

# ゆうちょ資産研究

## —研究助成論文集—

第24巻

平成29年11月

### 〔研究論文〕

- ◇戦時期の郵便貯金  
—1930年代預貯金市場を中心として—  
..... 静岡英和学院大学 准教授 伊藤 真利子 ..... 1  
人間社会学部
- ◇どうすれば景気に左右されずに  
資産を運用できるのか  
..... 北海学園大学 准教授 吉川 大介 ..... 31  
経営学部
- ◇アベノミクスは成長期待を高め  
たのか—株価予測の考察から  
..... 東京理科大学 専任講師 土屋 陽一 ..... 51  
経営学部
- ◇金融政策の予想がマレーシアの  
預金市場に与えた影響:イスラム  
預金の収益率とコンベンショナル  
預金の利子率の比較分析  
..... 明治大学 教授 伊藤 隆康 ..... 79  
学部
- ◇マイナス金利政策の経験  
—ユーロ圏と欧州小国の経験か  
ら学ぶ  
..... 関西大学 教授 高屋 定美 ..... 105  
学部
- ◇公共投資と証券市場との関係に  
関する実証研究  
—産業別データを用いた分析—  
..... 神戸大学大学院 准教授 宮崎 智視 ..... 133  
経済学研究科
- ..... 流通科学大学 准教授 小塚 匡文  
経済学部
- ..... 東海大学 准教授 平賀 一希  
政治経済学部

### 〔参 考〕

- ◇平成28年度 研究助成募集のお知らせ ..... 147
- ◇ゆうちょ財団の研究助成について ..... 149

# 戦時期の郵便貯金 —1930年代預貯金市場を中心として—

静岡英和学院大学 人間社会学部 准教授 伊藤真利子



## 戦時期の郵便貯金—1930年代預貯金市場を中心として—

伊藤 真利子（静岡英和学院大学准教授）

### もくじ

1. はじめに
2. 1930年代日本経済と財政金融政策
3. 1930年代の預貯金市場と郵便貯金
4. おわりに

### 【要旨】

1930—40年代は、戦前の郵便貯金制度と戦後の郵便貯金制度とを結ぶ重要な質的転換点であるとともに、郵便貯金がその一環に組み込まれた戦後財政投融资制度の原型創出の時期であった。巨大化し、世界最大の貯蓄機関と称されるに至った我が国の郵便貯金の戦後における発展の歴史的 premise は、両大戦間期の財政金融の激変を契機として1930年代から1940年代に準備され、敗戦および戦後復興と高度成長という新たな環境下の政策体系に組み込まれ、本来の制度設計の意図をはるかに超え、威力を発揮するようになった。

本研究では、1930年代の日本経済の展開や財政金融政策の各画期と預貯金市場の動向を照らし合わせることにより、当該期における郵便貯金政策（金利・貯蓄奨励・制度設計）の置かれた条件を明らかにし、当該期郵便貯金が問われていた課題およびその位置づけを明らかにする。

## 戦時期の郵便貯金—1930年代預貯金市場を中心として—

伊藤 真利子（静岡英和学院大学准教授）

### 1. はじめに

日本の郵便貯金制度は、1875年「恒産あるものは恒心あり」との社会政策的ないし制度的理念から開設され、2007年10月の郵政民営化によって一応「国営」事業としての役割を終えることになった。その長い歴史を概観すると、日本経済に持つその意味は、戦前と戦後で大きく異なる。第一次世界大戦前の近代日本は、ほぼ10年周期で戦争を経験している。第一次世界大戦後相対的に長い「平時」を経るものの、1931年の満州事変以後「戦闘状態」が常態となり、「日中戦争」、「第二次世界大戦」による全面戦争＝総力戦を経て1945年8月15日敗戦を迎えている。このため、財政と金融を媒介する戦前期の郵便貯金は、常に「戦争」との関係で発展してきた。戦後日本は、戦争の直接当事者であったことはない。70年を超える「平時＝平和経済」への移行を通じて、郵便貯金は再出発し、戦前を超える大きな飛躍を遂げるようになった。日本経済を巡る国際的および国内的な政治社会的環境条件変化によって、日本の郵便貯金の歴史は戦前と戦後に質的断絶があったといえよう。

他方、これを金融財政的条件に絞って見るならば、郵便貯金の歴史にはもう一つの断絶が現れてくる。国際通貨体制の変化に合わせた日本の金融財政ガバナンスの転換である。日本経済は日清戦後に金本位制に移行し、その後は金本位制の下で国内経済

の運営を進めていった。明治期の郵便貯金は、この金本位制の規律の下で戦争を推進するための国債増発にかかわり、その経験を通じて重要な位置づけを与えられるようになっていった。第一次世界大戦の勃発により日本は金本位制を停止、戦後になると金本位制への復帰が課題となったが、1920年代の金融不安定性に制約され、金解禁＝金本位制復帰が実施されたのは、遅れて1929年11月のことであった<sup>1</sup>。しかし、この金解禁政策は世界恐慌の中で実施され、昭和恐慌の勃発により、早くも1931年12月の金輸出再禁止によって日本は管理通貨制度に移行、戦後は固定為替相場制から変動為替相場制へという大きな変化を経験しつつもの今日に至っている。金融財政の面から見れば、1930年代は日本の金融財政政策の転換を通じ、郵便貯金の政策的位置づけが大きく変わる時期であったと考えられる。この意味で、金解禁、金輸出再禁止から戦争経済に向かう1930年代こそが、日本の郵便貯金の戦前と戦後をつなぐ、きわめて重要なエポックであった。

戦後における郵便貯金の発展と展開については、伊藤（2010）が、高度成長期を通じた所得上昇および低金利政策と規制金利体系下で優遇されていた政策金利、および民間金融機関の店舗規制に対する郵便局の貯金吸収網の圧倒的優位を背景に、定額貯金という特異な商品を中心とした「郵貯増強メカニズム」が形成され、その後の郵便貯金全体のあり方を規定してきたことを明らかにした<sup>2</sup>。さらにこのような増強メカニズムによって自律的に増大する郵便貯金が、資金運用部を通じ、日本の国債政策、財政投融资とどのように関係したかの一端も明らかにしつつある<sup>3</sup>。

ところで、このような戦後「郵貯増強メカニズム」を構成した各要素は、戦前にそ

---

<sup>1</sup> この意味では、1920年代の日本は、経済的に見る限り、「平時」における「非常時」継続の時代であったとも言えよう。

<sup>2</sup> 伊藤真利子（2010）「高度成長期郵便貯金の発展とその要因—郵便貯金増強メカニズムの形成をめぐる—」、『郵政資料館 研究紀要』郵政資料館、創刊号、48 - 65 頁。

<sup>3</sup> さらに明治期から始まる日本の重層的金融構造、あるいは戦後の公的金融の重層化等についても考察を伸ばすべきであろう。郵便貯金は両者をつなぐ結節点としての意義を、この1930年代に形成していくことになる。

の起源を有している。預貯金市場の競争条件を規定する規制金利および店舗規制は、1920年代の金融危機に対応した「人為的低金利政策」と金融再編（一県一行主義等の銀行組織の再編成）が戦時金融統制を経て戦後に引き継がれたものである。戦後郵便貯金の太宗をなす定額貯金も、戦時経済に向かう1940年代初頭に制度として設けられ、戦後に継続されたものである。このように戦後郵便貯金制度の施設及び市場環境は、1930年代に準備され、その多くは1940年代初頭に完成を見ている。外枠をなす国際通貨制度については、金本位制からドル為替本位制への移行が見られるものの、管理通貨制度への移行は、すでに述べたように1930年代であった。これに対し、戦前と戦後を大きく分けるものは、「平和経済」への移行を除けば、郵便貯金を巡る財政環境であり、制度的には大蔵省預金部の廃止、財政における「均衡財政主義」、「国債不発行主義」への転換であった。郵便貯金の歴史を理解するうえでは、戦前と戦後の「継続と断絶」の視点から、財政金融の総体を通じ、複合的に見る必要がある。

郵便貯金を規模＝残高ベースで見ただけであれば、制度設立以来、郵政民営化第一段階（公社化）に至るまで、単調に増加してきたように見える。本研究の対象とする時期に絞っても、郵便貯金残高は1930年代に一貫して増加しており、1940年代に大拡張期を迎えている。郵便貯金利子の決定についてみても、1920年代に始まる金融市場における低金利の進行に伴い、30年代は3回の改定を通じ単純に引き下げられただけのように見える。しかしこの3回の利子改定は、それぞれ井上準之助蔵相、高橋是清蔵相、馬場鑣一蔵相を大蔵省サイドのカウンターパートとし、逓信省サイドが受け入れを決定することで実施されたものである。その背景には1920年代の銀行動揺と金融行政の転換、通貨および国債政策の質的变化、統制経済への移行という財政金融経済上の激変が関わっており、それぞれの時期の主導的財政家が関与している。このことを抜きにして、この期の郵便貯金利子改定を理解することは不可能であろう。

井上財政—高橋財政—馬場・結城財政と続く日本の財政金融政策の大転換については、すでに多くの歴史研究が積み重ねられてきている。最近になって、財政社会学の視点

から井手（2006）が、金融の政策・組織・市場の視点から佐藤（2016）が相次いで刊行され、今日的視点を踏まえた優れた高橋財政期についての研究が進められつつある<sup>4</sup>。井手（2006）は、「高橋財政期は戦時期から戦後へと続くマクロ経済政策のトレーニングの帰還としての役割を果たしたと考えることが出来る」と述べている<sup>5</sup>。佐藤（2016）も、高橋が明治から1930年代までに創り出されていった金融ニーズに応えようとした金融組織＝金融財政ガバナンスの「はじまりとおわりに立ち会い、形成と維持に関わったといえる。このガバナンスの論理と外界のそれとの歴史的対抗、さらに1930年代から戦後にかけての両者の展開、こうした戦前と戦後を繋ぐ実証的研究、いわば二・二六事件の金融史が求められている」としている<sup>6</sup>。このような意味での1930年代に、郵便貯金は井手（2006）のいう「政府間会計の統治」、佐藤（2016）の述べる「金融財政ガバナンス」をつなぐ役割を果たした。財政—金融—市場の相互連関の中で、郵便貯金の持つ意義は決定的となり、郵便貯金は「政策の果実」としてだけでなく、「政策の必須の前提」として、その後の日本の財政金融経済政策の不可欠な一環として組み込まれていくことになったのである。

このように見てくると、両大戦間期の郵便貯金の実態および政策分析が決定的に重要になってくる。しかし井手（2006）においても、佐藤（2016）においても、この時期の郵便貯金—預金部資金に触れられているものの、郵便貯金の実態については必ずしも踏み込んだ分析を行っていない。これは両大戦間期の郵便貯金についての研究史の蓄積は、明治期に比べ手薄であるためといえよう。

両大戦間期の郵便貯金については、杉浦（1991）が、第一次大戦、戦後期の日本社会の構造変化にともなう官僚システムの変化を通じ、大蔵省、逓信省、内務省間で郵便貯金についての考えに齟齬が生じ、特定郵便局によって支えられてきたネットワー

