, Issue 2, November, pp. 256-278, .
- IMF, "Exchange Rate Archives by Month," (http://www.imf.org/external/np/fin/data/param_rms_mth.aspx)
- Johan, S. A, Knill, A. and Mauck, N. (2013), "Determinants of sovereign wealth fund investment in private equity vs public equity," *Journal of International Business Studies*, 44, pp. 155-172.
- Kotter, Jason and Lei, Ugur. (2011), "Friends or foes? Target selection decisions or sovereign wealth funds and their consequences," *Journal of Financial Economics*, No. 101, pp. 360-381.
- The International Working Group of Sovereign Wealth Funds (2008), "Generally Accepted Principles and Practices" . <http://www.iwg-swf.org>.
- Megginson, W. L., You, M. and Han, L. (2013), "Determinants of Sovereign Wealth Fund Cross-Border Investments" , *Financial Review*, 48, pp. 539-572.
- Smith, V. (2009), "Tools of Survival: Sovereign Wealth Funds in Singapore and China" , *Geopolitics*, 14.
- Truman, E. M. (2010), "Sovereign Wealth Funds," Peterson Institute. Pension & Investments, July 10 2000.
- Sender, H. (2014), "Founding president to step down at China wealth fund," *Financial Times*, January 22.
- Wall Street Journal Online*. (2012), March 4.

大規模金融機関縮小のインパクト

—公社化以降の郵貯減少が
都道府県別預金市場に与えた影響の分析—

中央大学 商学部 准教授 鯉渕 賢

大規模金融機関縮小のインパクト
—公社化以降の郵貯減少が都道府県別預金市場に与えた影響の分析—

2015 年 9 月

鯉渕賢（中央大学）

論文要旨（レジュメ）

世界金融危機時の大規模金融機関救済の経験から、今後の政府救済の誘因を抑制して信頼性のあるコミットメントを伴った金融機関破綻処理政策の構築の議論において、金融機関の適正規模は重要な論点の一つである。しかしながら、実際に一国の特定の金融市場で最大級の金融機関の規模が短期間で急速に減少した事例は、世界的に見ても珍しい。本研究では、こうした観点で、2003 年の郵政公社化に注目する。郵政公社化は、その 5 年の短期間において、郵貯残高が 60 兆円（－25%）減少するという急速な規模縮小を資産規模で世界最大級の金融機関にもたらした。本研究では郵政民営化を特定の金融市場で支配的な金融機関が急激に規模を縮小したとき、同じ市場内の他の競合金融機関にどのようなインパクトをもたらすのかという論点について、特に預金市場で支配的地位にあった郵便貯金（ゆうちょ銀行）の公社化以降の規模縮小が郵便貯金と競合する地域金融機関の預金残高への影響に着目し、ゆうちょ銀のディスクロージャー誌で入手可能な都道府県別の郵便貯金残高データ及び各都道府県別の預金データを用いたパネルデータによる実証分析を行う。得られた結果は、都道府県別の郵貯の定額預金を中心とする定期性貯金の増加率と都道府県別の民間銀行の定期預金の増加率の間には統計的に有意な負の相関があり、郵貯の定額預金の減少分が、民間銀行の定期預金へと流入した可能性を示唆するものとなった。

大規模金融機関縮小のインパクト
—公社化以降の郵貯減少が都道府県別預金市場に与えた影響の分析—

2015 年 9 月

鯉渕賢（中央大学）¹

第 1 節 はじめに

世界金融危機時の大規模金融機関救済の経験から、今後の政府救済の誘因を抑制して信頼性のあるコミットメントを伴った金融機関破綻処理政策の構築が議論されている。議論における主要な論点の一つは、金融機関の規模の大きさは預金保険制度などを通じた Too-Big-To-Fail の誘因の大きさの一因であると考えられることから、大規模金融機関の分割や資産譲渡を含めた規模縮小を議論すべきかどうかという点である。しかしながら、実際に一国の特定の金融市場で最大級の金融機関の規模が短期間で急速に縮小した事例は世界的に見ても極めて限られている。

本研究では、こうした観点で、2003 年の郵政公社化に注目する。郵政公社化は、その後 5 年の短期間で、郵貯残高で 60 兆円（−25%）の簡易保険総資産で 20 兆円（−15%）の急速な規模縮小を資産規模で世界最大級の金融機関にもたらした。本研究では郵政民営化を特定の金融市場で支配的な金融機関が急激に規模を縮小したとき、同じ市場内の他の競合金融機関にどのようなインパクトをもたらすのかという論点について、特に預金市場で支配的地位にあった郵便貯金（ゆうちょ銀行）の公社化以降の規模縮小が郵便貯金と競合する地域金融機関の預金残高への影響に着目し、ゆうちょ銀のディスクロージャー誌で入手可能な都道府県別の郵便貯金残高データ及び各都道府県別の預金データを用いたパネルデータによる実証分析を行う。

本稿の構成は以下である。第 2 節では郵政公社化の経緯と郵政公社化以降の郵便貯金残高と日本全体の民間金融機関の預金残高の推移を概観する。第 3 節では、郵政公社化の期間に郵便貯金の相互間でどのような残高の変動の相関が生じていたかを都道府県別のパネルデータを用いて分析する。第 4 節は、郵政公社化の期間に都道府県別の郵便貯金残高の変動がどのように民間銀行預金残高の変動に影響していたかについて、都道府県別のパネルデータを用いた推計を行っている。第 5 節では本稿の主な結果と今後の課題をまとめる。

¹ 中央大学商学部金融学科准教授（所在地：〒192-0393 東京都八王子市東中野 742-1、Email: koibuchi@tamacc.chuo-u.ac.jp）

第2節 郵政公社化以降の郵貯残高と預金市場の推移

郵政公社化と民営化

郵政事業の公社化は2000年代初めの一連の郵政民営化の議論の中で、2003年4月に発足した日本郵政公社によって開始された（表2-1）。その後2005年10月には郵政民営化法が公布され、2006年1月には民営化後の持株会社となる日本郵政株式会社が設立され、同年9月には、民営化後の株式会社ゆうちょ銀行および株式会社かんぽ生命保険の準備会社である「株式会社ゆうちょ」および「株式会社かんぽ」が設立された。

そして2007年10月に、正式に郵政民営化が開始され、日本郵政株式会社を持株会社として、その傘下に、郵便局株式会社、郵便事業株式会社、株式会社ゆうちょ銀行、株式会社かんぽ生命保険の4つの株式会社を持つ日本郵政グループが発足した。

そしてこの2007年10月に独立行政法人・郵便貯金・簡易生命保険管理機構（以下、郵貯簡保機構）が設立され、民営化前の郵便貯金および簡易生命保険契約を継承した。

2003年4月郵政公社化と郵貯残高の減少

図2-1は郵貯残高総計（総残高）と2007年民営化後の預金としての郵便貯金残高の推移を示している。

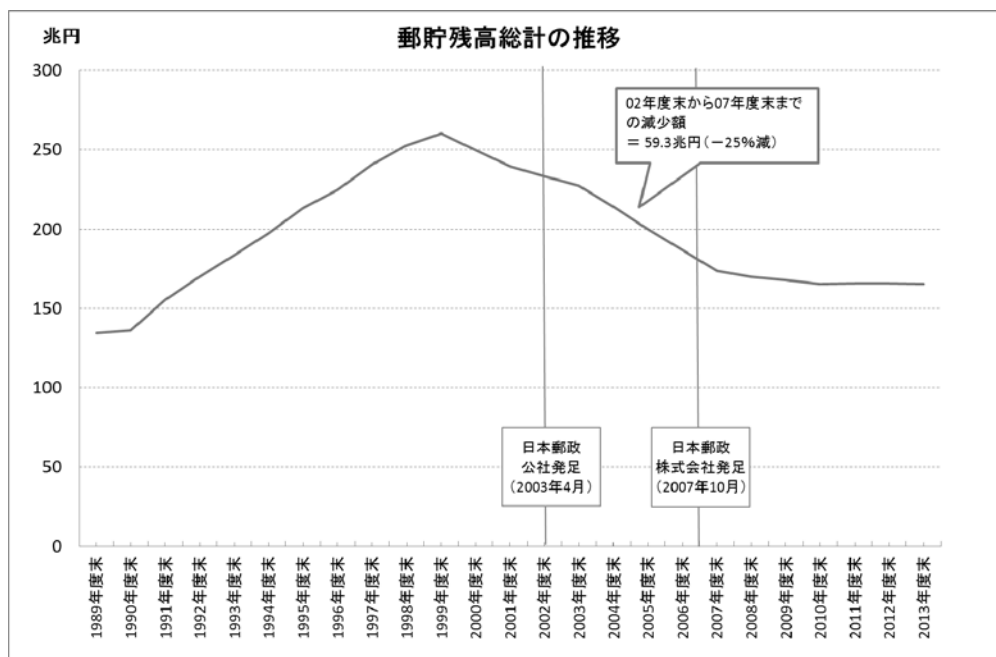
郵貯残高のピークは1999年度末（2000年3月期時点）の約259兆円であり、バブル経済末期の1989年度末から趨勢的に増加していた。2000年度末以降は一転して減少傾向になり、特に2003年度の郵政公社化から民営化が日本郵政発足直後の決算期の2007年度末までの5年間の間にさらに減少が加速していることが分かる。しかし、民営化後の2008年度から直近の2003年度末に至るまで、一転して郵貯残高はほぼ横ばいで推移している。つまり、郵貯残高は公社化が開始前後に過去20年で初めて減少に転じ、公社化の約5年の期間中に減少幅が加速した後、民営化と共にその減少が止まったことが分かる。この公社化の期間（2002年度末～2007年度末）の減少幅は59.3兆円であり、公社化直前の2002年度末の郵貯残高の25%超にも達する劇的な金融機関の規模縮小であったと言える。

表 2-1. 郵政公社化と民営化の経緯

2003年4月	日本郵政公社発足
2005年10月	郵政民営化法の公布
2006年1月	民営化後の持株会社となる準備企画会社として日本郵政株式会社を設立
2006年9月	民営化後の「株式会社ゆうちょ銀行」「株式会社かんぽ生命保険」となる準備会社として「株式会社ゆうちょ」「株式会社かんぽ」を設立
2007年10月	郵政民営化 「郵便局株式会社」および「郵便事業株式会社」を設立 「株式会社ゆうちょ銀行」に銀行業の免許、「株式会社かんぽ生命保険」に生命保険業の免許を付与 民営化前の貯金・保険契約を継承する「独立行政法人郵便貯金・簡易生命保険管理機構」を設立
2012年10月	「郵便局株式会社」と「郵便事業株式会社」の会社統合により「日本郵便株式会社」設立 「日本郵便株式会社」、「株式会社ゆうちょ銀行」、「株式会社かんぽ生命保険」、「日本郵政株式会社」の4社からなる「日本郵政グループ」発足

出所：日本郵政グループウェブサイトより著者作成

図 2-1. 郵貯残高総計の推移

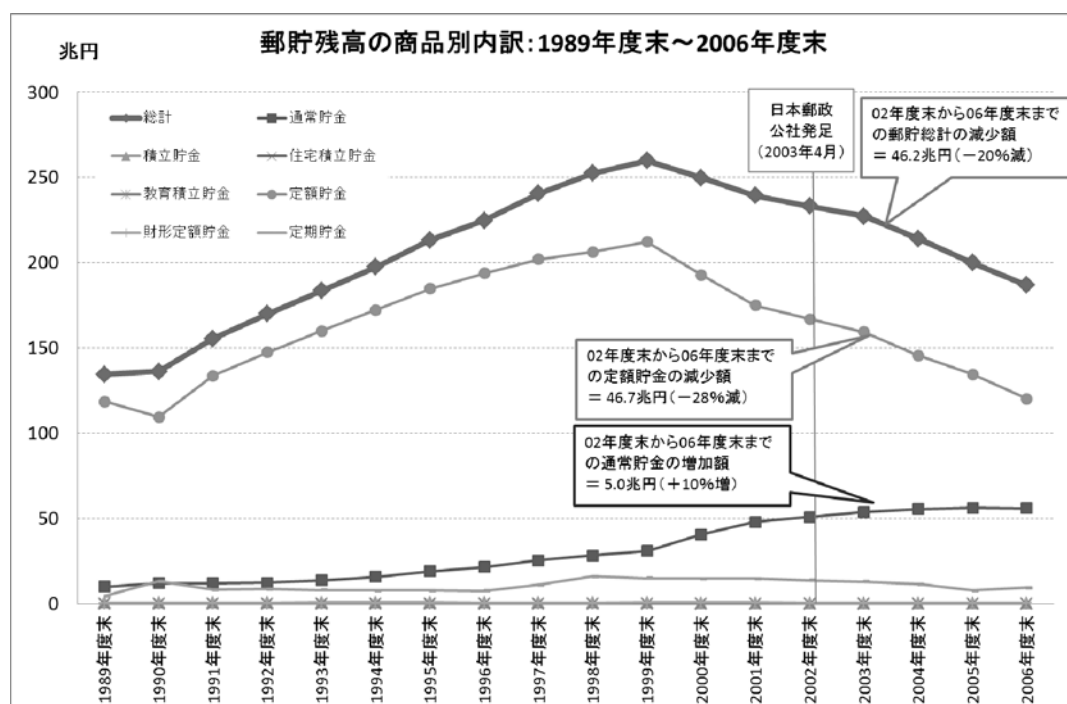


出所：ゆうちょ銀行ウェブサイト

図 2-2 は、1989 年度末から 2006 年度末までの郵貯残高の商品別内訳を示している。一見して分かるように、郵貯残高の大半は定額預金によって占められていたが、その割合は 1999 年度末以降徐々に低下し、代わりに流動性の高い通常貯金の割合が増加傾向にあることが分かる。特に 2003 年度の郵政公社化の期間に注目すると、2002 年度末から 2006 年度末（後述する郵貯簡保機構に移管される前年度末であり、郵貯残高の内訳が連続性を以て把握できる最後の年度末）までの 4 年間に、郵貯残高総計が 46.2 兆円（20%減少）したのに対して、定額貯金残高はそれを上回る 46.7 兆円（28%減少）している。同時期に通常貯金は 5.0 兆円（10%増加）している。

以上の結果は、郵政公社化期間の郵貯残高の劇的な減少の大半は定額貯金の減少であり、通常貯金はむしろ増加傾向にあったことを示している。しかし、通常貯金の増加幅（5.0 兆円）は郵貯全体の大半を占める定額貯金の減少額（46.7 兆円）をカバーするものではなく、結果としてこの期間の郵貯残高総計の大幅な減少を招いたことが分かる。

図 2-2. 商品別郵貯残高の推移：1989 年度末～2006 年度末



出所：日本郵政グループ・旧郵政公社ウェブサイト

2007 年 10 月民営化後の郵貯簡保機構への定期性郵便貯金の継承

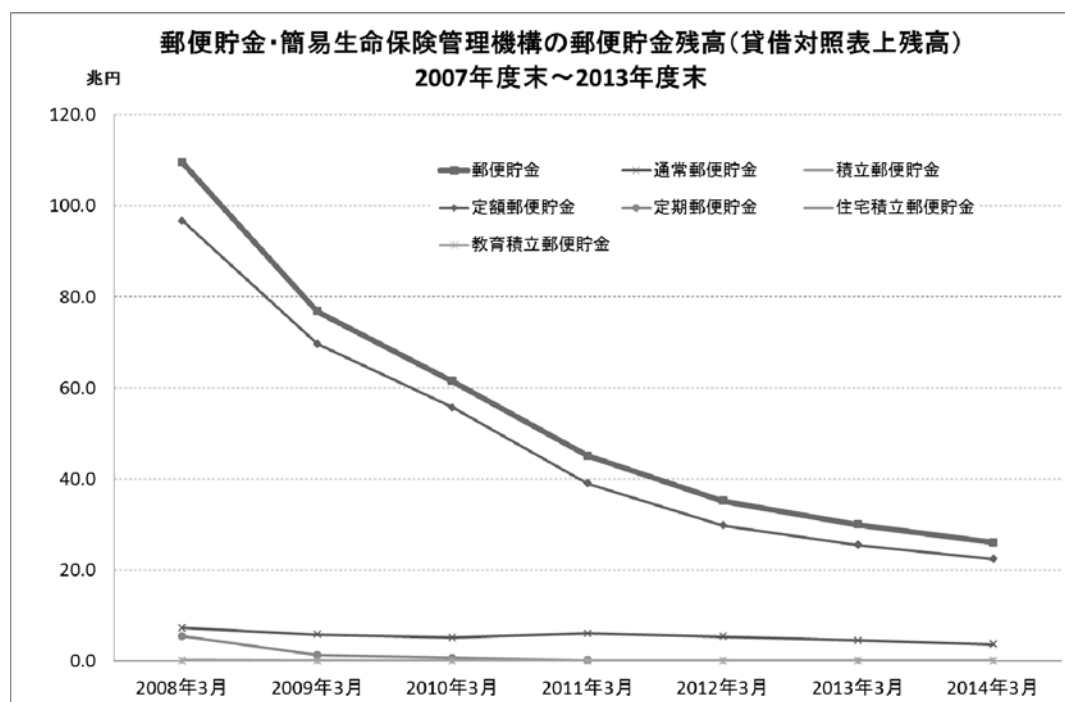
通常郵便貯金、通常貯蓄貯金、郵便振替の預り金、国債、投資信託、確定拠出年金の金融商品については、ゆうちょ銀行にご契約が引き継がれ、ゆうちょ銀行・郵便局の貯金窓口で利用可能となったが、ゆうちょ銀行の貯金については、政府による支払保証がなくなり、預金保険制度により元本 1,000 万円までとその利子は保護することとなった（ゆうちょ銀行ウ

ウェブサイト「民営化に伴うお取扱いの変更について」。

一方、民営化以前に契約された定期性の郵便貯金（積立郵便貯金、定額郵便貯金、定期郵便貯金、住宅積立郵便貯金、教育積立郵便貯金等）については、郵貯・簡保管理機構 に引き継がれ、政府による支払保証が継続して付与された。払戻し・手続等は、郵貯・簡保管理機構が委託を受けたゆうちょ銀行及び同行から委託を受けた郵便局の貯金窓口で実施された（ゆうちょ銀行ウェブサイト「民営化に伴うお取扱いの変更について」）。

図 2-3 は、郵貯簡保機構に継承された郵便貯金の商品別残高を示している。旧郵政公社の郵便貯金から同機構に継承され明示的な政府保証を継続された郵貯残高合計は民営化直後の 2008 年 3 月期において 109.5 兆円に上り、その大半の 96.7 兆円が定額貯金であったことが分かる。この郵貯簡保機構の保有郵貯残高は、既存契約の満期が来ると共に急減し、2014 年 3 月期には郵貯残高合計で 26 兆円（定額貯金 22 兆円）程度となっている。

図 2-3. 郵便貯金・簡易生命保険保管機構の保有郵貯残高の推移：2007 年度末以降



出所：独立行政法人郵便貯金・簡易生命保険管理機構ディスクロージャー誌

民間銀行預金市場の推移

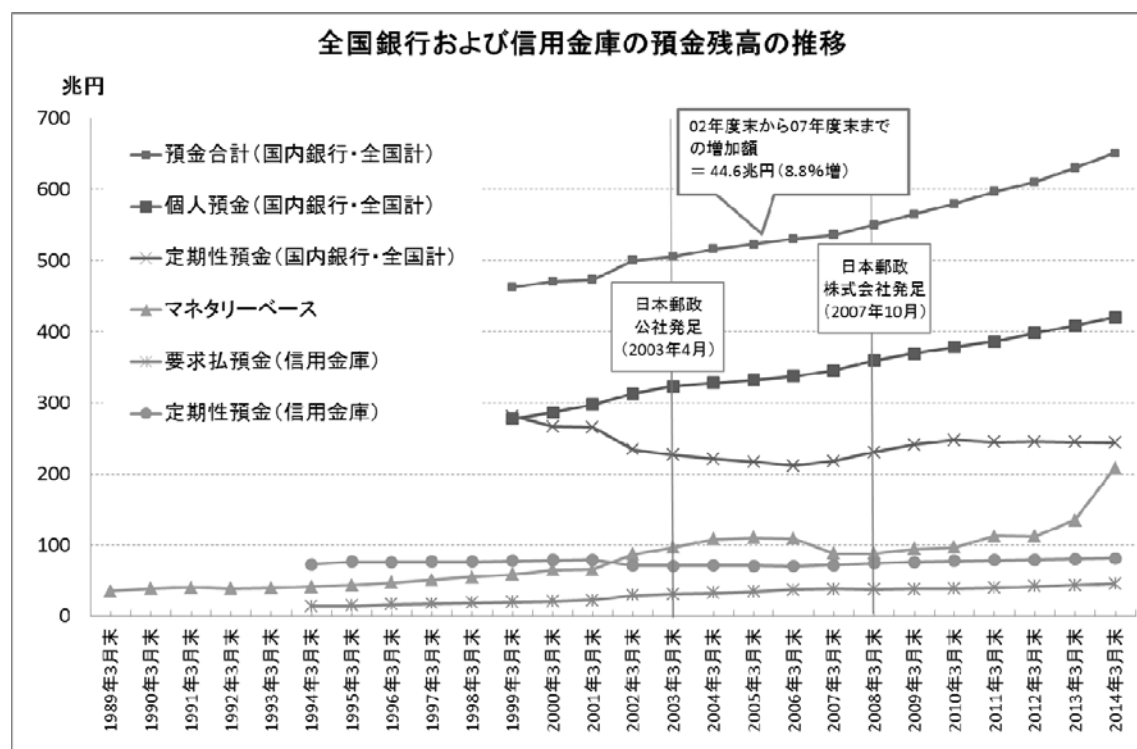
図 2-4 は、1998 年度末（1999 年 3 月末）から 2013 年度末（2014 年 3 月末）の全国銀行（都市銀行・地方銀行・外国銀行等）預金合計、個人預金及び定期性預金の推移を示している。

図 2-1 及び図 2-2 で見たように、郵政公社化と共に郵貯残高が急減していた 2003 年 3 月末から 2008 年 3 月末の 5 年間にかけて、全国銀行の預金合計は 44.6 兆円（8.8%）増加し

ていたことが分かる。図はさらに、この預金合計の増加は主に同期間の個人預金の趨勢的な増加によってもたらされていることも示している。民間銀行（全国銀行）の預金額は預金乗数が一定であるという仮定の下では、マネタリーベースの残高と 1 対 1 の関係にある。現実には預金乗数は変化する可能性があるものの、マネタリーベースの増加率が総額としての預金量に影響を与える。この期間のうち、2006 年度までは、2002 年度中に再開した日本銀行のゼロ金利政策および量的緩和政策の継続によってマネタリーベースの継続的な増加がみられた期間であった。2006 年末に量的緩和政策を解除する政策転換が行われたとき、若干のマネタリーベースの減少が生じ、結果として 2003 年 3 月末（約 96 兆円）から 2008 年 3 月末（88 兆円）にかけてはほぼ横ばい、もしくはやや減少であったことが分かる。

一方、同期間に全国銀行の定期性預金の残高は 227 兆円（2003 年 3 月末）から 231 兆円（2008 年 3 月末）ほぼ同水準であった。

図 2-4. 全国銀行預金合計の推移：1998 年度末～2013 年度末



出所：日本銀行ウェブサイト

第3節 郵政公社化の都道府県別郵貯通常預金へのインパクト

本節では郵政公社化の期間である2003年度から2006年度（2003年3月末から2007年3月末）の都道府県別の郵貯残高を用いて、まず郵便貯金の商品の相互間で、定期性郵便貯金（積立郵便貯金、定額郵便貯金、定期郵便貯金、住宅積立郵便貯金、教育積立郵便貯金の合計）もしくは定額郵便貯金から通常郵便貯金へのフローが存在していたかどうか、つまり、都道府県別の通常郵便貯金の増加率と通常預金の増加率の間に、統計的に有意な負の相関があるかどうかを検証する。

推定式は、被説明変数を対前年度末の通常郵便貯金残高の増加率とする。説明変数として、まず定数項を含めた上で、第一に、47都道府県を、北海道・東北、関東（東京含む）、東海・北陸、関西、中国・四国、九州・沖縄の6地域に分類し、関東をベンチマークとして、他の5つの地域ダミーを加えている。第二に、2003年度から2006年度の4か年について年度ダミーを設定し、2003年度をベンチマークとして、2004年度以降の3つの年度ダミーを説明変数として設定している。その上で、注目すべき説明変数として、対前年度末の定期性郵便貯金残高の増加率および定額郵便貯金残高の増加率を設定する。

表3-1は推計結果を示している。都道府県別の定期性郵便貯金残高の増加率を含めた1列目の推計では、その係数の推定値は-0.017であるが、いかなる有意水準でも統計的に有意ではない。また、都道府県別の定額郵便貯金残高の増加率を含めた2列目の推計では、係数の推定値は0.111であるもののやはりいかなる有意水準でも統計的に有意ではない。

以上の結果は、郵政公社化の期間中に、定額貯金あるいは定額貯金に積立貯金等を合計した定期性貯金が減少した同時期に増加していた通常貯金の残高の増加率は、定額預金や定期性貯金の増加率と都道府県レベルで統計的に有意な相関を持っていなかったことを示している。つまり、大幅に減少した定額預金を中心とする定期性貯金の代替として、流動性の通常貯金が増加したわけではないことを示唆している。

表 3-1. 郵貯都道府県別通常預金残高増加率への影響：2003 年度～2006 年度

被説明変数	郵貯通常貯金残高(都道府県別)増加率 (対前期末)	
定数項	0.061*** (0.005)	0.067*** (0.005)
定期性郵便貯金残高(都道府県別) の増加率(対前期末)	-0.017 (0.120)	
定額貯金残高(都道府県別) の増加率(対前期末)		0.111 (0.102)
地域ダミー(北海道・東北)	-0.008*** (0.003)	-0.007** (0.003)
地域ダミー(東海・北陸)	-0.010*** (0.002)	-0.010*** (0.002)
地域ダミー(関西)	-0.015*** (0.003)	-0.015*** (0.003)
地域ダミー(中国・四国)	-0.026*** (0.002)	-0.025*** (0.002)
地域ダミー(九州・沖縄)	-0.011*** (0.003)	-0.011*** (0.002)
年度ダミー(2004年度)	-0.019*** (0.005)	-0.013*** (0.004)
年度ダミー(2005年度)	-0.047*** (0.005)	-0.043*** (0.003)
年度ダミー(2006年度)	-0.058*** (0.005)	-0.051*** (0.006)
修正R-sq.値	0.827	0.828
サンプル数	188	188

注1) 各欄の上段の数値は係数の推定値、下段の数値(カッコ内)は標準誤差を示している。係数の数値についている記号、***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表す。

注2) 地域ダミーは、関東地域(東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、茨城県、栃木県、群馬県の1都6県)を基準として選択している。

注3) 年度ダミーは、2003 年度を基準として選択している。

第4節 郵政公社化の民間銀行都道府県別預金へのインパクト

本節では郵政公社化の期間である2003年度から2006年度（2003年3月末から2007年3月末）の都道府県別の郵便貯金と都道府県別の民間銀行預金残高の増加率を用いて、サンプル期間内に大きく減少した定額郵便貯金から同地域に所在する民間金銀行の預金市場への資金流入が生じていたか、つまり、都道府県別の民間銀行預金残高の増加率と定額郵便貯金（及び定期性貯金）の増加率の間に、統計的に有意な負の相関があるかどうかを検証する。

表4-1は、被説明変数として都道府県別民間銀行預金残高の対前期末増加率を説明変数としている。説明変数として前節の推計で用いた地域ダミーと年度ダミーと同様のダミー変数を加えた上で、郵便貯金の対前年度末増加率として、都道府県別の郵便貯金総残高（総計）の増加率、通常郵便貯金の増加率、定期性郵便貯金残高の増加率、定額貯金残高の増加率を加えている。表4-1の全ての推計式において、これらの郵便貯金残高の増加率の係数の推定値はいかなる有意水準においても統計的に有意なものとなっていない。

同様に表4-2は、被説明変数を都道府県別の民間銀行個人預金残高の対前期末増加率として、表4-1と同様の推計を行っている。少なくとも理論上は、郵便貯金と競合する民間銀行の預金は、企業が保有する決済性の預金ではなく、個人預金であると想定されるためである。しかし、表4-2の全ての推計式において、郵便貯金残高の増加率の係数の推定値はいかなる有意水準においても統計的に有意なものとなっていない。

表4-3は、被説明変数を都道府県別民間銀行の定期預金残高の対前期末増加率として、表4-1および表4-2と同様の推計を行ったものである。

民間銀行の定期預金残高の増加率は、郵便貯金総残高あるいは通常貯金残高の増加率とは統計的に有意な相関を示していないものの、定期性郵便貯金残高の増加率の係数の推定値は、5%有意水準で統計的に有意な負の値(-0.414)を取っている。これは同じ都道府県の定期性郵便貯金残高が1%減少したとき、同県の民間銀行の定期預金残高が0.414%増加することを示している。同様に、定額貯金残高の増加率を含めた推計では、その係数の推定値は10%有意水準で統計的に有意な負の値(-0.278)を示している。

以上の結果は、2003年度から2006年度にかけての郵政公社化の期間に郵便貯金、とりわけ定額貯金の残高が大幅に減少したとき、都道府県別に見た同地域の民間金融機関の預金のうち、郵便の定額預金と最も競合する商品と想定される定期預金の残高が増加したことを示している。これは、各都道府県の預金市場で、同期間に郵便の定額貯金から民間銀行の定期預金への資金フローが生じていたことを強く示唆する結果となっている。

表 4-1. 民間銀行都道府県別預金残高増加率への影響：2003 年度～2006 年度

被説明変数	預金残高(民間銀行・都道府県別) 増加率 (対前期末)			
	0.011*** (0.004)	0.002 (0.005)	0.005 (0.005)	0.010* (0.005)
定数項				
郵便貯金総残高(総計・都道府県別) の増加率(対前期末)	0.226 (0.158)			
通常郵便貯金残高(都道府県別) の増加率(対前期末)		0.077 (0.081)		
定期性郵便貯金残高(都道府県別) の増加率(対前期末)			-0.032 (0.132)	
定額貯金残高(都道府県別) の増加率(対前期末)				0.062 (0.113)
地域ダミー(北海道・東北)	-0.008** (0.003)	-0.008*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.008*** (0.003)
地域ダミー(東海・北陸)	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.005* (0.003)
地域ダミー(関西)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.004 (0.003)
地域ダミー(中国・四国)	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.006* (0.003)
地域ダミー(九州・沖縄)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.002 (0.003)
年度ダミー(2004年度)	0.012** (0.005)	0.006** (0.002)	0.003 (0.005)	0.007 (0.005)
年度ダミー(2005年度)	0.009 (0.006)	0.003 (0.004)	-0.001 (0.006)	0.001 (0.004)
年度ダミー(2006年度)	0.021*** (0.006)	0.017*** (0.005)	0.011* (0.005)	0.016** (0.007)
修正R-sq.値	0.168	0.163	0.159	0.016
サンプル数	188	188	188	188

注1) 各欄の上段の数値は係数の推定値、下段の数値(カッコ内)は標準誤差を示している。係数の数値についている記号、***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表す。

注2) 地域ダミーは、関東地域(東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、茨城県、栃木県、群馬県の1都6県)を基準として選択している。

注3) 年度ダミーは、2003 年度を基準として選択している。

表 4-2. 民間銀行都道府県別個人預金残高増加率への影響：2003 年度～2006 年度

被説明変数	個人預金残高(民間銀行・都道府県別)増加率 (対前期末)			
定数項	0.016*** (0.003)	0.007 (0.004)	0.010* (0.005)	0.011** (0.004)
郵便貯金総残高(総計・都道府県別) の増加率(対前期末)	0.178 (0.128)			
通常郵便貯金残高(都道府県別) の増加率(対前期末)		0.094 (0.066)		
定期性郵便貯金残高(都道府県別) の増加率(対前期末)			-0.071 (0.107)	
定額貯金残高(都道府県別) の増加率(対前期末)				-0.039 (0.092)
地域ダミー(北海道・東北)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.005* (0.002)	-0.004* (0.002)
地域ダミー(東海・北陸)	-0.005** (0.002)	-0.006** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)
地域ダミー(関西)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)
地域ダミー(中国・四国)	-0.004 (0.002)	-0.004 (0.003)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)
地域ダミー(九州・沖縄)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.004* (0.004)
年度ダミー(2004年度)	0.004 (0.004)	0.000 (0.002)	-0.004 (0.004)	-0.003 (0.004)
年度ダミー(2005年度)	0.006 (0.005)	0.003 (0.003)	-0.003 (0.005)	-0.001 (0.003)
年度ダミー(2006年度)	0.016*** (0.005)	0.014*** (0.004)	0.006 (0.004)	0.006 (0.005)
修正R-sq.値	0.185	0.185	0.017	0.177
サンプル数	188	188	188	188

注1) 各欄の上段の数値は係数の推定値、下段の数値(カッコ内)は標準誤差を示している。係数の数値についている記号、***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表す。

注2) 地域ダミーは、関東地域(東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、茨城県、栃木県、群馬県の1都6県)を基準として選択している。