---

<sup>4</sup> 井手英策（2006）『高橋財政の研究—昭和恐慌からの脱出と財政再建への苦闘—』有斐閣、佐藤政則（2016）『日本銀行と高橋是清—金融財政ガバナンスの研究所説—』麗澤大学出版会。

<sup>5</sup> 井手（2006）、198頁。

<sup>6</sup> 佐藤（2016）、176頁。

クが危機を迎えていたこと、第一次大戦期には郵便貯金をめぐる社会経済的環境が劇的に変容し、貯蓄奨励政策が打ち出されたものの、官僚機構内部での意見がまとまらず、地方への運動化を進めることができなかったことを省内文書によって明らかにしている<sup>7</sup>。第一次大戦を画期とし、社会経済環境変化と政策の主体的条件変化とを通じ、郵便貯金についての考え方に政府部内で大きな転換があったことを明らかにしたものである。

一方、両大戦間期郵便貯金の実態分析としては、金澤（1986）があり、郵便貯金が1920年代を通じ、郵便貯金が地方農村資金を基幹としているという前提の下、大都市外の地方銀行動揺によって郵便貯金への預貯金シフトが生じたというシェーマに加え、都市二流銀行の動揺を引き金とする都市部小生産者層、俸給生活者の零細資金吸収の流れが両大戦間期の預貯金市場における郵便貯金の動向の主軸の一つをなしていたことを明らかにした<sup>8</sup>。これにより1920年代前半における「郵貯の安全性か、民間の収益性か」という選択の時代は、1920年代後半に「郵貯による収益性も安全性も（さらに徹底した便宜性も）」、という選択が可能な時代へと転換していったと指摘している<sup>9</sup>。同論文は、大内説以来の農村中心の郵便貯金という理解に、新しい視角からその見直しを迫るとともに、当該期の郵便貯金や資金の流れについて、大都市と地方という空間編成の面からの考察の必要性を迫るものであった。

次いで1920年代の預貯金市場の展開と金融危機から郵便貯金と銀行の競合問題に焦点を当てたのが、杉浦（2001）である<sup>10</sup>。同論文では、1920年代の郵便貯金の展開過程につき、1920年反動恐慌後、それまで鈍化していた郵便貯金が増勢に転じ、大口

---

<sup>7</sup> 杉浦勢之（1991）「1910年代の通信省の危機」、近代日本研究会編（1991）『年報近代日本研究 13 経済政策と産業』山川出版社。

<sup>8</sup> 金澤史男（1986）「預金部地方資金と地方財政（2）—1920～30年代における国と地方の財政金融関係」、金澤史男（2010）『近代日本地方財政史研究』、日本経済評論社、所収。

<sup>9</sup> 金澤（1986）、179頁。

<sup>10</sup> 杉浦勢之（2001）「金融危機下の郵便貯金」、石井寛治・杉山和雄編（2001）『金融危機と地方銀行—戦間期の分析—』東京大学出版会。

化を進めていることに注目し、反動恐慌後、特に 1927 年の金融恐慌から昭和恐慌の過程で見られた金融危機の伝搬につき、各地域における民間銀行から郵便貯金への預貯金シフトを分析している。西日本では金融機関破綻から郵便貯金増加が起きていたのに対し、東北では民間銀行からの預金流出と郵便貯金の増加が先行し、民間金融機関がそれを追って破綻していくことから、昭和恐慌期にあっても市場における地域間の情報セグメントが商品取引関係によってモザイク状に残っていたことを明らかにした。このことは、本研究でも問題となる 1930 年代前半の都市と地方の金利格差を考えるうえで注目される。同論文では、この 1920 年代を通じた金融機関の動揺によって郵便貯金の「安全資産」としての評価は決定的となったこと、1932 年郵便貯金金利の引下げを機に、金利選好の強い大口の貯金が再流出したことを指摘、1920 年代末から 1930 年代初頭に、全国的に「安全性」と「金利」を基準として預貯金シフトが起きたことをもって、郵便貯金が戦後に続く「安全資産」としての決定的な評価を確立しつつ、預貯金市場のセグメントは解消に向かったとしている。

金澤（1986）、杉浦（2001）の研究は、それぞれ地方財政史、地方金融史というアプローチから、1920 年代に相次いだ金融危機によって、日本の預貯金市場において大きなインパクトとなり、郵便貯金が預貯金市場において無視できない大きな存在となっていた点につき、ほぼ一致を見ている。ところが残念なことに、両論文とも 1930 年代初頭までで分析を終えている。

政策面からは、石井（2010）が、1933 年の「通信事業会計法」の成立を主題としつつ、1932 年の利子改定過程における大蔵省と逓信省との対抗を跡付け、同法成立が利子改定の対価として認められたことを明らかにしている<sup>11</sup>。さらに石井（2015）では、郵便貯金発足以来の利子決定過程を見直すことにより、1920 年代の郵便貯金の拡大から、逓信官僚の発言権が増し、1932 年において利子改定をバーターに、逓信省が

---

<sup>11</sup> 石井寛治（2010）「通信特別会計成立に関する一考察」、『郵便史研究』郵政史研究会、第 30 号、1 - 14 頁。

長らく求めてきた「特別会計」を認めさせるに至ったことを明らかにした<sup>12</sup>。しかし、この石井論文にあっても、課題が特別会計設立問題であったことから、1937年の利下げについては一言触れられるだけで、1930年代を通じた郵便貯金の分析、利子決定過程を通じたその郵便貯金自体の役割の変化についての分析はされていない。

以上見てきたように、1930年代についての研究史の空白が、先に見た戦後日本の財政金融経済政策の原型創出過程の理解に欠落を生むとともに、戦後郵便貯金を理解するうえでの制約ともなってきた。本研究では、1930年代の日本経済の展開、政策体系の各エポックと預貯金市場の動向を照らし合わせることにより、当該時期における郵便貯金政策（金利・貯蓄奨励・制度設計）の置かれた環境条件を明らかにし、当該期郵便貯金が問われていた課題およびその位置づけを明らかにする。

## 2. 1930年代日本経済と財政金融政策

初めての総力戦である第一次世界大戦は、世界経済に大きなインパクトを与えた。戦争の勃発とともに、各国は金の自由現送を停止したため、金本位制を軸にロンドン金融市場で国際的資金が調整され、各国の経済がそれにもとづいて規律されることにより、内外均衡を達成するという古典的自由貿易体制は終焉した。戦争がヨーロッパ大陸を主戦場としたことから、国際分業も激変した。主要な工業地帯であり、重化学工業化が進められていたヨーロッパ列強は、総動員体制の下、その生産力を軍需に振り向け、さらに戦災被害によって重化学工業の供給力を喪失した。これに対し、直接戦争被害を受けなかった北米および日本は、この世界市場における「市場の空白」を有利に埋めていくことになった。

日露戦後に胎動した日本の重工業は、第一次世界大戦により飛躍的拡大の時期を迎

---

<sup>12</sup> 石井寛治（2015）「郵便貯金利子の決定に関する一考察—逋信省と大蔵省との関係—」、『郵便史研究』郵政史研究会、第40号、1—11頁。

えた。しかしこのような日本の重工業化は、ヨーロッパ列強が戦場となったという特殊な条件によるものであり、戦後これらの国が「戦争経済」＝総力戦体制を解除し、戦災から復興、世界市場に復帰して来れば、早晚厳しい競争に晒されることは明らかであった。戦時の特殊事情により、日本ではいわゆる「大戦景気」に沸き立ち、実需や仮需要によって物価が騰貴、「平時」であれば国際競争力を維持し得ない多くの企業が勃興した。したがって戦争の終結は、「反動恐慌」というかたちで日本経済に最初の打撃を与えることになった。

長らく研究史ではく、反動恐慌から昭和恐慌の時期、すなわち 1920 年代から 1930 年代初頭を「慢性的不況」の時期と捉えてきた。しかし、中村隆英、三和良一、橋本寿郎らの一連の研究により、1920 年代に日本の重（科学）工業化がかなりの進展を迎えていたことが明らかにされた。反動恐慌から金融恐慌へ、度重なる金融危機を通じ、政府による救済が行われ、生産性の低い、ないしは経営の悪化した企業が残存、それが金融機関財務をさらに痛めていたこと、あるいは輸出産業である養蚕・蚕糸業の構造的な不況と外米移入などによる農産物の供給過剰によって農村所得が急落したことにより、一般に「慢性不況」という景況感を与えていたというのが実情であった。一方これと同時に、重工業の中には国際水準にキャッチアップするまでに生産性を上昇させつつある部門が台頭してきており、国際競争力を持たない低生産性部門が並立するというこの時期の日本経済の産業構造を、中村隆英は日本における「二重構造」の発生と表現している<sup>13</sup>。両大戦間期は、日本経済にとって戦後と断絶するところと、継続するところが輻輳するきわめてデリケートな時期であったといえよう。

目を世界に向ければ、歴史上初めての総力戦とロシアにおける社会主義革命のインパクトにより、第一次大戦後、先進国に福祉国家化の流れが現れ、破壊的戦争を繰り返さないための新しい国際秩序の構築の必要が痛感されるようになっていた。新たに設置された国際連盟を通じ、労働や社会的厚生などの政治経済的課題につき、さまざま

---

<sup>13</sup> 中村隆英・尾高煌之助編（1989）『日本経済史 6 二重構造』岩波書店。

まな検討が進められるようになった。しかし、国際通貨制度については、ケインズのような例外を除き、金本位制への復帰こそが「正常化」であるとの了解が一般的であった。各国が金本位制に復帰し、国際通貨制度が「正常化」されれば、日本の金本位制復帰も避けがたいこととなる。その場合、「大戦景気」で急膨張した日本の企業の多くは国際競争力を持たないまま淘汰され、日本経済に大打撃が与えられることが予想された。1919年アメリカが金本位制に復帰し、1925年になるとイギリスも金本位制に復帰したことで、日本の金本位制復帰は逡巡を許さない状況になった。こうして1920年代後半になると、金本位制への復帰を前提に、旧平価解禁か新平価解禁か、戦後日本経済の問題点をどのように是正し、新たに構想するか論点が絞られていくこととなった<sup>14</sup>。

1929年7月、政友会の積極政策に対抗して健全財政を唱え、金解禁を「内閣政綱」として掲げた民政党の浜口雄幸内閣が誕生した。同内閣では、金解禁によって「我が国の経済をして世界経済の常道に復帰せしめ、・・・国際貸借の関係を改善し金本位を擁護し以て財界の回復と其の健全なる発展を図る」ことが企図された<sup>15</sup>。浜口内閣の方針は、金本位制への復帰を単なる惰性的「正常化」にとどめ国際関係に消極的に順応しようとするのではなく、旧平価解禁というより厳しい規律の下、日本の産業企業が国際競争に晒されることにより、経営不良企業を整理し、生産性の上昇、産業の合理化を通じて国際競争力を積極的に向上させていくことを目指すものであった。このような民政党内閣の金解禁方針に従い、財政支出の削減を骨子とし、国債不発行・減債主義を旨とする緊縮財政方針が打ち出され、国民に対しては消費節約、儉約貯蓄、輸

---

<sup>14</sup> この時期、旧平価による復帰に対し、新平価解禁論を展開したのは、高橋亀吉、石橋湛山などであった。日本にも、外国の理論を紹介するだけでなく、現状を日本独自に分析し、具体的政策提案をおこなえるエコノミストが育っていたことは注目に値する。

<sup>15</sup> 1929年7月13日『週刊東洋経済新報』第1357号、78—79頁。

入抑制、国産愛用のキャンペーンを繰り広げるとともに、政府が先頭に立ち、原材料費、人件費の節約を推進する産業合理化運動が展開されることになった<sup>16</sup>。

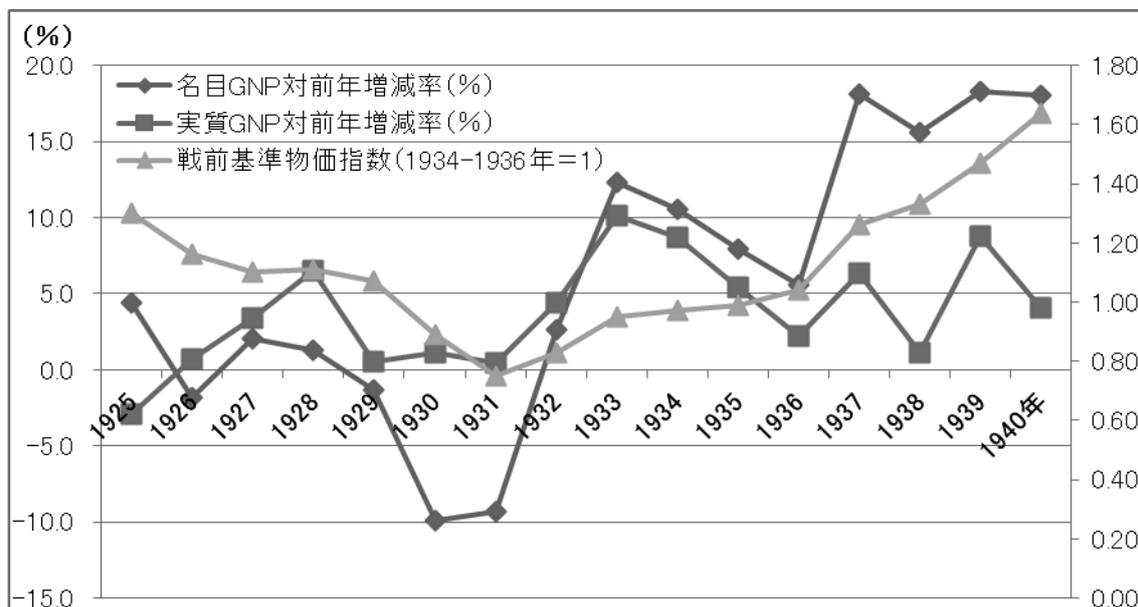
同内閣の大蔵大臣には、前日銀総裁ですでに蔵相経験もある井上準之助が登用され、1929年11月21日に公布された金解禁についての大蔵省令にもとづき、1930年1月11日を替相場の切り上げを伴う旧平価で金本位制復帰が断行されることになった。井上は、もともとは即時金解禁に積極的でなかったとされるが、蔵相就任により、その姿勢は断固としたものになった。①財政緊縮と国民の消費節約によって国内の購買力を縮小させ、②それによってもたらされる物価下落による輸入防遏・輸出促進効果によって貿易収支を改善させるとともに、③為替相場が回復した時点で旧平価での金輸出解禁を実行、④解禁後は産業合理化を推進し、生産費引下げによる輸出促進と貿易外受取の拡大によって国際収支を均衡させ、⑤日本経済の「真の好景気」を生み出すことによって、第一次大戦後の日本が経験した「八方ふさがりと云う危機」は再来することがなくなるという筋道で金解禁構想は描かれる<sup>17</sup>。井上財政は、一見古色蒼然とした第一次大戦前の古典的金本位制への復帰を目指したかのようであるが、国内政策に生産性上昇による国際競争力確保のための「産業政策」が織り込まれ、対外均衡を成長戦略とパッケージにしていた点で、三和（2003）が指摘する、戦後につながる「現代化」の萌芽を見て取ることができよう。

しかし、金輸出解禁によるデフレは、1929年秋、ニューヨーク株式市場の暴落を契機とした世界恐慌の勃発と時を同じくするものとなった。世界恐慌の影響のひろがりとともに、日本の生糸や綿といった主要な輸出産業が大打撃を被ったため、中小工業や原料生産者である農村を直撃、植民地の米増産による外地米移入なども重なって農村は長期不況に陥り、日本は昭和恐慌に突入した。図1にみられるように、名目GNP成長率は1930年-9.9%、1931年-9.3%と大きく落ち込む。昭和恐慌は、特に中小

<sup>16</sup> 中村隆英（1993）『日本経済 その成長と構造』第3版、東京大学出版会、115頁。

<sup>17</sup> 三和良一（2003）『戦間期日本の経済政策史的研究』東京大学出版会、183頁。

図1 GNP および物価指数の推移



(出所)大川一司編(1974)『長期経済統計1国民所得』東洋経済新報社、および大川一司編(1967)『長期経済統計8物価』東洋経済新報社、より作成。

企業者、労働者および農民に大きな打撃を与えた。物価の落ち込みは激しく、なかでも農産物価格の急落によって農家所得は2年間で半分以下に低下し、地方農村部に未曾有の不況をもたらすと同時に、農業不況の長期化が都市工業部門におけるリカバリーとの間で不均衡を生じ、資金の偏在を起こしていくことになった。

1931年5月、世界恐慌の影響によってオーストリアのクレジット・アンシュタルトが破綻し、ドイツに金融恐慌が波及する。これにともない、イギリスのドイツに対する投資が凍結され、復帰間もないイギリスも金本位制の離脱を余儀なくされなくなるであろうとの予測が広まった。これにより、早晩日本もイギリスに同調せざるを得ないだろうとの金輸出再禁止を見越した投機が発生した。この時期には、三井、三菱など財閥系銀行は国内に適切な投資対象を見出すことができず、高金利であったイギリスに投資していたことから、イギリスでの資金凍結はこれらの銀行にドルを必要とする事態を生じさせていた<sup>18</sup>。このような投機・実需双方による大量の円売りドル買い

<sup>18</sup> 中村(1993)、115頁。この時の財閥銀行の「ドル買い」については、取引上やむ

に対し、政府は正貨現送とドル売りで応じた。すでに同1年4月に濱口内閣は首相の健康問題により総辞職し、8月前年の銃撃事件で受けた傷の悪化と国会登壇の無理が祟り濱口雄幸は死去していた。井上は浜口内閣を引き継いだ第2次若槻禮次郎内閣においても蔵相を続投、同内閣は引き続き金解禁政策を推進することになった。

1931年9月18日満州事変が勃発、同月21日イギリスが金本位制を離脱したことにより、金解禁政策の基盤は総崩れとなり、緊縮財政＝公債不発行方針も風前の灯となっていたが、政府一日銀は公定歩合を1931年10月6日、さらに翌11月5日に引き上げ、同年4月1日に引き下げられて間もなかった銀行協定金利も、12月14日引き上げられ、金融引締めによってドル買いを進める大銀行に対抗した。<sup>19</sup>しかし12月、満州事変の勃発とその処理につき閣内不一致によって若槻内閣が倒れ、立憲民政党から立憲政友会へ政権が移行する。井上財政は成功を収めることなく終わることになった。1932年井上も血盟団員によって暗殺され、金解禁を主導し、日本の経済政策上稀にみるデフレ政策を推進した二人が相次いで歴史の舞台から去ることになったのである。

1931年12月13日、立憲政友会の犬養毅内閣は、日露戦争後30年の財政家としての経歴を持つ「日本財政の長老」であり、1927年の金融恐慌時に際しては、日銀総裁であった井上とともにモラトリアムを発してパニックを収め、首相経験もある高橋是

---

を得ないものであったとの三井の池田成彬の回想と、金解禁を支持しながら、投機行為を行う「売国行為」との井上準之助の激しい三井批判がぶつかった。「金融」資本の活動としていささかも「不法性」を感じなかった池田の観方と、三井の活動をモラルハザードと捉え激怒した井上の観方とは、同じ事態のいわばコインの裏表であった。問題はそのどちらが正しかったかではなく、このことを通じて大蔵省―日銀と市中大銀行との間で「共通の行動規範」に亀裂が生じたということ、これが1931年末の異常な金融引締めにつながっていったのだといえよう。

<sup>19</sup> 佐藤(2016)は、これにより国債価格が惨落、遊資を抱えていた銀行の収益を悪化させ、明治以来形成されてきた金融財政ガバナンスが機能不全に陥ったという注目すべき指摘をおこなっており、1931年が金融恐慌一歩手前の危機的状況であったことを指摘した。このことが、高橋是清―深井英五のラインに、国債のシンジケート団引き受けではない日銀による引受発行と日銀保有国債の金融機関売却(売りオペ)という手段を編み出させていくことになったとしている(佐藤(2016)、143頁)。

清に異例の大蔵大臣就任を要請した。5 度目の大蔵大臣に就任した高橋は、「国民の大多数をして、総括的窮乏の苦悩により脱しつせしめ、躰て産業を興し、生活の安定に向はしめんとする時局匡救の第一歩であると信じ」、同年 12 月 17 日に金輸出再禁止を断行するとともに、デフレ脱出政策を強く打ち出すことになった<sup>20</sup>。

高橋財政の前半期には、世界恐慌と昭和恐慌による深刻な不況状態からの脱出が図られた。内外市場の急激な縮小によって生じた資本と労働力の過剰＝供給力過剰を吸収するための需要喚起策として、①財政資金を投入して有効需要を創出し、国内市場の絶対的拡大を図るとともに、②輸入を防遏して国内市場の相対的拡大を図り、③輸出促進のための低為替政策を推進し、市場の拡大を目指すとともに、1932 年 7 月には資本逃避防止法を制定、これにより円安や金利の内外差による銀行預金の海外流出を封じる施策を採ったうえで、国内の低金利政策を進める総合的な不況脱出策、景気対策を展開することになった<sup>21</sup>。税収が落ちる不況期の「積極財政主義」のためには、赤字国債の増発が不可避となる。国債増発は債券市場を通じ、長期金利の上昇圧力となる。このため日銀による国債の直接引受けが認められることになったのであるが、これらは金輸出再禁止、金兌換停止によって日本が管理通貨制に移行し、資本逃避防止法、1933 年の外国為替管理法によって貿易取引と自由な国際資金移動を統制したことで可能となった。

赤字財政による有効需要政策によって需給ギャップが埋められれば、その後はインフレーションを引き起こすおそれがある。このため、赤字国債の日銀引き受けの後には、日銀保有国債が市中に売却され、民間に散布された財政資金の吸収を行う必要があった。国債の日銀引受け発行は、日銀保有国債の売却と一体で進められることが条件とされた。日本における個人の国債保有はきわめて限られていたことから、その購入主体として期待できたのは金融機関、特にこの間に預金吸収力を高めていた五大銀

<sup>20</sup> 1932 年 1 月 21 日、衆議院における高橋是清蔵相の演説（大蔵省昭和財政史編集室編（1954a）『昭和財政史 第 1 巻 総説』東洋経済新報社、403 頁）。