注3) 年度ダミーは、2003年度を基準として選択している。

表 4-3. 民間銀行都道府県別定期預金残高増加率への影響：2003 年度～2006 年度

被説明変数	定期預金残高(民間銀行・都道府県別)増加率 (対前期末)			
定数項	-0.026*** (0.005)	-0.027*** (0.007)	-0.041*** (0.008)	-0.035*** (0.007)
郵便貯金総残高(総計・都道府県別) の増加率(対前期末)	-0.156 (0.215)			
通常郵便貯金残高(都道府県別) の増加率(対前期末)		0.055 (0.111)		
定期性郵便貯金残高(都道府県別) の増加率(対前期末)			-0.414** (0.176)	
定額貯金残高(都道府県別) の増加率(対前期末)				-0.278* '(0.152)
地域ダミー(北海道・東北)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.004 (0.004)
地域ダミー(東海・北陸)	-0.005 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)
地域ダミー(関西)	0.007 (0.004)	0.009** (0.004)	0.006 (0.004)	0.008* (0.004)
地域ダミー(中国・四国)	-0.003 (0.004)	-0.000 (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.003 (0.004)
地域ダミー(九州・沖縄)	-0.010** (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.010** (0.004)
年度ダミー(2004年度)	-0.007 (0.008)	-0.000 (0.003)	-0.018** (0.007)	-0.013* (0.007)
年度ダミー(2005年度)	-0.016* (0.009)	-0.007 (0.006)	-0.028*** (0.008)	-0.018*** '(0.005)
年度ダミー(2006年度)	0.036*** (0.009)	0.045*** (0.007)	0.026*** (0.007)	0.026*** '(0.009)
修正R-sq.値	0.622	0.622	0.632	0.628
サンプル数	188	188	188	188

注1) 各欄の上段の数値は係数の推定値、下段の数値(カッコ内)は標準誤差を示している。係数の数値についている記号、***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表す。

注2) 地域ダミーは、関東地域(東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、茨城県、栃木県、群馬県の1都6県)を基準として選択している。

注3) 年度ダミーは、2003年度を基準として選択している。

第5節 本稿の結果と今後の課題

従来の郵政民営化、そしてその傘下金融機関の民営化を題材とする多くの研究は、郵政民営化が郵貯や簡易保険という自身の経営にどのような影響を与えるかという観点で実施されてきたものが多い。これに対して、本研究では、郵政民営化を特定の金融市場で支配的な地位を持つ最大金融機関が短期間のうちに急激な規模縮小を行った事例としてとらえ、それが競合金融機関の預金にどのような影響を与えたのかという観点での分析を行うことを目的としている。

本稿では、第2節において、郵便貯金の残高の趨勢的な変化を概観し、郵政公社化の数年前から郵貯残高は減少傾向にあり、それが2003年の郵政公社化と共に加速したこと、2007年10月の郵政民営化以降は郵貯残高の減少傾向は停止し、横ばいとなったことを指摘した。つまりこのことは、郵貯残高の劇的な規模縮小というイベントが2003年から2007年の郵政公社化の期間を中心とする4～5年間程度に集中して発生したことを示唆している。

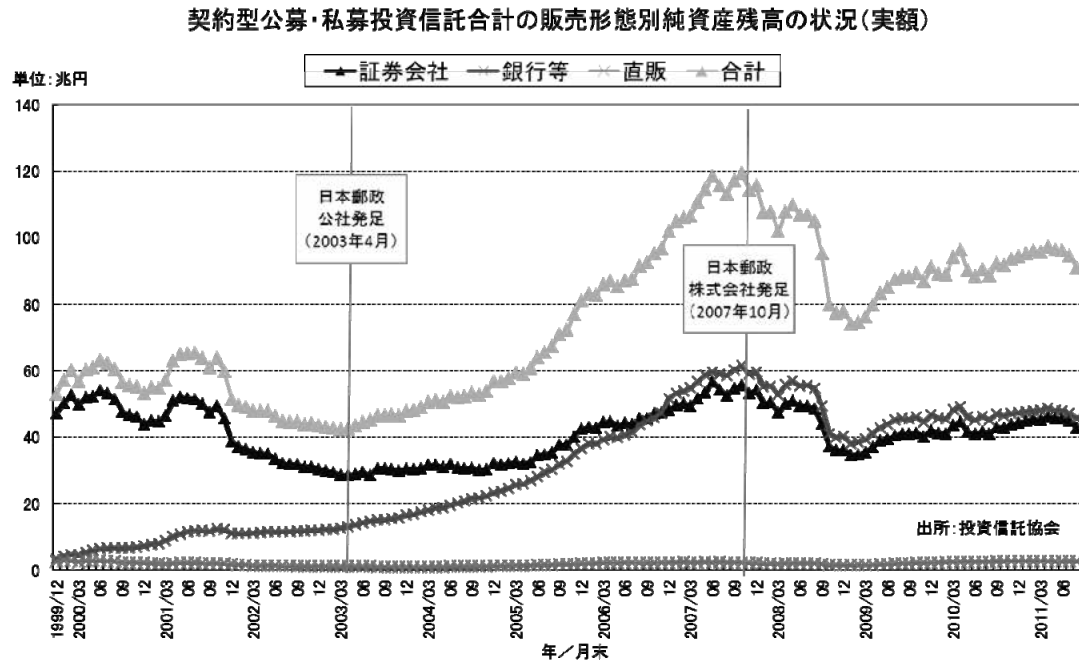
この期間に急減した郵貯の資金は、それではどこへ流入したのだろうか。第3節と第4節では簡単な回帰分析を用いて、郵貯の通常貯金への流入と、民間銀行預金市場への流入を都道府県別の郵便貯金と銀行預金のデータを用いて検証した。得られた結果は、都道府県別の郵貯の定額預金を中心とする定期性貯金の増加率と都道府県別の民間銀行の定期預金の増加率の間には統計的に有意な負の相関があり、郵貯の定額預金の減少分が、民間銀行の定期預金へと流入した可能性を示唆するものとなった。郵政公社化以前から、郵貯の定額預金が民間銀行の定期預金の強力な競合商品と認識されていたことを考えると、この推定結果は説得力を持つと考えられる。

今後の研究課題は、第2節において図2-4を用いて指摘したように、郵政公社化の期間である2003年度から2007年度の期間において、郵貯の定額預金の減少の流入先と考えられる民間銀行の定期性預金の残高は、ほとんど増加していないという事実をどのように考えるかである。このことは、例えば郵貯の定額預金から民間銀行の定期性預金への資金シフトは生じていたとしても、郵貯の定額預金から流出した資金が、他の競合する金融商品へとより大規模に流入した可能性を示唆している。その候補は、郵政公社化の期間である2003年度から2007年度までの同期間に急増した投資信託であるかもしれない。

図5-2は、販売形態別の投資信託の純資産残高を示している。鯉淵(2012)が指摘するように、1998年末に日本版金融ビッグバンの一環として解禁された投資信託の銀行窓口販売(窓販)は、2003年初めから2006年末にかけて急増し、その増加額は約48兆円にも上っている。同期間に郵政公社化を契機として郵貯の定額貯金を解約した預金者が、地域の民間銀行の支店の窓口販売を経由して、投資信託を保有したという仮説も検証に値すると考えられる。鯉淵(2012)で指摘したように、投資信託を含めた預り資産残高については銀行に開示義務がなく、全ての民間銀行について預り資産残高のデータを入手できないという困難はあるものの、2003年度以降の個別銀行のディスクロージャー誌から抽出した各行の投資信託預り資産残高等のデータを用いて、郵貯の定額預金から民間銀行の定期預金だけでなく、窓口販売

を經由した投資信託への資金流入の存在を検証することも今後の課題である。

図 5-2. 投資信託の販売形態別純資産残高の推移：1999 年～2011 年



出所：投資信託協会ウェブサイト及び鯉渕(2012)

参考文献

鯉渕賢(2012)「家計金融資産における投資信託への資金フローと銀行預金の変動：銀行窓口販売データを用いた実証分析」信託研究奨励金論集（信託協会），第 33 巻，pp.1-13，2012 年 11 月．

銀行リテール事業における 最適店舗チャネルの研究

成蹊大学 経済学部 教授 永野 護

銀行リテール事業における最適店舗チャネルの研究

<要約版>

永野 護
成蹊大学

目次

1	はじめに	1
2	先行研究	2
3	日本の店舗行政の歴史的経緯	3
4	実証分析	5
5	結論	7

JEL classification: G21, G20, G29.

キーワード: 銀行店舗展開、銀行経営パフォーマンス、銀行店舗の地域分布、利潤効率性

1. 研究の目的

製造業の立地選択に関する研究では、Holmes(1998)などこれまで原材料、中間部品、最終製品の輸送コストをとみなう製造業については、その地理的条件がもたらす経営への影響が確認されてきた。銀行産業については、勘定系システムが劇的に発展した現代の銀行システムでは、決済・運用のために現金が地域を越えて運搬されるケースが僅かであるため、かつては議論の対象から外されていた。しかし、近年は欧州の市場統合が銀行市場へも波及する中、やはり銀行産業においても、顧客情報の保有の有無の点から、店舗の立地選択がもたらす影響を支持する研究報告が相次いでいる。

本研究はこの点について、1975年から2012年の、日本の地方銀行、第二地方銀行の店舗データ、地域データ、財務データを用いて分析を行っている。店舗データは既存店舗、撤退店舗、新規参入店舗の住所から撤退、新規設立に与える影響を確認している。この分析

の過程では、その他のコントロール変数として、各店舗の従業員数、各店舗が所在する市町村区の人口、高齢化比率、一人当たり所得等の地域効果、銀行全体の財務パフォーマンスを加えたうえで、分析を進めている。さらに、店舗撤退、新規設立に加え、計測された費用効率性と店舗の地理的分布との関係を確認することで、撤退と新規設立の経営パフォーマンスに与える影響も分析対象としている。

2. 先行研究

銀行店舗展開に関わる既存研究は、米国銀行を標本とする実証研究がそのほとんどである。米国では大恐慌の影響を受けて成立した各州の州銀行法と1927年マクファーデン法により、州を越える銀行店舗の開設が1994年まで禁じられていた。1994年リーグル・ニール法によりこの規制が撤廃される以前の研究では、Calomiris(2000)、Amel and Liang (1992)が、1994年以前の標本データを用い、店舗規制時代の銀行経営が、景気変動や株式市場からのショックに脆弱であることを指摘している。店舗規制撤廃後の1994年以降の研究では、Jayaratne and Strahan(1998)、Kroszner and Strahan(1999)やStiroh and Strahan(2003)が、店舗規制緩和が経営パフォーマンスや費用効率性を改善する効果を持つ実証的根拠を示している。

銀行規制緩和はどのような過程を通じて、銀行経営パフォーマンスの改善をもたらすのか。規制緩和が銀行資産の再構成や経営資源の再分配を通じて銀行産業の収益性や生産性の向上に貢献していると報告しているのが、Stiroh(2000)、Amel and Liang (1992)、Berger et. al. (2000)である。また、銀行店舗規制緩和の地域経済への影響はどのような研究成果が報告されているのか。Jayaratne and Strahan(1996)は、州際規制緩和後の銀行の他地域相互進出は、銀行の貸出業務の改善を通じて地域の一人当たり名目所得、実質所得を改善していると報告している。またHuang (2008)は、ある州が先行的に銀行店舗規制緩和を進めると、店舗規制下にある隣接州にも波及効果をもたらすことを実証的に確認している。また、Beck et. al. (2010)は、銀行店舗規制の緩和は、非技術系労働者の相対賃金の上昇を通じて低所得者層の所得増大に寄与していると述べている。

米国では、銀行店舗規制緩和は、1994年リーグル・ニール法に先駆け、一部の州において、1980年代よりゆるやかに進められてきた。日本においても1981年銀行法改正以降、店舗規制が全面撤廃される1997年まで部分的に店舗規制緩和は進行している。しかし、日本の場合、全国統一的な中央政府（大蔵省）の店舗規制が、本店所在地域以外に、東京、大阪、名古屋等、大都市圏での店舗開設を認めてきた歴史を有する。このため、銀行の他地域展開は、隣接地域への進出と大都市圏への進出の2つのパターンがあり、それぞれにおける銀行経営パフォーマンスへの効果の違いを検証している。

3 日本の店舗行政の歴史的経緯

日本では、戦後の店舗行政は1997年まで、店舗開設には大蔵大臣の認可が必要とされ、また店舗設置場所、設置数、職員数、営業時間をはじめとする様々な規制が施されてきた。戦後長らく銀行店舗規制が存在した理由としては、米国同様、日本においても戦間期の1920年代に銀行危機に見舞われたため、銀行システムの公共性を維持し、地域社会の預金者保護など、経営の安全性を政府が確保する必要があると考えられてきたことが第一の理由である。第二の理由は、1927年銀行法が極めて簡素な法文構成であったため、銀行法第8条に基づく銀行法施行規則、銀行局長通達等が、強い法的根拠を持つと解釈されてきたためである。この強い効力を持つ銀行法施行規則、銀行局長通達が、50余年間、店舗設置場所、設置数、職員数、営業時間の許認可について様々なタイミングで多数、発出されたため、結果的に強い規制体系が構築されてきた。

日本の銀行店舗行政は、1981年銀行法改正によりに最初の転換期を経験する。1979年にスタートした金融自由化の流れは店舗規制に及び、1981年銀行法改正では、店舗振替制の導入、店舗設置許認可の手続き簡素化、店舗設置枠の拡大、店舗人員規制の緩和などが認められ、1980年代の各銀行の店舗展開に影響を与えている。象徴的であるのは、1981年の300メートル行政、1985年の容積率基準の店舗規制緩和、1987年には普通銀行の店舗外ATM/CDの設置数規制が撤廃である。この時代の店舗規制緩和は、大都市圏での法人資金需要に応えるための行政措置であり、それまで禁じられてきた同一圏内の複数の銀行店舗開設を認め、また商業用家屋の特例容積率が認められている東京23区、大阪市、名古屋市三大都市圏を想定し、900%の容積率が認められている地域での店舗設置自由化を認めている。

銀行店舗行政は1990年代に2度目の変革を経験する。1990年代の最初の変革は、1995年に都市銀行などの一般店舗及び小型店舗の設置数規制が完全撤廃、さらに1997年度には銀行店舗規制が完全撤廃され、営業時間の自由化、店舗人員基準、出張所の業務取扱基準も見直されている。1981年銀行改正時に比べ、1997年の店舗規制撤廃は、法制度上は全面自由化に近い措置であった。1990年代前半は、こうした店舗規制の撤廃にとともに、スーパーマーケットブランチやコンビニエンスストア内ATMの設置が、続出することになる。1990年代後半は、1997年に店舗規制完全撤廃の実施とほぼ時を同じくして、破綻金融機関が続出し、銀行店舗数の減少、他地域店舗の撤退が相次いだ時代でもあった。折からの不良債権問題にともなう銀行経営の悪化、銀行間合併・統合が頻発したことも、銀行店舗の統廃合と他地域からの撤退を促した。

1997年の店舗規制撤廃以降も、日本政府の店舗行政は自由化の範囲を拡大させている。例えば2002年の銀行法改正では、銀行の店舗設立を許認可制から届け出制へ変更した。また2006年には全国銀行の個人向け店舗の営業時間の自由化を実施した。1927年銀行法から1981年銀行法改正までの55年間で、法改正は一度しか実施されなかったが、

1997年から2008年までの12年間にすでに6度の法改正が実施されている。

図表1 銀行店舗規制緩和の歴史的経緯

年	銀行店舗行政に関わる制度改革
1975年 1980年 1981年	店舗外現金自動支払機の認可基準に関する通達 都市銀行・地方銀行間の業態間オンライン提携実施 銀行法全面改正 ・店舗振替制導入、小型店舗・機械化店舗設置基準緩和 ・店外CD設置場所自由化、 ・店舗数設置枠拡大（2店舗／行→4店舗／行） ・人員規制緩和（10名／店→15名） ・店舗配置転換に係る規制緩和 ・代理店設置枠拡大（5店舗／行→8店舗／行）
1987年	店舗外ATM・CDの設置数規制撤廃
1995年	小型店舗設置数規制完全撤廃
1997年	店舗規制原則撤廃
1998年	日本銀行法改正
2002年	銀行法改正 店舗設置を許認可制から届け出制へ変更
2006年	個人向け店舗の営業時間自由化
2008年	金融商品取引法改正にともなう銀行法改正

図表2 銀行店舗数と地域分布度

	全国銀行	都市銀行	地方銀行	第二地方銀行
(A) 総店舗数				
1975	9,990	2,476	4,787	2,727
1985	13,241	3,004	6,547	3,690
1995	15,622	3,517	7,788	4,317
2005	12,977	2,339	7,256	3,382
2012	12,591	2,062	7,277	3,252
(B) 域外店舗比率				
1975	32.2%	53.7%	18.2%	24.5%
1985	30.8%	52.9%	17.4%	22.0%
1995	29.3%	51.7%	16.7%	19.4%
2005	29.9%	56.8%	16.5%	16.4%
2012	30.1%	56.0%	17.4%	17.1%
(C) 一行当たり進出都道府県数				
1975	10.9	21.6	6.0	4.9
1985	11.1	21.8	6.5	5.1
1995	10.4	19.8	6.4	5.1
2005	7.9	13.8	6.1	3.7
2012	6.9	11.1	6.0	3.6

資料：日本金融通信社『ニッキン資料年報』各年度版、単位：(A) 行、(B) %、(C) 都道府県数

【注】(C) 一行当たり進出地域数は本店所在都道府県を含む。

4. 実証分析

図表3の推計結果は、次のプロセスにより得られている。まず本研究では、1975年度から2012年度の全国銀行財務データを用い、銀行のトランスログ型利潤関数を推計した。これらのデータは日経メディア・マーケティング社 NIKKEI NEEDs 金融版より入手した。この利潤関数は、被説明変数に（1）当期純利益を採用するケース、（2）貸出金受取利息－預金支払利息、（3）資金運用収益－資金調達費用、（4）役務取引等収益－役務取引等費用を採用するケース、の4種類を用い、それぞれについて利潤非効率性を推計している。この過程で得られた利潤非効率性を、さらに被説明変数として銀行店舗数規模の変数グループ (X^{Branch})、域外店舗展開に関する変数 ($X^{InterRegion}$)、域内店舗展開に関する変数 ($X^{IntraRegion}$) の各々の説明変数を用いて推計した推計結果が図表3である。これらの銀行店舗関連データは、日本金融通信社『ニッキン資料年報』、『日本金融名鑑』より入手、算出した。

まず、利潤関数の被説明変数に当期純利益を用いた推計結果（1）を見てみると、銀行店舗規模に関する変数グループ X^{branch} の利潤非効率性に与える影響について、銀行店舗数 $\ln(branch)$ 、銀行 ATMCD 数 $\ln(ATMCD)$ の係数値は、利潤非効率性に負の有意な結果を示している。逆に 1949 年以前に設立された店舗の比率 $pre1949$ の係数値は利潤非効率性に正の有意な結果を示している。次に域外店舗展開に関する変数 ($X^{InterRegion}$) の結果を見てみると、域外店舗数の全店舗数に対する比率 $InterRegion$ が、被説明変数の利潤効率性に対し正の有意な関係を、域外店舗の中で隣接県に所在する店舗数の全店舗に対する比率 $neighbor$ は負の有意な結果を示している。域内店舗展開に関する変数 $X^{IntraRegion}$ については、域内店舗数の全店舗に対する比率 $IntraRegion$ が正の有意な係数値を示している。

次に利潤に貸出金受取利息－預金支払利息を採用する推計式（2）を見てみると、変数グループ X^{branch} の $\ln(branch)$ 、 $\ln(ATMCD)$ の係数値は、預貸金利収支非効率性に対し、負の有意な値を示している。逆に $pre1949$ の係数値は正の有意な値を示している。次に $X^{InterRegion}$ の結果を見てみると、 $MajorCities$ 、 $neighbor$ の係数値は負の有意な値、 $InterRegion$ の係数値は正の有意な値を示している。また被説明変数の利潤に資金運用収益－資金調達費用を採用する推計結果（3）を見ると、変数グループ X^{branch} の $\ln(branch)$ 、 $\ln(ATMCD)$ の係数値は、負の有意な結果を示している。逆に $pre1949$ の係数値は資金運用収支非効率性の非効率性に対し、正の有意な値を示している。 $X^{InterRegion}$ では、 $InterRegion$ の係数値が正に有意であり、 $neighbor$ の係数値は負の有意な値を示している。

手数料ビジネスについて、利潤に役務取引等収支を採用した推計結果（4）を見てみると、まず、 X^{branch} の $\ln(branch)$ 、 $pre1949$ の係数値は正の有意な結果を示している。逆に $\ln(ATMCD)$ の係数値は負の有意な結果を示している。次に $X^{InterRegion}$ の結果を見てみると、 $InterRegion$ が、被説明変数の役務取引等収支の非効率性に対し正の有意な関係を、 $MajorCities$ 、 $VarRegion$ 、 $neighbor$ 、は負の有意な結果を示している。

図表3 銀行店舗展開の地理的特徴が利潤効率性にもたらす影響：実証結果

		Dependent Variable			
		(1)	(2)	(3)	(4)
Independent Variables		<i>Profit Inefficiency_{Total}</i>	<i>Profit Inefficiency_{LDSpread}</i>	<i>Profit Inefficiency_{Others}</i>	<i>Profit Inefficiency_{Fe}</i>
Specification		Random Effect	Random Effect	Random Effect	Random Effect
χ^2_{Branch}	<i>ln(Branch)</i>	-0.150 *** (-5.530)	-0.045 * (-1.710)	-0.070 *** (-2.670)	0.215 *** (8.300)
Variables related to Bank	<i>ln(Branch)^2</i>	0.023 *** (7.170)	0.014 *** (4.360)	0.016 *** (5.090)	-0.010 *** (-3.390)
Branch Size	<i>ln(ATMCD)</i>	0.000 *** (-13.610)	0.000 *** (-16.900)	0.000 *** (-16.560)	0.000 *** (-24.360)
	<i>pre1949</i>	0.427 *** (8.750)	0.454 *** (9.600)	0.443 *** (9.390)	0.474 *** (10.320)
$\chi^2_{InterRegion}$	<i>MajorCities</i>	-0.112 (-1.140)	-0.139 (-1.460)	-0.146 (-1.530)	-0.185 ** (-2.020)
Variables related to Inter Regional Branch	<i>MajorCities^2</i>	0.275 *** (4.090)	0.297 *** (4.570)	0.294 *** (4.540)	0.349 *** (5.480)
	<i>InterRegion</i>	0.953 *** (7.930)	0.800 *** (6.890)	0.822 *** (7.100)	0.454 *** (3.970)
	<i>InterRegion^2</i>	-0.077 (-0.840)	-0.197 ** (-2.210)	-0.166 * (-1.870)	-0.509 *** (-5.800)
	<i>ATMoutside</i>	0.020 (1.610)	0.000 *** (-16.900)	0.015 (1.280)	0.010 (0.860)
	<i>VarRegion</i>	0.000 (-0.030)	-0.001 (-1.040)	-0.001 (-0.780)	-0.002 *** (-3.010)
	<i>neighbor</i>	-0.070 ** (-2.370)	-0.065 ** (-2.250)	-0.067 ** (-2.320)	-0.049 * (-1.880)
	<i>InterRegion*neighbor</i>	0.108 ** (2.460)	0.151 *** (3.550)	0.140 *** (3.310)	0.217 *** (5.210)
	<i>MajorCities*neighbor</i>	-0.100 * (-1.860)	-0.095 * (-1.830)	-0.086 * (-1.650)	-0.084 * (-1.690)
$\chi^2_{Branch *}$	<i>ln(branch)*InterRegion</i>	-0.172 *** (-7.910)	-0.146 *** (-6.910)	-0.150 *** (-7.140)	-0.077 *** (-3.690)
$\chi^2_{InterRegion}$	<i>ln(branch)*Major Cities</i>	-0.051 *** (-4.560)	-0.049 *** (-4.460)	-0.049 *** (-4.480)	-0.043 *** (-3.960)
	<i>pre1949*neighbor</i>	-0.125 *** (-5.380)	-0.170 *** (-7.510)	-0.159 *** (-7.050)	-0.241 *** (-10.870)
$\chi^2_{InterRegion}$	<i>IntraRegion</i>	0.068 * (1.720)	0.027 (0.720)	0.032 (0.850)	-0.070 * (-1.850)
Variables related to Inter Regional Branch	<i>HHI</i>	-0.005 (-1.360)	-0.004 (-1.100)	-0.004 (-1.180)	-0.001 (-0.430)
	<i>CommercialArea</i>	0.063 ** (2.050)	0.048 (1.600)	0.051 * (1.700)	0.005 (0.170)
	<i>HousingArea</i>	0.000 (0.240)	0.000 (0.250)	0.000 (0.270)	0.000 (0.250)
Others	<i>Time</i>	0.016 *** (28.830)	0.016 *** (35.420)	0.011 *** (34.880)	0.016 *** (42.990)
	<i>Time^2</i>	0.000 *** (17.930)	0.000 *** (16.380)	0.000 *** (17.090)	0.000 *** (18.420)
	<i>const</i>	0.215 *** (2.950)	0.015 (0.210)	0.071 (1.010)	-0.465 (-6.720)
<i>Individual Bank Dummy</i>		yes	yes	yes	yes
<i>Wald Chi2</i>		76,492.4 ***	82,646.1 ***	82,159.4 ***	88,584.5 ***
<i>Pseudo R2</i>		0.420	0.457	0.446	0.560
<i>Sargan-Hansen Statistics</i>		217.924 ***	203.743 ***	208.011 ***	169.543 ***
<i>Observations</i>		4,652	4,655	4,655	4,652

【注】***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%での有意水準を示す。

5. 結論

邦銀の本店所在地以外の地域での店舗増設は、多くの場合において、利潤非効率性を改善することが、図表3の実証分析結果により示されている。図表3の実証結果が示すもうひとつの含意は、預貸業務、その他資金運用・調達業務、役務取引業務がワンセットで他地域店舗で行われることが、利潤非効率の改善につながる点である。また、邦銀の他地域展開のひとつの特徴である三大都市圏での店舗展開は、全般的には、これらの銀行の利潤非効率性の改善効果は小さい。一方で、三大都市圏に所在する店舗の設立後経過年数が長い場合には、効率性を改善する。換言すれば、近年もしくは今後、地方銀行が三大都市圏で店舗展開を進めたとしても、利潤効率性に対する影響は軽微であるが、戦前よりこれらの地域に店舗を構える銀行は、高い利潤効率を有することになる。これらの結果により、銀行店舗の域外展開と域内展開の類似点と相違点をそれぞれあげると次の特徴が指摘できる。類似点は、域外展開、域内展開ともに、貸出・預金業務などいずれの業務においても他地域展開は利潤効率性が改善する実証結果が示されている点である。一方、相違点は、域内店舗比率の上昇は全般的に利潤効率性を改善する結果が得られていない点である。地域銀行市場は、それぞれ固有の特徴があり、今後は、個々の地域の銀行市場の歴史的経緯を踏まえた上での、更なる検証が必要となろう。

Reference

- Affinito, Massimiliano, (2012), "Do Interbank Customer Relationships Exist? And How Did They Function in the Crisis? Learning from Italy," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 36, pp. 3163-3184.
- Afonso, Gara, Anna Kovner, and Antoinette Schoar, "Stressed, Not Frozen: The Federal Funds Market in the Financial Crisis," *The Journal of Finance*, Vol. 66, pp. 1109-1139.
- Amel, Dean F., and Nellie J. Liang, (1992), "The Relationship between Entry into Banking Markets and Changes in Legal Restrictions on Entry," *Antitrust Bulletin*, Vol. 37, pp. 631-649.
- Angelini, Paolo, Andrea Nobili, and Cristina Picillo, (2011), "The Interbank Market after August 2007: What Has Changed, and Why?," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43, pp. 923-958.
- Beck, Thorsten, Ross Levine, and Alexey Levkov, (2010), "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States," *Journal of Finance*, Vol. 65, pp. 1637-1667.
- Berger, Allen N., Rebecca S. Demsetz, and Philip E. Strahan, (2000), "The Consolidation of the Financial Services Industry: Causes, Consequences, and Implications for the Future," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 23, pp. 135-194.
- Berger, Allen N., and Gregory F. Udell, (1995), "Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance," *The Journal of Business*, Vol. 68, Issue 3, pp. 351-381.
- Boot, Arnoud W. A., (2000), "Relationship Banking: What Do We Know?" *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 9, Issue 1, pp. 7-25.

- Dick, Astrid A., (2006), "Nationwide Branching and Its Impact on Market Structure, Quality, and Bank Performance," *Journal of Business*, Vol. 79, pp.567-592.
- Demyanyk, Yuliya, (2008), "U.S. Banking Deregulation and Self-employment: A Differential Impact on those in Need," *Journal of Economics and Business*, Vol. 60, pp. 165-178.
- Elyasiani Elyas, and Lawrence G. Goldberg, (2004), "Relationship Lending: a Survey of the Literature," *Journal of Economics and Business*, Vol. 56, Issue 4, pp. 315-330.
- Jayaratne, Jith, and Philip E. Strahan, (1996), "The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation," *Quarterly Journal of Economics*, pp. 639-670.
- Jayaratne, Jith, and Philip E. Strahan, (1998), "Entry Restrictions, Industry Evolution, and Dynamic Efficiency: Evidence from Commercial Banking," *Journal of Law and Economics*, Vol.41., pp.239-273.
- Huang, Rocco R., (2008), "Evaluating the Real Effect of Bank Branching Deregulation: Comparing Contiguous Counties across US State Borders," *Journal of Financial Economics*, Vol. 87, pp. 678-705.
- Kroszner, Randall S., and Philip E. Strahan, (1999), "What Drives Deregulation? Economics and Politics of the Relaxation of Bank Branching Restrictions," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, pp.1437-1467.
- Stiroh, Kevin J., and Philip E. Strahan, (2003), "Competitive Dynamics of Deregulation: Evidence from U.S. Banking," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 35, pp. 801-828.
- Stiroh, Kevin J., (2000), "Compositional Dynamics and the Performance of the U.S. Banking Industry," *Staff Report*, Federal Reserve Bank of New York, February, No. 98.

銀行リテール事業における最適店舗チャネルの研究

永野 護
成蹊大学

JEL classification: G21, G20, G29.