<sup>21</sup> 三和（2003）、336 頁。

行ということになる<sup>22</sup>。1920年代以来の遊資を背景に、五大銀行を始めとした民間金融機関が、債券投資を増やすことでこれに応じるかが成功の条件をなしていた。これに加え、もしそれが可能であっても、日銀券の増発—政府支出増によってマネーサプライが増大し、市場金利が低下、景気回復で民間資金需要が立ち直ってくるようになれば、クラウディング・アウトを起こし、債券価格の暴落＝長期金利高騰によって景気が腰折れ、金融機関の財務が大幅に毀損するとなれば、1920年代の金融危機、1931年末の金融不安定性を増幅再現しかねない。

いずれにしても、その後の「出口政策」はきわめて難しいものであった。このため日銀による直接引き受けは、この市場の「国債消化力」を大蔵省と日銀がリジッドに把握し、コントロールすることを必要とした。日銀サイドからは、高橋とともに日露戦争の外債募集で苦楽を共にし、井上財政の下で日銀副総裁を務め、高橋財政の途中に総裁となり、馬場財政にまで関わった深井英五が、日銀の国債引き受けによる日銀券増発がもたらす影響につき、国債引受シンジケート団ないし大銀行の動向を細心の注意でモニタリングし続けていたとされる<sup>23</sup>。ただし高橋自身は、このような日銀引き受けによる国債発行に頼った赤字財政は、景気刺激のための一時的政策であるとの認識を持っていた。

高橋財政の成果を表1より見よう。1931年0%台にまで落ち込んだ実質GNP成長率は、1932年に4.4%となり、1933年には10%を超える高さを示している。1932年から政府支出を先頭に内需が伸び始め、1933-34年は消費と民間固定資本投資が経済成長に大きく貢献している。有効需要政策の展開によって昭和恐慌の深淵にあえいでいた日本経済は見事にリカバリーしたといえよう。世界でも深刻とされた日本経済は、世界恐慌が長期不況へ移行する中、農業部門を除き、いち早く景気回復を見せた。高

---

<sup>22</sup> この点について、佐藤（2016）は、高橋蔵相が国債の日銀引き受け実施に当たって、国債引受シンジケート団、とりわけドル買い問題で井上蔵相と決定的に関係を悪化させていた三井銀行の池田成彬が、大蔵省、日銀と協調し、日銀売却国債の買い入れに応ずるかどうかに注目していたと指摘している（佐藤（2016）、163頁）。

<sup>23</sup> 深井英五（1941）『回顧70年』岩波書店、274頁。

表1 GNPの推移

年	実質GNP		名目GNP	消費 (名目)	政府経常 収支 (名目)	政府固定 資本投資 (名目)	民間固定 資本投資 (名目)	輸出 (名目)	輸入 (名目)
	(百万円)	対前年 増減率 (%)							
	(百万円)	(%)	(百万円)	(百万円)	(百万円)	(百万円)	(百万円)	(百万円)	(百万円)
1929	13,735	0.5	16,286	11,782	1,612	1,210	1,620	3,300	3,223
1930	13,882	1.1	14,671	10,850	1,452	1,010	1,329	2,486	2,439
1931	13,941	0.4	13,309	9,754	1,685	902	1,058	2,029	2,105
1932	14,557	4.4	13,660	9,804	1,839	1,093	971	2,466	2,479
1933	16,025	10.1	15,347	10,850	2,046	1,193	1,310	3,092	3,107
1934	17,422	8.7	16,966	12,097	2,005	1,237	1,715	3,580	3,639
1935	18,366	5.4	18,298	12,668	2,117	1,354	2,006	4,158	3,991
1936	18,763	2.2	19,324	13,328	2,183	1,427	2,209	4,580	4,389
1937	19,949	6.3	22,823	15,121	2,609	2,482	3,195	5,401	5,969
1938	20,173	1.1	26,394	16,012	3,046	4,044	3,947	5,283	5,924
1939	21,954	8.8	31,230	17,912	3,402	4,557	5,284	6,298	6,204
1940	22,848	4.1	36,851	20,290	4,821	5,368	6,367	7,192	7,150

(出所)大川一司編(1974)『長期経済統計1国民所得』東洋経済新報社、より作成。

橋は経済が回復する一方、市場の国債消化率が急激に悪化した 1934 年を境に、国債発行の漸減、健全財政の回復方針を模索し、緊縮政策への一大転換が試みられる<sup>24</sup>。高橋財政の後半期は、陸軍による軍事費拡張要求を極力抑制しつつ、財政支出を 22—23 億円台で維持することで、インフレの発生を予防することに重点が移されることとなるのである<sup>25</sup>。

1935 年 7 月高橋蔵相は、「国家の財政も其の機能に於て国民経済活動の一部を構成すると共に独自の存在を有するもので、財政としての組織が保持せられなければ軍事、外交、産業其他の公共団体の経済たるとを問わず、借金政策は漸増し、租税其他の収

<sup>24</sup> 井手 (2006) では、1934 年に日銀の国債売却が難しくなったことを受け、高橋が「減債主義」に転換したとする。この転換は高橋の前任者である藤井蔵相の下で進められていたが、高橋がこれを受け入れ継承したものであり、この時の減債主義は、井上財政時の公債不発行による減債ではなく、発行量の漸減であった (井手 (2006)、188 頁)。

<sup>25</sup> 中村 (1993)、119 頁。

入も其利払に迫はるる結果となるであろう。其の如き事態が生ずると、国債費中公債に依る部分が益々多くなり、財政の機能は行き詰りに陥らざるを得ない。かくては国家財政の信用を維持し難く、公債の消化は行詰まり、結局印刷機械の働きに依り財源の調達を図らざるべからざる状態に至る。斯くて、所謂悪性インフレーションの弊は必須の勢となるであらう。故に公債の問題は、単なる国債の債権債務の均衡と云ふが如き、狭い見地から是非を論断することができないのである」と国民経済の均衡を破ることを警告し、無制限の国債発行が悪性インフレーションにつながる道だとして警鐘を鳴らした<sup>26</sup>。

翌 1936 年、物価は 1930 年水準に戻り、デフレ脱却がいよいよ明らかとなった。このため、当年度は財政支出の増加を抑制し、できる限り公債発行額の減少を図り、国家財政および公債に対する信用を保持することとし、金融機関に対して国債消化のための協力を要請した。よく知られるように、このような高橋蔵相の「健全財政主義」への転換、軍事予算削減方針は、軍部の反感を買うこととなり、1936 年の二・二六事件における悲劇的な死を招くことになった。高橋亡き後、インフレ激化の抑制に努力していた日銀総裁の深井英五も軍部要求による軍事費増大のための赤字国債の発行を抑えることができず、1937 年失意のうちにその職を辞すことになった。

二・二六事件後、軍事費膨張の歯止めは外され、満州事変の勃発とともに、財政規模は急激に拡大していった。二・二六事件後に成立した広田内閣の馬場鑓一蔵相は、軍部の意向を取り入れた軍拡型の大型予算を編成し、国防充実、軍備拡張のための積極的な公債発行に対する消化政策と約 4 億円の大増税を企図した<sup>27</sup>。しかし、1937 年

---

<sup>26</sup> 『東京朝日新聞』、1935 年 7 月 27 日。

<sup>27</sup> 馬場蔵相は、1935 年 9 月東京大学における講演において、「私は実は赤字公債をそんなに恐れない。恐れたところでは出さなければならぬものは出さなければならぬ。出すについての根本の見透しと計画さえ樹つならば、決して民間のものもこれを引受けるに躊躇しないだろうし、若し又民間で或程度躊躇するとしても、この公債を引受けさせる途を講ずることは幾らも外に方法があると思ふ。例へば、今日預金部で引受けて居る公債をモット増すとか、或は鉄道であるとか印刷局であるとか、事業をやつて居る官庁の共済組合は皆公債を持たせるとか、或は今日の保険会社或は信託会社に

1月に軍部との対立によって広田内閣は更迭され、その後を陸軍大将の林銑十郎が内閣を組閣した。同内閣の蔵相となった日本興業銀行出身の結城豊太郎は、積極的公債政策を引き継ぎ、1937年度予算を成立させるとともに、馬場蔵相の税制改革案を修正し、臨時租税増徴法によって、第2種所得税および資本利子税の減税をおこなった<sup>28</sup>。

1937年度予算は、1932年度予算と比較して規模が倍以上となった。①満州事変の経費が多く、②陸海軍の新規要求が大きいこと、③公債費が増えたこと、④時局計画に多額の支出をしたこと、⑤地方財政補助費が増加したことが予算膨張の主な要因であった<sup>29</sup>。これら費目の増加は、高橋財政にも見られたものであるが、馬場・結城財政は、公債漸減方針を放棄し、公債拡大並びに軍事主導の財政膨張に寄与した点で、遊休資金、遊休生産設備の存在を前提に、国債流通市場の動向をモニタリングしつつ景気回復を目指した高橋財政とは、その目的と考え方・手法を異にするものとなったのである。

1937年7月、日中戦争勃発にともない、日本は準戦時体制へと移行した。同年6月に成立した第一次近衛内閣は、直ちに5億円、9月には20億円の臨時軍事費の予算編成を行った。1937年9月、經常予算28億円とほぼ同額に当たる臨時予算成立と同時に成立したのが、「臨時資金調整法」、「輸出入品等臨時措置法」であった。「臨時資金調整法」は、「物資及資金の需給の適合に資する為国内資金の使用を調整する」という目的にしたがって、企業の創立等の事業資金を統制し、長期資金を軍需産業に優先して供給するというものであった。「輸出入品等臨時措置法」は、輸出入に関係する商品、原材料について、その生産、加工、流通、保存、消費に至るまでの統制の権限を政府に与えた。この二法により、管理通貨制度の下、金融市場と貿易市場が完全に統制さ

---

モット公債を持たせるとかいふことは、行政手段、法律手段を以てやっても宜しい。」との公債に対する考え方を明らかにしている。(大蔵省昭和財政史編集室編(1954b)『昭和財政史 第6巻 国債』東洋経済新報社、265頁)。

<sup>28</sup> 大蔵省昭和財政史編集室編(1965)『昭和財政史 第1巻 総説』東洋経済新報社、152頁。

<sup>29</sup> 大蔵省昭和財政史編集室編(1965)、153頁。

れることになった。翌 1938 年 4 月には「国家総動員法」が成立し、労働力の徴用、賃金その他の労働条件の決定、物資の生産配給について命令を下し、企業行動や利益金処分、金融機関の資金運用など広汎な生産要素市場、企業行動についての統制が可能となった<sup>30</sup>。法律の運用の実際に当たっては、勅令、省令等に委ねられることが多かったことから、経済統制のほとんどの権限を無制限に官庁に委任する結果となったのである。