Keywords: Bank Branching, Regional Branch Distribution, Bank Performance, Cost Efficiency, Profit Efficiency

1. 研究の目的

銀行店舗の地理的分布に関するひとつの謎は、他地域展開がもたらす銀行パフォーマンスへの影響がプラスであるかマイナスであるのかが、国・地域によって異なる点である。米国では1994年リーグル・ニール法後、多くの地方銀行が他地域展開を進め、貸し手、借り手双方に多大な便益をもたらしたことが、Dick(2006)をはじめとする、多くの研究のコンセンサスとなっている。一方、日本の場合、1997年店舗規制全面自由化以降、銀行店舗の他地域からの撤退件数は、新規参入件数を大きく上回る。ともに戦後長らく銀行店舗規制を続け、1990年代半ばに完全自由化した日米両国で、なぜ帰結が両極端に異なるのか。この理由を、実証分析を通じて、既存のファイナンス理論に新たな理論的枠組みを提示することが、本研究の目的である。

本研究は、日本の店舗規制自由化後の銀行店舗の地理的分布が、米国とは全く異なる理由を解明する手がかりとして、費用効率性に対する影響と地域ボーダー効果に着目する。製造業の地域ボーダー効果は、Holmes(1998)などこれまで原材料、中間部品、最終製品の輸送コストをとまなう製造業については、その影響が確認されてきた。銀行産業については、勘定系システムが劇的に発展した現代の銀行システムでは、決済・運用のために現金が地域を越えて運搬されるケースが僅かであるため、かつては議論の対象から外されていた。しかし、近年は欧州の市場統合が銀行市場へも波及する中、Buch(2004)等、やはり銀行産業においても、顧客情報の保有の有無の点から、地域ボーダー効果の存在を支持する研究報告が相次いでいる。本研究は、日本のように1927年から1997年まで、県単位で銀行店舗の出店規制が存在し、主たる銀行貸出相手が企業である国では、規制時代の間、各地域において銀行一借り手関係と顧客情報蓄積が進行する。このため、他地域からの参入者は、店舗規制撤廃後も依然としてディスアドバンテージを被るため、店舗撤退が相次いでいることを仮説としている。

本研究は、1975年から2012年の、日本の地方銀行、第二地方銀行の店舗データ、地域データ、財務データを用いて分析を行っている。店舗データは既存店舗、撤退店舗、新規参入店舗の住所から地域ボーダーであるか否か、また緯度経度の位置情報から店舗間距離を計測し、撤退、新規設立に与える影響を確認している。この分析の過程では、その他のコントロール変数として、各店舗の従業員数、各店舗が所在する市町村区の人口、高齢化比率、一人当たり所得等の地域効果、銀行全体の財務パフォーマンスを加えたうえで、分析を進めている。さらに、店舗撤退、新規設立に加え、計測された費用効率性と店舗の地理的分布との関係を確認することで、撤退と新規設立の経営パフォーマンスに与える影響も分析対象としている。

次節以降では、まず次節において本件に関わる先行研究、日本の銀行店舗行政の歴史を踏まえて、本研究の仮説を提示する。第3節では、前節の仮説を検証するための方法論、使用データの説明を行う。第4節は、実証分析の結果を解説し、第5節においてその考察と結論

を提示する。

2. 先行研究と仮説

2. 1 銀行店舗規制に係る先行研究

銀行店舗展開に関わる既存研究は、米国銀行を標本とする実証研究がそのほとんどである。米銀を標本とする先行研究では、1994年リーグル・ニール法施行以前と以後の、銀行経営パフォーマンスの変化、地域経済への影響に関する多数の成果が報告されている。米国では大恐慌の影響を受けて成立した各州の州銀行法と1927年マクファーデン法により、州を越える銀行店舗の開設が1994年まで禁じられていた。1994年リーグル・ニール法によりこの規制が撤廃される以前の研究では、Calomiris(2000)、Amel and Liang (1992)が、1994年以前の標本データを用い、店舗規制時代の銀行経営が、景気変動や株式市場からのショックに脆弱であることを指摘している。店舗規制撤廃後の1994年以降の研究では、Jayaratne and Strahan(1998)、Kroszner and Strahan(1999)やStiroh and Strahan(2003)が、店舗規制緩和が経営パフォーマンスや費用効率性を改善する効果を持つ実証的根拠を示している。さらに、2000年代に入ると、Dick(2006)が同法制定後のデータのみを標本期間として採用し、この規制撤廃が総費用、サービス費用などの減少をもたらす結果を報告している。

銀行規制緩和はどのような過程を通じて、銀行経営パフォーマンスの改善をもたらすのか。規制緩和が銀行資産の再構成や経営資源の再分配を通じて銀行産業の収益性や生産性の向上に貢献していると報告しているのが、Stiroh(2000)、Amel and Liang (1992)、Berger et. al. (2000)である。Stiroh(2000)の指摘する銀行資産の再構成とは、銀行店舗規制の規制緩和と他地域からの新規参入が、優勝劣敗を通じて銀行市場の貸出資産の優良銀行への移転と劣位銀行の市場退出を促すことを指す。Stiroh(2000)は、こうした銀行資産の再構成が、銀行産業全体に、より効率的な経営パフォーマンスをもたらすと報告している。また Amel and Liang (1992)は、幾つかの州において先行的に進められた店舗規制緩和の進展は、新たな銀行店舗の創造に貢献していることを定量的に確認している。また、既存研究のサーベイを行った Berger et. al. (2000)は、店舗規制を含む銀行業務の規制緩和は銀行間合併を促し、優良銀行の市場支配力増大、利潤率上昇、資産運用リスクの多様化を促進するが、費用効率性の改善を検出した研究報告は少ないと結論付けている。この点は、より直近のデータによる検証を行った Dick(2006)と異なる結論を提示している。

銀行店舗規制緩和の地域経済への影響はどのような研究成果が報告されているのか。Jayaratne and Strahan(1996)は、州際規制緩和後の銀行の他地域相互進出は、銀行の貸出業務の改善を通じて地域の一人当たり名目所得、実質所得を改善していると報告している。また Huang (2008)は、ある州が先行的に銀行店舗規制緩和を進めると、店舗規制下にある隣接州にも波及効果をもたらすことを実証的に確認している。2000年代に入ると、この分野の研究は、地域経済の特定階層の所得水準の上昇に貢献することを報告している。例えば、

Demyanyk (2008)の分析は、銀行店舗規制の緩和は、自営業者の所得上昇率を底上げし、さらに女性や非白人の企業就業者の所得に対してもプラスの効果を持つと結論付けている。また、Beck et. al. (2010)は、銀行店舗規制の緩和は、非技術系労働者の相対賃金の上昇を通じて低所得者層の所得増大に寄与していると述べている。

本研究は、銀行店舗展開とインターバンク市場の関係についての既存研究は、筆者が知る限り皆無である。これまでの銀行経営とインターバンク市場の関係に関する研究は、Angelini et al. (2011)、Afonso et al. (2011)、Affinito(2012)などのように、金融危機時の銀行の流動性リスクに焦点を与えた研究がほとんどである。Angelini et al. (2011)と Afonso et al. (2011)は、それぞれ 2007 年 8 月前後、2008 年 9 月前後のイタリアのインターバンク市場と米国インターバンク市場の分析を行い、金融危機以前のインターバンク市場金利は、借り手の信用リスクからの影響は小さかったが、危機直後はこの両者の感応度が上昇していることを実証的に示している。また Affinito(2012)は、1998 年から 2009 年までのイタリアのインターバンク市場の取引データから、この間の二銀行間関係が固定化しており、それは金融危機時の流動性供給にプラスに貢献したと結論付けている。これらの先行研究の一覧が図表 1 に纏められている。

米国では、銀行店舗規制緩和は、1994 年リーグル・ニール法に先駆け、一部の州において、1980 年代よりゆるやかに進められてきた。日本においても 1981 年銀行法改正以降、店舗規制が全面撤廃される 1997 年まで部分的に店舗規制緩和は進行し、Uchida and Tsutsui (2005)は、1980 年代からすでに地域市場競合度が徐々に高まり始めている事実を指摘している。本研究の先行研究との類似点は、Stiroh(2000)や Stiroh and Strahan(2003)が指摘するように、銀行店舗規制の緩和が、地域市場の変化を通じて、銀行の経営パフォーマンスにプラスの貢献を果たしているのか否かを、まず確認することにある。他方、相違点は、邦銀の他地域展開が米銀とは異なる故、実証研究も異ならざるを得ない点である。Dick(2006)や Huang (2008)の研究は、店舗規制緩和による隣接地域への進出を前提とした経済効果を検証している。しかし、日本の場合、全国統一的な中央政府（大蔵省）の店舗規制が、本店所在地域以外に、東京、大阪、名古屋等、大都市圏での店舗開設を認めてきた歴史を有する。このため、銀行の他地域展開は、隣接地域への進出と大都市圏への進出の 2 つのパターンがあり、それぞれにおける銀行経営パフォーマンスへの効果の違いを検証する。また、Angelini et al. (2011)と Afonso et al. (2011)がイタリアの銀行について指摘したケース同様、日本においても、都市銀行と地方銀行間の銀行間関係が存在することが指摘されている。このインターバンク市場における銀行間関係の域外店舗展開への影響を考慮に入れることで、本研究は、先行研究に対する新たな貢献を目指す。

＜図表 1 銀行店舗規制緩和の影響に関わる先行研究＞

	Literature	Sample Country	Sample Period	Main Conclusions
1. 銀行店舗規制緩和の銀行経営への影響	Amel and Liang (1992)	米国	1976-88	州内・州際規制の緩和は、新たな銀行店舗の創設を促進する。
	Berger et. al. (2000)	サーベイ研究	n/a	規制緩和は銀行市場の M&A を促し、M&A は優良銀行の市場支配力、利潤率、貸出リスクの多様化を促す一方、費用効率性は改善しない。
	Jayaratne and Strahan (1998)	米国 計 188,234 銀行	1978-92	州際規制撤廃後の銀行は営業費用、不良債権比率ともに低下している。この理由は、費用効率性が低いライバル銀行の優良顧客を獲得する等の競争が働き始めているためである。
	Stiroh and Strahan(2003)	米国	1976-94	銀行の経営パフォーマンスと銀行市場でのシェアとの関係は、銀行の貸出資産がより優良な貸し手に移転することにより、店舗規制撤廃後、強まっている。
	Stiroh (2000)	米国	1976-98	銀行業の規制緩和は、優勝劣敗を通じて銀行市場の貸出資産の優良銀行への移転と劣位銀行の市場退出を促すことで、産業全体でより効率的な経営パフォーマンスがもたらす。
2. 銀行店舗規制緩和の地域経済への影響	Demyanyk (2008)	米国	1980-2001	地域経済における銀行店舗規制の緩和は、銀行部門に資金調達手段を依存する自営業者の所得伸び率を上昇させる。
	Jayaratne and Strahan (1996)	米国 4,560 銀行	1978—91	州際規制緩和後の銀行の他地域相互進出は、銀行の貸出業務の改善を通じて地域の一人当たり所得を名目、実質値双方において改善している。
	Beck et. al. (2010)	米国	1979-89	銀行店舗規制の緩和は、非技術系労働者の相対賃金の上昇を通じて低所得者層の所得増大に寄与している。
	Huang (2008)	米国		ある州の銀行店舗規制緩和は、店舗規制下にある隣接する州にも波及効果をもたらす。
3. その他	Uchida and Tsutsui (2005)	日本	1974-2000	地域経済における銀行市場競争度は改善し、少なくとも地域金融機関はクールノー寡占下にはない。
	Kroszner and Strahan(1999)	米国 14,047 銀行	1970-92	20 世紀の最後の 25 年は、大銀行等の利益集団と小銀行等の利益集団の政治力の違いが、議会における店舗規制緩和法案の可決に寄与している。
	Affinito(2012)	イタリア	1998-2009	イタリアの銀行間市場は、貸し手と借り手の二銀行間関係が固定化しており、それは金融危機時の流動性供給にプラスに貢献している。
	Angelini et al. (2011)	イタリア	2005-08	イタリアの銀行間市場の短期金利は 2007 年秋の金融危機前までは借り手の信用リスクに対して非感応的であったが、危機直後から極めて感応度が上昇している。
	Afonso et al. (2011)	米国	2008	米国の銀行間市場の短期金利は 2008 年秋の金融危機直後から感応度が上昇している

2. 2 邦銀の店舗展開の歴史

日本では、戦後の店舗行政は1997年まで、店舗開設には大蔵大臣の認可が必要とされ、また店舗設置場所、設置数、職員数、営業時間をはじめとする様々な規制が施されてきた。戦後長らく銀行店舗規制が存在した理由としては、米国同様、日本においても戦間期の1920年代に銀行危機に見舞われたため、銀行システムの公共性を維持し、地域社会の預金者保護など、経営の安全性を政府が確保する必要があると考えられてきたことが第一の理由である。第二の理由は、1927年銀行法が極めて簡素な法文構成であったため、銀行法第8条に基づく銀行法施行規則、銀行局長通達等が、強い法的根拠を持つと解釈されてきたためである。この強い効力を持つ銀行法施行規則、銀行局長通達が、50余年間、店舗設置場所、設置数、職員数、営業時間の許認可について様々なタイミングで多数、発出されたため、結果的に強い規制体系が構築されてきた。

日本の銀行店舗行政は、1981年銀行法改正によりに最初の転換期を経験する。1979年にスタートした金融自由化の流れは店舗規制に及び、1981年銀行法改正では、店舗振替制の導入、店舗設置許認可の手続き簡素化、店舗設置枠の拡大、店舗人員規制の緩和などが認められ、1980年代の各銀行の店舗展開に影響を与えている。象徴的であるのは、1981年の300メートル行政、1985年の容積率基準の店舗規制緩和、1987年には普通銀行の店舗外ATM/CDの設置数規制が撤廃である。この時代の店舗規制緩和は、大都市圏での法人資金需要に応えるための行政措置であり、それまで禁じられてきた同一圏内の複数の銀行店舗開設を認め、また商業用家屋の特例容積率が認められている東京23区、大阪市、名古屋市三大都市圏を想定し、900%の容積率が認められている地域での店舗設置自由化を認めている。こうした1981年銀行法改正により、1980年代の全国銀行の店舗数は劇的に増大した（図表2）。

銀行店舗行政は1990年代前半に2度目の変革を経験する。1990年代の最初の変革は、1995年に都市銀行などの一般店舗及び小型店舗の設置数規制が完全撤廃、さらに1997年度には銀行店舗規制が完全撤廃され、営業時間の自由化、店舗人員基準、出張所の業務取扱基準も見直されている。1981年銀行改正時に比べ、1997年の店舗規制撤廃は、法制度上は全面自由化に近い措置であった。1990年代前半は、こうした店舗規制の撤廃にとともに、スーパーマーケットブランチやコンビニエンスストア内ATMの設置が、続出することになる。1990年代後半は、1997年に店舗規制完全撤廃の実施とほぼ時を同じくして、破綻金融機関が続出し、銀行店舗数の減少、他地域店舗の撤退が相次いだ時代でもあった。折からの不良債権問題にともなう銀行経営の悪化、銀行間合併・統合が頻発したことも、銀行店舗の統廃合と他地域からの撤退を促した（図表3）。

1997年の店舗規制撤廃以降も、日本政府の店舗行政は自由化の範囲を拡大させている。例えば2002年の銀行法改正では、銀行の店舗設立を許認可制から届け出制へ変更した。また2006年には全国銀行の個人向け店舗の営業時間の自由化を実施した。1927年銀行法から1981年銀行法改正までの55年間で、法改正は一度しか実施されなかったが、

1997年から2008年までの12年間にすでに6度の法改正が実施されている。

<図表2 銀行店舗規制緩和の歴史的経緯>

年	銀行店舗行政に関わる制度改革
1975年 1980年 1981年	店舗外現金自動支払機の認可基準に関する通達 都市銀行・地方銀行間の業態間オンライン提携実施 銀行法全面改正 ・店舗振替制導入、小型店舗・機械化店舗設置基準緩和 ・店外CD設置場所自由化、 ・店舗数設置枠拡大（2店舗／行→4店舗／行） ・人員規制緩和（10名／店→15名） ・店舗配置転換に係る規制緩和 ・代理店設置枠拡大（5店舗／行→8店舗／行）
1987年	店舗外ATM・CDの設置数規制撤廃
1995年	小型店舗設置数規制完全撤廃
1997年	店舗規制原則撤廃
1998年	日本銀行法改正
2002年	銀行法改正 店舗設置を許認可制から届け出制へ変更
2006年	個人向け店舗の営業時間自由化
2008年	金融商品取引法改正にともなう銀行法改正

<図表3 銀行店舗数と地域的分散度>

	全国銀行	都市銀行	地方銀行	第二地方銀行
(A) 総店舗数				
1975	9,990	2,476	4,787	2,727
1985	13,241	3,004	6,547	3,690
1995	15,622	3,517	7,788	4,317
2005	12,977	2,339	7,256	3,382
2012	12,591	2,062	7,277	3,252
(B) 域外店舗比率				
1975	32.2%	53.7%	18.2%	24.5%
1985	30.8%	52.9%	17.4%	22.0%
1995	29.3%	51.7%	16.7%	19.4%
2005	29.9%	56.8%	16.5%	16.4%
2012	30.1%	56.0%	17.4%	17.1%
(C) 一行当たり進出地域数				
1975	10.9	21.6	6.0	4.9
1985	11.1	21.8	6.5	5.1
1995	10.4	19.8	6.4	5.1
2005	7.9	13.8	6.1	3.7
2012	6.9	11.1	6.0	3.6

資料：日本金融通信社『ニッキン資料年報』各年度版、単位：(A) 行、(B) %、(C) 都道府県数

【注】(C) 一行当たり進出地域数は本店所在都道府県を含む。

2. 3 仮説

本稿の関心は、日本においても、図表4に示される通り、店舗規制の緩和とともに進行した他地域展開が、銀行産業全体の費用効率性、収益効率性を改善させてきたのか、を確認することにある。また、他地域展開にも進出先、進出時期、進出目的など、様々なパターンがあり、どのような進出パターンが他地域展開において銀行業の費用効率性、利潤効率性を改善させているのかを検証する。まず、Berger et. al. (2000)、Stiroh(2000)、Stiroh and Strahan(2003)、Dick(2006)らの結論が日本においても妥当とするならば、日本においても銀行の店舗規制緩和以降、他地域展開が頻発し、銀行産業全体の費用効率性、収益性の改善へ貢献しているはずである。しかし実際には、図表3に示される通り、日本では域外店舗比率の顕著な状況を確認することは難しい。こうした状況は、他地域展開が収益的ではないため、銀行自らの経営判断により抑制されているのか、収益的であるにもかかわらず、銀行間関係や本店所在地の地理的条件のため制約されているのかをまず確認する。このため、本稿は第一の仮説として次の仮説を設定する。

仮説1： 銀行の域外店舗展開は、必ずしも銀行の費用効率性、利潤効率性は改善しない。進出地域が一人当たり所得、法人事業所数が多い地域の場合のみ費用効率化に貢献する。

Jayaratne and Strahan(1996)、Huang (2008)、Demyanyk (2008)は、米国では州際規制の撤廃は、地域経済に少なくとも所得面でプラスの効果をもたらしていると結論付けている。日本では、人口規模、一人当たり所得、法人数が47都道府県中、10位未満の県には、他地域銀行の店舗設置は増加していない現状がある(図表3)。三大都市圏以外に福岡県、広島県、京都府、神奈川県は、1975年から2012年までの38年間、人口規模、一人当たり所得、法人数、3つの項目がいずれも47都道府県中、上位10位内に所属している。これらの府県は福岡市、広島市、京都市、横浜市、川崎市、という1956年から1972年までに政令指定都市の指定を受けてきた都市を含む府県である。さらに銀行店舗分布のデータを確認すると、店舗規制緩和後、これらの府県への進出銀行は、隣接する地域の銀行ほど、店舗開設数が多い。米国での銀行店舗規制緩和の進展度が地域ごとにより異なることを分析の対象としたHuang (2008)に対し、本研究では、近隣県との距離的違いを他地域展開の決定要因に関する仮説とする。すなわち、人口規模、一人当たり所得、法人数、が上位10府県に含まれる地域との距離が近いほど、域外店舗進出が経営効率性へもたらす影響は大きいと考える。

仮説2：本店所在県から半径50キロメートル以内に他府県の政令指定都市が存在し、この地域への店舗設置する場合、銀行の費用効率性、利潤効率性を改善する。

銀行－借り手関係に関する先行研究のサーベイを行った Berger and Udell(1995)、

Boot(2000)、Elyasiani and Goldberg(2004)は、銀行が持つ借り手企業とのリレーションシップ関係は、銀行の経営パフォーマンスにプラスの効果をもたらすと指摘している。またXXX XX ()の研究では、この長期取引関係を形成するためには、過度な貸出市場の競合は望ましくないとの結論を提示している。これらの結論が正しいとすると、店舗規制緩和により、新規参入銀行が地域市場で増大すれば、地域銀行市場の競合度が高まり、必ずしも銀行の経営効率性を改善することにつながらないことになる。この点に関し、本研究は、次の2つの仮説を提示する。まず、銀行業務を金利ビジネスと非金利ビジネスに分割し、域外店舗展開が銀行経営上、プラスの効果であるかマイナスの効果であるかは、業務の内容に依存するとの仮説を第三の仮説として設定する。具体的には、この仮説では、域外店舗展開は、金利ビジネスの中でも法人貸出業務は、短期的に費用効率性、利潤効率性を改善しないが、個人貸出業務、手数料ビジネスは、域外店舗展開により銀行経営へプラスの影響を与えると考える。次に第四の仮説は、域外店舗設置のタイミングについてである。三大都市圏、政令指定都市等の法人資金需要が大きい都市への進出に、古い歴史を持つ銀行は、法人貸出業務においても費用効率性、利潤効率性を改善するとの仮説を設定する。

仮説3：銀行の域外店舗展開は、個人貸出業務、手数料ビジネスにおいては、短期的にも費用効率性、利潤効率性を改善するが、法人融資では効果は小さい。

仮説4：域外店舗設立後の経過年数が長い銀行は、域外市場の顧客との取引関係が長期に及ぶため、貸出業務、手数料ビジネスともに費用効率性、利潤効率性を改善している。

最後の仮説はインターバンク市場と地域店舗展開との関係性についてである。残念ながらAngelini et al. (2011)や Affinito (2012)のように、インターバンク市場取引データは日本では入手不可である。しかし、日本においても、三菱東京 UFJ 銀行と「火曜会」所属地方銀行、みずほ銀行と「八紘会」所属地方銀行など、インターバンク市場での貸し手銀行(地方銀行)、借り手銀行(都市銀行)の取引関係が固定化している状況は市場関係者に認識されて久しい。そして、2.2で示したように、これらの地方都市への借り手銀行の店舗進出は消極的である。そこで第4の仮説では、日本では、インターバンク市場での銀行間関係は、貸し手銀行の地域銀行市場への進出に影響を与えていると考え、銀行間市場を通じる銀行間取引からもたらされる費用効率性、利潤効率性が高いほど、域外店舗展開に負の影響をもたらすと考える。すなわち、都市銀行を貸出先とする関係が強く固定化している地方銀行ほど、都市銀行やこれらの都市銀行と提携関係にある地方銀行が店舗を持つ他県への進出を消極化する、代替関係が存在することを仮説とする。

仮説5：銀行間貸借において費用効率性、利潤効率性が高い借り手銀行は、インターバンク市場において関係が深い銀行がすでに店舗を持つ他地域への進出に消極的である。

＜図表 4 新規域外進出銀行数と撤退銀行数（1975 年 3 月～2012 年 3 月）＞

他県銀行の各地域への新規進出件数							
	計	北海道・東北	関東・甲信越	東海・北陸	近畿	中国・四国	九州・沖縄
1975～85	66	12	26	4	12	6	6
1986～95	27	1	15	0	1	7	3
1996～05	29	4	6	4	10	4	1
2006～12	32	10	6	2	5	3	6

他県銀行の各地域からの撤退件数							
	計	北海道・東北	関東・甲信越	東海・北陸	近畿	中国・四国	九州・沖縄
1975～80	22	4	3	5	0	3	7
1981～90	63	6	21	11	5	10	10
1991～00	205	25	64	16	48	26	26
2001～12	76	12	15	11	15	10	13

資料：日本金融通信社『ニッキン資料年報』各年度版

3. 実証分析の方針

3. 1 実証モデル

前節で示した銀行店舗の他地域展開に関する仮説を検証するため、本研究では貸出業務、市場トレーディング業務、役務取引業務、の3つの銀行業務を生産アウトプットとするトランスログ型費用関数（A）と収入関数（B）を推計する。これらの関数（A）（B）の推計には、確率的フロンティア・アプローチを採用し、1975年3月から2012年3月までの38年間において、銀行店舗の他地域展開に関する変数が、銀行の費用非効率性、利潤非効率性に影響を与えているか否かを確認する。店舗展開と非効率性の関係を確認する際、費用を(1)経常費用の他、(2)資金調達費用＋営業経費、(3)預金利息＋営業経費、(4)役務取引等費用＋営業経費、(5)営業経費、(6)破綻懸念先債権額、の6つの費用ごとに、利潤非効率性を(7)経常利益（経常収入－経常費用）の他、(8)資金運用収入－資金調達費用、(9)貸出金受取利息－預金支払利息、(10)役務取引等収入－役務取引等費用、の4つごとに確認し、域外店舗展開がいずれの費用、利潤非効率性との間で関係性が高いのかを確認する。

Aigner et. al.(1977)により提唱された確率的フロンティア・アプローチを銀行産業に応用した本研究では、銀行 n の費用 $BankCost^F$ 、 Q_i が銀行業のアウトプット、 P_j が生産要素価格と仮定する。このとき方程式（1）の攪乱項 ε_n は、正規分布に従う産業固有の確率的誤差項 δ_n と、非負の分布を持ち、説明変数や産業固有の確率的誤差項から独立的な誤差

項 $Inefficiency_n$ から構成されると仮定する。そして、後者を非効率性と定義し、この非効率性項を時間効果を考慮した推計方法を用い、検証する。

$$\ln(BankCost_n^F) = f(\ln Q_i, \ln P_i) + \varepsilon_n \quad (A)$$

$$\varepsilon_n = Inefficiency_n + \delta_n \quad (B)$$

となる。ここで費用関数、銀行産業の生産物として、貸出残高 ($Q1$)、その他の運用資産 ($Q2$)、役務取引等収益 ($Q3$) の3種類を仮定している。費用関数の被説明変数に(1)経常費用、(5)営業経費、(6)破綻・延滞・懸念先債権額を採用する場合には生産物は $Q1 \sim Q3$ を採用し、被説明変数が(2)資金調達費用+営業経費の場合は生産物は $Q1$ 及び $Q2$ 、(3)預金利息+営業経費、(4) 預金利息+役務取引等費用+営業経費の場合は生産物は $Q1$ ならびに $Q3$ を採用する。利潤関数の被説明変数に(7)営業利益(経常収入-経常費用)を採用する場合は生産物は $Q1 \sim Q3$ を採用し、被説明変数が(8)資金運用収入-資金調達費用の場合は生産物は $Q1$ 及び $Q2$ 、被説明変数が(9)貸出金受取利息-預金支払利息、(10)役務取引等収入-役務取引等費用の場合は生産物は $Q1$ ならびに $Q3$ を採用する。

生産要素価格は、多くの先行研究同様、次の3種類の生産要素を想定する。まず調達資金単価 ($P1$) であり、これは(預金利息+その他資金調達費用) / (預金残高+その他借入額) と定義する。第二に資本の単価 ($P2$) は(人件費を除く間接費) / 有形固定資産(簿価) と定義する。労働単価 ($P3$) は人件費 / 従業員数と定義する。全ての被説明変数、説明変数を基準化するため、上記の被説明変数 $Q1-Q3$ と生産要素価格 $P1-P2$ は $P3$ で除した値を用いている。金融自由化などの制度的な変化や、勘定系・情報系システム構築などの技術革新の影響を除去するため、全ての推計式には時間トレンド ($T=1:1975\text{Mar}$, $T=2:1976\text{Mar}$, ... $T=37:2012\text{Mar}$) 項を自乗項とともに加えている。さらに3種類の生産と時間トレンドの交差項を推計式に加えている。

$$\begin{aligned} \ln(BankCost_n^F) = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln Q_i + \sum_j \beta_j \ln P_j + \frac{1}{2} \sum_i \sum_k \gamma_{ik} \ln Q_i \ln Q_k \\ & + \frac{1}{2} \sum_j \sum_h \xi_{jh} \ln P_j \ln P_h + \sum_i \sum_j \omega_{ij} \ln Q_i \ln P_j + Inefficiency_{nt} + \delta_{nt} \end{aligned} \quad (C)$$

$$Inefficiency_{nt} = X^{Branch} \psi_1^F + X^{Inter Region} \psi_2^F + X^{Intra Region} \psi_3^F + \chi_{nt}^F \quad (D)$$

モデル (D) は、モデル (C) より得られる非効率性 ($Inefficiency$) を被説明変数として、4つその決定要因を検証するための説明変数グループを採用する推計式である。説明変数グ

ループは、各銀行の店舗展開に関わる変数グループ (X^{Branch})、各銀行の本店所在地都道府県外展開に関する変数グループ ($X^{InterRegion}$)、各銀行の本店所在地都道府県外展開に関する変数グループ ($X^{IntraRegion}$) の3つのグループから構成される。各銀行の店舗展開に関わる変数グループ (X^{Branch}) には総店舗数 (*Branch*) の対数値、総 ATM/CD 数 (*ATMCD*) の対数値、1949 年以前開設店舗の全店舗数に対する比率 (*pre1949*) の3変数を採用している。各銀行の本店所在地都道府県外展開に関する変数グループ ($X^{InterRegion}$) には、東京都23区、大阪市、名古屋市内店舗数の全店舗数に対する比率 (*MajorCities*)、本店所在地都道府県が属する全国8地方内の店舗数から本店所在地都道府県内店舗数を除いた店舗数の全店舗数に対する比率 (*InterRegion*)、本店所在地都道府県外 ATM/CD 数の全 ATM/CD 数に対する比率 (*ATMoutside*)、47都道府県の店舗の標準偏差 (*VarRegion*)、本店所在地から他府県の政令指定都市が半径50キロメートル圏内に所在する場合のダミー変数 (*neighbor*)、の5変数を用いている。この他、各銀行の本店所在地都道府県外展開に関する変数グループ ($X^{IntraRegion}$) には、本店所在地県内店舗数の全店舗数に対する比率 (*IntraRegion*)、本店所在地都道府県の貸出市場の市場シェア (*MarketShare*)、本店所在地都道府県の商業用地面積を店舗数で除した値 (*CommercialArea*)、本店所在地都道府県の居住用宅地面積を店舗数で除した値 (*HousingArea*) を説明変数として推計を行っている。上記の採用変数の定義は図表5に纏められている。

＜図表5 採用変数の定義＞

	変数	定義	出所
被説明変数	$BankCost^1$	経常費用 / (人件費 / 従業員数)	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	$BankCost^2$	資金調達費用 / (人件費 / 従業員数)	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	$BankCost^3$	(預金支払利息 + 営業費用) / (人件費 / 従業員数)	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	$BankCost^4$	役務取引等費用 / (人件費 / 従業員数)	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	$BankCost^5$	営業費用 / (人件費 / 従業員数)	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	$BankCost^6$	破綻・要管理・延滞債権額 / (人件費 / 従業員数)	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	$BankProfit^1$	(経常収益 - 経常費用) / (人件費 / 従業員数)	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	$BankProfit^2$	(貸出金受取利息 - 預金支払利息) / (人件費 / 従業員数)	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	$BankProfit^3$	{(資金運用収益 - 貸出金受取利息) - (資金調達費用 - 預金支払利息)} / (人件費 / 従業員数)	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	$BankProfit^4$	(役務取引等収益 - 役務取引等費用) / (人件費 / 従業員数)	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」

説明変数：アウトプット	<i>Q1</i>	貸出残高	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	<i>Q2</i>	トレーディング資産	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	<i>Q3</i>	役務取引等収益	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
説明変数：生産要素価格	<i>P1</i>	調達資金単価： 資金調達費用／（預金＋その他の負債）／（人件費／従業員数）	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	<i>P2</i>	資本単価： 間接費（人件費除）／有形固定資産（簿価）／（人件費／従業員数）	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
	<i>P3</i>	労働単価：人件費／従業員数	日経メディア・マーケティング社「Nikkei NEEDs 金融版」
説明変数：銀行店舗展開変数 (λ^{Branch})	<i>Branch</i>	銀行 <i>i</i> の <i>t</i> 年における総店舗数	日本金融通信社『ニッキン資料年報』1974-2013 年度版
	<i>ATMCD</i>	銀行 <i>i</i> の <i>t</i> 年における ATM、CD そう設置数	日本金融通信社『日本金融名鑑』1976-2013 年度版
	<i>pre1949</i>	銀行 <i>i</i> の <i>t</i> 年における 1949 年以前設立店舗の総支店数に対する比率	日本金融通信社『日本金融名鑑』1976-2013 年度版
説明変数：銀行店舗展開変数 ($\lambda^{InterRegion}$)	<i>MajorCities</i>	銀行 <i>i</i> の <i>t</i> 年における東京 23 区、大阪市、名古屋市内店舗数の全店舗数に対する比率	日本金融通信社『ニッキン資料年報』1976-2013 年度版
	<i>InterRegion</i>	銀行 <i>i</i> の <i>t</i> 年における本店所在地が所在する全国 8 地方内店舗数（本店所在都道府県内店舗数を除く）の全店舗数に対する比率	日本金融通信社『ニッキン資料年報』1976-2013 年度版
	<i>ATMoutside</i>	銀行 <i>i</i> の <i>t</i> 年における本店所在地都道府県外 ATM／CD 数の全 ATM／CD 数に対する比率	日本金融通信社『日本金融名鑑』1976-2013 年度版
説明変数：銀行本店所在地変数 ($\lambda^{IntraRegion}$)	<i>VarRegion</i>	銀行 <i>i</i> の <i>t</i> 年における店舗数の 47 都道府県内の標準偏差	日本金融通信社『ニッキン資料年報』1976-2013 年度版
	<i>neighbor</i>	銀行 <i>i</i> の本店所在地が他府県の政令指定都市から半径 35 キロメートル圏内に所在する場合＝1、その他＝0 とするダミー変数	株式会社プロネット「距離計算サービス」www.kyori.jp
	<i>IntraRegion</i>	銀行 <i>i</i> の <i>t</i> 年における本店所在地が所在する都道府県内店舗数の全店舗数に対する比率	日本金融通信社『日本金融名鑑』1976-2013 年度版
	<i>HHI</i>	銀行 <i>i</i> の <i>t</i> 年における本店所在地都道府県内の預金市場におけるハーフィンダール指数	日本金融通信社『日本金融名鑑』、金融ジャーナル社『金融マップ』1976-2013 年度版
	<i>CommercialArea</i>	銀行 <i>i</i> の本店所在地都道府県の商業用地面積を銀行 <i>i</i> の <i>t</i> 年の店舗数で除した値	
	<i>HousingArea</i>	銀行 <i>i</i> の本店所在地都道府県の居住用地面積を銀行 <i>i</i> の <i>t</i> 年の店舗数で除した値	

3. 2 データ

本研究のデータは、日経メディア・マーケティング社「NIKKEI NEEDs金融版」、日本金融通信社『ニッキン資料年報』、『日本金融年鑑』、金融ジャーナル社『金融マップ』の各年度版を用いている。3. 1 で示した4種類の費用 $BankCost^F$ 、すなわち総費用 ($BankCost^1$)、資金調達費用＋営業経費 ($BankCost^2$)、預金支払利息＋営業経費 ($BankCost^3$)、役務取引等費用＋営業経費 ($BankCost^4$)、営業経費 ($BankCost^5$)、破綻・延滞・懸念先債権 ($BankCost^6$) の被説明変数、4種類の経常利益 ($BankProfit^1$)、資金運用収益－資金調達費用 ($BankProfit^2$)、貸出金受取利息－預金支払利息 ($BankProfit^3$)、役務取引等収益－役務取引等費用 ($BankProfit^4$) の被説明変数、説明変数である銀行業のアウトプット－貸出残高 ($Q1$)、その他の運用資産 ($Q2$)、役務取引等収益 ($Q3$)、同じく説明変数である銀行業の生産要素価格－調達資金単価 ($P1$: (預金利息＋その他資金調達費用) / (預金残高＋その他借入額) 資本の単価 ($P2$: (人件費を除く間接費) / 有形固定資産 (簿価)、労働単価 ($P3$: 人件費 / 従業員数) は、日経メディア・マーケティング社NIKKEI NEEDs金融版より入手した。

各銀行の1975年3月から2012年3月にかけての総店舗数 ($Branch$)、各銀行の東京都23区、大阪市、名古屋市内店舗数の全店舗数に対する比率 ($MajorCities$)、本店所在地都道府県が属する全国8地方内の店舗数から本店所在地都道府県内店舗数を除いた店舗数の全店舗数に対する比率 ($InterRegion$)、本店所在地県内店舗数の全店舗数に対する比率 ($IntraRegion$)、47都道府県に分布する店舗数の都道府県間での標準偏差 ($VarRegion$)、本店所在地都道府県の貸出市場の市場シェア ($MarketShare$) は、日本金融通信社『ニッキン資料年報』より入手、算出した。また、各銀行の1975年3月から2012年3月の総ATM/CD数 ($ATMCD$)、本店所在地都道府県外ATM/CD数の全ATM/CD数に対する比率 ($ATMoutside$)、1949年以前開設店舗の全店舗数に対する比率 ($pre1949$) は、日本金融通信社『日本金融名鑑』より入手、算出している。本店所在地から他府県の政令指定都市が半径35キロメートル圏内に所在する場合のダミー変数 ($neighbor$) は、株式会社プロネットが提供するインターネット・サービス「距離計算サービス」www.kyori.jp を用いた。

この他、本店所在地都道府県の商業用地面積を店舗数で除した値 ($CommercialArea$)、本店所在地都道府県の居住用宅地面積を店舗数で除した値 ($HousingArea$) は国土交通省 データを用いている。上記の採用変数の出所の詳細は図表2に、記述統計値は図表6に纏められている。

<図表 6 記述統計>

Variables	Observations	Mean	S.D.	Min	Max
<i>BankCost</i> ¹	4,760	12.148	13.15	7.343	15.537
<i>BankCost</i> ²	4,760	11.517	12.696	4.779	15.171
<i>Q1</i>	4,760	14.800	15.699	18.338	10.243
<i>Q2</i>	4,760	13.705	14.961	10.243	17.974
<i>Q3</i>	4,760	9.426	10.862	2.996	13.951
<i>P1</i>	4,760	0.022	0.018	0.000	0.101
<i>P2</i>	4,760	0.006	0.007	0.000	0.118
<i>P3</i>	4,760	8.001	5.932	0.416	33.636
<i>Inefficiency</i> ^{Total}	4,760	0.906	0.051	0.664	0.996
<i>Inefficiency</i> ^{Interest}	4,760	0.814	0.044	0.642	0.984
<i>InterRegion2</i>	1,375	0.213	0.161	0.000	0.726
<i>MetropolitanCities</i>	1,375	0.171	0.274	0.000	0.987
<i>NeighborArea</i>	1,375	0.147	0.121	0.000	0.610
<i>DistanceBranch</i>	1,301	1.224	0.851	-1.638	4.918
<i>SmallBranch</i>	1,308	0.027	0.028	0.000	0.138
<i>DistanceHQ</i>	1,297	0.380	3.535	0.000	39.421
<i>ln(Branch)</i>	1,375	4.496	0.572	2.565	11.158
<i>ln(ATMCD)</i>	1,375	3.391	1.605	0.000	6.671
<i>InterRegATM</i>	1,375	0.033	0.090	0.000	1.000
<i>HHI</i>	1,375	0.386	0.259	0.066	1.000
<i>Age1949</i>	1,375	0.249	0.185	0.000	0.902
<i>Population2</i>	533	8.217	8.136	6.365	9.490
<i>perGDP2</i>	611	8.036	7.191	6.660	8.965

4. 実証分析結果

4. 1 費用効率性と銀行店舗展開

図表 7 A では費用非効率性と店舗展開の関係に関する推計結果が示されている。推計結果 (1) は費用関数 (C) の被説明変数である費用に経常費用を採用するケースである。まず、銀行店舗規模に関する変数グループ X^{branch} の費用非効率性 ($CostInefficiency^{Total}$) に与える影響について、店舗数 ($ln(Branch)$) の係数値は、負の有意な結果を示している。次に域外店舗関連変数グループ $X^{InterRegion}$ の結果を見ると、三大都市圏店舗数の全店舗に占める比率 (*MajorCities*)、本店所在地域外店舗数の全店舗に占める比率 (*InterRegion*) は正の有意な係数値を示している。他方、政令指定都市が本店所在地域から半径 50 km 圏内にあるか否かの変数 (*neighbor*) は、負の有意な結果を示している。域内店舗関連変数グループ ($X^{IntraRegion}$) については、域内店舗数の全店舗に占める比率 (*IntraRegion*)、域内市場シェア (*HHI*) が

正の有意な係数値を示し、域内の高シェアのもとで店舗数を増大すると費用非効率性は増大する。また $\ln(\text{branch})$ の費用非効率性に対する限界効果は、*MajorCities*、*InterRegion*、がそれぞれ 0 % の時点では正の有意な弾性値であるが、10 %、20 % と上昇するにつれて、負の有意な弾性値へ変化する。すなわち、域外店舗比率、主要三大都市圏店舗比率の上昇は、費用非効率性を改善する。

次に費用に資金調達費用と営業経費の合算額を採用する推計結果(2)を見ると、概ね(1)と似通っている。まず X^{branch} の費用非効率性に与える影響については、店舗数 ($\ln(\text{Branch})$) の係数値は、負の有意な結果を示している。また、域外店舗関連変数グループ $X^{\text{InterRegion}}$ は、*MajorCities*、*InterRegion* の係数値が正の有意な値を示している。域内店舗関連変数グループ ($X^{\text{IntraRegion}}$) については、*IntraRegion*、*HHI* が正の有意な係数値を示している。 $\ln(\text{branch})$ の資金調達費用非効率性に対する限界効果については、*MajorCities* が 0 % の時点では正の有意な弾性値であるが、10 %、20 % と上昇するにつれて、負の有意な弾性値へ変化している。費用に預金支払利息と営業経費の合算額を採用する推計結果(3)を確認してみると、(1)(2)とは異なった結果が得られている。まず X^{branch} の費用非効率性に与える影響については、店舗数 ($\ln(\text{Branch})$) の係数値は、負の有意な結果を示している。一方、域外店舗関連変数グループ $X^{\text{InterRegion}}$ は、*MajorCities*、*InterRegion* が負の有意な値を示している。一方で、進出都道府県数 (*VarRegion*) や *neighbor* は正の有意な結果が示されている。域内店舗関連変数グループ ($X^{\text{IntraRegion}}$) については、*IntraRegion*、*HHI* が負の有意な係数値を示している。 $\ln(\text{branch})$ の資金調達費用非効率性に対する限界効果については、*MajorCities* が 0 % の時点では負の有意な弾性値であるが、10 %、20 % と上昇するにつれて、正の有意な弾性値へ変化している。

続いて費用に役務取引等費用＋営業経費を採用する推計結果(4)は次の通りである。まず、 X^{branch} の役務費用非効率性に与える影響は、 $\ln(\text{Branch})$ 、また $\ln(\text{ATMCD})$ の係数値が、負の有意な結果を示しており、機械化店舗の増設が役務費用の費用非効率性を改善している。次に域外店舗関連変数グループ $X^{\text{InterRegion}}$ の結果を見ると、*MajorCities* の係数値が正の有意な値、*InterRegion*、*VarRegion* は非有意であった。また、*neighbor* の係数値は負の有意な値を示している。これらを総合すると、三大都市圏の店舗数増大や全国的な店舗の散らばり度合いが高まると、役務費用非効率性は増大するが、隣接大都市への進出は、役務費用非効率性が改善すると解釈することができる。 $\ln(\text{branch})$ の役務費用非効率性に対する限界効果は、*MajorCities* が 0 % の時点では正の有意な弾性値であるが、10 %、20 % と上昇するにつれて、負の有意な弾性値へ変化している。逆に *InterRegion* は 0 %、10 %、20 % いずれのケースにおいても正の有意な弾性値を示している。

< 図表 7 A 実証分析結果 1 : 費用非効率性と店舗展開の関係 >

		Dependent Variable					
Independent Variables		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		<i>Cost Inefficiency^{Total}</i>	<i>Cost Inefficiency^{Interest}</i>	<i>Cost Inefficiency^{Deposit}</i>	<i>Cost Inefficiency^{Fees}</i>	<i>Cost Inefficiency^{OP}</i>	<i>Cost Inefficiency^{NPL}</i>
Specification		Random Effect	Random Effect	Random Effect	Random Effect	Random Effect	OLS Pooling
<i>X^{Branch}</i> Variables related to Bank Branch Size	<i>ln(Branch)</i>	-0.026 *** (-3.150)	-0.040 *** (-9.210)	-0.058 *** (-12.070)	0.348 *** (16.830)	0.301 *** (28.210)	0.054 (0.630)
	<i>Marginal Effects 1 at MajorCities = 0 percent</i>	0.026 *** (12.270)	0.009 *** (7.550)	-0.317 *** (-27.960)	0.103 *** (24.430)	0.059 *** (21.050)	0.031 ** (2.280)
	<i>at MajorCities = 10 percent</i>	-0.147 *** (-4.420)	-0.068 *** (-3.880)	0.551 *** (2.920)	-0.589 *** (-7.560)	-0.181 *** (-4.220)	0.018 (0.070)
	<i>at MajorCities = 20 percent</i>	-0.321 *** (-4.740)	-0.146 *** (-4.080)	0.142 *** (3.710)	-1.281 *** (-8.130)	-0.421 *** (-4.830)	0.006 (0.010)
	<i>Marginal Effects 2 at InterRegion = 0 percent</i>	0.027 *** (12.160)	0.010 *** (8.500)	-0.032 *** (-25.800)	0.086 *** (18.650)	0.049 *** (17.010)	0.039 *** (2.850)
	<i>at InterRegion = 10 percent</i>	-0.231 *** (-3.520)	-0.169 *** (-4.900)	0.031 (0.830)	0.417 *** (2.620)	0.414 *** (4.910)	-0.632 (-0.950)
	<i>at InterRegion = 20 percent</i>	-0.489 *** (-3.700)	-0.348 *** (-5.010)	0.090 (1.240)	0.748 ** (2.330)	0.779 *** (4.580)	-1.304 (-0.980)
	<i>ln(Branch)^2</i>	0.006 *** (6.320)	0.006 *** (11.200)	0.003 *** (4.990)	-0.028 *** (-11.510)	-0.028 *** (-21.750)	-0.002 (-0.160)
	<i>ln(ATMCD)</i>	0.000 *** (5.830)	0.000 *** (21.970)	0.000 *** (4.960)	-0.001 *** (-7.990)	0.000 *** (-30.420)	0.020 (0.320)
	<i>pre1949</i>	-0.014 (-1.010)	-0.029 *** (-3.570)	-0.008 (-1.090)	-0.010 (-0.360)	0.032 * (1.750)	-0.049 (-0.690)
<i>X^{InterRegion}</i> Variables related to Inter Regional Branch	<i>pre1949^2</i>	-0.003 (-0.250)	0.002 (0.320)	0.048 *** (6.550)	-0.093 *** (-3.170)	-0.010 (-0.580)	-0.079 (-0.650)
	<i>MajorCities</i>	0.196 *** (7.030)	0.107 *** (6.340)	-0.072 *** (-4.920)	0.430 *** (7.800)	0.298 *** (8.140)	0.097 (0.640)
	<i>Marginal Effects 3 at neighbor = 1</i>	0.057 *** (4.120)	0.003 (0.330)	-0.025 *** (-3.390)	0.129 *** (4.830)	0.129 *** (7.190)	0.047 (0.850)
	<i>at neighbor = 0</i>	0.088 *** (5.210)	0.067 *** (6.140)	-0.033 *** (-3.960)	0.083 *** (2.970)	0.136 *** (6.060)	0.059 (1.030)

(-continued.)

(-continued.)

<i>MajorCities^2</i>	-0.089 *** (-4.410)	-0.014 (-1.250)	0.001 (0.050)	-0.106 ** (-2.460)	-0.158 *** (-6.109)	-0.114 (-1.310)
<i>InterRegion</i>	0.138 *** (3.760)	0.107 *** (5.540)	-0.036 * (-1.710)	-0.115 (-1.330)	-0.084 * (-1.770)	0.352 (1.180)
<i>Marginal Effects 4</i> <i>at neighbor = 1</i>	0.162 *** (9.880)	0.086 *** (9.660)	-0.045 *** (-4.970)	0.024 (0.690)	-0.106 *** (-5.010)	-0.003 (-0.050)
<i>at neighbor = 0</i>	0.051 *** (4.100)	0.046 *** (6.940)	0.005 (0.660)	-0.098 *** (-3.530)	-0.041 ** (-2.530)	0.096 (1.350)
<i>InterRegion^2</i>	0.100 *** (3.530)	0.066 *** (4.490)	0.042 *** (2.600)	-0.447 *** (-6.620)	-0.411 *** (-11.360)	0.192 (0.900)
<i>ATMoutside</i>	-0.035 *** (-9.370)	-0.015 *** (-7.660)	0.000 *** (-4.960)	-0.019 * (-1.670)	0.022 *** (4.600)	-0.040 (-0.640)
<i>VarRegion</i>	0.000 (0.960)	0.000 (0.910)	0.001 *** (10.230)	-0.003 (-5.810)	-0.001 *** (-3.820)	-0.001 (-0.850)
<i>neighbor</i>	-0.041 *** (-5.880)	-0.023 *** (-3.640)	0.009 *** (3.110)	-0.032 *** (-3.510)	-0.002 (-0.180)	-0.007 (-0.520)
<i>MajorCities*neighbor</i>	-0.031 *** (-2.150)	-0.064 *** (-6.850)	0.008 (1.140)	0.046 ** (2.110)	-0.008 (-0.390)	-0.012 (-0.380)
<i>InterRegion*neighbor</i>	0.111 *** (8.390)	0.040 *** (5.620)	-0.050 *** (-6.740)	0.122 *** (4.200)	-0.066 *** (-3.850)	-0.099 (-1.460)
<i>ln(branch)*Major Cities</i>	-0.017 *** (-5.050)	-0.008 *** (-4.260)	0.009 *** (4.480)	-0.069 *** (-8.670)	-0.024 *** (-5.430)	-0.001 (-0.050)
<i>ln(branch)*InterRegion</i>	-0.026 *** (-3.870)	-0.018 *** (-5.120)	0.006 (1.630)	0.033 ** (2.050)	0.037 *** (4.260)	-0.067 (-1.000)
<i>pre1949*neighbor</i>	0.031 *** (4.350)	0.023 *** (6.100)	0.016 *** (3.950)	-0.026 (-1.560)	-0.071 *** (-7.720)	0.072 (1.700)
<i>IntraRegion</i>	0.175 *** (14.630)	0.089 *** (14.060)	-0.030 *** (-4.400)	-0.100 *** (-3.810)	-0.086 *** (-5.540)	0.020 (0.320)
<i>Variables related to InterRegional Branch</i>	0.003 *** (2.950)	0.011 * (1.820)	-0.002 *** (-2.400)	0.005 (1.680)	0.000 (-0.060)	0.012 (0.720)
<i>HHI</i>	-0.002 (-0.230)	-0.007 (-1.400)	0.021 *** (3.880)	-0.046 ** (-1.970)	-0.050 *** (-4.110)	0.058 (0.390)
<i>CommercialArea</i>	0.000 *** (-3.030)	0.000 ** (-2.480)	0.000 * (1.910)	0.000 (0.400)	0.000 *** (2.930)	0.000 (0.280)
<i>HousingArea</i>	0.818 *** (37.250)	0.858 *** (71.640)	0.368 *** (29.640)	-0.019 (-0.380)	-0.049 * (-1.730)	0.472 ** (2.450)
<i>const</i>						

(-continued.)

(-continued.)

<i>Individual Bank Dummy</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Time Trend</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Time Trend Squared</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Wald Chi2</i>	47,598.1 ***	196,843.9	203,492.4 ***	16,879.4	108,108.6 ***	36.6 **		
<i>Pseudo R2</i>	0.417	0.553	0.816	0.546	0.710	0.022		
<i>Sargan-Hansen Statistics</i>	74.714 ***	120.425	318.358 ***	202.024	92.510	Rejected		
<i>Observations</i>	4,655	4,652	4,650	4,652	4,652	1,655		

Note: ***, **, and * denote significance at the 1, 5, 10 percent levels, respectively.

4. 2 利潤非効率性と銀行店舗展開

図表 7 B では利潤非効率性と店舗展開の関係に関する推計結果が示されている。推計式 (7) は推計モデル (C) の被説明変数である利潤に経常利益を採用するケースである。まず、銀行店舗規模に関する変数グループ X^{branch} の利潤非効率性に与える影響について、 $\ln(branch)$ 、 $\ln(ATMCD)$ の係数値は、利潤非効率性に負の有意な結果を示している。逆に $pre1949$ の係数値は利潤非効率性に正の有意な結果を示している。次に $X^{InterRegion}$ の結果を見てみると、 $InterRegion$ が、被説明変数の利潤効率性に対し正の有意な関係を、 $neighbor$ は負の有意な関係を示している。 $X^{IntraRegion}$ については、 $IntraRegion$ が正の有意な係数を示している。また $\ln(branch)$ の利潤非効率性に対する限界効果は、 $MajorCities$ 、 $InterRegion$ 、がそれぞれ 0 % の時点では正の有意な弾性値であるが、10 %、20 % と上昇するにつれて、負の有意な弾性値へ変化している。

モデル (C) の被説明変数の利潤に資金運用収益－資金調達費用を採用する推計結果 (8) を見てみると、変数グループ X^{branch} の $\ln(branch)$ 、 $\ln(ATMCD)$ の係数値は、負の有意な結果を示している。逆に $pre1949$ の係数値は資金運用収支非効率性の非効率性に対し、正の有意な値を示している。 $X^{InterRegion}$ では、 $InterRegion$ の係数値が正に有意であり、 $neighbor$ の係数値は負の有意な値を示している。また $\ln(branch)$ の資金運用収支非効率性に対する限界効果は、 $MajorCities$ 、 $InterRegion$ 、がそれぞれ 0 % の時点では正の有意な弾性値であるが、10 %、20 % と上昇するにつれて、負の有意な弾性値へ変化する。

利潤に貸出金受取利息－預金支払利息を採用する推計式 (9) を見てみると、変数グループ X^{branch} の $\ln(branch)$ 、 $\ln(ATMCD)$ の係数値は、預貸金利収支非効率性に対し、負の有意な値を示している。逆に $pre1949$ の係数値は正の有意な値を示している。次に $X^{InterRegion}$ の結果を見てみると、 $MajorCities$ 、 $neighbor$ の係数値は負の有意な値、 $InterRegion$ の係数値は正の有意な値を示している。また $\ln(branch)$ の預貸金利収支非効率性に対する限界効果は、 $MajorCities$ 、 $InterRegion$ 、がそれぞれ 0 % の時点では正の有意な弾性値であるが、10 %、20 % と上昇するにつれて、負の有意な弾性値へ変化する。

他方、手数料ビジネスについて、利潤に役務取引等収支を採用した推計結果 (10) を見てみると、まず、 X^{branch} の $\ln(branch)$ 、 $pre1949$ の係数値は正の有意な結果を示している。逆に $\ln(ATMCD)$ の係数値は負の有意な結果を示している。次に $X^{InterRegion}$ の結果を見てみると、 $InterRegion$ が、被説明変数の役務取引等収支の非効率性に対し正の有意な関係を、 $MajorCities$ 、 $VarRegion$ 、 $neighbor$ 、は負の有意な関係を示している。 $X^{IntraRegion}$ については、 $IntraRegion$ が負の有意な係数を示している。 $\ln(branch)$ の利潤非効率性に対する限界効果は、 $MajorCities$ 、 $InterRegion$ 、がそれぞれ 0 % の時点では正の有意な弾性値であるが、10 %、20 % と上昇するにつれて、負の有意な弾性値へ変化する。

<図表 7 B 実証分析結果 2 : 利潤非効率性と店舗展開の関係>

		Dependent Variable			
		(7)	(8)	(9)	(10)
Independent Variables		<i>Profit Inefficiency^{Total}</i>	<i>Profit Inefficiency^{Interest}</i>	<i>Profit Inefficiency^{LoanDep}</i>	<i>Profit Inefficiency^{Fees}</i>
Specification		Random Effect	Random Effect	Random Effect	Random Effect
<i>X^{Branch}</i> : Variables related to Bank Branch Size	<i>ln(Branch)</i>	-0.150 ***	-0.070 ***	-0.045 *	0.215 ***
	<i>Marginal Effects 1 at MajorCities = 0 percent</i>	(-5.530)	(-2.670)	(-1.710)	(8.300)
		0.033 ***	0.051 ***	0.056 ***	0.110 ***
	<i>at MajorCities = 10 percent</i>	(4.490)	(7.160)	(7.950)	(15.880)
		-0.482 ***	-0.439 ***	-0.432 ***	-0.317 ***
	<i>at MajorCities = 20 percent</i>	(-4.400)	(-4.140)	(-4.080)	(-3.040)
	<i>Marginal Effects 2 at InterRegion = 0 percent</i>	-0.997 ***	-0.928 ***	-0.921 ***	-0.743 ***
		(-4.480)	(-4.320)	(-4.270)	(-3.510)
		0.049 ***	0.064 ***	0.069 ***	0.113 ***
	<i>at InterRegion = 10 percent</i>	(6.580)	(8.870)	(9.550)	(15.980)
		-1.676 ***	-1.439 ***	-1.388 ***	-0.654 ***
	<i>at InterRegion = 20 percent</i>	(-7.810)	(-6.950)	(-6.690)	(-3.200)
		-3.400 ***	-2.942 ***	-2.845 ***	-1.421 ***
	<i>ln(Branch)^2</i>	(-7.860)	(-7.050)	(-6.800)	(-3.450)
<i>X^{InterRegion}</i> : Variables related to Inter Regional Branch		0.023 ***	0.016 ***	0.014 ***	-0.010 ***
	<i>ln(ATMCD)</i>	(7.170)	(5.090)	(4.360)	(-3.390)
	<i>pre1949</i>	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***	0.000 ***
		(-13.610)	(-16.560)	(-16.900)	(-24.360)
		0.427 ***	0.443 ***	0.454 ***	0.474 ***
	<i>pre1949^2</i>	(8.750)	(9.390)	(9.600)	(10.320)
		-0.338 ***	-0.332 ***	-0.336 ***	-0.301 ***
	<i>MajorCities</i>	(-7.500)	(-7.610)	(-7.670)	(-7.040)
	<i>Marginal Effects 3 at neighbor = 1</i>	-0.112	-0.146	-0.139	-0.185 **
		(-1.140)	(-1.530)	(-1.460)	(-2.020)
		-0.348 ***	-0.354 ***	-0.351 ***	-0.341 ***
	<i>at neighbor = 0</i>	(-7.420)	(-7.710)	(-7.720)	(-7.700)
		-0.248 ***	-0.264 ***	-0.256 ***	-0.257 ***
	<i>MajorCities^2</i>	(-4.000)	(-4.400)	(-4.250)	(-4.470)
		0.275 ***	0.294 ***	0.297 ***	0.349 ***
		(4.090)	(4.540)	(4.570)	(5.480)

(-continued.)

(-continued.)

<i>InterRegion</i> <i>Marginal Effects 4</i> <i>at neighbor = 1</i> <i>at neighbor = 0</i>	0.953 *** (7.930)	0.822 *** (7.100)	0.800 *** (6.890)	0.454 *** (3.970)
	0.264 *** (4.820)	0.239 *** (4.520)	0.239 *** (4.520)	0.177 *** (3.410)
<i>InterRegion^2</i>	0.156 *** (3.790)	0.099 ** (2.490)	0.088 ** (2.220)	-0.040 (-1.010)
	-0.077 (-0.840)	-0.166 * (-1.870)	-0.197 ** (-2.210)	-0.509 *** (-5.800)
<i>ATMoutside</i>	0.020 (1.610)	0.015 (1.280)	0.000 *** (-16.900)	0.010 (0.860)
<i>VarRegion</i>	0.000 (-0.030)	-0.001 (-0.780)	-0.001 (-1.040)	-0.002 *** (-3.010)
<i>neighbor</i>	-0.070 ** (-2.370)	-0.067 ** (-2.320)	-0.065 ** (-2.250)	-0.049 * (-1.880)
<i>MajorCities*neighbor</i>	-0.100 * (-1.860)	-0.086 * (-1.650)	-0.095 * (-1.830)	-0.084 * (-1.690)
<i>InterRegion*neighbor</i>	0.108 ** (2.460)	0.140 *** (3.310)	0.151 *** (3.550)	0.217 *** (5.210)
<i>ln(branch)*Major Cities</i>	-0.051 *** (-4.560)	-0.049 *** (-4.480)	-0.049 *** (-4.460)	-0.043 *** (-3.960)
<i>ln(branch)*InterRegion</i>	-0.172 *** (-7.910)	-0.150 *** (-7.140)	-0.146 *** (-6.910)	-0.077 *** (-3.690)
<i>pre1949*neighbor</i>	-0.125 *** (-5.380)	-0.159 *** (-7.050)	-0.170 *** (-7.510)	-0.241 *** (-10.870)
<i>IntraRegion</i>	0.068 * (1.720)	0.032 (0.850)	0.027 (0.720)	-0.070 * (-1.850)
<i>HHI</i>	-0.005 (-1.360)	-0.004 (-1.180)	-0.004 (-1.100)	-0.001 (-0.430)
<i>CommercialArea</i>	0.063 ** (2.050)	0.051 * (1.700)	0.048 (1.600)	0.005 (0.170)
<i>HousingArea</i>	0.000 (0.240)	0.000 (0.270)	0.000 (0.250)	0.000 (0.250)
<i>const</i>	0.215 *** (2.950)	0.071 (1.010)	0.015 (0.210)	-0.465 (-6.720)
<i>Individual Bank Dummy</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Time Trend</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Time Trend Squared</i>	yes	yes	yes	yes

(-continued.)

<i>Wald Chi2</i>	76,492.4 ***	82,159.4 ***	82,646.1 ***	88,584.5 ***
<i>Pseudo R2</i>	0.420	0.446	0.457	0.560
<i>Sargan-Hansen Statistics</i>	217.924 ***	208.011 ***	203.743 ***	169.543 ***
<i>Observations</i>	4,652	4,655	4,655	4,652

Note: ***, **, and * denote significance at the 1, 5, 10 percent levels, respectively.

5. 考察と結論

邦銀の本店所在地以外の地域での店舗増設は、多くの場合において、費用非効率性、利潤非効率性を改善することが、実証分析結果により示されている。店舗増の費用、利潤非効率性に対する限界効果の実証結果を踏まえると、近隣地域への進出は、経常費用、営業利益、預貸金利息収支、(役務取引等収支?)の非効率性を改善することが、図表4A～図表4Cの結果が示している。このことにより、本研究の第一の仮説は支持されたと理解することができる。図表4Aと図表4Bを比較して興味深い点は、図表4Aでは預金金利費用の非効率性は、近隣他県での支店増により、悪化することが示される一方、図表4Cでは、預貸金利息収支の利潤非効率性が改善されるという、相反する結果となっている点である。我々のこの結果の解釈は、預金業務を他地域店舗開設により拡大することは費用、利潤非効率であるが、預貸業務がワンセットで他近隣地域店舗で行われることは、利潤非効率を改善すると理解している。

また、邦銀の他地域展開の歴史のひとつの特徴である三大都市圏での店舗展開は、経常費用、営業経費の費用非効率性、営業利益、預貸金金利収支、(役務取引等収支?)の利潤非効率性を改善する。これらの結果により、本研究の第三の仮説は支持されたと理解することができる。近隣地域への店舗展開と三大都市圏での店舗展開の類似点と相違点をそれぞれあげると次の特徴が指摘できる。類似点は、いずれも預金業務は費用非効率性を助長する結果が得られているのに対し、預貸金金利収支では利潤効率性が改善する実証結果が示されている点である。預金業務の費用非効率性と貸出業務・預金業務の一体的な利潤非効率性の改善は、進出地域を問わず域外店舗展開における共通点である。一方、相違点は、近隣地域店舗の増加は営業費用非効率性を改善しなかったのに対し、三大都市圏の進出は改善する結果が得られている点である。三大都市圏の労働単価、資本単価は地方都市に比べ、多くの場合に割高な傾向にある。一方で、旧大蔵省の店舗行政に見られた通り、1980年代前半より店舗規制緩和が進み、旺盛な資金需要と低位な信用リスクが銀行の営業経費を節約的に影響させている可能性が考えられる。

Reference

Affinito, Massimiliano, (2012), “Do Interbank Customer Relationships Exist? And How Did They Function in the Crisis? Learning from Italy,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 36, pp. 3163-3184.

Afonso, Gara, Anna Kovner, and Antoinette Schoar, “Stressed, Not Frozen: The Federal Funds Market in the Financial Crisis,” *The Journal of Finance*, Vol. 66, pp. 1109-1139.

Amel, Dean F., and Nellie J. Liang, (1992), “The Relationship between Entry into Banking Markets and Changes in Legal Restrictions on Entry,” *Antitrust Bulletin*, Vol. 37, pp. 631-649.

Angelini, Paolo, Andrea Nobili, and Cristina Picillo, (2011), “The Interbank Market after August 2007: What Has Changed, and Why?,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 43, pp. 923-958.

Beck, Thorsten, Ross Levine, and Alexey Levkov, (2010), “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States,” *Journal of Finance*, Vol. 65, pp. 1637-1667.

Berger, Allen N., Rebecca S. Demsetz, and Philip E. Strahan, (2000), “The Consolidation of the Financial Services Industry: Causes, Consequences, and Implications for the Future,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 23, pp. 135-194.

Berger, Allen N., and Gregory F. Udell, (1995), “Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance,” *The Journal of Business*, Vol. 68, Issue 3, pp. 351-381.

Boot, Arnoud W. A., (2000), “Relationship Banking: What Do We Know?” *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 9, Issue 1, pp. 7-25.

Dick, Astrid A., (2006), “Nationwide Branching and Its Impact on Market Structure, Quality, and Bank Performance,” *Journal of Business*, Vol. 79, pp. 567-592.

Demyanyk, Yuliya, (2008), “U.S. Banking Deregulation and Self-employment: A Differential Impact on those in Need,” *Journal of Economics and Business*, Vol. 60, pp. 165-178.

Elyasiani Elyas, and Lawrence G. Goldberg, (2004), "Relationship Lending: a Survey of the Literature," *Journal of Economics and Business*, Vol. 56, Issue 4, pp. 315-330.

Jayaratne, Jith, and Philip E. Strahan, (1996), "The Finance-Growth Nexus: Evidence from Bank Branch Deregulation," *Quarterly Journal of Economics*, pp. 639-670.

Jayaratne, Jith, and Philip E. Strahan, (1998), "Entry Restrictions, Industry Evolution, and Dynamic Efficiency: Evidence from Commercial Banking," *Journal of Law and Economics*, Vol.41., pp.239-273.

Huang, Rocco R., (2008), "Evaluating the Real Effect of Bank Branching Deregulation: Comparing Contiguous Counties across US State Borders," *Journal of Financial Economics*, Vol. 87, pp. 678-705.

Kroszner, Randall S., and Philip E. Strahan, (1999), "What Drives Deregulation? Economics and Politics of the Relaxation of Bank Branching Restrictions," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, pp.1437-1467.

Stiroh, Kevin J., and Philip E. Strahan, (2003), "Competitive Dynamics of Deregulation: Evidence from U.S. Banking," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 35, pp. 801-828.

Stiroh, Kevin J., (2000), "Compositional Dynamics and the Performance of the U.S. Banking Industry," *Staff Report*, Federal Reserve Bank of New York, February, No. 98.