次に、このような 1930 年代の日本経済および財政金融政策の展開を受けた、当該期の預貯金市場と郵便貯金の実情に目を向けよう。

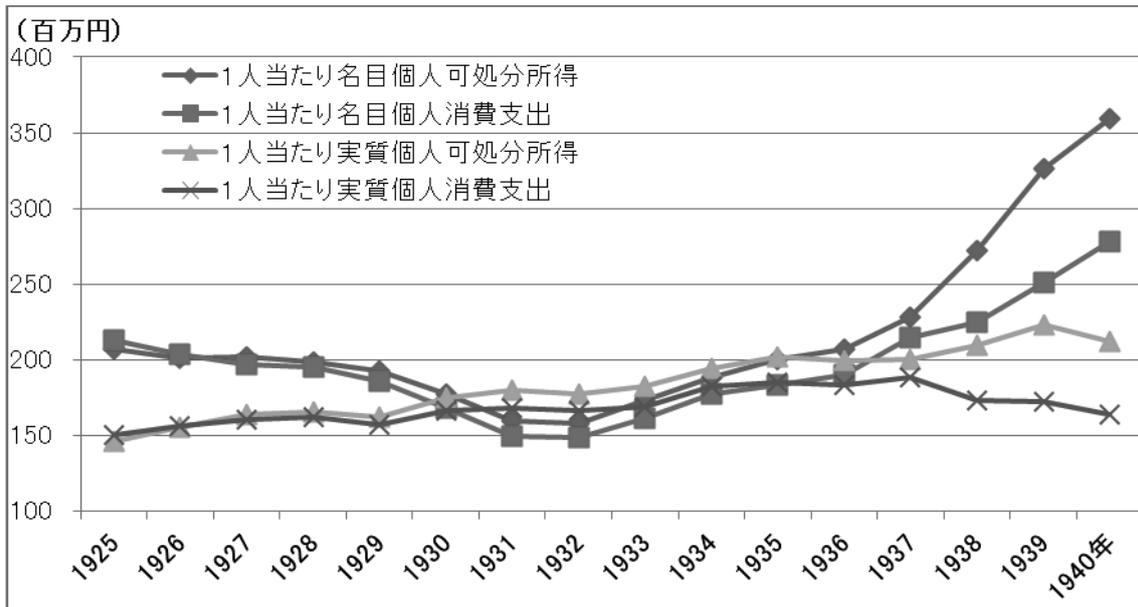
### 3. 1930 年代の預貯金市場と郵便貯金

図 2 を見ると、第 1 次大戦後趨勢的に下落傾向にあるものの、1925—26 年には一人当たり名目個人消費支出が一人当たり名目個人可処分所得を上回っているという特徴が見出される。金融恐慌が勃発した 1927 年には一時的に一人当たり名目個人所得の持ち直しが見られるが、以降両数値ともに下落に転じ、この動きは昭和恐慌後 1932 年まで続いた。1928 年からは一人当たり名目個人消費支出は一人当たり名目個人可処分所得を下回るようになった。しかしこれを実質値で見ると、事態は異なって見えてくる。1920 年代の一人当たり実質個人可処分所得、一人当たり実質個人消費支出とも上昇傾向にあり、それが下落に転じたのは 1929 年であった。この名目、実質の動きの違いは、この間の急激な物価下落によって説明される。このことは、1920 年代のいわゆる「慢性不況」感が、小生産者および農民中心にデフレ圧力を与えていたことによるものであったことを物語る。

#### 図 2 可処分所得および個人消費支出の推移

---

<sup>30</sup> 中村（1993）、128 頁。



(出所)大川一司編(1974)『長期経済統計1国民所得』東洋経済新報社、より作成。

1929年になると、一人当たり可処分所得、一人当たり個人消費支出が名目、実質共に下落に転じ、世界恐慌の影響が激甚に日本経済に伝わってきていたことがわかる。その後1932年まで一人当たり名目個人可処分所得、一人当たり名目個人消費支出は下がり続ける。昭和恐慌の影響が主にデフレによるものであったことは、これによっても明らかであろう。これに対し、一人当たり実質個人可処分所得、一人当たり実質個人消費支出は1929年をボトムとして増加に転じている。例外は1932年で、この年に一人当たり個人可処分所得と一人当たり個人消費支出が単年減少している。この年が井上財政から高橋財政への移行期であったことを考えると、1931年末の金融引締めが实体经济にも影響していたことを示唆するものであろう。

1932年を境に各数値は上昇傾向に転じる。一人当たり個人可処分所得、一人当たり個人消費支出の名目値が実質値を超えるようになるのは、物価が急激に上昇を見せ始める1936年からであった。1937年には名目一人当たり個人可処分所得が急伸し、名目一人当たり個人消費支出との差が拡大した。しかし実質値で見ると、1935年から1937年は一人当たり個人可処分所得、一人当たり個人消費支出はむしろ一進一退であ

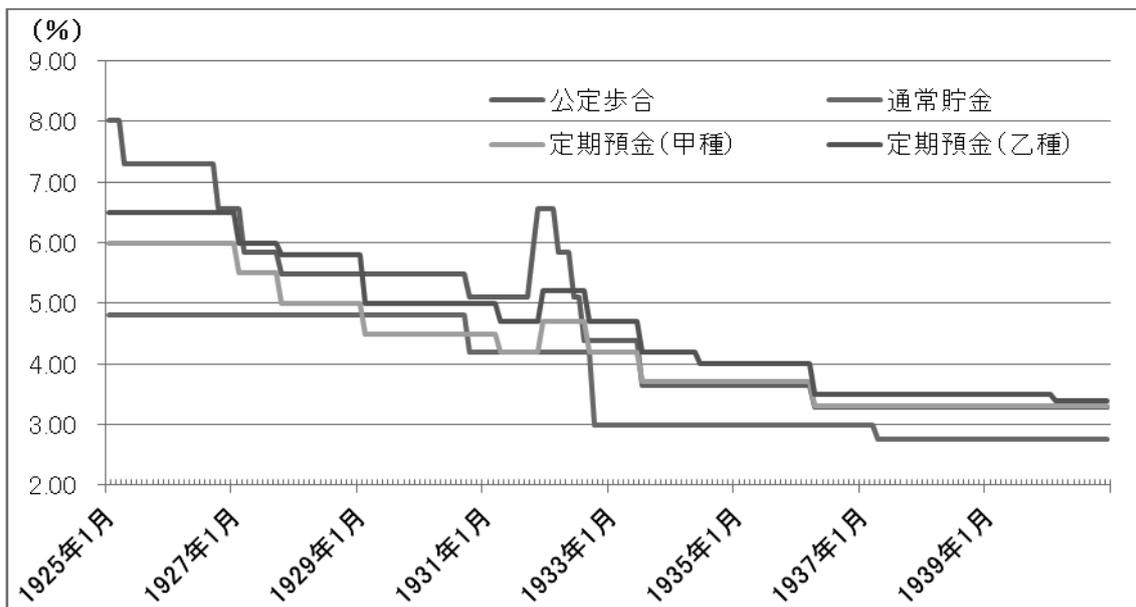
った。注目すべきは、1937年以降実質個人消費支出は下落に転じ、上昇傾向に転じた実質一人当たり個人可処分所得も1940年に下落に転じていることである。この間一貫して伸び続けたのは、名目一人当たり個人可処分所得と一人当たり名目個人消費支出であり、その伸びは大きく乖離していく。1930年代後半における一人当たり名目可処分所得と一人当たり名目個人消費支出のこの差が、1930年代における個人貯蓄の増大となって現れることになったのである。

このような変化を受け、1920年代後半から1930年代を通じ、預貯金市場はどのように変動したのであろうか。預貯金市場における資金の動きを規定する大きな要因は、金利である。そこで預貯金金利の変動を図3で見よう。1920年代前半月銀の公定歩合は、年利8分3毛で変化することがなかった。定期預金金利（東京預金協定加盟銀行の協定利率（甲種、乙種））も1920年代前半には大きな変動を見せなかった。1926年公定歩合が引き下げに転じると、これを追って定期預金金利も1927年2月に6分から5分5厘、1927年10月に5分、1929年3月に4分5厘へと段階的に引き下げられている。この低金利は、1930年代初頭まで続き、1930年4月に4分2厘に引下げられた。1931年公定歩合が引上げに転じたことを受け、同年12月に4分7厘に引上げられた。先述したように、金解禁政策を背景に、井上蔵相が大銀行、とりわけ三井をターゲットに金融を引き締めたことによる<sup>31</sup>。

1932年8月には内閣が交代、高橋蔵相の登場とともに、公定歩合は再度4分2厘に引下げられた。以降、1933年7月から1936年3月は3分7厘、以降1930年代後半は3分3厘で推移している。井上財政期1931年末の異常な時期を除き、1920年代後半から1930年代は趨勢的な低金利時代であったといえよう。一方、政策によって決定される郵便貯利率（通常貯金）については、1915年以降4分8厘で変化がなかった。

### 図3 公定歩合および預貯金金利の推移

<sup>31</sup> 先に触れたように、佐藤（2016）によれば、この預金金利の引き上げが銀行経営を圧迫することになった。



(出所) 後藤新一(1970)『日本の金融統計』東洋経済新報社、より作成。

これが引下げに転じたのは、1930年10月の引下げで4分2厘となり、1932年10月に3分、1937年4月に2分7厘6毛と、1930年代において3度の引下げが実施された。この限りでは、1931年末の特殊な事態を除き、1920年代後半から1930年代の市場の低金利に追随しているように見える。

しかし、1920年代と1930年代後半以降では低金利の意味するところは大きく違っていた。井上財政期における低金利は、遊休生産設備の急増による遊資の発生にその根拠を置いていた。1930年の郵便貯金金利の引き下げは、地方で続く銀行の動揺＝金融のシステミックリスクに対応するという1920年代以来の銀行の要請という側面が強い。1932年の高橋財政の下での郵便貯金金利の切り下げについても、前年末に進められた引締め政策から転換することで、都市銀行の保有債券下落による収益悪化や地方ないし中小銀行の資金コスト上昇から1920年代の銀行動揺、金融危機が再現することを抑えこむという高度な「政治判断」によるものであったと考えられる。しかし、この低金利政策への転換は、国債の日銀引き受けの模索と同時進行していた。その意味で、銀行動揺が収まる1932年以降、低金利政策は金融市場の安定、昭和恐慌の打