機関投資家が市場流動性に 及ぼす影響に関する実証分析

名古屋市立大学大学院 経済学研究科 准教授 坂和 秀晃

機関投資家が市場流動性に及ぼす影響に関する実証分析*

坂和 秀晃（名古屋市立大学大学院経済学研究科准教授）[†]

概要

本研究では、我が国の機関投資家の株式所有が、市場流動性に対してどのような影響を与えるかについての実証分析を行った。機関投資家の株式持分は、2006 年から 2010 年の東証 1 部上場企業で 1/4 弱の水準にあり、我が国の市場におけるそのプレゼンスは大きくなっている。2000 年代には、厚生年金基金連合会（現企業年金連合会）などの大規模な国内機関投資家の議決権行使のガイドラインも定められるなど、我が国においても、機関投資家にアクティビストとしての役割を期待されるようになってきている。加えて、機関投資家は、大口投資家であるため、他の株主に比して保有企業の株式価値への関心が高く、モニタリング行動を行うインセンティブを有していることになる。したがって、生命保険会社を初めとする国内機関投資家と外国人投資家が、アクティビストとしてのモニタリングを行う結果として、企業の内部情報のディスクロージャーが進む可能性がある。企業内部の情報のディスクロージャーが進むにつれて、証券市場における投資家間の非対称情報が緩和され、市場流動性を高める役割を果たすことが期待される。本稿では、実証分析を行った結果、日本の市場における機関投資家全体と外国人投資家の両方に関して、市場流動性を高める効果があることを明らかにした。

キーワード：機関投資家・市場流動性・ディスクロージャー

* 本研究は、平成 26 年度ゆうちょ財団研究助成を受けており、同財団からの支援に深く感謝申し上げます。なお、本稿に含まれる誤りについては、全て筆者達の責である。

[†] 名古屋市立大学大学院経済学研究科・准教授 Email: sakawa@econ.nagoya-cu.ac.jp
(住所)：〒467-8501 愛知県名古屋市瑞穂区瑞穂町山の畑 1

機関投資家が市場流動性に及ぼす影響に関する実証分析

坂和 秀晃（名古屋市立大学大学院経済学研究科准教授）

1. はじめに

近年、我が国の金融市場の発展は目覚ましい。2000年代の金融自由化の流れの下、「貯蓄から投資へ」をスローガンとして、日本全国の証券市場の整備が図られた。この過程で、「銀行預金」・「銀行貸出」を中心とする「間接金融」を中心とする金融システムから証券市場を中心とする資金調達を行う「直接金融」への流れが強まった。直接金融の機能が大きくなるに連れて、我が国の機関投資家の中で大きなプレゼンスを占める金融仲介機関としての活動を行ってきた「生命保険会社」も「貸出」業務を縮小させ、債券・株式などの運用業務を中心とした資金調達を行うように変容してきている(Ogawa and Imai (2013))。近年の動きとしては、機関投資家向けのガイドラインとして、英国流のスチュワードシップコードが発行されるなど、その存在感は増しつつある（金融庁0、坂和(2014b)参照）このような現状において、我が国の機関投資家が市場において果たす役割に関する研究の重要性は増す一方である。本稿では、我が国において存在感を増しつつある機関投資家が我が国の証券の「市場流動性」にどのような影響を与えるのかを検証することを目的とする。

機関投資家は、年金基金などの運用など膨大な資金運用を行う大口投資家となる場合が多い。特に米国・英国などの分散的株式所有構造を特徴とするアングロサクソン諸国においては、機関投資家の大口投資家(Block Holder)としての役割は大きくなっている。たとえば、米国カリフォルニア州の CalPERS (California Public Employees' Retirement System、カリフォルニア州職員退職年金基金)の資産規模が 2500 億ドルにのぼるといわれており、証券市場における存在感は非常に大きい。このような機関投資家は、大株主としての立場からいわゆる「物言う株主」(Activist)としての役割を果たすことが期待される。一方で、機関投資家は、企業内部の情報についても他の投資家よりも情報優位な立場に立つことが想定され、他の少数株主の利益を搾取する可能性がある(La Porta et al. (2000))。このように機関投資家が所有する企業についての市場での株式取引を考えた際、他の少数株主や投資家は、機関投資家の情報優位な立場を懸念して、同銘柄の取引を回避する可能性がある。

このような現象は、米国の証券市場において観察されており、学術研究の立場からさまざまな研究がなされている。その一つとして、Heflin and Shaw (2000)らが検証した「負の流動性効果」(Adverse Liquidity Effects)があげられる。「負の流動性効果」とは、機関投資家の持ち分が多い企業ほど、市場流動性が低くなるというもので、機関投資家が与える証券市場への影響を懐疑的にみているといえる。一方で、近年の実証研究では、機関投資家が証券市場に与える影響を評価する研究もある。たとえば、Brockman et al. (2009)では、「負

の流動性効果」は必ずしも安定的に観察されないことを発見しているなど、欧米の研究でも明確な結果を得ていない。本研究では、このように必ずしも一意な結論の得られていない機関投資家が、我が国の証券市場においてどのような役割を果たすのかについての実証研究を行うことを目的とする。

2. 先行研究と我が国の機関投資家

昨今の株式会社においては、企業の所有者である株主と経営者の間に、利益相反を起こす可能性が指摘されている。Jensen and Meckling (1976) においては、このような問題をエージェンシー問題とよび、その後の研究でさまざまな検証がなされている。一方で、欧米などのアングロサクソン諸国を除くと、株式所有構造が分散的ではなく、大陸ヨーロッパや東南アジアなどのように集中保有の特徴を有する国もある(La Porta et al. (1998), La Porta et al. (1999), La Porta et al. (2000) など)。したがって、エージェンシー問題と密接な関係を有する株式所有構造をはじめとする企業統治メカニズムの特徴を紹介するとともに、昨今の機関投資家の取り巻く環境も概説する。

エージェンシー問題に関しては、さまざまな観点からその問題を解消する議論がなされてきた。機関投資家に関しては、エージェンシー問題による企業価値の毀損を防ぐことに大きな関心を持つことから、企業経営に対するモニタリングの役割を果たすことを期待されている。株式の所有構造が分散化している企業の発行済み株式総数の 5%程度以上の株式を保有する大口投資家は「機関投資家」を Block Holder とよんで区別されることが多い。彼らは、自身の持株の価値を大きく左右する企業経営に対して深い利害関係を有しているので、経営者へのモニタリング機能を果たすことを期待されている。

集中保有の国においては、東南アジア諸国のように、創業者の一族が多くの株式を保有している。創業者の家族内で様々な企業の株式を所有しており、家族の所有分を合計すれば、支配株主としての立場を形成しているケースもある。また、大陸ヨーロッパでは、議決権優先株という一株あたりの議決権が多くなる株を発行するような方法を採用することが多く見られる。非上場の企業が持ち株会社として上場企業を所有することで、支配株主の立場を確立するピラミッド型の所有構造をとる場合もある。このような集中保有構造の国においては、Jensen and Meckling (1976) が提唱するような分散所有から生じるエージェンシー問題は小さくなると予想されるものの、ディスクロージャーが十分に成されないなどといった問題が生じてくる(Chau and Guay (2002), Claessens et al. (2000)等)。

日本の企業統治システムは、“Relationship-oriented System”と称される銀行関係・系列関係・株式持ち合い構造などを中心としてシステムとして知られている(Aoki (1990), Aoki et al. (1994))。メインバンクによるモニタリングあるいは系列内の社長会などを通じたモニタリング機能が、エージェンシー問題を緩和するかについての検証を深める研究がある(Morck and Nakamura (1999), Morck et al. (2000)、坂和・渡辺(2009)、 Sakawa and

Watanabel (2012))。従来の先行研究では、企業経営者の交代、企業業績、経営者報酬などの面から分析を行った。我が国においては「機関投資家」の役割に関しては、十分な検証がなされていない。一方で、「機関投資家」をまとめた分析だけでなく、近年持分を増やしてきている「外国人投資家」だけに注目した分析も有用である。本研究ではこの両者の役割を区別した形での実証分析を行うことにする。

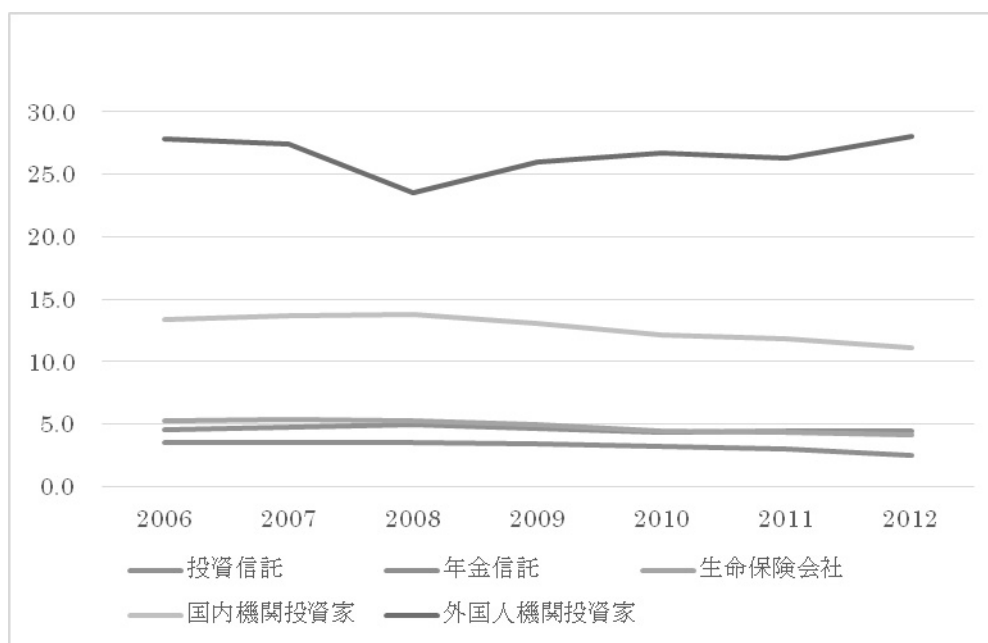
前者の「外国人投資家」に関しては、海外での機関投資家と同様にアクティビストとしての役割を果たしている可能性が高い。経営者報酬設計の観点からは、外国人投資家保有比率の高い企業ほど、経営者に対する長期的インセンティブが付与されていることが示されている (Sakawa et al. (2012))。又、外国人投資家の保有比率の高い企業では、彼らのディスクロージャー要求が高くなる結果、情報の非対称性の程度が緩和されることが示されている (Sakawa et al. (2014))。企業情報のディスクロージャーが証券市場の投資家間の非対称情報に与える効果については、四半期情報開示のケースを用いて実証研究を行った生方・坂和 (2007) において、東証上場企業においては、四半期情報が開示された方が、投資家間の非対称情報の程度が緩和されることが示されている。すなわち、我が国の証券市場においても、投資家は、企業情報のディスクロージャーに注目しており、ディスクロージャーが促進された銘柄ほど、非対称情報の程度が緩和されているために、取引量が増加し、市場流動性が高まることを示唆していると考えられる。

後者の「保険会社」・「信託」に関しては、証券市場における「保険会社」の持分は株式持ち合い構造などを中心とした長期保有関係の維持を目的としていると考えられてきた。この点に関して、Uno and Kamiyama(2010)では、投資主体別の平均的な株式所有期間 (Investment Horizon)を計測して、「銀行」や「保険会社」といった金融機関は、平均的に株式を10年以上の長期保有していることを明らかにしている。又、Lai and Limpaphayom (2003)では、「損害保険会社」の内、「三菱」・「三井」・「住友」・「三和」・「芙蓉」・「第一勧業」の六代系列集団に属している損害保険会社の方が、「系列」内のモニタリング効果により、エージェンシー問題が緩和されることを想定している。彼らの実証研究の結果、六代系列集団に属している損害保険会社の方が、その他の損害保険会社に比して企業業績が高まることが示されている。すなわち、2000年以前の保険会社業界においては、系列集団のモニタリング効果が十分に存在していたことが示唆されている。

1990年代までのメインバンク制・系列などのモニタリング効果を期待できた時期に比して、昨今の機関投資家の取り巻く環境は、大きく変化しつつある。わが国の機関投資家は、長年の間、議決権を行使することに消極的であると考えられてきた。このような状況の中、1990年代半ばごろから、CalPERS が日本向けのガイドラインを発表し、その後OECDが企業統治に関するCorporate Governance Codeを作成するなど、海外での変化が見られた。このような外国での変化の流れを受ける形で、我が国を代表する機関投資家として知られる厚生年金基金連合会（現企業年金連合会）が「年金基金のコーポレートガバナンスに関する

研究報告書」を公表した¹。2000年代に入り議決権の行使の基準が整備されるとともに、2001年には議決権行使助言会社として知られるISS社（Institutional Shareholder Services Inc）がわが国の活動を始めるなど、大きな変化を見せた。議決権の行使については、欧米と同様に、敵対的買収防衛策・役員の選任・報酬設計などさまざまな議題に及ぶ。近年、海外・国内の機関投資家が議決権をすることに関しては、あまり珍しいことではなくなりつつある。機関投資家自身が議決権行使に関しては、一定の基準を設けて、外部に公表している例も多くある²。

図1：機関投資家の上場株式持分の推移



（注）：上表の出所は、東京証券取引所平成24年現在の「株式分状況調査」に基づいて、機関投資家の分類に含まれる投資主体についての株式保有比率をグラフにしたものである。

¹ 宮島・保田（2012）によれば、わが国の機関投資家が議決権行使に関して「真剣に意識された」時期については、1998年から指摘している。その理由として、財閥系として知られる旧三井信託銀行が、同年に機関投資家として初めて議決権行使して棄権したことをあげている。翌年には、わが国を代表する機関投資家である厚生年金基金連合会（現企業年金連合会）が白書で議決権行使に積極化することを表明するなど、機関投資家をとりまく環境に国内外ともに大きな変化があったといえる。

² 本研究は、機関投資家の議決権行使を分析する研究ではないものの、先行研究においてその現実を紹介している。たとえば、宮島・保田（2012）では、2000年代に機関投資家が反対票を投じている現実を紹介している。また、反対票を投じるかどうかに関する基準について、企業年金連合会、外資系（JPMorgan AM、フィデリティ）、国内系（野村AM、住友信託、大和住銀）の個別の議案（剰余金処分、買収防衛策、取締役選任、役員報酬、ストックオプションの付与、社外取締役の独立性基準）に関する議決権の行使の基準をまとめている。同研究は、金融庁金融センターのプロジェクトの一環としてなされたもので、海外機関投資家4社、国内機関投資家4社（ブラックロック・ジャパン、フィデリティ投信、ガバナンス・フォー・オーナーズ・ジャパン、JP モルガン・アセット・マネジメント、野村アセットマネジメント、住友信託銀行、東京海上アセットマネジメント投信、大和住銀投信投資顧問）に対してヒアリング調査を行い、断片的であるものの、調査内容の一部を記述している。

上図1は、近年の我が国の機関投資家持分の推移をまとめたものである。図1の出所は、東証の平成24年度末「株式分布状況調査」である。同図1より、2006年度以降の期間においては、海外投資家の持ち分が安定的に25～30%程度であることが分かる。このことは、機関投資家としての海外投資家のプレゼンスが高まっていることを示唆している。次に、国内機関投資家については、10～15%程度の持分比率を保っているものの、近年低下傾向にあることが分かる。これは、年金持分が低下していることが主因になっており、生命保険会社などの持分は、5%程度で安定的に推移している。したがって、国内外を合計した機関投資家全体の持分比率は、40%程度であり、我が国の証券市場においても機関投資家の影響が大きくなっている可能性があることを示唆している。

このような背景から、機関投資家の株主総会の議決に与える効果は無視できないことがわかる。海外投資家の持ち分だけでは過半数を超えないにしても、一部の企業においては、機関投資家だけで会社提案の議案を否決できることを意味しているためである。機関投資家が互いに共謀するようなことはあまり多くはないものの、機関投資家の多くが、個別の議案に関する議決権の行使の基準を設けているため、基準に逸脱するような案件に多くの反対票が入る可能性があるためである。特に、国内外問わず機関投資家自身が、ISS社に議決を委任している場合であれば、ISS社の判断で否決される可能性も十分に考えられる。また、機関投資家が過半数の株式を持っていなかったとしても、大株主の反対表明によって、個人の投資家がその提案に追随するような可能性も考えられる。2000年代半ばころから、会社提案の議案が否決される事態も散見されるとともに、主要な機関投資家の反対表明によって会社側の株主提案が撤回にされるケースもある³。このような現象は、1990年代半ばまでのようなメインバンクによる株式所有が多く、系列企業の持ち合いが強固であった時代の株主総会運営では考えられなかったような事態であるといえよう。

³ 宮島・保田（2012）によれば、2005年に行われたファナックの株主総会が会社提案の否決された最初のケースであると指摘している。買収防衛策導入の準備とみなされことを理由に、ファナックでは定款変更議案が否決された。他にも、東京エレクトロン、横河電機の定款変更議案が、それぞれ否決された。文中にあげた可能性が実際に起こった事案として、(1)大株主の反対に、個人株主が追随した事例として東京鋼鉄による大阪製鉄の経営統合議案の事例、(2)機関投資家の反対によって、会社側の株主提案が撤回された例として、任天堂の剰余金処分変更議案の事例がある。

表 1：上場企業の国内・国外機関投資家持株保有金額（1 億円）

	2006	2007	2008	2009	2010
投資信託	268,654	197,390	133,784	159,563	136,067
年金信託	201,858	141,495	93,646	116,972	99,636
生命保険会社	309,426	219,824	141,103	170,032	141,207
国内機関投資家	779,938	558,709	368,533	446,567	376,910
外国人投資家	1,614,008	1,122,224	623,732	882,959	830,372

（注）：上表は、1億円単位で表記されている。出所は、東京証券取引所が公表している平成24年現在の「株式分状況調査」に基づいて、機関投資家の分類に含まれる投資主体についての株式保有比率をグラフにしたものである。ただし、各投資主体の定義は以下になる。(1)投資信託：投信法（「投資信託及び投資法人に関する法律」）に規定する委託者の信託財産であって、信託業務を営む銀行を名義人(受託者)とするものである。(2)年金信託：厚生年金保険法に規定する厚生年金基金及び確定給付企業年金法・確定拠出年金法に規定する企業年金のうち、信託業務を営む銀行を名義人(受託者)とするものである。(3)生命保険会社：保険業法に規定する生命保険会社である。(4)国内機関投資家：Nikkei Needs-CGESの定義に倣い、(1)～(3)の合計を国内機関投資家と想定して計算している。(5)外国法人等：外国の法律に基づき設立された法人、外国の政府・地方公共団体及び法人格を有しない団体、並びに居住の内外を問わず日本以外の国籍を有する個人である。

表 1 では、東証の平成 24 年度末「株式分布状況調査」を下に、上場企業の国内・国外機関投資家の持株保有金額をまとめている。2006 年度以降の期間においては、国内・国外の機関投資家ともに、減少傾向にあることが見て取れる。一方で、「株式分布状況調査」からも海外投資家などの持分は安定的な関係である。したがって、機関投資家の株式保有の減少傾向は、リーマンショックなどを始めとする株式市場における株価の低迷が原因であると考えられる。リーマンショック後の 2008 年以降には、投資信託・年金信託・生命保険会社の株式保有量の時価総額が大幅に減少していることから、株式市場の低迷ぶりが明らかになる。

本研究では、以上のような我が国の「機関投資家」を巡る状況と先行研究の流れを踏まえ、「機関投資家」自体が欧米諸国と同様に、企業内部へのディスクロージャー要求を強めることで、証券市場の非対称情報を緩和し、市場流動性を高める影響を与えているかどうかについての検証を実証研究によって行う。その際に、我が国の企業統治の構造を鑑みて、機関投資家と外国人投資家の行動が異なる可能性についても考慮する。「機関投資家」全体の持ち分に関する分析と「外国人投資家」に関する分析の両分析を行う上で、両投資家が証券市場の市場流動性にどのような影響を与えるのかに着目した実証分析を行う。これにより、機関投資家と外国人投資家の両方の面から、証券市場に影響を与えているかどうかを検証する。

3. 記述統計量について

本研究では、近年の我が国の企業に対して、機関投資家がどのような影響を与えたのかについての検証を行うこととする。本研究では、取引量が多い東京証券取引所 1 部に上場す

る企業を対象とし、2006～2010 年度の 5 年間のうち利用可能なデータをサンプルとした。5 年間のデータとすることで、先行研究とは異なり、パネルデータとして分析することが可能になった⁴。本研究では、株価変動 (Volatility) として、過去 3 年間の株価変動の標準偏差となるため、過去 3 年間に上場していることが条件となる。また、Sakawa et al. (2014) などの先行研究と同様に、産業属性が異なるといわれる金融業のデータを除いた、7261 サンプルのデータを分析する。

データについては、NPM 関連データベースから、株価や取引量といった株式の日次データを取得している。次に、財務関連のデータについては日経 NEES 財務データから、株式所有構造のデータに関しては、日経 NEEDS-CGES(Corporate Governance Evaluation Systems)データから取得している。産業ダミー(Industry)は、東証の産業分類に従った。本研究で用いるデータの記述統計については、以下の表 2 でまとめられている。

表 2：記述統計量

Variable	Number	Mean	Std	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Illiq	7263	0.08	0.19								
2. Institutional Ownership	7263	23.60	15.47	-0.37							
3. Stable Ownership	7263	33.83	16.59	0.12	-0.41						
4. Cross Ownership	7263	8.82	8.61	0.03	-0.11	0.19					
5. Director Ownership	7263	4.06	8.20	0.09	-0.11	-0.35	-0.27				
6. Stock Price	7263	6.77	1.44	-0.25	0.34	-0.15	-0.23	0.29			
7. Market Value	7263	10.89	1.55	-0.51	0.64	-0.15	-0.05	-0.18	0.43		
8. Asset	7261	11.59	1.41	-0.40	0.54	-0.11	0.05	-0.30	0.15	0.85	
9. Volatility	7263	2.44	0.81	0.10	-0.01	-0.11	-0.12	0.04	-0.19	-0.23	-0.14

上表 2 では、サンプル数・変数間のピアソンの相関係数行列の値を示している。同表より、機関投資家の持分は、サンプル期間で平均して 23%となっている。この数値は、川北 (2004) で指摘されているレベルには満たないものの、20%以上の持分を有していることから、機関投資家のプレゼンスが高いことを示唆している⁵。一方で、国内の安定株牛の持株比率は平均して、33.8%程度とかなり高い数値を占めている。更に、安定株主の一部で

⁴ Madhavan et al. (2005) のような日中取引データを用いた実証研究の場合、比較的短期間の効果をマイクロストラクチャー分野のイベントスタディーの方法で検証することが多い。

⁵ 外国法人には、機関投資家のように投資目的で保有するよりも、企業を経営する目的などで保有している場合もある。機関投資家という本来の意味づけを考えると、ずれてしまう可能性がある。このような点を考慮し、有価証券報告書の「外国人持分」から、Nikkei NEEDS CGES のデータでは、外国法人分を除いた分を「機関投資家の持分」にしている。本研究で扱う機関投資家持分は、Nikkei NEEDS CGES の定義に従っているが、有価証券報告書の「外国人持分」をそのまま合計しているだけの先行研究よりも少なめに出ている可能性もある。

ある持合株主については、平均 8.8%と一定量の比率を占めているものの、持合比率は大村・宇野・川北・俊野(1998)で報告される 90 年代の平均値と比べると半分程度と持合解消が進んでいる状況が明らかになる。一方で、伝統的な日本の企業統治の特徴である企業間の株式持ち合いは、平均して 8%を越えており、川北(2004)で指摘している 2002 年末の水準よりは増加している。近年、2000 年代後半以降の持ち合い回復を指摘するような報道がなされているが、それを裏付けるような結果ともなっている。又、その他の株式所有構造の数値を見ると、役員持分の平均は、4%程度、メインバンクの持分平均は 1%程度と、ともに低い水準となっている。このことは、日本の企業統治が Relationship-oriented System と称された 1990 年代と比して変貌している可能性を示唆している。

次に、変数間のピアソンの相関係数については、機関投資家持分は ILLIQ に対して、負の関係を示している。また、安定株主(Stable Ownership)と持合株主(Cross Shareholdings)については、ILLIQ に対して正の関係を示している。したがって、機関投資家持分と市場流動性の間には正の関係があり、安定株主持分と持合株主持分と市場流動性には負の関係があることが分かる。加えて、市場流動性と企業規模についても一定の関係を確認できた。又、資産規模に関しては、機関投資家持分、持合持分に関しては正の関係を示しており、市場流動性と企業規模の関係性を考える必要がある。このことは、本稿の分析を行うためには、資産規模などの変数でコントロールする上で、市場流動性と機関投資家持分あるいは持合持分等の変数との関係の推定を行う必要があることを示唆している。

4. 実証仮説と実証方法

本節では、前節まででアクティビストとしての役割が期待されており、近年そのプレゼンスを高めつつある機関投資家についての分析を行う。一方で、機関投資家とは全く異なる伝統的な長期保有を行う国内投資家についての分析を行う。その為に、4.1 節において、機関投資家全体と国内安定株主の双方について、証券市場における役割を検証するための実証仮説を構築することとする。次に、4.2 節においては、4.1 節で導出した実証仮説を検証するための実証方法についての概説を行う。特に、市場流動性の変数の選択と市場流動性に与える機関投資家・外国人投資家の役割を検証するための推定式の導出を行うことで、本稿で行う実証方法についての解説を行うこととする。

4.1. 実証仮説

機関投資家の証券市場に与える影響については、いくつかの先行研究がある。米国市場については、Heflin and Shaw (2000)の研究により、市場流動性と機関投資家の持ち分の関係についての実証研究が行われている。彼らの研究では、機関投資家の株式保有は、市場流動性と負の関係にあるという Adverse Liquidity Effects を明らかにしている。しかしながら、Brockman et al. (2009)では、Heflin and Shaw (2000)の示した Adverse Liquidity Effects

は、他の取引行動との関係をコントロールした結果としてなくなり、機関投資家の株式所有とは正の関係が成立することを示している⁶。本研究では、機関投資家の株式所有が、市場流動性にどのような影響を与えるかについての検証を行う。

わが国について、機関投資家の株式所有が「投資家間の情報の非対称性」を抑える可能性がある。この点について、我が国の先行研究である Sakawa et al. (2014)では、外国人所有比率の高い企業ほど、ディスクロージャーの要求が高まることによる「投資家間の情報の非対称性」が小さくなることを指摘している。上記の研究では、証券市場の高頻度データを用いて、「市場流動性」が高くなるという実証仮説が成立することを示した。それに対して、先行研究において、機関投資家の株式保有との関係性についての実証分析は行っていない。

日本の株式市場においても、前述のとおり機関投資家の議決権を通じて、経営者に対するさまざまな要求が高まりを見せている。我が国における国内機関投資家については、投資金額が非常に巨額であることが知られており、川北（2004）では2002年末には年金が所有する持分合計が、12%を超えていることを指摘している。また、川北（2004）は、金融自由化以降の期間の株式所有構造の変遷に注目し、株式持ち合いが1990年当時は全上場株式の時価総額の18%程度から7%台にまで低下していることも指摘している。年金・証券投資信託・海外投資家などの機関投資家の保有比率は、2002年度末で1/3を超える状況にあるなど、米国などと同様に、証券市場における機関投資家の影響力は高まっていることを示唆している。国内機関投資家に関しても、外国人投資家同様に、機関投資家としての立場から、投資先の企業においては、ディスクロージャー要求が高まり、情報開示が多くなされることも想起できる⁷。投資家間の情報の非対称性が緩和され、市場流動性が高まることが予想できる。本研究では、米国の先行研究であるBrockman et al. (2009)と同様に、以下の仮説1を立てる。

仮説1

機関投資家の株式所有比率が高い企業の方が、市場流動性が高くなる。

上述の仮説1では、機関投資家として「生命保険会社」・「信託勘定」に加えて、「外国人投資家」の市場流動性を考察している。Sakawa et al. (2014) において、「外国人投資家」の持分について、情報の非対称性に注目し、外国人投資家が十分な企業内部の情報を必要としており、ディスクロージャー要求が高いことを想定している。そして、日本の証券市場における外国人投資家の役割に関する実証研究の結果として、Brockman et al. (2009) と整

⁶ O'Hara (2001)では、証券市場のデザインにより、市場の特徴が変わることを概説している。したがって、市場のデザインによっては、各投資主体の投資行動が変化する可能性がある。

⁷ 議決権の判断をISS社の基準に準拠している場合であれば、議決権に関しては、海外・国内機関投資家の差があまり大きくない可能性もある。宮島・保田（2012）では、ヒアリング調査の中で、海外機関投資家4社、国内機関投資家4社のうち、解答に対する詳細な記述はなされていないものの、議決権と投資行動に関してなどの一部の質問に関しては、海外・国内機関投資家から同様の返答を得たものもあると指摘している。

合的な結果を行っている。一方で、国内会社の保有株式に関しては、長期保有関係が多いことが想定される⁸。安定株主(Stable Shareholders)としては、Nikkei Needs CGESに含まれるデータを利用している⁹。同データベースでは、国内株主の内、「相互保有関係にある会社が保有する株式」、「特別勘定・信託勘定を除く生損保・銀行・信金が保有する株式」、「公開会社が保有する金融機関株式」、「公開関連会社（親会社など）が保有する株式」、「役員持株」、「持株会持株」、「自己株式」、「法人が保有する大口株式」を安定株主としている。これらの安定株主に関しては、投資期間(Investment Horizons)は長期に及んでいるため、市場での売買がなされるケースが少ない。したがって、売買を通じた市場流動性(Market Liquidity)に対して負の影響を与えている。したがって、本研究では以下の仮説2を立てる。

仮説2

安定株主(Stable Shareholders)の株式所有比率が高い企業の方が、市場流動性が低い。

4.2. 実証方法

前3.1節で構築した2仮説を実証的に検証するために、「市場流動性」を測定する必要がある。市場流動性に関しては、Lesmond et al. (1999), Lesmond (2005)の研究において、日中取引データ・日時取引データなどを用いて、世界の証券市場の国際比較研究を行っており、日時データを用いた分析が有用であることに言及している。本節では、流動性に関する先行研究を紹介することにする。

先行研究では、流動性を検証するいくつかの方法が考案されている。日中の株式取引データ（イントラデータ）を用いて、最良気配における株数（デプス指標）やビッドとアスクの差（スプレッド）などを求める方法である。この手法は、扱うデータの数が多くなることから「高頻度データ」の分析と呼ばれ、日中取引を加味した厳密な分析を行う点で利点はあると考えられる。日中データを用いた研究としては、生方・坂和（2007）・坂和・生方（2011）・Sakawa and Ubukata（2012）などが挙げられる。¹⁰ データの処理には専門性を要するため、推定作業に時間を要することが難点になる。

本研究では、Lesmond（2005）に倣い、日時取引データを用いた「市場流動性」の計測を行う。日時データを用いた「市場流動性」の指標としては、Amihud（2002）の研究において考案された「ILLIQ」との略称で知られる Illiquidity の指標が、国際比較において多く用い

⁸ 我が国における株主毎の投資期間(Investment Horizon)については、Uno and Kamiyama (2010)において計測されており、2000年代の国内投資家については、10年超であるのに比して、外国人投資家については、1～2か月程度の短期間であることを示している。

⁹ 同データベースでは、国内株主の内、「相互保有関係にある会社が保有する株式」、「特別勘定・信託勘定を除く生損保・銀行・信金が保有する株式」、「公開会社が保有する金融機関株式」、「公開関連会社（親会社など）が保有する株式」、「役員持株」、「持株会持株」、「自己株式」、「法人が保有する大口株式」を安定株主としている。

¹⁰ 日本においては、太田・竹原・宇野（2011）などで日時両頻度のデータを用いた検証が行われている。

られている。本研究では、日時データから測定する「市場流動性」の指標として、「*ILLIQ*」とよばれる指標を採用する。「*ILLIQ*」は、Amihud (2002)において下記の(2)式のように紹介されている。

Amihud (2002)では、流動性の指標として米国のデータを用いて、太田・竹原・宇野 (2011)において、我が国のデータを用いて、実証分析の結果を紹介している。(1)式のように、日時の収益の絶対値をとったものを売買代金で割ることで、一日あたりの *ILLIQ* を、以下の(1)式のように求めることができる。

$$(\text{Daily}) \text{ ILLIQ}_{i,t} = \frac{|\text{Daily Return}_{i,t}|}{\text{売買代金}_{i,t}} \quad (1)$$

Amihud (2002)の研究のように、銘柄ごとの *ILLIQ* を求める場合は、下記の(2)式のように期間内の平均を計算することになる。

$$\text{ILLIQ}_i = \frac{1}{\text{日数}} \sum_{t=1}^{\text{Dit}} \frac{|\text{Daily Return}_{i,t}|}{\text{売買代金}_{i,t}} \quad (2)$$

また、上記の(1)・(2)式より、*ILLIQ*の定義を、下記の(3)式にまとめることができる。

$$\text{ILLIQ}_i = \frac{1}{\text{日数}} \sum_{t=1}^{\text{Dit}} \text{Daily ILLIQ}_{i,t} \quad (3)$$

「*ILLIQ*」は、株価を変化と売買代金の関係を示した指標であり、その値が小さいほど市場流動性が高い市場と判断できる。日次の収益率を割り引く変数としては上述の売買代金だけでなく、出来高を代替して使用する方法もある。我が国のデータに関しては、額面株式制度の変遷もあり、株式の額面が上場企業ごとに異なることが知られている。したがって、出来高を用いた計算では誤差が生じる可能性があるという点を加味して、我が国のデータで *ILLIQ* を計算する際に、売買代金で計算する方がバイアスは少ないと考えられる。¹¹

実証分析の方法としては、仮説 1・仮説 2 を検証するために、株式所有構造(Ownership Structure)を説明変数とし、市場流動性 (Market Liquidity) を被説明変数とする下式 (4) の推定を行うこととする。ただし、証券市場の市場流動性については、各銘柄の「株価水準」や「資産規模」による影響がでる可能性があり、これらの変数との内生関係を加味する必要がある。そこで、それらの変数の変動による市場流動性の変化をコントロールするために、以下の推定式 (4) を用いる。

$$\begin{aligned} \text{Liquidity}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \log(\text{Ownership_Structure}_{it}) + \beta_2 \ln(\text{price}_{it}) \\ & + \beta_3 \ln(\text{Asset}_{it}) + \beta_4 (\text{Volatility}_{it}) + \text{Industry}_i + \text{Year}_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

¹¹ 名証の市場流動性を測定した坂和 (2014) においても、同様の処理をしている。

被説明変数には、市場流動性を示す指標としての *ILLIQ* を用いた。説明変数として、仮説検証を行うため機関投資家持分、国内の安定株主持分を用いてそれぞれ分析を行う。株式所有構造 (Ownership Structure) として、他の先行研究などで指摘されているメインバンクの持分、株式持合持分、役員持分を採用した。メインバンクに関しては、Aoki (1994) などに従い、最大の貸出を行っている銀行を「メインバンク」と定義している¹²。持合に関しては、系列の研究などで知られる 6 大企業集団のように、相互に株式を保有している株式持分としている。役員持分は、取締役のメンバー全員が保有する株式持分とした。それに加えて、株価 (Price)、資産規模 (Asset)、株価変動 (Volatility) を説明変数として採用した。株価 (Price) は価格の効果を、資産規模 (Asset) は企業の規模をコントロールする変数として、それぞれ用いている¹³。株価変動 (Volatility) は、過去 3 年間の株価変動の標準偏差を指し、McInish and Wood (1992) と同様に、株価の乱高下をコントロールする変数として採用している。また、産業属性と年次効果をコントロールするため、産業ダミー (Industry) と年次ダミー (Year) をそれぞれ採用した。