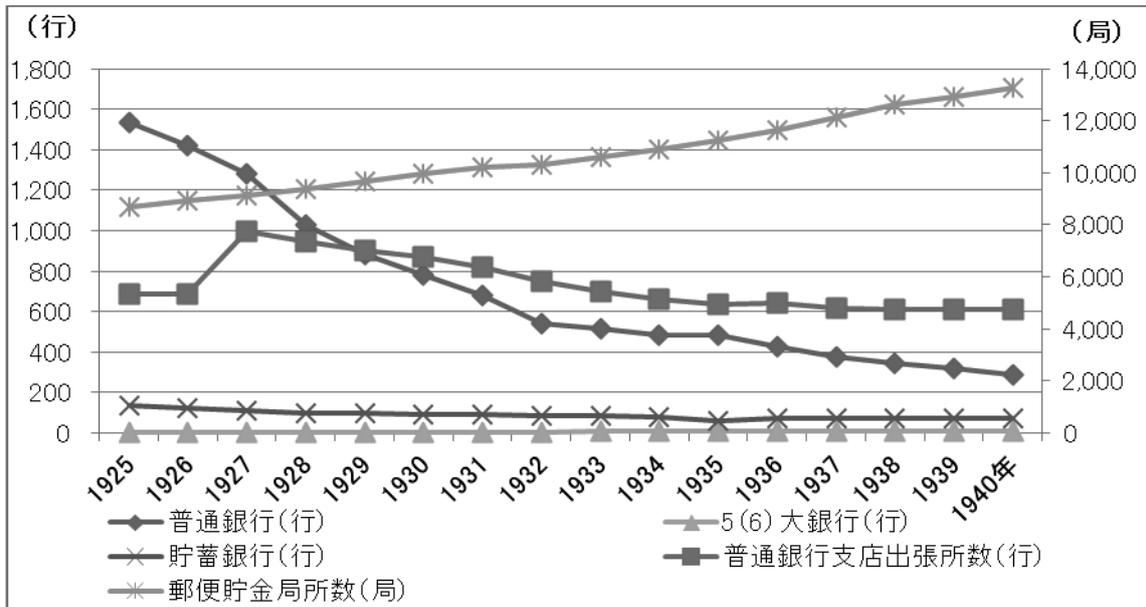
撃を受けた産業の振興というリノベーション政策に加え、満州事変によって公債発行の増大が見通されたことによる国債価格維持政策という性格が強化されていくことになる。

遊休生産設備がなくなり、リノベーションが一応成功したとみられるようになった1936年に二・二六事件が発生、馬場、結城財政では公債拡大主義の歯止めが外されることになる。低金利政策によって国債価格は維持されたものの、国債大增発によるクラウディング・アウト＝金利高騰のリスクと通貨膨張によるインフレリスクが共に高まることになった。このため結城財政の下では、郵貯金利の引下げと貯蓄奨励政策の推進という、本来相反するテーマが郵便貯金に求められることになった。日銀引受けを補完するものとして、預金部資金による国債引受けが復活拡大されるとともに、郵便局による国債売出しも復活される。郵便貯金の増加は、財政金融政策にとって不可欠な一環に組み込まれることになったのである<sup>32</sup>。

金利とともに預貯金市場に影響を与える大きな要因は金融行政である。この点1920年代後半から1930年代が日本の金融行政の大きな転換点であったことに注目する必要がある。1920年代、日本の銀行制度はシステム・リスクを大きく高めていた。このため1927年3月公布された銀行法（1928年1月施行）にもとづき、競争制限的方針が打ち出され、弱小銀行の整理と銀行合同が政策的に進められることになった。図4にみられるように、普通銀行数は1925年1,537行、1928年1,031行、1930年782行と半減、1936年からは一県一行主義に向けられた行政が強力に推進され、1922年の「貯蓄銀行法」により、先行して一県一行主義の進められた貯蓄銀行の合同も合わせ、その預貯金市場に与えた影響は甚大であった。1920年代には、金融危機によって銀行の安全性が問われ、銀行の整理と淘汰が進むことにより、三井、三菱、住友、安

#### 図4 金融機関数および郵便局所数の推移

<sup>32</sup> 従来国債の発行は銀行シンジケート団と預金部が引き受け、その残を日銀が引き受けたのに対し、これ以降は日銀引受の残りを預金部および日銀手持ち国債の郵便局売出しで調整する形に変質している。



(出所) 後藤新一(1970)『日本の金融統計』東洋経済新報社、および通信省『貯金局統計年報』各年版、より作成。

田、第一(1933-43年には三和銀行が加わる)からなる五(六)大銀行と郵便貯金に預金が集中していくことになったことは、すでに多くの先行研究によって指摘されている。この時期の銀行行政は、中小銀行の過大な預金獲得競争を抑制するものであったが、同時に大銀行においては遊資を抱え、不安定な預金が流入することで、金融危機が伝蔵されることに警戒感があり、支店政策に抑制的であった点は注意されねばならない。不健全な、あるいは弱小の銀行の整理=退出は当然のこととされたが、金融システム全体に与えるリスクを考え、競争抑制方針の下政策的に合同が進められ、再編成が整然と進めること、またその対象外である大銀行もまた預金銀行化へ積極化にブレーキがかかったのである<sup>33</sup>。

この銀行の再編成過程とそれに応じた銀行行政の展開によって、預貯金吸収網には大きな影響が現れた。図4に見られるように、普通銀行の本店数は1920年代後半から一貫して減少していく。1927年3月「銀行法」公布によって、銀行が「支店其の他

<sup>33</sup> 戦前の預金銀行化については、五(六)大銀行間でもかなりのスタンスの差があった。

の営業所又は代理店を設置せんとするとき、本店其の他の営業所の一を変更せんとするとき、支店以外の営業所を支店に変更せんとするとき」は大蔵省の許可を要することとなった。これは戦後に引き継がれる店舗行政の出発であった。このため、1927年の統計数値の連結に不整合が見られるものの、1920年代後半から、普通銀行の支店出張所数は一貫して減少していくことになったのである。

民間金融機関の店舗政策変化に対し、郵便貯金の貯金吸収網は全く異なる動きを見せている。全国に散在する郵便局局所数は、1925年8,707局から1930年9,954局と5年間で約1,200局増加した。郵便貯金の不振によって事業予算が逼迫した1920年代半ば、郵便局増設に際しては請願通信施設の制度を活用しながら、局間距離（郵便局間の距離が市内・近郊地500m以上、その他は2km以上）、通信力（郵便利用の質量）、享便戸数（500戸以上）を踏まえた設置基準が設けられた<sup>34</sup>。さらに1934年、後に述べる経緯により決定された「通信事業特別会計」が発足したことともない、郵便置局全般の改善が計画され、1936年「郵便事業更生十カ年計画」が策定されている。同計画は、欧米先進諸国の通信機関の分布状況を参考とし、1936年度末において人口5,800人につき1局の割合で配置されていた窓口機関を、人口4,000人につき1局を配置する方針が定められ、1937年度以降10年間に窓口機関7,300局（このうち無集配三当局は6,200局）の増設を目指すという野心的なものであった<sup>35</sup>。

これは日本の郵便局制度史上、「先進国＝一等国」の世界水準で政策目標値を確定し、当面する一定の設置基準に準拠させつつ、長期計画を通して実現を目指す画期的なも

---

<sup>34</sup> 郵政省編（1960）『続通信事業史 第3巻郵便』、財団法人前島会、32頁。

<sup>35</sup> 郵政省編（1960）、31頁。なお同会計の設立は、言うまでもなく直接郵便貯金の増加だけを目的とするものではなかった。そうであるがゆえに、金利問題とは異なり、銀行に比較した「不公平性」は直接問題にされ得ず、また財政金融の不可欠な一環に組み込まれた郵便貯金の増加は、政府にとって切実な問いとなっていたのだと言えよう。「通信事業特別会計」による郵便局の改善整備および拡大については田原啓祐（2015）「戦前昭和期の郵便事業」、『郵政博物館 研究紀要』郵政博物館、第7号、14 - 39頁、が詳細な分析をおこなっており、同論文を参照されたい。

のであった<sup>36</sup>。このような意欲的な郵便局所政策により、1930年から1940年にかけて、普通銀行が782行から286行に激減し、支店出張所数が6,755行から4,755行に減少したのと対照的に、1936年度末に1万1,667局であった郵便局所数は、1940年1万3,278局、1944年1万4,238局に激増し続け、戦時体制に突入していく。それらの局と付帯する外延的施設が貯蓄奨励運動の拠点として、貯蓄吸収網の結節をなしていく。1932年の競争力を抑制された郵便貯金利子引下げと引き換えに、郵便貯金はこの「通信事業特別会計」を通じ、長期計画をもって貯蓄奨励の拠点を拡大していくことが可能になったのである。

以上、1920年代後半から1930年代の預貯金市場を規定した競争条件について概観した。最後に図5によって1930年代の預貯金市場を通観しよう。個人預貯金の対比を行うため、やや不正確ではあるものの、ここでは普通銀行預金は定期預金によって代表させている。まず目につくのは、1930年から1933年まで、地方銀行の定期預金の減少が著しいことである。1933年まで弱小な地方銀行からの預金流出が続いていたことは、明らかである。この間、五大銀行は一貫して定期預金を増やしており、1933年に三和銀行の設立によって六大銀行となったあたりで地方銀行預金を上回り、郵便貯金残高に追いつく増勢を見せている。1920年代に始まった地方銀行から五大銀行への預金シフト、預金集中が、1930年代前半にも進んでいたことが判明する。一方、1920年代に一県一行主義が一定程度進められていた貯蓄銀行は、1930年代には漸増傾向をたどっている。1933年までの預貯金市場をベースにおいて規定していたのが、1920年代における銀行動揺＝信用不安であったことは、これをもっても明らかであろう。

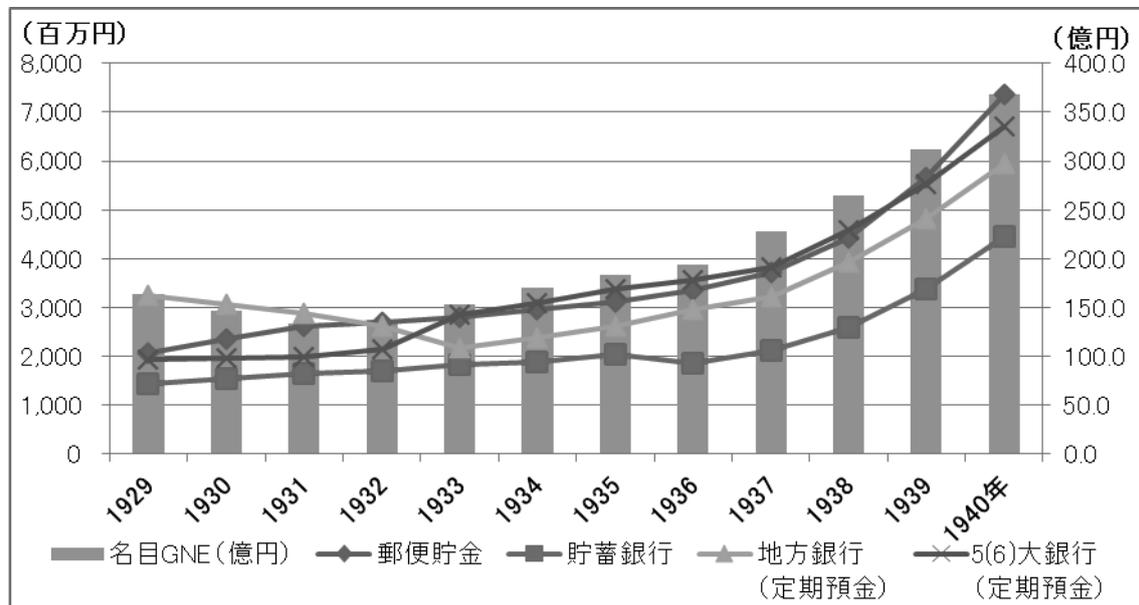
これに対して注目される動きを見せたのが郵便貯金である。1931年までの増勢は、1932年に鈍化している。1932年の郵便貯金利子の引き下げが影響したことは見やす

---

<sup>36</sup> この設置基準については、その後漸次改定がなされているものの、その目標値については戦後に継承され、局所政策のベースとされたが、現在に至るまで目標はクリアされていない。この時期の逡信官僚の政策立案意識の高まりを見ることが出来る。