本研究の推定上の特色としては、Ahn et al. (2005) や Sakawa et al. (2014) のような先行研究とは異なり、*ILLIQ* に着目することでパネル分析を行っている点である。*ILLIQ* については、日中取引データを用いずに、日次取引データを用いることから、営業日毎の全銘柄についての計算を行うことができ、長期の時系列でのデータを計算することが可能になる。日中取引データを用いた実証分析では、30 分間隔・15 分間隔などの日中取引の高頻度データを用いて推定することで、日中取引変動を詳しくとらえることができるものの、十分な取引量がない銘柄に関しては、指標の計算ができない場合も多く、長期時系列データを多くの銘柄に関して確保することに難点が生じる。したがって、本稿のように *ILLIQ* に着目を行うことで、比較的長期の時系列を東証 1 部企業のような多くの企業に対する検証に生かすことの可能なパネルデータによる分析を行うことが可能になる。

本研究で扱うサンプル期間には、リーマンショックを端緒とする世界金融危機の期間 (2006 年から 2007 年) が含まれている。世界金融危機時の市場流動性の研究としては、米国の証券市場を対象とした Aragon and Strahan (2012) などが挙げられる。同研究では、リーマンショックを取り上げ、リーマンブラザーズを主のブローカーとして取引を行っていたヘッジファンドが、他のヘッジファンドに比して、市場流動性の供給を受けることができず、保有資産の市場リターンも大きく低下する影響を受けたことなどを示している。このことは、米国におけるリーマンショック時には、リーマンブラザーズの破綻が、市場流動性供給に大きな影響を受けたことを示している。坂和 (2015) において、世界金融危機期間の一定期間において、名証上場企業の市場流動性が低くなることを示している。これらの研究を踏まえて、

¹² 証券市場に対する効果を調査した Ahn et al. (2005) では、銀行持株比率を簡易的にメインバンクの持株比率の代理変数として扱っているが、Sakawa et al. (2014) では、メインバンク自体の持株比率を採用しており、本稿ではそちらに倣った検証を行っている。

¹³ 企業の規模をコントロールする変数として時価総額を用いる方法もあるが、株価 (Price) を説明変数として採用しているため、2 つの変数の相関係数が高くなる。このため、本研究では資産規模 (Asset) を用いることとする。

本研究でも世界金融危機の影響を加味して、全期間の推定に加えて、世界金融危機後の期間(2008 年～2010 年)についても同様の分析を行う。

5. 実証結果とその解釈

本節では、市場流動性と機関投資家の株式保有の関係を検証するための推定式(4)の推定結果についての説明を行う。本研究で得られた実証結果は、以下の表 3・表 4 にまとめられている。表 3 では、仮説 1 を検証するために、株式所有構造の変数として、機関投資家の持分を用いた推定結果を示している。仮説 2 を検証するために、安定株主持株比率を株式所有構造の変数として採用した実証結果は、表 3 でまとめられている。

表 3 : 2006 年度から 2010 年度の推定結果(1)

	(1) Illiq	(2) Illiq	(3) Illiq	(4) Illiq
Institutional Ownership	-0.001 *** (-7.06)			
Stable Ownership		0.000 ** (2.60)		
Cross Ownership			0.000 (-0.19)	
Director Ownership				0.001 (1.25)
Stock Price	-0.003 (-1.31)	-0.004 (-1.56)	-0.004 + (-1.83)	-0.005 * (-2.08)
Market Value	-0.052 *** (-24.91)	-0.058 *** (-27.59)	-0.058 *** (-27.84)	-0.057 *** (-27.32)
Volatility	-0.012 (-1.43)	-0.013 (-1.46)	-0.015 + (-1.69)	-0.015 + (-1.72)
Constant	0.739 *** (23.59)	0.770 *** (22.89)	0.799 *** (24.25)	0.795 *** (25.68)
Number	7263	7263	7263	7263
Adjusted R2	0.296	0.293	0.292	0.293
F	157.30 ***	148.70 ***	154.70 ***	152.80 ***

注 ; 時間ダミーと産業ダミーをいれて推定を行った。

_+ p<0.10, _* p<0.05, _** p<0.01, _*** p<0.001

表 3 のモデル(1)の推定結果より、機関投資家持ち分の係数が有意に負であることが分かる。この結果は、機関投資家の持ち分が増えるほど、ILLIQ が小さくなり、市場流動性が高められることを示しており、Brockman et al. (2009)と整合的な結果となっており、仮説 1 と整合的である。すなわち、我が国の証券市場においても、米国の証券市場と同様に「負の流動性効果」は観察されないことが明らかになる。モデル(2)の推定結果より、安定株主の係数推定値は有意に正になっている。このことは、安定株主の持株比率が高いほど、市場流動性が低くなるということを意味しており、仮説 2 と整合的である。又、持合株主・役員持株については、モデル(3)、モデル(4)でそれぞれ有意な結果は得られていない。コントロール変数に関しては、時価総額の大きい企業ほど、ILLIQ が小さくなるという関係が全 6 モデルについて安定的に観察されている。

表 4: 2006 年から 2010 年の推定結果(2)

	(1) Illiq	(2) Illiq	(3) Illiq	(4) Illiq
Institutional Ownership	-0.001 *** (-4.73)	-0.002 *** (-9.57)	-0.001 *** (-6.82)	-0.002 *** (-10.42)
Stable Ownership	0.000 + (1.79)	0.000 (0.20)		
Cross Ownership			0.000 (-0.23)	0.000 (0.67)
Director Ownership	0.001 + (1.67)	0.001 (1.37)	0.000 (1.09)	0.001 (1.42)
Stock Price	-0.004 + (-1.70)	-0.017 *** (-6.81)	-0.004 (-1.61)	-0.017 *** (-6.85)
Market Value	-0.052 *** (-24.51)		-0.051 *** (-24.65)	
Volatility	-0.012 (-1.35)	-0.008 (-0.99)	-0.013 (-1.46)	-0.008 (-0.97)
Asset		-0.040 *** (-21.76)		-0.040 *** (-21.82)
Constant	0.724 *** (22.97)	0.737 *** (21.69)	0.738 *** (23.08)	0.736 *** (22.01)
Number	7263	7261	7263	7261
Adjusted R2	0.296	0.269	0.296	0.269
F	131.50 ***	123.00 ***	133.80 ***	125.70 ***

注；時間ダミーと産業ダミーをいれて推定を行った。

+ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

次に、表 4 の推定結果より、表 3 の推定結果のロバスト性を確認する。4 モデルすべての推定結果より、機関投資家持分について、有意に負の関係が得られることが分かる。これは、機関投資家の持ち分が増えるほど、市場流動性が高められることを示しており、Brockman et al. (2009)・Sakawa et al. (2014)と整合的な結果となっている。したがって、仮説 1 と整合的である。次に、安定株主比率については、モデル(1)で有意に正な結果が得られることから、表 3 の推定結果はロバストであり、仮説 2 と整合的になっている。役員持ち分については、モデル(1)のみで有意に正になっており、Heflin and Shaw(2000)と整合的な結果が得られるものの、全てのモデルで成立しないため、安定的な結果を得ることはできなかった。表 3 の結果と同様に、持合株主持分に関しては、有意な関係が得られない。コントロール変数に関しては、時価総額が高く・資産規模の大きい企業ほど、*ILLIQ* が小さくなるという関係が、安定的に成立している。

表 5：2008 年から 2010 年の推定結果(1)

	(1) Illiq	(2) Illiq	(3) Illiq	(4) Illiq
Institutional Ownership	-0.002 *** (-7.09)			
Stable Ownership		0.001 * (2.39)		
Cross Ownership			0.000 (-0.05)	
Director Ownership				0.001 (1.36)
Stock Price	-0.003 (-0.85)	-0.004 (-1.14)	-0.005 (-1.32)	-0.007 + (-1.67)
Market Value	-0.070 *** (-21.73)	-0.079 *** (-24.69)	-0.079 *** (-24.90)	-0.078 *** (-24.14)
Volatility	-0.005 (-0.36)	-0.007 (-0.53)	-0.009 (-0.74)	-0.010 (-0.78)
Constant	0.920 *** (19.80)	0.977 *** (20.33)	1.016 *** (21.60)	1.009 *** (22.91)
Number	4311	4311	4311	4311
Adjusted R2	0.314	0.311	0.309	0.31
F	167.80 ***	156.90 ***	163.70 ***	161.20 ***

注；時間ダミーと産業ダミーをいれて推定を行った。

+ p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

表 5 においては、世界金融機関の時期を外した 2008 年から 2010 年までの推定結果を報告している。機関投資家持分については、モデル(1)で有意に負の係数推定値を得ている。これは、機関投資家持分が増加するほど、市場流動性が高まることを意味しており、仮説 1 と整合的である。次に、モデル(2)では、安定株主持分について、有意に正の結果を得ている。これは、仮説 2 と整合的な結果である。以上より、世界金融危機の期間の影響を外した推定においても、両仮説は成立することが明らかになった。時価総額の大きな企業ほど、*ILLIQ* が小さくなるという関係についても、同様に成立している。

表 6 : 2008 年から 2010 年の推定結果(2)

	(1) Illiq	(2) Illiq	(3) Illiq	(4) Illiq
Institutional Ownership	-0.001 *** (-4.99)	-0.002 *** (-8.57)	-0.001 *** (-6.84)	-0.002 *** (-9.14)
Stable Ownership	0.000 + (1.66)	0.000 (0.19)		
Cross Ownership			0.000 (-0.03)	0.000 (0.60)
Director Ownership	0.001 + (1.72)	0.001 (1.56)	0.001 (1.25)	0.001 (1.60)
Stock Price	-0.005 (-1.33)	-0.023 *** (-5.79)	-0.005 (-1.22)	-0.023 *** (-5.84)
Market Value	-0.069 *** (-21.09)		-0.069 *** (-21.31)	
Volatility	-0.004 (-0.31)	0.004 (0.32)	-0.005 (-0.39)	0.004 (0.34)
Asset		-0.055 *** (-18.51)		-0.055 *** (-18.54)
Constant	0.899 *** (19.46)	0.927 *** (19.22)	0.916 *** (19.38)	0.926 *** (19.31)
Number	4311	4311	4311	4311
Adjusted R2	0.315	0.285	0.315	0.285
F	132.40 ***	123.20 ***	133.20 ***	124.40 ***

注 ; 時間ダミーと産業ダミーをいれて推定を行った。

_+ p<0.10, _* p<0.05, _** p<0.01, _*** p<0.001

最後に、表 4 の結果について、世界金融危機の期間の影響を除いてもロバストな結果が得られるかどうかを検証するために、表 6 の実証結果を報告している。機関投資家持分については、全 4 モデルの推定結果で有意に負の結果が得られることから、仮説 1 と整合的である。次に、安定株主持分についても、表 4 の推定結果と同様にモデル(1)で有意に正の結果が得られている。このことは、仮説 2 と整合的である。コントロール変数に関しては、時価総額が高く・資産規模の大きい企業ほど、*ILLIQ* が小さくなるという関係が、安定的に成立している。以上より、世界金融危機の影響を除いた場合でも、表 4 の結果とロバストな結果が得られていると考えられる。

本研究の実証分析の結果、以下の 3 点が明らかになった。第一に、機関投資家の株式所有に関しては、「負の流動性効果」は観察されず、市場流動性を高める役割を果たしていることが分かる。すなわち、日本の機関投資家がアクティビストとして、企業経営の情報の非対称性を低めるような役割を果たしていることを、他の証券市場参加者が期待していると解釈可能である。第二に、安定株主に関しては、その株式持分が多くなるほど、市場流動性が高められるという結果を導出した。この結果は、以下のように解釈可能である。国内安定株主は、その投資期間(*Investment Horizon*)が長い (Uno and Kamiyama (2010)) ため、市場流動性を低くする効果がある。第三に、日本の企業統治の特徴を示す他の株式所有構造の変数：役員持株・持合い持分については、必ずしも有意な影響を確認することはできなかった。このことは、我が国の伝統的な株主よりも、機関投資家に属する株主の方が、証券市場の市場流動性に影響を与えていると解釈することができる。

6. 結論

本研究では、日本において近年持ち分を増やしている機関投資家の証券市場の市場流動性に与える影響についての実証分析を行った。我が国の機関投資家の動向については、川北 (2004) において、2002 年度末で 1/3 を超える状況にあることを示しており、そのプレゼンスが高まっていることを示唆しているものの、その市場における役割については、先行研究では十分な分析が成されていない。特に、宮島・保田 (2012) の研究でまとめられているように、2000 年代に入り、機関投資家による議決権の行使の基準が整備されるとともに、2001 年には議決権行使助言会社として知られる ISS 社 (*Institutional Shareholder Services Inc.*) がわが国の活動を始めるなど、我が国の機関投資家を巡る状況は、大きな変化を見せている。その中でも、海外投資家であるスティー爾・パートナーズ、ザ・チルドレンズ・インベストメント・ファンズといったいわゆるアクティビストファンドと国内を代表する機関投資家である企業年金連合会 (旧厚生年金基金連合会) などでは、その行動に違いが見られる可能性があり、我が国の機関投資家全体と外国人投資家については、分けて議論を行う必要がある。本研究では、そのような問題意識を踏まえて、機関投資家と外国人投資家が証券市場の市場流動性に与える影響を検証するために、2006～2010 年度の 5 年間の東

証 1 部上場企業の日次株式データを用いた実証分析を行った。その際、市場流動性の変数としては、日次取引データから推定可能であり、国際比較に使用されることも多い Amihud (2002) の *ILLIQ* 指標を推定した。実証分析では、*ILLIQ* と機関投資家持分についての検証を行っている。実証分析で得られた実証結果は、主に以下の 3 点にまとめられる。

第一に、機関投資家の株式持ち分は、市場流動性に有意に正であった。すなわち、米国の Heflin and Shaw (2000) で指摘される「負の流動性効果」は観察されず、我が国の機関投資家は、市場流動性を高める役割を果たしていることが明らかになった。このことは、日本の機関投資家がアクティビストとして、企業経営の情報の非対称性を低めるような役割を果たしていることを、他の証券市場参加者が期待していると解釈可能である。第二に、国内の安定株主の株式持分が多くなるほど、市場流動性が高められるという結果を得ることができた。この結果は、海外投資家の持分が多い株式ほど、市場における投資家間の非対称情報の程度は緩和され、市場流動性が高められることになると解釈可能である。最後に、我が国において伝統的に高い比率の株式持分を示す株主である役員持株・持合い持分については、市場流動性に対して、有意な影響を確認することはできなかった。このことは、伝統的な持分比率の高い株主よりも、機関投資家に属する株主の方が、証券市場の市場流動性に影響を与えていると解釈可能である

本稿で得られた結果は、機関投資家の証券市場に与える役割が、エージェンシー問題を引き起こすものではなく、アクティビストとしてのモニタリングを行っている結果、企業内部の情報のディスクロージャーが活発になり、投資家間の情報の非対称性を緩和するものであることを示唆している。又、安定株主の長期株式保有が市場流動性を低める役割を果たしていることを示している。しかしながら、スチュワードシップコードが制定されるなどの機関投資家を巡る行動に変化がみられる現状において、国内投資家の安定株主以外の役割については、変化していく可能性もあり、定かではない。今後の研究の課題としたい。

【引用文献】

- [1]. 生方雅人・坂和秀晃 (2007) 「注文駆動型市場における IR 活動のスプレッド要因への影響」、『現代ファイナンス』、第 22 巻、97-113 頁
- [2]. 太田亘・竹原均・宇野淳 (2011) 「株式市場の流動性と投資家行動—マーケット・マイクロストラクチャー理論と実証」、中央経済社
- [3]. 大村敬一・宇野淳・川北英隆・俊野雅司(1998)「株式市場のマイクロストラクチャー」、日本経済新聞社
- [4]. 川北英隆 (2004) 「証券市場における機関投資家の役割—年金と証券投資信託の役割について」、『フィナンシャルレビュー』、第73巻、104-128頁
- [5]. 坂和秀晃・生方雅人 (2011) 「スプレッドで見た市場流動性への東証改革の影響」、『経営財務研究』、第 31 巻 1 号、26-34 頁
- [6]. 坂和秀晃・渡辺直樹 (2009) 「経営者報酬と取締役会の経営監視機能についての検証」、『金融経済研究』、第 29 巻、66-83 頁
- [7]. 坂和秀晃 (2014) 「証券市場変遷期の名証上場企業の市場流動性」、『国際地域経済研究』、第 15 巻、17-29 頁
- [8]. 宮島英昭・保田隆明 (2012) 「変貌する日本企業の所有構造をいかに理解するか—内外機関投資家の銘柄選択の分析を中心として—」、『金融庁金融研究センター』、DP 2011-11
- [9]. Ahn, H. J., Cai, J., Hamao, Y. and Ho, R. (2005) “Adverse selection, brokerage coverage, and trading activity on the Tokyo Stock Exchange”, *Journal of Banking and Finance*, 29, 1483-1508.
- [9]. Amihud, Y. (2002) “Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects”, *Journal of Financial Markets*, 5, 31-56.
- [10]. Aoki, M. (1990) “Towards an economic model of the Japanese firms”, *Journal of Economic Literature*, 28, 1-27.
- [11]. Aoki, M., Patrick, H. and Sheard, P. (1994) The Japanese main bank system: An introductory review, In Aoki, M. and Patrick, M. (Eds.) *The Japanese Main Bank System: Its Relevance for Developing and Transforming Economies* (pp. 1-50). Oxford University Press.
- [12]. Aragon, G. O. and Strahan, P. E., (2012) “Hedge funds as liquidity providers: Evidence from the Lehman bankruptcy”, *Journal of Financial Economics* 103, 570-587.
- [13]. Brockman, P., Chung, D. Y. and Yan, S. (2009) “Block Ownership, Trading Activity, and Market Liquidity”, *Journal of Finance and Quantitative Analysis* 44, 1403-1426.
- [13]. Chau, G. K. and Gray, S. J. (2002) “Ownership structure and corporate voluntary disclosure in Hong Kong and Singapore”, *The International Journal of Accounting*, 37, 247-265.
- [14]. Claessens, S., Djankov, S. and Lang, L. H. P. (2000) “The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations”, *Journal of Financial Economics* 58, 81-112.
- [15]. Heflin, F. and Shaw, K. W. (2000) “Blockholder ownership and market liquidity”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, 621-633.
- [16]. Jensen, M. and Meckling, W. H. (1976) “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Cost and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, 3, 305-60.
- [17]. Lai, G. C. and Limpaphayom, P. (2003) “Organizational Structure and Performance: Evidence from Nonlife Insurance Industry in Japan”, *Journal of Risk and Insurance*, 70, 735-757.

- [18]. La Porta, R., Lopez-de-silanes, F. and Shleifer, A. (1999) "Corporate ownership around the world", *Journal of Finance* 54, 471-517.
- [19]. La Porta, R., Lopez-de-silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R. (1998) "Law and finance", *Journal of Political Economy* 106, 1113-1155.
- [20]. La Porta, R., Lopez-de-silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R. (2000) "Investor protection and corporate governance", *Journal of Financial Economics* 58, 3-27.
- [21]. Lesmond, D. A. (2005) "Liquidity of emerging markets Journal of Financial Markets", *Journal of Financial Economics*, 70, 411-452.
- [22]. Madhavan, A., Porter, D. C. and Weaver, D. G. (2005) "Should securities markets be transparent?", *Journal of Financial Markets*, 8, 265-287.
- [23]. McInish, T. and Wood, R. (1992) "An analysis of intraday patterns in bid/ask spread for NYSE stocks", *Journal of Finance*, 47, 753-765.
- [24]. Morck, R. and Nakamura, M. (1999) "Banks and corporate control in Japan", *Journal of Finance*, 54, 319-339.
- [25]. Morck, R., Nakamura, M. and Shivdasani, A. (2000) "Banks, ownership structure, and firm value in Japan", *Journal of Business*, 73, 539-567.
- [26]. Ogawa, K. and Imai, K. (2013) "Why Do Financial Institutions Hold Government Bonds?: The Case of Japan", mimeographed.
- [27]. O' Hara, M. (2001) "Designing Markets for Developing Countries", *International Review of Finance*, 2, 205-215.
- [28]. Sakawa, H. and Ubukata, M. (2012) "Does Pre-trade Transparency Affect Market Quality in the Tokyo Stock Exchange?", *Economics Bulletin*, 32, 2103-2112
- [29]. Sakawa, H., Moriyama, K. and Watanabel, N. (2012) "Relation between top executive compensation structure and corporate governance: Evidence from Japanese public disclosed data", *Corporate Governance: An International Review*, 20, 593-608
- [30]. Sakawa, H., Ubukata, M. and Watanabel, N. (2014) "Market Liquidity and Bank-dominated Corporate Governance: Evidence from Japan", *International Review of Economics and Finance*, 31, 1-11
- [31]. Sakawa, H. and Watanabel, N. (2012) "Corporate Governance and Initial Public Offerings in Japan", In Zattoni, A. and Judge, B. (Eds.) *Corporate Governance and Initial Public Offerings: An International Perspective* (pp. 238-261). Cambridge University Press,
- [32]. Uno, J. and Kamiyama, N. (2010) "Ownership structure, liquidity, and firm value: Effects of the investment horizon", *Waseda University Institute of Financial Studies Working Paper Series, WFI 10-001*.
- [33]. White, H. (1980) "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, 48, 817-838.
- [34]. Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Massachusetts.

金融機関における 成年後見制度の必要性

—地域金融機関による見解と認識の分析を通して—

東京大学大学院 人文社会系研究科

博士後期課程 税所 真也

金融機関における成年後見制度の必要性 ——地域金融機関による認識と見解の分析を通して——

さいしよ
税所真也

東京大学大学院人文社会系研究科
社会文化研究専攻社会学専門分野

要約

高齢社会の進展によって、既存の社会システムが様々な対応を迫られている。金融機関における成年後見制度の運用もそのひとつである。本稿の目的は、金融機関での成年後見制度の運用をめぐる対応について検討し、金融機関の立場から示される「本人保護」と、成年後見制度導入時に期待された「権利擁護」とのあいだにどのような相違があるのかを考察することである。具体的には、預貯金の払戻請求事務を通した「本人保護」のあり方を、成年後見制度の財産管理において理念とされた「権利擁護」の観点から比較し、検討することが目的である。

近年認知症高齢者等の財産管理のため、成年後見制度が必要とされる場面が増えてきた。なかでも、第三者の成年後見人が急激に増加している。他方、当制度を利用しない場合は、従来通り、家族が認知症高齢者本人の財産管理を行っていると考えられる。この制度利用の必要性を判断し見極めているのは、最終的には家庭裁判所であるが、現実の場面では、金融機関が本人名義口座を取り扱うときの判断が大きく関与していることを見逃してはならない。したがって金融機関の窓口対応のあり方——引き出し時の対応実践の様式——が、当制度を利用するか否かの判断における、ひとつの規定要因になっていると考えられる。

そして、こうした預貯金の取り扱いをめぐる金融機関の対応の様式には、本人を取り巻く人間関係のネットワーク規模の大きさが関与していることが予想される。なぜならば、ある地域の人口規模が大きくなるほどその地域の支店金融機関の規模も大きくなり、これは取扱事務の画一化と、それによる官僚制の発現につながると考えられるからである。逆に、金融機関の担当者が顧客個人とその家族の関係性を見渡せるほど、人口規模の小さな地域では、預貯金取扱事務における担当者の裁量にもとづく決定権限の拡大が予想される。以上はひとつの仮説であるが、こうした問題関心にもとづき、人口規模に応じた金融機関窓口における対応と実践のあり方を、成年後見制度をめぐる必要性の観点から分析した。

調査対象は、人口規模の異なる4つの金融機関（島根県A町JAしまねA地区金融部、石川県B市信用金庫、山形県C市信用金庫、東京都足立区D信用金庫）であり、これら

各金融機関本支店担当者の協力のもとで、半構造化インタビューを実施した。分析視角は「預貯金引き出し時の対応」「成年後見制度の必要性の判断」「リスク回避と本人保護」である。

調査の結果、各金融機関の窓口対応の違いは、金融機関が営業する各地域の人口規模によるのではなく、金融機関自体の規模に応じて変化するものであることが分かった。このように、成年後見制度をめぐる各金融機関の対応に差が出るのは、金融機関が独自の判断基準をもうけ、それが各担当者の裁量としてどのように実務に反映されるのかをめぐる、金融機関としての性格と規模の大きさに依存した問題であるからだ。つまり、金融機関において、ひとりの顧客が成年後見制度を必要とするか否かは、当制度の取扱事務をめぐり、それぞれの組織で官僚制が立ち現れてくる臨界点の差と密接に関連した問題なのである。

本稿の結論として、金融機関の立場から示される「本人保護」と「権利擁護」には当初、成年後見制度に期待された「権利擁護」とは厳密には異なるものであったが、一致すると考えられる部分も見出された。つまり、成年後見制度の導入時に期待された「権利擁護」が、旧禁治産者制度からの脱却を図るため、財産管理への過度な偏りではなく身上監護部分を強化することを目指したのに対し、金融機関の側が成年後見制度の利用を求めるのはこうした観点からではなく、金融機関の側では、あくまで本人の預貯金を守るとの理念から、成年後見制度と向き合い、活用しているに過ぎない。

とはいえ、「できるだけ本人の意向にかなうように対応したい」という金融機関の見解に示されていたのは、単に本人の財産を保全し維持するのではなく、（成年後見人が本人のために）「使うことによって価値を生み出す」こと、本人の「幸福追求をめざして積極的に消費されなければならない」と捉える姿勢であった（上山 2008）。この立場は現行の成年後見制度が企図した理念である「資産活用型」のあり方とも合致するものであった。すなわち、この点においては、金融機関が成年後見制度を通して捉える「本人保護」は、現行の成年後見制度に期待された「権利擁護」と重なっていることが分かった。

本稿では、成年後見制度の運用と展開のなかで、期せずして制度利用のゲートキーパーの位置づけに置かれることになった金融機関の立場から、「本人保護」の取り扱いの分析を通して、制度導入時に期待された「権利擁護」と照らしつつ考察した。結果的に、成年後見制度は、金融機関が捉える「本人保護」の観点から強く求められ、広く利用されるようになっていった。成年後見制度に対する金融機関の認識と見解が、利用件数増加として、第一の「成年後見の社会化」につながっていったこと、さらに、第一の「社会化」を契機として、家庭裁判所が士業専門職後見人の選任比率を意図的に高めていったことによって、担い手の属性転換という意味での第二の「成年後見の社会化」が導かれていったのである。これら両者の「社会化」を、連動した同一線上の出来事として捉えるとき、本稿の議論は、大きな意味をもつことになるだろう。

キーワード： 金融機関, 成年後見制度, 権利擁護, リスクマネジメント

金融機関における成年後見制度の必要性

——地域金融機関による見解と認識の分析を通して——

さいしよ 税所 真也

東京大学大学院人文社会系研究科
社会文化研究専攻社会学専門分野

はじめに

高齢社会の進展により、認知症高齢者数の増加が将来的な懸念として認識されるようになってきた。家族構造の変動や家族機能の低下、関係性の変容にともない「ケアの社会化」が図られ、介護や介助の担い手が外部化されていくなかで、本人の金銭管理や意思決定についても、家族がさいごまで担い続けるのではなく、社会化していこうとする試みがある。それが「成年後見の社会化」である。この「社会化」には、ふたつの意味が含まれている。①財産の多寡にかかわらず広く制度を利用できるよう整備すること、②成年後見人の担い手が、親族から第三者へと社会が担うものへと変化していく方向性である（上山 2008: 8）。

成年後見制度とは、認知症高齢者・知的障がい者・精神障がい者など判断能力に支援を必要とする人々の財産管理と身上監護（生活に関わる契約行為の支援）を行うことを目的とする、民法上の「権利擁護」制度である。したがって、「成年後見の社会化」には、財産管理の「社会化」とその使途をめぐる意思決定の「社会化」が内包されているといえる。

研究目的

成年後見制度の利用において、第三者の成年後見人¹⁾（以下第三者後見人）の選任比率が高まっている（参考図 2：後述）。この背景には成年後見制度の申立てが行われた際に、選任権を有する家庭裁判所が、成年後見人による不正や横領が発生したときの任命責任を回避するために、なるべく親族ではなく第三者の士業専門職を成年後見人に選任するよう判断せざるを得ないという、リスク回避への志向性が組織の構造的な問題として存在する。

本稿では、成年後見制度が申立てられる前の段階の分析として、銀行の窓口場面を対象とした検討を行う。なぜならば、銀行の預貯金の引き出し/解約が、当制度の申立て動機の大部分を占めているからである（参考図 1：後述）。具体的には銀行窓口における預貯金の引出/解約の場面での実践行為を分析し、金融機関の立場から「本人保護」「権利擁護」の扱いを明らかにする。その上で、これが現行の成年後見制度の導入時に想定されていた「権利擁護」といかに重なり、異なるものであるかを再検討することが本稿の目的である。

これらの作業を通して明らかになるのは、成年後見制度の利用と普及が図られるなかで掲げられてきた「権利擁護」ということばが、誰に対するいかなる権利擁護であったのかということであり、それを銀行窓口の実践を事例として、浮かび上がらせることができる。

金融機関の立場で示される成年後見制度の活用を通じた「権利擁護」を特定することから、「成年後見の社会化」を通して論じられる「権利擁護」がけっして単一のものではなく、企業/司法/行政など、それぞれの社会機関が置かれた立場によって変化しうる多彩なものであることを一例として提示することを試みる。

問題背景

単身認知症高齢者の増加は、既存の社会システムに、様々な影響を及ぼしていくだろう。本稿が扱う、判断能力が低下した本人の預貯金に対し、金融機関がいかに対処していくかという問題もそのひとつである。預貯金管理は、本人が生活していくうえで必要不可欠な行為である。このような状況のなか、高齢社会における預貯金の払い戻し請求について、成年後見制度との関連から論じた研究は、企業法務の立場にもとづくものが主流であった。したがって、それらの問題関心の中心は、金融機関が成年後見制度をいかに活用し、金融業務の安定性をどう確保するかという点にあった。そのため、先行研究には、預貯金の引き出しを通じ、期せずして成年後見制度の利用が必要となった個人とその家族の立場から、当制度の必要性を捉え直すこと、また当制度を通じた「権利擁護」とは何であったのかを原点から再検討する姿勢が十分でなかった。ここに先行研究に対する本稿の独自性がある。

こうした問題関心にもとづき、以降では、人々の生活課題に密着した地域金融機関が、成年後見制度の必要性をいかに判断し、預貯金の払戻し請求に対応しているのか、各金融機関の銀行窓口実践における判断と裁量について明らかにしていく。その方法として、全国各地にあまねく存在し、かつ地域の人々にとってもっとも身近な個人金融機関のひとつである「JA バンク」、ならびに「地域信用金庫」を調査対象として設定し²⁾、各支店窓口における支払請求について、認知症高齢者への対応と実践の分析から実証的に明らかにする。

1 章 問題設定

1. 高齢社会における金融取引——リスク回避と利用者保護の狭間で

高齢社会を迎え、各金融機関は、高齢者向けのサービスや金融商品を積極的に展開するようになっている。富裕層をターゲットにした場合、「どうしても高齢者が多く含まれる」ためであるが、これは「『高齢者を食い物にする金融機関』という社会的な評価を受ける」危険性とも隣り合わせであることを意味しており、したがって、金融機関には、より一層慎重な事業活動が求められるようになっているという現状がある（田口 2014a: 14）。

たとえば、判断能力の低下した高齢顧客との取引を通して起こるトラブルとして代表的なのが、本人の「通帳・カード・印鑑紛失に伴う再発行・改印手続き」であり、つぎに「貯金の解約をしたことを忘れ、抗議したり、（本人の考える）原状回復や払戻し」を求める要求がある（田口 2014a: 15）。また家族と金融機関とのあいだでは、「貯金の払い戻し」をめぐるトラブルがもっとも多く、次に「貯金の払い戻しや通帳再発行などの本人の行為を止める、または、手続きをする前に家族に連絡する」などが続くという（田口 2014a: 16）。

以上は容易に想定されるものだが、これらが金融機関にとって切実な問題であるのは、対応の仕方を誤ると財産をめぐる家族間の争いに巻き込まれる可能性が潜在的に含まれているからであり（澤山 2006; 武下 2012）、金融機関は、こうしたリスクを日常的に抱えながら、高齢者との金融取引をとくに慎重に遂行していかざるを得ないからである。なかでも「高齢顧客の金融資産は、人生の最期まで生活をまかなう資金」となっている場合も多く、これをどう守りどう払い戻すのかについては、「高齢顧客の生活を守るという使命」（田口 2014a: 16）として、社会の側が金融機関に要求する面もある。こうして、高齢社会における金融機関は、リスク回避と利用者のための取引の狭間で、ますますの緊張関係に置かれるようになっている。

2. 成年後見制度導入以前の金融機関の位置づけ

2000 年に成年後見制度が導入される前後で、金融機関の預金業務を取り巻く状況は大きく変化した（宮内ほか 2011a: 25）。明治 31 年に制定された民法が前提としていたのは、家族を統括する権限は戸主が有することであり、戸主が判断能力を失った場合は、<財産保全>のために（準）禁治産者制度が利用された。この場合、後見人/保佐人となるのは原則として配偶者であり、配偶者が戸主に代わって、家の財産管理にあたった。これに対し現行の成年後見制度は、本人に代わって家産を管理し保持する代行者のためではなく、判断能力が低下した個人が以前と同様に「自分の生活の主役としての地位を維持できるよう」（上山 2008: 33）、本人財産を本人の生活の充実のために用いていくことが理念になった（上山 2008: 67）。そのため、財産管理における旧来型の「本人保護」と、現行成年後見制度が期待する「権利擁護」との調和をいかに図るかが、新たな課題として埋め込まれた。