い。残高ベースでは明らかにならないが、すでに先行研究で示されているように、同

図5 預貯金残高(名目)の推移



(出所)後藤新一(1970)『日本の金融統計』東洋経済新報社、および通信省『貯金局統計年報』各年版、より作成。

年度の預払を通じて大口貯金が払い戻されており、それらが五(六)大銀行や相対的に安定を取り戻していた貯蓄銀行にシフトしたことが考えられる。すでに見たように、この時の郵便貯金の金利引下げが、郵便貯金への資金偏在の是正という意味合いを持っていたから、これは政策的に成功であったと評価されよう。翌1933年からは高橋財政によるリノベーション政策の効果が現れてくる。地方銀行定期預金は同年に底を迎え、五(六)大銀行定期預金残高は郵便貯金残高を超える。1933年自小作農民の平均農業所得が底を打ち、翌1934年には地方銀行定期預金が増え、他の預貯金を超える伸び率で残高を増やしていく<sup>37</sup>。なお1936年の貯蓄銀行の貯金減少は、1936年9月に川崎貯蓄、東京貯蔵銀行が親銀行である川崎第百銀行に合併されたことによる集計上のものである。貯蓄銀行法施行以降ほとんど減少することのなかった貯蓄銀行の総預金は1936年上期末の21億3,700万円から同下期末18億4,300万円へ減少

<sup>37</sup> 中村(1993)、123頁。

した<sup>38</sup>。

1920年代の銀行動揺の影響は、1930年代中頃には一応吸収され、以後預貯金市場は次第に異なる影響によって規定されるようになる。前掲表1に見られるように、1931年以降実質GNPを下回っていた名目GNPが1936年に実質値を上回るようになる。これによりデフレーションが解消され、1937年になるとインフレーションの発生が鮮明になる。ここで注目されるのは、1937年に郵便貯金の金利改定が行われているものの、やはり残高ベースではその影響が見られないことである。しかし、種別で見ると相対的に有利に利子が設定されていた積立貯金及び月掛貯金残高は減少しており、それを超えて普通貯金が急増、1932年を上回る払い戻しの大口化と預け入れおよび現在高の小口化が見出される。金利感応的な大口貯金の流出により、1932年に続く郵便貯金の零細化が進んでいたことがわかる。

図2において示したように、1936年以降名目一人当たり個人可処分所得が急伸し、名目一人当たり個人消費支出との乖離幅が高まっていくことを考慮すれば、1937年の郵便貯金の増加は、大口貯金の流出を超えて消費財価格の急騰＝インフレによる「強制貯蓄」が郵便貯金井流入していたことによるものであった可能性が強い。この点は他の銀行個人預金も同様であろう。同年大蔵省外局に「国民貯蓄奨励局」が新設され、その諮問機関として「国民貯蓄奨励委員会」が設置され、1938年4月には「国民貯蓄奨励ニ関スル件」が閣議決定され、国民貯蓄増強策が国策として実施され、日露戦時に続く「戦時」運動が再現されることになった。郵便貯金は1938年から1939年にかけて大きな伸びを見せ、その残高は再度五（六）大銀行を上回り、1940年に圧倒的な強さを発揮するに至った。

しかし、この1940年の9月、郵便貯金の増勢は鈍化を始める。翌1941年12月8日真珠湾攻撃により、日本は第二次世界大戦に突入、戦時公債の急膨張が不可避となった。戦争遂行のための国債消化力増強にとって、郵便貯金の恒常的増加は必須課題

---

<sup>38</sup> 協和銀行行史（1969）『本邦貯蓄銀行史』協和銀行、230頁。

となった。奨励の運動化だけではこのような課題が担いきれないことが明らかになった。1941年10月、インフレ下の貯蓄にインセンティブを与えるため、長期安定的に保有することが有利となる貯蓄商品として定額貯金が開設されることになったのである。

#### 4. おわりに

郵便貯金利子の決定は、政策金利であったことによる非弾力性という特徴に加え、国営の貯蓄機関であるという性格から、当該期における日本の財政金融政策の劇的な変化の中に組み込まれ、実施されたものであり、その政策意図はそれぞれ異なり、郵便貯金の日本経済に持った意味の変化を反映したものであった。この郵便貯金の金利は、人為的低金利政策の下で、1937年のボトムを迎える。公債消化力としての郵便貯金の拡大は、金利以外の方法によるほかはなくなっていた。このため1941年10月に新たに定額貯金制度、積立貯金制度、1942年5月の郵便貯金切手制度、特別措置貯金制度、1944年12月の団体貯金特別取扱制度などの諸施設が続々開設されることになった。インフレによる「強制貯蓄」に始まった1930年代後半の郵便貯金の急伸は、戦時下動員を通じ、運動による半強制貯蓄の様相を強めていき、1940年代に入ると預貯金市場もまた統制経済の進展を通じ、市場としての機能を失うことになっていったのである。日銀による赤字国債引受による財政膨張、人為的低金利政策と金利統制、統制的金融行政、そしてこれらを補完するものとしての郵便貯金の増強—預金部資金の多角的運用という戦前期郵便貯金の構図がこうして1940年代に出揃うことになった。

戦後は均衡財政主義、国債不発行主義を原則とすることになったが、債券流通市場は事実上閉鎖状態にあり、金利規制と融資規制による人為的低金利政策が継続され、銀行経営は厳しく規制され続けた。一方、郵便貯金については、定額貯金の有利性は戦後に持ち越された。貯金吸収の拠点としての郵便局の拡充については敗戦後一時停

滞したものの、田中角栄が郵政大臣になるとともに戦前目標が復活され、大拡張の時代に入る。大蔵省預金部は GHQ によって否定されたものの、それに代わるものとして、高度成長の開始とともに、政府系金融機関と政策目的にしたがった公庫—公団が重層的に展開され、戦後財政投融资制度が展開されていくことになったのである<sup>39</sup>。

## 謝辞

本研究は、財団法人ゆうちょ財団「平成 28 年度研究助成」（研究テーマ「戦時期の郵便貯金—1930 年代預貯金市場を中心として—」）を受けた。本稿作成の資料閲覧に当たっては、公益財団法人郵政博物館資料センターのお世話になった。末筆ながらここに記して感謝の意を表したい。

---

<sup>39</sup> この点については、伊藤真利子（2017）「高度成長期郵便貯金の地域的展開—戦後『郵貯増強メカニズム』の形成・神奈川県の事例を中心として—」、郵政博物館『郵政博物館 研究紀要』第 8 号、24 - 44 頁、参照されたい。

# どうすれば景気に左右されずに 資産を運用できるのか

北海学園大学 経営学部 准教授 吉川大介



# どうすれば景気に左右されずに資産を運用できるのか

吉川大介  
北海学園大学 経営学部\*

July 27, 2017

## Abstract

本研究は安定的な投資手法、とくにペアトレーディングに焦点をあて、最適な取引開始（あるいは終了）時点を導出するものである。この最適な取引開始（終了）時点を求めるにあたって、モデル・パラメータの推定に誤りがあることも勘案し、可能な限り頑健な投資戦略の構築を行った。その際、相対エントロピーをペナルティ関数として用い、明示的に最適な戦略の導出に成功した。

## 1 はじめに

本研究はモデル・リスクを勘案したマーケット中立的な投資手法の構築を目指すものである。マーケット中立的な投資手法のうち特に有名なものはモルガン・スタンレーのNunzio Tartagliaのトレーディング・グループによって開発されたペアー・トレーディングである。これは共和分関係がみられる二つの銘柄を組み合わせたペアーの価値が平均回帰性を示すことを利用し、例えばペアーの価値が回帰水準をもっとも離れたときにポジションを組み、平均回帰水準に回帰したときを狙ってポジションを解消する、あるいは逆に回帰水準にタッチしたときにポジションを組み、回帰水準からもっとも離れたときにポジションを解消する、といったものである。

Tartagliaのグループはこのペアー・トレーディングにより大きな成功を収めた。実際、1987年には約5000万ドルの収益を上げたともいわれている。しかし、この手法の重要性は高収益性ではなく安定的な収益性にある。それ

---

\*本研究の成果は”An entropic approach for pair trading”としてEntropy 2017, 19(7)に掲載された。ここに記して感謝の意を表したい。

ゆえ、この手法はマーケット中立的な投資手法の中でも最も人気の高い手法の一つと考えられている。

このペアー・トレーディングはTartaglia以降、実務的に盛んに活用されただけでなく学術的にも大きく発展した。例えば、Elliott et al. (2005)はこの文脈におけるもっともよく引用された成果である。また、ペアー・トレーディングに関する包括的なレビューとして用いられるGatev et al. (2006)なども大きな研究成果の一つである。また、もともとのペアー・トレーディングはその名の通り一組の銘柄の組み合わせを用いるものだが、より柔軟に2つ以上の銘柄を組み合わせた統計的裁定と呼ばれる技術への拡張もあった (Avellaneda and Lee (2010); Kakushadze (2015)などを参照)。また、もともとは株式の組み合わせとして開発されたペアー・トレーディングだが、近年ではその他の証券にも応用されている。たとえば、Caporale et al. (2017)などは外国為替市場へもペアー・トレーディングの応用可能性があることを示している。

さてペアー・トレーディングは非常にシンプルな手法に見えるが、その実行にあたっては二つの問題がある。一つはペアーの価値が収束する平均回帰水準をどのように求めるのか、という問題である。今一つは、どのようにしてペアー・トレーディングの開始あるいは終了時点を求めるのか、という問題である。

最初の問題はモデル・リスクあるいはモデルの不確実性と言われる問題と関連がある。というのも、モデルの仮定に誤りがあったりモデル・パラメータの推定に誤りがあると、正しく平均回帰水準を求められないからだ。

二つ目の問題については、最適な取引開始（あるいは終了）時点を最適停止問題の枠組みでとらえることで克服しようとする試みがしばしば行われてきた<sup>1</sup>。実際、最適停止問題のフレームワークは、ペアーの価値がある閾値に達した時ポジションをロングあるいはショートするのが最適となるような、そのような閾値を我々に示してくれる。しかし、この第二の問題は第一の問題と強く関連している。なぜなら、最適停止問題は第一の問題で言及された平均回帰水準を含むモデル・パラメータに基づいて考察されるものであり、もしモデル・パラメータに推定誤差があったら最適停止問題も誤りを含んだものになってしまうからだ。

こうした問題を克服するため、たとえば、Ekström et al. (2011)は投資家がこのような推定モデルの誤りに備えてあらかじめロスカット・ラインを設定すべきであり、最適停止問題を解く場合もロスカット・ラインを組み込んで取り組むべきだと主張している。

たしかにロスカット・ラインを設定することは実務的にもよく用いられる自然な方法ではあるし直感に訴える方法でもある。しかし、本研究においてはより直接的にモデルの誤推定に備える問題に取り組みたい。そのほうが

---

<sup>1</sup>最適停止問題はいわば数学的なアプローチといってよいが、統計的なアプローチでこの問題に取り組み試みもある。例えば、Chen and Lin (2017); Chen et al. (2017)は統計的アプローチで最適な取引開始（終了）時点を導出している。