現行の成年後見制度導入時、導入以前の状況を金融機関担当者は以下のように言及している（宮内ほか 2011a: 25-7）。禁治産/準禁治産については戸籍に登録されるため、親族が本人の代わりに来店することが多く（横浜信用金庫事務部）、とくに信用金庫では「昭和 38 年時代からの旧法の取扱いでは、その『家との取引』であり、『家族の誰が来ても顔なじみであれば出し入れが自由』」であったという（元平成信用金庫理事）。現行制度導入前の銀行実務の特徴は、以下のようにまとめられる（小林 2011: 4）。

成年後見制度導入「前」の銀行実務の特徴

- | |
|--|
| <ul style="list-style-type: none">①預金者本人や家族から意思能力減退の申し出があった場合や、外見上から明らかに意思能力がないと判断される場合を除いて、本人からの引き出し請求を受け付ける。②預金者本人の入院や意思能力の減退によって、本人による預金引き出しができない場合には、家族による申し出であり、本人の引き出し意思が確認できた場合には、家族による請求を受け付ける。③本人の意思能力が疑わしい場合は、「配偶者」からの請求に限り、生活資金など一定額以下の引き出しを認める（親族は不可）。④意思能力が減退したとしても、預貯金が高額の場合を除き、<u>禁治産者制度（成年後見制度の前身）の利用勧奨は行わない。</u> |
|--|

3. 成年後見制度導入「後」の変化

3. 1 預貯金解約と成年後見制度の関連性

2000年からの成年後見制度の導入により、金融機関と「家との取引」は「本人の利益」のための取引へと移行した。預金者の判断能力が不十分であることが明らかな場合には、本人との取引は行わず、成年後見制度の利用を勧めるようになった（横浜信用金庫事務部）。その理由は事後に取消や否認の可能性が残るためである。家族の立ち会いも現行制度では意味がないとされる（横浜信用金庫事務部）。しかし金融機関の対応の仕方には幅があり、ある信金では凍結され別の信金ではそれが本人のためになるのであれば払い戻しを行うといったように（元平成信用金庫理事）、実務上は金融機関の判断と裁量に委ねられている。

とはいえ、原則的には、本人の判断能力が不十分だと思われ、かつ成年後見人や財産管理人のない口座の解除は、成年後見人の選任によって行うほかない（宮内ほか 2011a: 30）。こうして金融機関における預貯金の管理者は、配偶者から法的代理権を有する成年後見人へと変化することになった。これは成年後見制度の申立て動機として表れており、預貯金管理を目的とした申立動機は約半数を占めている。このような経緯から金融機関における預貯金の取扱が、成年後見制度利用の可否を左右する重大要因のひとつへとなっていった。

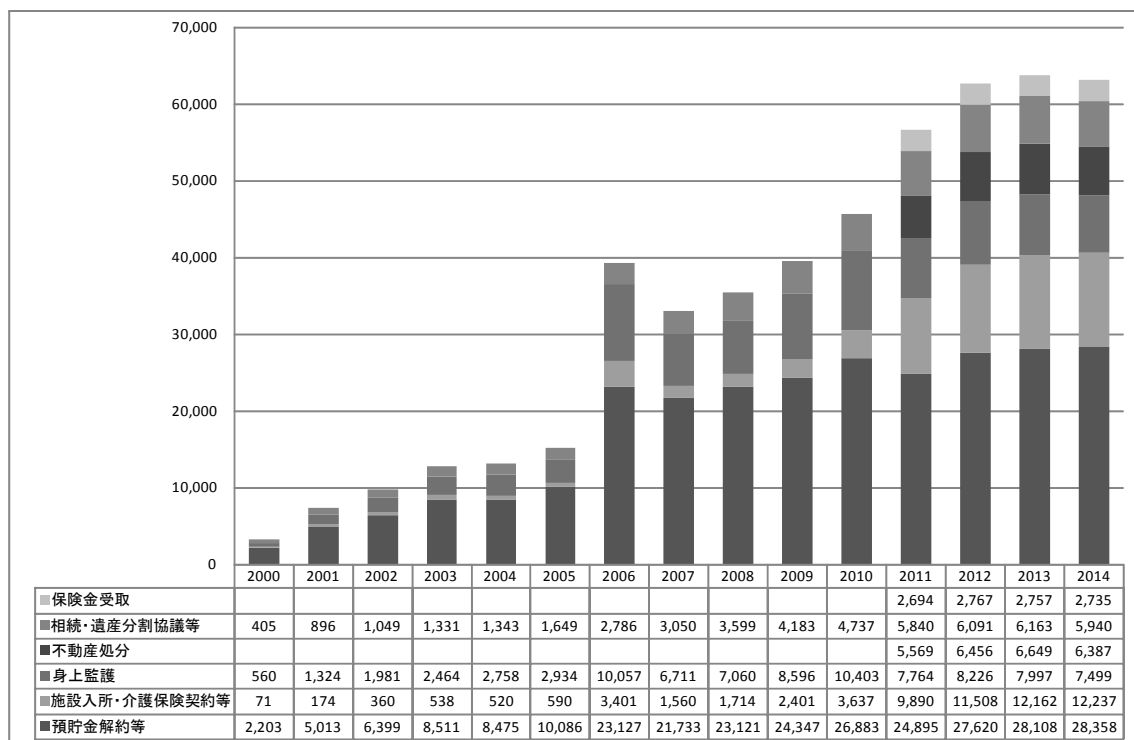


図 1 成年後見制度の利用動機の変化

最高裁判所事務総局家庭局「成年後見制度関係事件の概況」より筆者作成

(2015.07.27 閲覧, <http://www.courts.go.jp/about/siryo/kouken/index.html>)

3. 2 第三者の成年後見人の増加

成年後見制度の利用が増えるにしたがい、家庭裁判所が選任する成年後見人の属性にも、大きな社会的変化が生じていった。成年後見人は、親族になる場合と親族以外の第三者になる場合のふたつに大別される。第三者後見人とは、家族・親族以外の第三者（専門職、法人、市民など）が成年後見人となることを指す。第三者後見人の選任割合は、実数とともに増え続け、2012年には成年後見人全体の半数を超えた（図2）。この第三者後見人の9割を専門職後見人（受任数順に司法書士、弁護士、社会福祉士等）が占めている（最高裁判所 2015 :9）。類型によっても異なるが、利用の大多数を占める後見類型においては、第三者後見の利用は財産管理と意思決定についての包括的な代理権を第三者に委ねることを意味する。このような、通常は本人以外に帰属することのない決定権限の移譲という側面が成年後見制度の利用には含まれており、成年後見人の担い手がここ数十年で家族から第三者へと大きく変化したことは注目に値する³⁾。そして、この現象の背景には、本稿が主題として扱う、成年後見制度最大の利用動機である「預貯金の解約」をめぐって、金融機関の<実践様式>が深く関与していると考えられるのである。

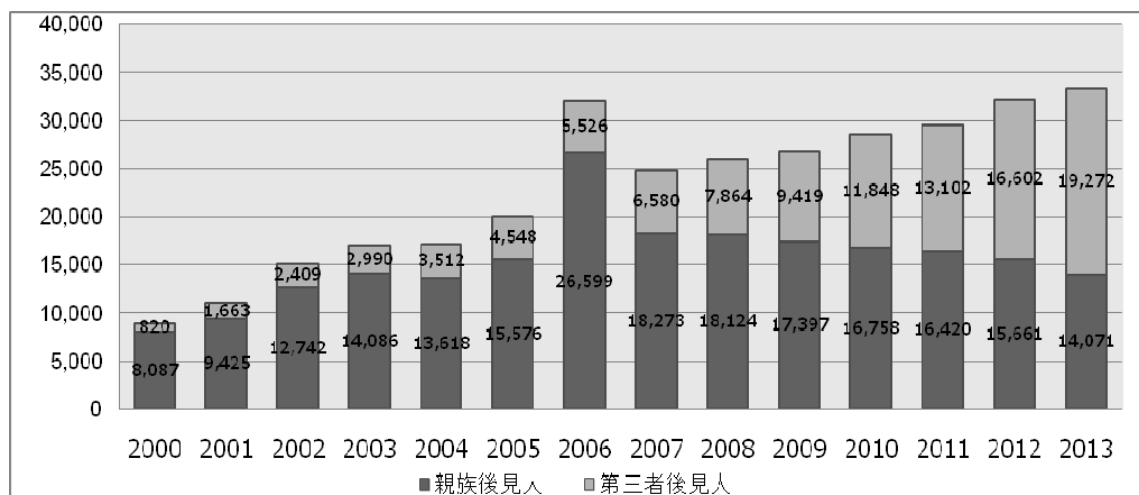


図2 親族後見人と第三者後見人の実数と選任比率の変化

最高裁判所事務総局家庭局「成年後見制度関係事件の概況」より作成

(2015.07.27 閲覧, <http://www.courts.go.jp/about/siryo/kouken/index.html>)

2 章 研究方法と対象

仮説

認知症高齢者等の財産管理を行うために成年後見制度が必要とされるなか、さらには、第三者後見人が急激に増加するなか、成年後見制度を利用しない場合には、従前通り親族が本人の財産管理を行っているものと考えられる。したがって、当制度を利用するか否かの判断においては、親族の存在に加えて、金融機関が親族との取引をいかに扱うかという

窓口対応をめぐる実践様式のあり方が、その規定要因のひとつになっていると考えられる。

こうした預貯金の引き出しをめぐる金融機関窓口の実践様式には、本人を取り巻く人間関係のネットワーク規模の大きさが影響を与えていることが予想される。人口規模が大きくなるほど支店金融機関の規模も大きくなるが、それは取扱事務の画一化とそれにとともなう官僚制の強化につながっていくからである。逆に、個人と家族の関係性を金融機関窓口の担当者が見渡せるほど人口規模の小さな地域では、預貯金の引き出し事務において窓口担当者の裁量にもとづく決定権限の拡大が予想される。以上の仮説にもとづいて、各金融機関窓口の引出事務における実践の違いを、成年後見制度の必要性との関連から考察する。

方法

上述の問題設定と問いにしたがい、半構造化インタビュー調査を行う。なぜなら、判断能力が低下した個人の金融資産の取り扱いにおいては、判断能力低下の程度に明確な基準があるわけではなく、それぞれの金融機関の窓口担当者がその都度、判断せざるを得ない。そのため、先述のように、各金融機関の対応の仕方には幅があり、ある信金では凍結され、別の信金では払い戻しが行われるというように（宮内ほか 2011a: 30）、各金融機関の判断と裁量に委ねられた結果、それぞれの現場で多様な形態が生じていると考えられるからだ。このように、支払窓口の実践の様態をめぐっては、それぞれの金融機関ごとの違いはもとより、各支店レベルでの取り扱いの違いも想定されるため、これら対応の違いにみられる多様性を、動的な実践行為の水準において捕捉する必要がある。

分析対象

金融機関の窓口対応の様式を規定する要因のひとつだと予想される、人間関係のネットワーク規模の大小を反映させるため、人口規模にしたがって下記4つの市区町の地域金融機関を分析対象として設定した。また分析基準として、「（来所者の）本人確認の仕方」「日常生活費/高額の引き出し対応」「成年後見制度の必要性をめぐる判断」「リスク回避と本人保護」の観点から金融機関窓口対応のあり方を明らかにし、成年後見制度の位置づけを検討した。

- 島根県 A 町**（1~2 万人） **JAしまね A 地区金融部管理職**（調査実施日 2015.07.08）
- 石川県 B 市**（5~6 万人） **B 信用金庫管理職**（調査実施日 2015.07.03）
- 山形県 C 市**（8~7 万人） **C 信用金庫役員および担当者**（調査実施日 2015.07.14）
- 東京都 足立区**（67 万人） **D 信用金庫 保木間支店 大谷内眞吾支店長**（調査実施日 2015.07.06）

調査倫理

インタビュー調査の実施にあたっては、研究目的と質問内容を説明し、同意を得た上で

行われた。そして、事前に質問票を送付し、インタビュー当日は質問票に沿う形式で半構造化インタビューを実施した。インタビュー時間はそれぞれ1時間程であった。このさい、得られたデータの利用目的を十分に説明し、許可が得られた場合にはレコーダーに録音し、文字に起こした。さらに、研究成果の公表には、必要に応じて調査協力者を特定できないよう匿名性が守られることを説明した。とくに、地域、団体名、個人名についていかなる表記にすべきか確認し、希望にしたがった。公表を希望した調査協力者については、書面にて公表承諾の署名をいただき引用した。

3章 分析結果

JA しまね A 地区金融部、石川県 B 信用金庫、山形県 C 信用金庫、足立区 D 信用金庫のインタビュー結果を比較したのが表 1 である。

各金融機関における対応——親族の来店、日常生活費、高額取引の引き出し

成年後見制度の利用件数は、各金融機関とも数件程度であり、多いとはいえない状況である。本人ではなく親族が本人の預貯金の引き出しに来店したときの窓口の対応として、B 信用金庫をのぞく 3 行すべてが親族の来店による手続きも可としていた。そのさい JA しまね A 地区では身分確認を必須とするのに対して、C 信用金庫と D 信用金庫では日常生活費の範囲であり、かつ面識があれば親族の身分確認は行わないとする違いがみられた。なお、B 信用金庫では手続きできるのは本人のみとし、ほかには成年後見人による手続き以外は認めないとする厳格な立場を示した。

日常生活費を引き出すときの対応については、JA しまね A 地区では生活費の範囲内ならば本人の家族であることを確認するだけで、本人意思の確認までは必要としなかった。他方で C 信用金庫と D 信用金庫では、本人の意思を確認できるという条件で、親族による手続きを認めていた。C 信用金庫担当者は、以下のように見解を述べる。

当金庫は地域金融機関として各ご家庭に訪問して募金活動を行っており、顧客の家族構成等を把握していますので、預金通帳・取引印鑑を持参された顧客の家族が行う預金取引も実施しています。但し、これは継続取引の中でご本人が高齢化し、かつ明確に〔意思〕確認できる場合に限り、所謂一見では実施していません。

ここからは、地域金融機関として顧客との密接なつながりを築くことによって、親族による代理手続きが可能となっていることが分かる。とはいえ、親族であれば誰でもよいわけではなく、来店者が信用金庫の担当者と面識のない一見の親族代理人の場合には、手続きを行うことを認めていない。同様に、D 信用金庫の大谷内支店長は次のように表現する。

表1 各金融機関における成年後見制度の必要性

	JALまねA町金融部	石川県B市信用金庫	山形県C市信用金庫	東京都足立区D信用金庫
成年後見制度 の利用顧客数	3件 (すべて第三者後見人・弁護士)	数件	数件	5件 (保本間支店)
親族が窓口に来店時の対応	窓口担当者で面識があっても身分確認を必須としたうえで可。	- 基本的に手続きできるのは本人のみ。 - それ以外は成年後見人。	- 面識があれば(犯罪収益防止法での確認を除き)、身分確認を行わなくとも可。 - ただし判断能力が衰えた顧客との取引は成年後見人と行うことが原則。	- 本人の意思を確認できれば、親族でも可。 - 金額が大きい場合は身分証で本人確認。 - 毎月のことであり、かつ面識があれば、そのままお出しする。
(親族による) 日常生活費の 引き出し対応	- 本人の家族であることが確認できれば可。 - 生活費の範囲内ならば、本人への確認も行わずに対応する。	—	- 地域金融機関として各家庭を訪問し、家族構成等を把握している場合に限り、日常生活費の範囲内の金額で明確な意思確認が行える場合は、家族による取引を認めている。 - 同居する家族がいることが前提であり、いない場合や県外など遠方に居住の場合は、成年後見制度の利用を求めざるを得ない。	本人の意思を確認できれば、親族による引き出しにも対応する。
(親族による) 高額の引き出し	- 本人確認が必須。 - 本人の意思が確認できない場合は、成年後見制度を利用してもらう。利用できなければ口座を凍結せざるを得ない。	—	10万円以上の取引すべてで本人意思の確認を義務化。 - 親族であることが確認できても一定額以上の取引には応じない。	50万円を超える場合、本人確認を要する。 - 本人の意思が不明確な場合は、担当職員が病院に訪ねるなどして、必ず本人の意思を確認する。
成年後見制度の 必要の判断と対応	成年後見制度の利用を勧めることはない。	- 明らかに認知症である場合には、成年後見人を立てることが原則。 - 成年後見制度のパンフレットを渡す。	- 全職員が認知症サポーターの資格を有し、認知症高齢者への対応方法を習得している。 - それでも担当者が応じきれないお客様に対しては、成年後見制度の利用をご家族にお勧めする。	本人の意思が確認できない状態となった場合の支払いについては成年後見制度を利用して欲しい。原則、家族にも連絡するようにする。
リスク回避 と本人保護	大きな金額の場合、成年後見制度を利用することが、本人保護につながる。	- 本人保護という面では、金融機関として、本人の預金をしっかりと保護するのが基本。 - 成年後見人がいればその意思を尊重しその通りに手続きすることになるが、成年後見人が正しく本人のために使っているか、金融機関として留意する必要がある。	- 認知症と推測される顧客は、来店の都度話すことが異なる。一桁多い金額を引き出し、紛失する等の事故が起こる前に成年後見制度を使っていたらと金融機関としては助かる。 「顧客本人の財産が本人の希望にしたがって用いられる」ことを前提とすれば、成年後見制度利用者のメリットと金融機関のメリットは一致する。	- 本人意思の確認という意味では、引き出し時の窓口でのやりとりによりかなり気をつける必要があるが、後見人がいればこういう心配はなくなる。 - 本人の財産保護という観点からは、本人が「自分のお金だから下ろしたい」というのであれば、強い拒否はできない。

支払いについては、本人の意思確認を一番大事に考えています。そのときご本人様が来店していないという状況では、金額が多い場合は身分証明書等で確認する場合がありますし、毎月いらして、顔が分かっている方については、そのままスムーズにお支払いする場合もあります。

このように、C 信用金庫と D 信用金庫においては、地域信用金庫として家族関係を含めた継続取引を有する場合には、本人意思の確認を条件として、親族が支払手続きを行えることが分かった。また、JA しまね A 地区との比較から、来店者の身分確認や本人の意思確認のあり方をめぐる対応には違いがあることも分かった。

ところが、高額の前貯金引き出しの対応では、成年後見制度の利用と成年後見人による手続きを必要とするということで一致していた。C 信用金庫では 10 万円以上の取引すべてに本人の意思確認を義務化し、親族による代理取引には応じないとする。また D 信用金庫でも、50 万円以上の取引においては、本人意思の確認を要し、それが確認できない場合は、たとえ病院などであっても担当者が本人の居場所を訪ねる。JA しまね A 地区においても同様に本人の居場所を担当者が訪ね、もしそれができない場合には、本人の前貯金は一度「凍結せざるを得ない」という（JA しまね A 地区金融部管理職）。

成年後見制度の必要性とその対応

成年後見制度の必要性の判断とそれにともなう対応としては、本人が認知症の疑いがあることが分かっても、その場で本人に成年後見制度の利用を勧めることはできず、成年後見制度のパンフレットを渡すか、家族への連絡を行うことくらいしかできないのが現状だという。この点の難しさを B 信用金庫管理職は、以下のように述べる。

この辺はもちろんお金にかかわることなので、私ども金融機関が積極的に取り組む必要があると思いますし、実際にはそれほど積極的には行えてはいないのですが、これ〔成年後見制度〕がないと結局〔前金を〕下ろせないのです、おのずと浸透していくとは思いますが、かなりナーバスな問題でもあります。（中略）

窓口でのやりとりのなかで「あなたは認知症の疑いがあります」、「俺は認知症なのか」といったことになりかねないので言葉を選んでやっていく必要があります。

金融機関として成年後見制度を利用して欲しい顧客であったとしても、それを直接本人に求めて制度利用を促すわけにはいかず、制度案内や家族への連絡など、間接的な対応に留まらざるを得ないのが現状である。この対応が難しいのは、なにをもって本人の意思確認が十分を行っていないと判断するかが、金融機関の窓口対応者の判断に委ねられている点にある。こうしたことから、C 信用金庫では、以下の対応基準をもうけて対処している。

当金庫は個人顧客が 85 パーセントを超えており、地域の高齢化が進んでいるなか、成年後見制度への認識を深め、お客様へ利用の啓発を図ることは当然であると考えております。当金庫では、全職員が認知症サポーター⁴⁾の資格を有しており、認知症担当者への対応方法を習得しています。また、成年後見制度研修を開催して制度への理解を深めています。認知症サポーターとしての対応では応じきれないお客様については、ご家族の方に成年後見制度の利用をお勧めするよう指導しています。

認知症を理解するための取り組みを人材養成というかたちで金融機関が自発的に行い、そこで培われた知識では応じきれなくなると、成年後見制度の必要性を家族に連絡する。金融機関には、本人との直接取引の限界を見定めると同時に、本人の認知症の程度を見定める対応が求められていることになる。そしてこの作業には、本人の預貯金保護に加えて、金融機関のリスクマネジメントが密接に絡み合っただけでなく、極度の緊張関係が内在化されていた。

4 章 考察

預貯金引出請求をめぐる窓口対応の画一性と多様性——その規定要因

人間関係のネットワーク規模の大小は本稿が仮説としていたものだが、成年後見制度を利用するか否かの決定要因ではなかった。人口規模にかかわらず、どの金融機関においても、高額取引であれば本人意思の確認を必須とし、それが難しい場合には成年後見制度の利用を求めるか、口座を凍結せざるを得ないという点で一致していたからである。とはいえ、各金融機関の対応を比較したところ、成年後見制度の必要性を判断する前段階での窓口対応の仕方には様々な違いが見られた。これらは、各機関の営業する地域の人口規模ではなく、金融機関としての規模の大きさに応じて変化することによるものだった。

親族が来店したときの身分確認として、C 信用金庫と D 信用金庫においては、親族との関係性が長年の継続取引によって築かれている場合には必須とされないのに対し、人口規模のもっとも小さな JA しまね A 地区においては必須であった。人口規模が大きくとも信用金庫がこうした対応を可能とする背景には、信用金庫の担当者みずからが顧客のもとへ赴いて取引をするなかで、本人だけでなく、同時に家族とも関係性を築いていくという、地域金融機関としての営業特性が関係していた。

もっとも JA しまね A 地区においても各顧客宅を担当者が訪問し、生活費を届けるサービスは同様に行われていた。加えて 1~2 万人の人口規模である同町では「各支店では顔見知り、顔の見える関係であるので、どこの誰であるかはだいたい分かっている」（JA しまね A 地区金融部管理職）という。こうした関係性のなかであってなお、その関係性が支店窓口の対応に影響を与えることなく一律であったのは、「窓口手続におけるルールが全国の JA でフォーマットとして統一」され、各支店で裁量を発揮する余地がないためである。「JA の OB さんなどが窓口を訪れることがあっても、心苦しいが、一律の対応をせざるえない」といった言葉に表されるように、窓口来店者への対応に例外がもうけられること

はなく、結果として、最も互いの顔がよく見える地域で、最も厳格な対応が生まれていた。

JA という全国規模の金融機関では、人口規模にかかわらず、窓口対応においては、より人口規模の大きな地域で展開する金融機関以上に画一的な対応がなされていた。逆に、各信用金庫では、金融機関として独立した判断基準がもうけられることで、対応に多様性が生まれる。たとえば、本人以外の来店手続きは受け付けないとする B 信用金庫に対して、C 信用金庫と D 信用金庫では面識があれば親族の身分確認は行わないなど、裁量による違いが見られた。また、親族による日常生活費の引き出しでは、生活費の範囲内ならば本人意思の確認は必要としない JA しまね A 地区に対し、D 信用金庫では本人意思が確認できれば応じるとした。その中間に、面識があり本人と同居する親族にかぎって認めるとする C 信用金庫の対応があった。このように日常生活費の範囲内では対応の仕方に各金融機関で多様性がみられたが、高額な引き出しでは一転して本人の意思確認が必須となり、意思確認が明確でない場合は、成年後見制度を必要とするという点で各機関とも共通していた。

このように、成年後見制度の必要性をめぐる各金融機関の判断と裁量の多様性は、当該組織での成年後見制度の取扱事務に対する、画一的な官僚制の発現と深く関連した問題である。したがって、ある金融機関の顧客が成年後見制度を必要とするか否かという問いは、金融機関としての性格と規模の大きさに依存した問題なのである。

成年後見制度の利用における本人保護とリスクマネジメントの関係性

本人の預貯金を守り、保護することが金融機関としての役割であり責務だとする理念が、金融機関の立場としての対応と実践を裏づける根拠となる。したがって金融機関における成年後見制度の必要性を考えるうえで欠くことのできない観点が、本人の預貯金をいかに保護するかという視点である。また一方で、判断能力が低下した本人やその親族との取引においては、その有効性が疑われかねないために、金融機関が支払部分を二重で充当するリスクをつねに抱えており、そのリスクマネジメントを図ることが金融機関としての信用につながっているという視点も重視する必要がある。たとえば、以下のような発言がある。

認知症と推測される顧客は、来店の都度話すことが違ってきます。たとえば、取引印鑑や預金通帳を紛失したとのことで手続きを行うと、次の来店時には紛失したはずの印鑑や通帳で取引しようとするので大変困ることがあります。また、一桁多い金額を引き出して紛失するなどの重大な事故になる前に、成年後見制度を利用していただければ、金融機関として大変助かります（C 信用金庫担当者）。

本人がお金を下ろしたいといえ、それを叶えるのが我々の仕事だと思いますので、できるだけ本人の意向にかなうように対応したいと考えています。ただし、意思が確認できない場合はというと、後でどんなトラブルにつながるかわからないので、成年後見制度の利用を依頼せざるを得ない。「本人が判断できないのにこんな大きな額を下ろすわけないだろう」と、相続人が現れて主張してきたときに困るので大きな額だ

と成年後見を頼まざるを得ないという事情があります（D 信用金庫大谷内支店長）。

このように、金融機関のほうで「一桁多い金額を引き出して紛失するなどの重大な事故になる前」に成年後見制度を利用して欲しいとするのは、金融機関側がたとえ本人の意思確認をしたとしても、あとから本人が十分な判断能力を欠いていたとなれば、意思確認を行ったとはいえなくなる可能性があり、よって後日親族が払い戻しの無効を訴えた場合は、二重に支払わなければならないというリスクがともなうからである（澤山 2006: 41）。

親族間トラブルに巻き込まれることは、金融機関として避けねばならない問題であり、これを未然に防ぐため、以下のような対応をせざるを得なくなっている現場も一部にある。

耳が遠くなったり、認知症の症状が出てくると何を聞かれても「はい、はい」という返事しかしなくなります。それでは意思の確認はできないので“yes”で答えられない問い合わせをする必要があります。

例えばある信用金庫では、お客さんが来て3万円下ろしたいとなったときに、認知症が疑われるような場合には、録音か録画をしているそうです。そのときに、訊き方に気をつけなければならないと弁護士から指示を受けたということで「今日は3万円の引き出しでいいですね」ではなく、「今日のご用件は？」と尋ね「3万円おろしてくれ」と言ってもらえればそれでいいと（D信用金庫大谷内支店長）。

このように、成年後見制度を利用しない限り、金融機関の側に手続き上の工夫が求められ続けることになる。こうした観点から見れば、成年後見制度は金融機関が窓口で負うリスクを回避するための最良の方法のひとつである。というのも「金融機関は、認知症高齢者等に成年後見人が選任されていることが確認できれば、その依頼による預金の引き出しには応じられ」るだけでなく、これにより、「さまざまなトラブルを回避することが可能になる」からである（澤山 2006: 42）。

ところが、判断能力が低下した本人との取引によって引き起こされるリスク回避だけを目的として、成年後見人の必要性の要否が判断されているのではない。金融機関は、成年後見制度の利用を求めることによって、本人の預貯金を正しく用いる/保護することに貢献するとの認識から、当制度の利用を求めているといった面もあるからである。C 信用金庫の担当者は、以下のように述べる。

当金庫では、お客様の家族と面識があるので、成年後見制度の利用は少ないと思います。しかし、当地では、若者が大学、高校を卒業すると東京、仙台等の都会で就職する割合が増加しており、老人のみの家庭が増加しています。老人ご夫婦の双方とも認知症になれば、成年後見制度を利用せざるを得ない場合が増加するものと思います。老人家庭に家族が同居していて、継続的に取引があり、本人確認があれば、必ずしも

利用しなくてもよいが、家族が同居していなければ利用の必要性が高くなります。

ここからは、次のような実態が浮かび上がる。つまり、高額引き出し時には、本人の意識が明確でない場合、成年後見制度の利用を必須とするという原則論がある一方、金融機関の担当者との面識のうちに継続取引をしてきた家族が本人と同居している場合、実際には成年後見制度の利用を求めずに済んでいるという実態である。C 信用金庫担当者は、「当金庫では、お客様の家族と面識があるので、成年後見制度の利用は少ない」と説明するが、それはつまり本人に同居親族があり、それが継続的に銀行と取引してきた者ならば、本人の預貯金はその者によって本人のために使われていることが、ある程度担保されとの判断がなされているからである。すなわち金融機関とつきあいのある親族によって、預貯金が本人のために使われている限り、成年後見制度は必要ないとの考えがここにはある。

成年後見制度で想定された「権利擁護」の観点からみた金融機関の「本人保護」

金融機関にとって、事後に本人や親族から払い戻しの無効を主張されるリスクを回避するために成年後見制度が必要とされているという側面は否定できない。B 信用金庫担当者は「本人保護という面では、金融機関として、ご本人の預金をしっかりと保護する、預金者からお預かりしたものを正しいかたちでお支払いするということが基本になるので、金融機関としてしっかりさせていただこうと思っております」として、本人の預貯金を「正しいかたち」で支払うことが金融機関の役割だと述べる。この正しさとは、「ご本人さんの預金が正しく使われているかどうか」というときに、相続の問題などで知らない間に親族や他人が下ろしていたとなった場合に、誰が下ろしたのかというトラブルを防ぐこと」である。そして、「金融機関としても成年後見人を立てていただければ安心して取引できる」ものとして、成年後見制度の必要性は、「本人保護」の一助として位置づけられていた。これは市場取引の保護を主たる目的とした旧禁治産者制度の用いられ方とそれほど大きく変わるものではない。

とはいえ、金融機関の立場から求められる成年後見制度を、「本人保護」の観点のみで説明するのは不十分である。ここにはまだ本稿が検討すべき論点が残されている。それが、①成年後見人による預貯金の管理を金融機関がどのように捉えているかを明示すること、②金融機関による「本人保護」「権利擁護」にいかにつながるか/異なるかを検討すること、③成年後見制度が想定した「権利擁護」といかに重なる/外れるかを議論すること、である。

成年後見制度の必要性を金融機関の担当者が窓口で感じたとしても、すぐに本人に制度利用を求めることは難しく、結果として間接的な対応にならざるを得ない状況があることを既述した。とはいえ、金融機関は業務の特質から成年後見制度の必要性を十分に認識せざるを得ない社会組織である。また期せずして、業務を通して地域住民の認知症の萌芽をいち早く感知する立場に立つことになった。その結果、認知症高齢者への対応や成年後見制度の必要性の判断に対し、金融機関の与える影響力が強まり高まっていくことになった。

果たして金融機関の判断を通して捉えられた成年後見制度の必要性とは、成年後見制度が当初想定した本人の「権利擁護」からは、どのように位置づけられるのか。そこでは、預金払戻請求における一時留保（預金口座の凍結）と、〈本人のため〉の支出というふたつの問題のあいだで、金融機関の捉える「権利擁護」はいかなる動き/揺れがみられるのか。

本来、成年後見制度が 2000 年の介護保険の導入にあわせて改正されたのは、サービス提供事業者との契約行為を保障するためであった。つまり「平成 11 年の成年後見制度改正は、社会福祉基礎構造改革による福祉サービスの供給手段の契約化（『措置から契約へ』）と連動」（上山 2014: 47）したものであった。ところが介護保険制度が導入されると、介護保険契約は家族による代行契約に換わった。その一方で金融取引においては、家族による代行が福祉サービス契約のように認められにくく、成年後見制度は金融機関においてより広く必要とされるものになっていった。したがって、成年後見制度の利用を普及させたのは、想定されていた介護保険契約によってではなく、金融機関窓口の支払手続きにおける必要性によってであった。期せずしてこうした形で制度利用が動機づけられていった。

成年後見制度が想定した「権利擁護」とは上述のように、福祉サービス契約能力の保障であり、さらには判断能力が不十分な人が、意思や権利を主張するのが困難なことにより、社会的な不利益を被る人々の自己決定や権利を代弁して主張し、本人の権利を擁護することにあつた（新井ほか編 2009: 3）。制度導入時に期待されていたこの「権利擁護」に対し、金融機関がその業務を通して行う成年後見制度を用いた顧客の「権利擁護」とは、財産管理に特化した「本人保護」であった。預けられた本人の預貯金の取り扱いを通して、本人財産を保護するために当制度を用いることは、一見、旧禁治産者制度のそれと変わらない。むしろ、成年後見制度の導入にあたって目指された旧禁治産者制度からの脱却という理念、すなわち財産管理への過度な偏りをなくし身上監護部分を強化するという観点からは（新井 1994[1999]: 163-4; 小賀野 2012）⁵⁾、金融機関の要求にもとづいた成年後見制度が用いられることで、財産管理制度の側面がより強められていったようにも見える⁶⁾。

しかしながら、金融機関が求める成年後見制度を用いた「本人保護」が、成年後見制度に本来期待されていた「権利擁護」とまったく異なるというわけではない。両者の異なる立場から示された「権利擁護」にも重なり合う部分があるからである。それは、金融機関が示した「できるだけ本人の意向にかなうように対応したい」（D 信用金庫大谷内支店長）との見解のなかに見出される。というのも、現行の成年後見制度が想定した成年後見人による本人財産の「権利擁護」とは、財産の保全的管理ではなく、本人財産を本人の生活のために用いていく「資産活用型管理」（上山 2008: 67）であることにその目的があつたからだ。つまり、本人財産を守り保全するのではなく、「使うことによって価値を生み出す」という点と、本人の「幸福追求をめざして積極的に消費されなければならない」と考える点に、その特徴があつた（上山 2008: 67-8）。したがって、先述の引用にみられる金融機関の認識は、現行制度が理念とした「資産活用型管理」の姿勢に通じるものとして捉えることができる。この点で金融機関による「本人保護」は「権利擁護」の理念に通じていた。

預貯金保護における自己決定

成年後見制度が必ずしも金融機関側のリスク回避のみを根拠として求められているのではなく、預貯金が本人のために正しく用いられるために当制度が必要とされる面もあった。とはいえ、ここには金融機関の立場から、〈本人のため〉の使われ方をどこまでチェックできるかという課題も残されている。たとえ成年後見制度を用いても、金融機関のほうで成年後見人の使途が本人のためにつながるものであるかを確認する手段は限られており——またそのための基準もなく——成年後見制度の利用が〈本人のため〉の払い戻しを担保することには、今のところならないからである。

問題は、成年後見人がご本人の意思と同じであれば、という点にあるような気がします。意思と異なって横領等のために下ろしたりすることも可能性としてはあり得ますので、こうした点には問題が出て来ると思います（D 信用金庫大谷内支店長）。

当金庫では、顧客の意思を最大限尊重して取引を行っていますが、成年後見人が制度利用顧客の財産を本人の希望にしたがって用いているかどうかは非常に重要であり、心配ですが、残念ながら確認はできません（C 信用金庫担当者）。

金融機関として、顧客に成年後見制度の利用を求めるのは、本人の希望にしたがって、預貯金が利用されることを望むからであり、本人の意思に反して預貯金が凍結されるのを防ぐためでもある。しかしながら、「本人の財産を本人の希望にしたがって用いることを前提とすれば、成年後見制度利用者のメリットと金融機関のメリットは一致」（C 信用金庫役員）するといわれるように、成年後見制度の利用が本人の権利擁護につながるとは必ずしも言い切れないことへのもどかしさを抱えつつ——これに代わる制度もない中で——成年後見制度の利用が求められている現状がある。だからこそ「成年後見の社会化という点では、第三者のほうが金融機関としては安心」（C 信用金庫担当者）だと考えられている一方で⁷⁾、なお「預金を正しく預金者にお戻しするという点では、成年後見人がいればその意思を尊重してその通りに手続きすることになりますが、成年後見人といえども悪いことをしようとするればできるので、その点には金融機関として留意する必要があります」（B 信用金庫管理職）との意見も表される。成年後見人が選任されれば、金融機関としての手続きの正当性は担保されるが、それだけに留まらず、成年後見人による本人の預貯金の使途にまで目を光らせようとする姿勢の中に、金融機関の「本人保護」と「権利擁護」のかたちがあった。

5章 結論

新しい成年後見制度が導入されてから15年が経過した。この間、当制度の運用と展開においては、金融機関の立場で想定された「本人保護」の文脈が重大な影響を及ぼしてきた。実質的に、金融機関が制度利用の入り口でゲートキーパーの役割を果たすようになって

いったからである。そして、金融機関が捉えた「本人保護」「権利擁護」の文脈に従って、成年後見制度の利用が求められ、広く利用されるようになっていくなかで、これが件数増としての第一の「成年後見の社会化」の達成につながった。そして、この第一の「社会化」が契機となって、家庭裁判所が士業職への信頼にもとづき、意図的に第三者専門職後見人の選任比率を高めていくなかで、担い手属性の転換という第二の「成年後見の社会化」が進んでいくことになった。これら第一と第二の「社会化」を連動したひとつの現象として捉えたとき、本稿で展開された議論はより大きな意味をもつことになる。

【付記】

本研究は、一般財団法人ゆうちょ財団ゆうちょ資産研究センターによる平成 26 年度助成事業における研究成果の一部です。本稿の執筆にあたり、ご多忙のなかインタビュー調査に快くご協力いただきました各金融機関の皆様に心より感謝申し上げます。

東京都足立区 D 信用金庫保木間支店の大谷内眞吾支店長からは、幾度にわたり率直かつ真摯なご意見とご助言を頂戴してまいりました。記してここに御礼申し上げます。

(さいしょ しんや，東京大学大学院人文社会系研究科社会学研究室)

文献

- 新井誠, [1994]1999, 『高齢社会の成年後見法——改訂版』有斐閣.
- 新井誠・池田恵利子・金川洋編, 2009, 『社会福祉士養成テキストブック 権利擁護と成年後見』ミネルヴァ書房.
- 上山泰, 2008, 『専門職後見人と身上監護』民事法研究会.
- 上山泰, 2014, 「成年後見制度の転用問題(2)」『月報司法書士』511: 46-55.
- 小林雅史, 2011, 「ジェロントロジージャーナル 高齢者向け銀行実務について——成年後見制度への対応を中心に」『インシュアランス 生保版』4448: 4-7.
- 香月裕爾, 2012, 「成年後見等の開始に関する免責約款の効力——特集 成年後見制度と金融実務 東京高裁平成 22.12.8 判決をめぐって」『銀行法務 21』56(2): 4-7.
- 厚生労働省, 1998, 「社会福祉基礎構造改革について(中間まとめ)——報道発表資料」, 厚生労働省ホームページ, (2015.09.18 取得, <http://www1.mhlw.go.jp/houdou/1006/h0617-1.html>).
- 宮内康二・小池信行・大島康生・大谷内眞吾・高橋文雄, 2011a, 「座談会 成年後見制度と地域金融機関のあり方(1)」『銀行法務 21』55(10): 24-35.
- 宮内康二・小池信行・大島康生・大谷内眞吾・高橋文雄, 2011b, 「座談会 成年後見制度と地域金融機関のあり方(2)」『銀行法務 21』55(12): 32-36.
- 宮内康二・小池信行・大島康生・大谷内眞吾・高橋文雄, 2011c, 「座談会 成年後見制度と地域金融機関のあり方(3)」『銀行法務 21』55(13): 28-35.
- 日本成年後見法学会, 2005, 「統一テーマ——成年後見の社会化」『成年後見法研究』2: 27-92.
- 小賀野晶一, 2012, 『民法と成年後見法——人間の尊厳を求めて』成文堂.
- 大山博, 2000, 「保健・医療・福祉の総合化について」『保健医療社会学論集』11: 2-8.
- 最高裁判所事務総局家庭局, 2015, 「成年後見制度関係事件の概況(2014 年中分)」, 最高裁判所ホームページ, (2015.9.18 取得, <http://www.courts.go.jp/about/siryo/>).
- 税所真也, 2013a, 「成年後見制度に対する意見を規定する個人的属性の研究——身上監護と財産管理の観点から」『2012 年度二次分析研究会 成果報告書』東京大学社会科学研究所, 34-50.
- 税所真也, 2013b, 「専門職後見人による支援の社会的機能——社会福祉専門職による支援事例の分析」『地域福祉研究』41: 101-12.
- 税所真也, 2014, 「親族後見人から第三者後見人へ——高齢者ケアにおける『管理・調整』主体の変化」『家族関係学』33: 41-55.
- 税所真也, 2015, 「成年後見人による生活上の意思決定への関与のあり方について——知的障がい者の生活の場をめぐるトラブルの事例から」『ソシオロギス』東京大学社会学研究室ソシオロギス編集委員会, 39: 61-78.
- 澤山弘, 2006, 「認知症高齢者等の預金トラブル防止に役立つ成年後見制度——金融機関に期待される利用促進支援」『信用金庫』60(6): 40-5.

田口さつき, 2014a, 「高齢化時代の金融取引と金融機関の役割——特集 高齢者取引 実務対応の勘どころ」『銀行実務』44(9): 14-17.

田口さつき, 2014b, 「高齢者の資産管理と新しい個人向け信託(特集 高齢化と信託——高齢者資産の管理・活用)」『個人金融』9(3): 13-20.

武下毅, 2012, 「普及急がれる認知症顧客への金銭管理サポート制度——日常生活自立支援事業, 成年後見制度の課題(シルバー対策は万全か)」『金融財政事情』63(39): 21-3.

藁品和寿, 2011, 「注目される認知症支援と信用金庫業界における取組み」『信金中金月報』10(5): 45-61.

-
- 1) 成年後見人制度には本人の判断能力に応じて「後見」「保佐」「補助」の三類型があり、成年後見人等の権限の範囲もそれぞれ異なっている。本稿では、成年後見制度利用者の8割以上を占め(最高裁判所2015: 2)、さらに、本人の預貯金解約等の法律行為を本人に代わりおこなう包括的な代理権を付与された「成年後見人」をおもな分析対象とするため、成年後見人等ではなく「成年後見人」として記述する。
 - 2) 「高齢者が重要な顧客層として意識されていない時代から年金相談に取り組んでいたのは、農協、信金など地域に密着した金融機関であった」(田口 2014b: 13)といわれる。よって本稿では、これら地域金融機関の各支店について、人口規模に応じた設定を行ったうえで、分析の対象とした。
 - 3) 「成年後見制度の利用を一般国民がどう考えているのか」についての人々の利用意識を分析したものとして、税所(2013a)がある。当論文では内閣府実施「高齢者の経済生活に関する意識調査」(2002年)のデータを用いて、一般の国民が成年後見制度にどのような意見をもつのか、そしてこれを規定する個人的属性要因はなにか、という点を多変量解析から分析した。その結果、大多数の人々は成年後見制度の利用に否定的であること、また成年後見制度に対する意見の形成には、月収、貯蓄総額、年齢、性別、都市規模、居住地域が有意な影響を及ぼすことを明らかにした。
 - 4) 認知症サポーターとは、厚生労働省による「認知症を知り地域をつくるキャンペーン」の一環として、NPO法人「地域ケア政策ネットワーク全国キャラバンメイト連絡協議会」が実施する「認知症サポーターキャラバン」事業により養成された認知症理解者の総称である(厚生労働省ホームページより)。
 - 5) 現行の成年後見制度は、旧制度に比べて、本人の身上面の支援を重視する仕組みになったと理解されているが、制度改正時の立法担当者の見解による限り、現行制度は身上監護面について新たな法的権限を導入したわけではないとする指摘もある(上山 2014: 47)。
 - 6) 第三者の専門職後見人による支援内容について、現行制度が重視した「身上監護」に焦点を当てて、事例分析を通して考察したものとして、税所(2013b, 2014, 2015)がある。
 - 7) とはいえ第三者の成年後見人であれば安心とは必ずしも考えられていない。例えば「数日前にも弁護士横領事件が新聞に出ていましたように、悪いことをする人間はやっぱり悪いことをするので、社会化してもあまり変わらないと思います。だから、社会化というかたちで広げるよりは、信頼できる人間を早く選んでそういう人に頼むということが必要だと思います」(D 信用金庫大谷内支店長)との見解もある。

参 考

平成26年度 研究助成募集要項

一般財団法人 ゆうちょ財団

1. 研究対象分野

- ① 助成対象分野は、「郵便貯金をはじめとする個人金融並びに資産の運用及びその市場に関する調査研究」とします。
- ② 助成対象者は、上記の研究分野に関して研究を行う研究者または研究グループとしますが、特に、新進の研究者の応募を期待しています。ただし、研究内容が他の機関から助成を受けているもの、過去3年間に助成の対象になった研究者・研究グループからの応募は、原則として不可とします。

2. 助成金額

総額300万円以内、5件程度

3. 研究対象期間

平成26年8月～平成27年7月の1年間とします。

4. 申請受付

- ①受付期間 平成26年4月1日～5月31日(必着)
- ②送付先 〒101-0061
東京都千代田区三崎町3-7-4 ゆうビル2階
一般財団法人 ゆうちょ財団 ゆうちょ資産研究センター
研究助成担当宛
TEL 03-5275-1814
FAX 03-5275-1805
E-Mail hir-muro@yu-cho-f.jp

5. 選考及び決定通知

- ① 下記審査委員会による審査を行い、その結果を基に、研究助成対象を決定し、通知いたします。

審査委員長	井堀 利宏(東京大学 大学院経済学研究科 教授)
審査 委員	内田 聡(茨城大学 人文学部 教授)
審査 委員	伊藤 隆康(明治大学 商学部 教授)
審査 委員	菅野 正泰(神奈川大学 経営学部 准教授)
審査 委員	朝日 譲治(ゆうちょ財団 理事長／明海大学メディアセンター長)

② 選考方法は以下の通りとします。

ア. 研究助成申請者は 研究テーマ毎に、研究計画書(趣旨、視点、構成)を提出します。

イ. 上記アについて、各審査委員が、

- ・ 研究テーマが、助成対象分野を踏まえた内容となっているか
- ・ 研究テーマが、独創性、斬新性を含んだ内容となっているか
- ・ 研究手法が、研究テーマにふさわしいものとなっているか
- ・ 研究内容が、研究期間一年のうちに一定の成果が出せるものとなっているか

等の観点から、審査の上、総合的に評価します。

ウ. 事務局において、上記イを整理し、評価の高いものから順位付けして委員会における合同審査に付します。

エ. 上記ウの審査結果を尊重して、財団において、最終決定します。

③ 平成26年度研究助成授与式は、平成25年度研究助成論文報告会(平成26年10月ごろ実施予定)の会場で実施します。

6. 研究助成論文の提出等

① 決定通知から9ヵ月を経過した時点で、ある程度まとまった研究成果を電子メール添付により提出していただきます。その研究成果を審査委員が評価、審査委員から具体的な指摘等があれば、研究者にフィードバックします。

② 研究助成論文は、平成27年7月末までに提出していただきます。

③ 研究助成論文を提出する際、調査研究費の使途明細を提出していただきます。

④ 期日までに研究助成論文の提出がない等、助成対象者が遵守すべき義務の履行を怠ったとようちよ財団が認めた場合には、助成金を返還していただきます。

⑤ 平成26年度研究助成論文報告会は、平成27年9月ごろに実施する予定です。

⑥ 提出された研究助成論文は、1ヶ月以内に当財団のホームページに掲載し、また、3ヶ月以内に研究助成論文集として発行する予定です。

⑦ 研究助成論文は、出来る限り、学会誌、学術誌等で発表してください。研究助成論文を発表するときは、「ようちよ財団 平成26年度の助成による。」旨を明記してください。なお、発表された場合、発表論文名、書籍(掲載誌)の写しを、また、学会等での発表は、会場、日時、発表資料の概要をようちよ財団に送付してください。

ゆうちょ財団の研究助成について

平成3年度から金融論、財政論等郵便貯金の運用と直接的または間接的に関係のある分野の研究に対し助成を始め、平成19年度からは金融市場に関する幅広い分野の研究に対して研究助成を行っております。

年 度	応 募 件 数	助 成 件 数	研 究 テ ー マ	研 究 者
3	7	個人研究 1 共同研究 1	(1) 銀行信用重視のマクロ経済モデル (2) 金融恐慌と預金保険 (共同研究)	神戸大学 助教授 瀧 川 好 夫 東京都立大学 助教授 金 谷 貞 男 横浜市立大学 助教授 酒 井 良 清
4	6	個人研究 4	(1) アルゼンチンとブラジルにおける郵便貯金の比較研究 (2) 内外価格差のマクロ的分析 (3) 日英郵貯マーケティングの比較研究 (4) 地方拠点都市整備における財政投融資の役割に関する研究	東北学院大学 教授 上 田 良 光 京都学園大学 助教授 坂 本 信 雄 福岡大学 教授 山 中 豊 国 金沢大学 教授 佐々木 雅 幸
5	13	個人研究 4 共同研究 1	(1) 貯蓄と課税に関する理論的実証的研究 (2) 定額郵便貯金のオプション性評価 (一般家計と機関投資家との比較) (3) 公的金融機関行動と地域金融サービス需給に関する研究 (4) 流動性制約に関する実証分析 (5) 短期金利の変動に関する理論的実証的研究 (共同研究)	東京大学 助教授 井 堀 利 宏 岡山大学 助教授 谷 川 寧 彦 長崎大学 教授 内 田 滋 慶応義塾大学 教授 牧 厚 志 横浜国立大学 助教授 森 田 洋 " 教授 笹 井 均
6	15	個人研究 6	(1) 家計の貯蓄性向の決定要因 (2) 安全第一基準に基づくポートフォリオ選択問題の理論的・実証的研究 (3) 地域金融の地域経済成長への影響についての実証分析 (4) 大都市圏における郵便貯金と銀行預金の競合・補完関係 (5) 郵便貯金事業創業・進展の役割と明治期金融財政に関する財政学的研究 (明治財政と郵政事業活動展開の一つの理論的・実証的研究:序説) (6) 地方単独事業の拡大と地方債・地方交付税措置の財政効果 (財政力指数の高い自治体と低い自治体の比較分析)	長崎大学 教授 松 浦 克 巳 広島大学 助手 土 肥 正 名古屋市立大学 教授 根 津 永 二 名古屋市立大学 助教授 福 重 元 嗣 神戸学院大学 教授 高 島 博 鹿児島経済大学 助教授 梅 原 英 治
7	12	個人研究 3 共同研究 3	(1) 明治期経済発展における郵便貯金・政策金融の役割 (2) 日本の財政投融資の経営的課題 (3) 今後の地方財政の役割と地方債資金を通じた財投資金の運用方法 (共同研究) (4) 「市場の失敗」と公的金融サービス —各国比較に基づく実証研究— (共同研究) (5) 生活基盤社会資本整備における郵貯の役割 (6) 進展する情報化・国際化の下での社会構造の流動化と貯蓄行動の変化 —消費行動との関連分析、日・米比較分析を含めて— (共同研究)	小樽商科大学 教授 川 浦 昭 彦 千葉商科大学 教授 齊 藤 壽 彦 明海大学 教授 兼 村 高 文 明星大学 助教授 星 野 泉 広島大学 教授 小 村 衆 統 " 教授 北 岡 孝 義 " 専任講師 ジョセ・ミゲル・デュアルト・ライト・ドス・サントス 熊本学園大学 教授 高 瀬 泰 之 シンガポール国立大学大学院 学生 NG MIEN WOON Old Dominion University U.S.A 教授 C. P. RAD

年 度	応 募 件 数	助 成 件 数	研 究 テ ー マ	研 究 者
8	15	個人研究 1 共同研究 5	(1) 社債市場における資金の運用と管理に関する先端的な方法の研究 (2) 公共投資の地域間配分と地域間格差 (共同研究) (3) 地域経済における郵貯資金の活用のあり方－高齢化先進地域への資金活用と地場産業の育成という視点から－ (共同研究) (4) 公的金融と準公共財供給の現状と課題・展望 (共同研究) (5) 電子マネーの決済システム、金融機関・郵貯、利用者に与える影響の研究 (共同研究) (6) マルチメディアのユニバーサル・サービスと郵貯資金 (共同研究)	大阪大学 教授 仁 科 一 彦 三重大学 教授 焼 田 党 四日市地域経済研究所 研究員 朝 日 幸 代 愛媛大学 教授 小 淵 港 " 助教授 松 本 朗 " 講師 丹 下 晴 貴 富山大学 教授 古 田 俊 吉 " 助教授 中 村 和 之 名古屋大学 教授 千 田 純 一 " 助手 西 垣 鳴 人 大阪大学大学院 教授 辻 正 次 名城大学 教授 手 嶋 正 章 帝塚山大学 教授 森 正 徹
9	8	個人研究 4 共同研究 2	(1) アメリカにおける住宅関連公的金融の保証、リファイナンス、民営化のコストに関する実証的研究 ー 日米の比較の視点からー (2) 日本の経済協力の現状と効率性 (3) 沖縄県経済における郵貯資金の役割に関する研究 ー 地域振興の観点からー (共同研究) (4) 最適な公的金融システムの設計についての 一試論 (共同研究) (5) 地域金融機関の効率性の計測 ー 確率的フロンティア生産関数ー (6) 社会資本整備の地域社会への経済的効果ー生活関連、通信分野の社会資本整備の地域貢献	中央大学 教授 井 村 進 哉 福岡大学 講師 高 瀬 浩 一 沖縄国際大学 教授 富 川 盛 武 " 助教授 広 瀬 牧 人 " 助教授 前 村 昌 健 " 講師 安 里 肇 " 講師 鶴 池 幸 雄 " 講師 大 井 肇 滋賀大学 助手 丸 茂 俊 彦 神戸大学 教授 滝 川 好 夫 新潟大学 教授 宮 越 龍 義 神奈川大学 講師 宮 原 勝 一
10	13	個人研究 7 共同研究 2	(1) 金融不安時における郵便貯金に対する女性の意識と実態 (2) 広域型トータルヘルスケア・システムへの郵貯資金活用の可能性に関する研究 (共同研究) (3) ベンチャー支援と郵貯資金の活用について (4) 郵貯資金の有価証券市場における関与と役割 (5) 金融規制改革と地域における中小企業金融の変化 (6) 公的資金の市場運用と株主行動主義 (7) 日本の国債管理政策 ー 近年における「満期構成の短期化」がマクロ経済に及ぼす影響について (8) 債券ポートフォリオの理論的実証的研究 (共同研究) (9) イールドカーブの形状に関するリスク分析	京都学園大学 専任講師 井 手 幸 恵 埼玉大学 教授 小笠原 浩 一 " 助教授 後 藤 和 子 埼玉県地方自治センター 主任 平 野 方 紹 埼玉県立衛生短期大学 助手 林 裕 栄 新潟大学大学院 野 澤 由 美 石巻専修大学 教授 木 伏 良 明 大阪府立大学 助教授 黒 木 祥 弘 青森公立大学 教授 今 喜 典 神戸大学 教授 榊 原 茂 樹 上智大学 助教授 竹 田 陽 介 一橋大学 教授 三 浦 良 造 " 専任講師 大 上 新 吾 横浜国立大学 助教授 森 田 洋

年度	応募 件数	助成件数	研 究 テ マ	研 究 者
11	14	個人研究 5 共同研究 3	(1) 公的金融機関の貸出行動と企業の設備投資に与える効果の実証研究 (2) ATM相互接続におけるネットワーク外部性の分析 (3) 混合寡占的金融市場における公的金融の役割 (4) 情報・通信基盤等の社会資本整備が経済成長に与える影響に関する実証的研究 (5) 非対称情報下での社債発行の理論 (共同研究) (6) 郵貯資金運用手段の多様化と財政規律に関する研究 ―資産担保証券を中心に― (7) 地方自治体の公共サービス供給と郵便貯金の役割 (共同研究) (8) 1970年以降の日本における金融仲介 (共同研究)	横浜国立大学 助教授 井 上 徹 関西大学 専任講師 岡 村 秀 夫 新潟大学 助教授 芹 澤 伸 子 上智大学 専任講師 中 里 透 神戸大学 助教授 原 千 秋 一橋大学 助教授 大 橋 和 彦 長崎大学 教授 深 浦 厚 之 名古屋市立大学 教授 森 徹 四日市大学 教授 稲 垣 秀 夫 高千穂バンキング研究会 代表・高千穂商科大学 教授 宮 坂 恒 治 高千穂商科大学 教授 原 司 郎 ほか5名
12	9	個人研究 4 共同研究 3	(1) 国民の貯蓄行動・金融資産選択に対する郵便貯金事業のITの意義 (共同研究) (2) 郵政事業におけるマーケティング戦略 ―ポータル・マーケティング戦略の展望― (3) 地域金融におけるメインバンク機能 (4) 財投改革後の公的金融の課題―アカウンタビリティを中心として― (共同研究) (5) 金融システムの安定化策と公的資金の役割 ―「予算制約のソフト化」をいかに防ぐか― (共同研究) (6) 「証券トラブル」についての実態調査 (7) エクイティファイナンスと郵貯資金の活用	岐阜大学 助教授 大 藪 千 穂 “ 教授 杉 原 利 治 日本福祉大学 助教授 小 木 紀 親 摂南大学 助教授 加 納 正 二 千葉商科大学 教授 齊 藤 壽 彦 “ 講師 山 根 寛 隆 名古屋市立大学 助教授 櫻 川 昌 哉 “ 助教授 細 野 薫 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫 北海道大学 教授 濱 田 康 行
13	13	個人研究 4 共同研究 2	(1) 支出税としての401(K)年金プランと生涯税負担の水平的公平性 (2) 証券市場における銀行の役割に関する実証研究 (3) 経済発展における公的金融の役割と家計行動 ―東南アジア諸国と日本の比較考察― (共同研究) (4) スワップマーケット情報を用いた債券流通市場分析 (5) 日本における郵貯制度と消費者保護システム ―イギリス金融サービス機構(FSA)との比較を中心― (6) 諸外国における公的金融サービスの再評価 について (共同研究)	名城大学 助教授 鎌 田 繁 則 一橋大学大学院 助教授 小 西 大 名古屋文理大学 助教授 関 川 靖 中京学院大学 助教授 山 中 高 光 高千穂大学 教授 高 橋 豊 治 関西学院大学 教授 春 井 久 志 名古屋大学大学院 助教授 家 森 信 善 “ 助教授 西 垣 鳴 人
14	2	個人研究 1 共同研究 1	(1) 遠隔医療、遠隔教育事業への郵貯資金活用の可能性と方法に関する研究 (2) 地域活性化政策に対する郵貯資金の活用に関する研究 (共同研究)	京都教育大学 教授 田 岡 文 夫 大阪大学大学院 教授 辻 正 次 “ 助教授 今 川 拓 郎
15	11	個人研究 5 共同研究 1	(1) 金融機関の支援行動と公的資金注入の経済合理性 (2) 公表情報、私的情報と金融危機 (3) リスク・プレミアムとマクロ経済活動 (4) 金融業におけるユニバーサル・サービスと金融排除問題 (5) 公的企業のガバナンス (6) 長期金融システム安定のための郵便貯金の役割 (共同研究)	神戸大学大学院 助教授 砂 川 信 幸 横浜私立大学 助教授 武 田 史 子 同志社大学 助教授 植 田 宏 文 関西学院大学 助教授 岡 村 秀 夫 新潟大学大学院 教授 芹 澤 伸 子 九州産業大学 教授 益 村 眞知子 長崎県立大学 助教授 矢 野 生 子

年度	応募 件数	助成件数	研 究 テ マ	研 究 者
16	15	個人研究 5 共同研究 1	(1) セクター・スプレッドを利用した債券理論時価の導出 (2) 財政運営の安定性と公的金融の役割についての 実証的研究 (3) 日本の国債市場における郵便貯金資金 (4) わが国長期国債先物市場のマイクロストラクチャ (5) BIS規制の金融機関の行動への影響、金融機関 の合併 (共同研究) (6) 家計の金融資産選択行動の長期的変化	東京国際大学 教授 渡 辺 信 一 上智大学 助教授 中 里 透 駒澤大学 教授 代 田 純 一橋大学大学院 教授 釜 江 廣 志 " 講師 山 根 寛 隆 東北大学 助教授 渡 部 和 孝 公正取引委員会経済取引局 荒 井 弘 毅 中村学園大学 助教授 吉 川 卓 也
17	11	個人研究 2 共同研究 3	(1) 日本郵政公社の企業価値推定に関する実証研究 (2) コーポレート・ガバナンス改革の要因・効果と郵便貯金 (3) クレジットカードの普及と決済口座利用動向に関する 研究 (共同研究) (4) 移行経済諸国における貯蓄銀行の比較研究 (共同研究) (5) 郵便貯金資金及び財政投融资と奨学金制度・ 政策の関係についての研究 (共同研究)	佐賀大学 教授 大 坪 稔 北九州市立大学 助教授 内 田 交 謹 長崎大学 教授 須 齋 正 幸 助教授 山 下 耕 治 助教授 春 日 教 測 一橋大学 専任講師 杉 浦 史 和 助教授 岩 崎 一 郎 早稲田大学大学院 大学院生 白 川 優 治 同上 小 島 佐 恵 子
18	7	個人研究 2 共同研究 2	(1) 地方における郵便局の配置と経済性 (共同研究) (2) 郵便貯金の市場運用への移行プロセスが資金循環 に与える金融連関分析とシミュレーション (3) 金融システム安定化とシステムリスク波及の研究 (共同研究) (4) 郵便貯金銀行の外資への売却によって生じる マクロ経済構造の変化:ニュー・シ・ラント・ケース	鹿児島大学 助教授 永 田 邦 和 鹿児島大学 教授 石 塚 孔 信 慶應義塾大学 玄 ソ ク 連携21COEプログラム研究員 長崎大学 助教授 阿 萬 弘 行 秋田経済法科大学 講師 宮 崎 浩 伸 龍谷大学 助教授 鈴 木 智 也
19	4	個人研究 3	(1) 資本主義の精神と証券市場の役割 (2) 郵便貯金と地域金融市場 (3) 郵便貯金銀行は地域金融機関を混乱させるのか	埼玉大学 教授 相 沢 幸 悦 関東学院大学 准教授 黒 川 洋 行 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫
20	8	個人研究 3	(1) 地域金融機関の貸出しにおける横並び行動 (2) 証券化市場の拡大とメインストリート金融 (3) 金融コングロマリットのリスクと資本規制	関西大学 准教授 中 川 竜 一 茨城大学 教授 内 田 聡 武蔵大学 非常勤講師 茶 野 努
21	9	個人研究 3 共同研究 1	(1) 欧州金融市場での金融危機と実体経済への影響 (2) 東京証券取引所の改革と証券市場の透明性 (共同研究) (3) 金融機関のリスク資本の評価・管理 (4) アメリカのコミュニティ投資と個人金融	関西大学 教授 高 屋 定 美 名古屋市立大学 講師 坂 和 秀 晃 大阪大学 助教 生 方 雅 人 神奈川大学 准教授 菅 野 正 泰 ソーシャル・ファイナンス 代表 唐 木 宏 一
22	6	個人研究 3 共同研究 1	(1) 世界金融危機における資金調達の逼迫度に関 する研究 (2) 戦前日本の地方預貯金市場の実証的研究 - 新潟県を事例に - (3) 企業が証券会社及び銀行に求める保険的役割に 関する実証研究 (4) 現代女性のライフコースと金融行動 -生活経済 リスクとしての非婚・晩婚・離婚に女性はどう対応 するか- (共同研究)	新潟大学 教授 伊 藤 隆 康 東京大学 博士課程 早 川 大 介 佐賀大学 准教授 三 好 祐 輔 ニッセイ基礎研 主任研究員 栗 林 敦 子 ニッセイ基礎研 研究員 井 上 智 紀

年度	応募件数	助成件数	研究テーマ	研究者
23	9	個人研究 3 共同研究 1	(1) 地域金融機関に関する経済の外部性効果の計測 － 愛知県の工業メッシュデータをを用いた例 － (2) イギリスにおける金融排除問題への取組みに関する考察 － クレジットユニオン業界を中心として － (3) 固定資産税を活用した地域再生ファンドの可能性 (4) 銀行業における財務業績の価値関連性の国際比較 (共同研究)	愛知大学 教授 打田 委千弘 成城大学 研究員 峯岸 信哉 東海大学 准教授 川崎 一泰 東京富士大学短期大学部 准教授 井手 健二 武蔵大学 非常勤講師 松澤 孝紀
24	9	個人研究 4 共同研究 1	(1) 長期不況下における郵便貯金の資金的役割 － 定額貯金満期資金をめぐって － (2) リテールバンキングの変容と金融機関行動の研究 － 日英米の住宅金融をめぐって － (3) 世界金融危機下の日中米株式市場の比較分析 (共同研究) (4) 金融商品取引法の証券市場への影響 (5) 家計調査資料を用いた日韓貯蓄行動に関する比較分析	青山学院大学 助教 伊藤 真利子 和歌山大学 講師 築田 優 福岡女子大学 准教授 張 艶 廈門大学 副教授 劉 振涛 立命館大学 講師 渡辺 直樹 横浜市立大学 教授 鞠 重鎬
25	11	個人研究 4 共同研究 1	(1) 複雑な金融商品の評価に伴う外部専門家の利用に関する国際比較研究 (2) ニュージーランドの住宅取引及び住宅金融に関する調査分析－我が国の住宅金融への示唆－ (3) 最適貯蓄計画の数値解析手法の開発と経済実験による検証 (共同研究) (4) 銀行救済における公的資金の最適配分問題とその経済効果 (5) ゆうちょ銀行 vs. 民間預金取扱金融機関の店舗展開の決定要因：全国市区町村データを用いた実証研究	流通経済大学 准教授 岡本 紀明 滋賀大学大学院 博士課程 中尾 彰彦 近畿大学 准教授 マルデワ・グジェゴシュ 立命館大学 教授 井澤 裕司 北海道大学大学院 教授 鈴木 輝好 神戸大学大学院 教授 滝川 好夫
26	18	個人研究 6	(1) 近年の流動性供給における金融商品価格に関する研究 (2) 中国の外貨準備資金によるアクティブ株式運用の実証研究 (3) 大規模金融機関縮小のインパクト－公社化以降の郵貯減少が都道府県別預金市場に与えた影響の分析－ (4) 銀行リテール事業における最適店舗チャンネルの研究 (5) 機関投資家が市場流動性に及ぼす影響に関する実証分析 (6) 金融機関における成年後見制度の必要性－地域金融機関による見解と認識の分析を通して－	中京大学 准教授 英 邦広 長崎県立大学 准教授 小原 篤次 中央大学 准教授 鯉 渕 賢 成蹊大学 教授 永野 護 名古屋市立大学大学院 准教授 坂 和 秀晃 東京大学大学院 博士課程 税 所 真也

平成27年11月発行

〒101-0061 東京都千代田区三崎町3丁目7番4号

ゆうビル 2階

一般財団法人 ゆうちょ財団 ゆうちょ資産研究センター

TEL 03-5275-1814 FAX 03-5275-1805