より頑健な取引手法の提案につながると考えるからである。<sup>2</sup>すなわち、本研究はモデルの誤差推定を考慮にいたした最適停止問題を解くことで頑健なペアー・トレーディング手法を提案するものである。

このような試みへのアプローチとしては二つ考えられる。一つはファジィ・ロジックを導入する、というものである。これはファジィ集合の概念をもとに考えられたものであるが、その顕著な特徴として挙げられるのは、部分メンバーシップと呼ばれる概念である。この概念は不確実性や不正確さを含む境界があいまいな要素の識別を可能にするものである。それゆえ、ファジィ・ロジックの導入により、最適戦略はより精緻なフラグを我々に示してくれる可能性がある。たとえば、ペアーが閾値に達した時に単に「買い」とか「売り」といった指示を返すのではなく、「強い買い（売り）推奨」、「買い（売り）推奨」、「弱い買い（売り）推奨」あるいは「ニュートラル」といったフラグを返してくれるかもしれない（ファジィ集合についてのより詳細は Zadeh (1965) を、またファジィ・ロジックのファイナンスへの応用については Sergueeva and Hunter (2004); Zhou and Dong (2004); Gradojevic and Gencay (2013) を参照されたい）。

誤推定への対応として今一つの候補としてはエントロピーを誤推定に対するペナルティ関数として導入することが考えられる。本研究では、こちらに焦点をあてる。ここで注意を喚起したいのは、モデルの不確実性の本質は投資戦略を策定するにあたって参照している確率測度について確信を持ってない、という点である。参照確率測度の推定にあたっては例えば最尤法などの統計的手法が用いられることが多いが、統計的推定は「間違っている可能性が低い」推定結果を我々に教えてくれるものであり、必ずしも真の確率分布を示しているとは限らない。そこで、もし真の確率分布を推定できてなかった場合に備えてエントロピーをペナルティ関数として最適停止問題の内部に繰り込んでしまう、というのが本研究で試みる基本的なアイデアだ。

このエントロピーという概念だが、ファイナンスには幅広く応用されている。たとえばリスク管理の手法としてもエントロピーは応用されている。実際、Bowden (2011) はテイル・リスクを測る道具としてエントロピーを提唱している。また、エントロピー・リスク尺度が金融危機のシグナルになりうるともいわれている (Gradojevic and Gencay (2008); Gencay and Gradojevic (2010); Gradojevic and Caric (2017))。その他のエントロピーに関連する尺度としては Yang and Qiu (2005) の提唱する効用エントロピー尺度などもある。さらに、Black-Scholes オプション価格へのエントロピーを利用した応用 (Stutzer (2000)) や確率割引ファクターの推定問題への応用 (Kitamura and Stutzer (2002)) なども知られている。加えて、エントロピーに基づくアプローチは時系列分析にも応用が試みられている。たとえば、Bekiros (2014) はタ

<sup>2</sup>同様の試みは Riedel (2009); Krättschmer and Schoenmakers (2010); Krättschmer et al. (2015) も取り組んでいる。ただし、彼らの試みはペアー・トレーディングに焦点を当てたものではない。

イム・スケール問題へのアプローチの一つとしてエントロピーの応用可能性を示している。

さて、相対エントロピーをペナルティ関数として導入することは、ペアー・トレーディングによる収益を最大化しつつ、参照確率分布がたとえ誤推定を含んでいても相対エントロピーを最小化することで頑健な投資手法を提示するものである。本研究では、このアプローチにより明示的な投資手法の導出に成功した。ファジィ・ロジックとの違いを強調しておく、次のように言えるだろう。ファジィ・ロジックにもとづきモデルの不確実性に対応する場合は参照する確率分布に基づく閾値自体はそのまま、閾値にペアーの価値が触れたときにより洗練された戦略の指示を出すのに対して、本研究のアプローチは閾値自体を修正することでモデルの不確実性に対応しようとするものである。ここに二つのアプローチの違いがある。

ただし、相対エントロピーを導入することがどうしてモデル・リスクの緩和につながるのかについては今少し補足が必要である。本文においても言及することではあるが、ここで簡単にまとめておこう。

ある投資戦略にたいするペイオフを  $X$  としよう。ペアー・トレーディングに限らず投資家が目指すのはこのペイオフの期待値  $\mathbb{E}^P[X]$  を最大化することである。ここで  $P$  は統計的に推定された参照確率測度である。モデル・リスクが気になる投資家にとって推定された参照確率測度  $P$  をそのまま用いて投資戦略を構築することは避けたい。そこで、 $P$  の代わりに確率測度  $Q$  を用いる。問題はどのような測度  $Q$  を用いるべきかだが、もし非常に慎重な投資家なら  $\mathbb{E}^Q[X]$  を最小にするような  $Q$  を選ぶだろう。これはよく知られる Maxmin 期待効用と本質的には同じアプローチである。しかし、このようなアプローチの結果として導出される投資戦略はしばしば悲観的にすぎ、結局「投資をするべきではない」というのが最適な戦略として提案されてしまいがちだ。そこで、次のような定式化を考える。

$$\inf_{Q \in \mathcal{Q}} \{ \mathbb{E}^Q[X] + \lambda H[Q|P] \}.$$

ここで、 $\mathcal{Q}$  は  $P$  と同値な確率測度の集合であり、 $\lambda$  は正の定数、そして  $H[Q|P]$  は相対エントロピーである。相対エントロピー  $H[Q|P]$  は一種の距離測度であり、確率測度  $P$  と  $Q$  の近さを表現する。たとえば、もし  $Q = P$  なら  $H[Q|P] = 0$  である。また、任意の  $Q$  に対して  $H[Q|P] \geq 0$  である。正の定数  $\lambda$  は投資家がどの程度参照確率測度  $P$  に信頼を置いているかを示すパラメータである。たとえば、 $\lambda = 0$  はまったく  $P$  に信頼を置いていない場合である。実際、このとき上の問題は Maxmin 期待効用と同じアプローチへと還元される。逆に  $\lambda \rightarrow \infty$  は  $P$  を完全に信頼している場合を表している。実際、このとき上の問題の解は自明に  $Q = P$  であり、最適戦略は  $\mathbb{E}^P[X]$  に対して導出されることになる。

つまり、 $P$  に対する信頼が薄く  $\lambda$  が小さいほど、 $P$  のことを勘案せずにペイオフの期待値を小さくするようなモデルが選ばれるし、 $P$  に対する信頼が

厚いほど  $\lambda$  が大きく、 $P$  となるべく近い  $Q$  を選ぶことで  $\lambda H[Q|P]$  を小さくしつつペイオフの期待値を小さくしなければならない。これが相対エントロピーを用いてモデル・リスクを勘案する手法の本質である。本研究はこのような問題をペアー・トレーディングについて明示的に解いたところに特徴がある。

本最終報告書は以下のような構成をもつ。次の節では本研究の枠組みとモデルの不確実性を勘案しない、ベースとなる結果を紹介する。第3節ではモデルの不確実性を勘案した閾値を示す。第4節では実データを用いた数値例を示す。

## 2 最適停止問題の設定

確率空間は  $(\Omega, \mathcal{F}, \mathbb{F}, P)$  で与えられるとする。ここで、 $\mathbb{F} := (\mathcal{F}_t)_{t \in [0, \infty)}$  とする。また、 $\mathcal{F}_0$  は自明な  $\sigma$  フィールドとし、 $\mathcal{F}$  はすべての  $\mathcal{F}_t$ ,  $t \in [0, \infty)$  の結合から生成される  $\sigma$  フィールドと仮定する。

ペアー・トレーディングは二つの銘柄の価格を線形結合して生成した確率過程のうち平均回帰性をもつペアーを利用するトレーディング手法である。

平均回帰性をもつ確率過程として Elliott et al. (2005) と同様に、我々も Ornstein-Uhlenbeck 過程を考える。ここで、Ornstein-Uhlenbeck 過程  $\hat{X}_t$  は以下のように記述される。

$$d\hat{X}_t = -\mu(\hat{X}_t - \alpha)dt + \sigma dW_t, \quad \hat{X}_0 = \alpha, \quad (1)$$

ここで  $\mu, \sigma$  は正の定数であり、それぞれ回帰速度とボラティリティを表す。また  $\alpha$  は平均回帰水準である。そして、 $W_t$  は  $P$ -ブラウン運動である。簡単のため、 $X_t := \hat{X}_t - \alpha$  を定義すると、以下が成り立つ。

$$dX_t = -\mu X_t dt + \sigma dW_t, \quad X_0 = 0. \quad (2)$$

こうして得られた過程  $X_t$  に対して、以下の最適停止問題を考える。

$$v^0(x) = \sup_{\tau \in \mathcal{T}} \mathbb{E}_x[e^{-\rho\tau} X_\tau], \quad (3)$$

ここで、 $\mathcal{T}$  は  $W$  に関するすべての停止時刻の集合とし、 $\rho$  は割引率とする。また、 $\mathbb{E}\tau < \infty$  をすべての  $\tau \in \mathcal{T}$  に対して仮定する。問題 (3) の解が示唆するトレーディング戦略はたとえば、得られた解の水準に銘柄のペアー  $X$  がタッチした時ショートし、やがて  $X$  がゼロに回帰した時ポジションを解消する、あるいは逆に  $X$  がゼロのときにロングし、問題 (3) の解が示す水準に  $X$  が到達したときにポジションを解消して利益を確定するといったものが考えられる。

ここで、時点  $t$  を現時点とし、この時点におけるペアーの価値を  $x = X_t$  で条件付けよう。そのうえで、 $e^{-\rho t} v^0(x)$  を解くことにする。伊藤の補題を用いると、以下が成り立つ。

$$\begin{aligned} d(e^{-\rho t} v^0(x)) &= -\rho e^{-\rho t} v^0(x) dt + \frac{\partial e^{-\rho t} v^0(x)}{\partial x} dX_t + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 e^{-\rho t} v^0(x)}{\partial x^2} d\langle X \rangle_t \\ &= \left( -\rho e^{-\rho t} v^0(x) - e^{-\rho t} \mu x v_x^0(x) + \frac{1}{2} e^{-\rho t} \sigma^2 v_{xx}^0(x) \right) dt + e^{-\rho t} \sigma dW_t. \end{aligned}$$

Peskir and Shiryaev (2006) の Theorem 2.4 と 2.7 によれば問題 (3) は次のような閾値  $b$  が存在を保証してくれる。すなわち、 $x \geq b$  のときは  $v^0(b) = b$  であり、そうでないときは  $v^0(x) > x$  である。また、マルチンゲール性も必要となり、

$$\frac{1}{2} \sigma^2 v_{xx}^0(x) - \mu x v_x^0(x) - \rho v^0(x) = 0.$$

となる。さらに、Peskir and Shiryaev (2006) の Theorem 9.5 はスムーズ・フィット条件も要請する。すなわち  $x = b$  のとき  $v_x^0(b) = 1$  である。結局、以下の自由境界問題を解くことが必要となる。

$$-\mu x v_x^0 + \frac{1}{2} \sigma^2 v_{xx}^0 = \rho v^0 \text{ for } x < b, \quad (4)$$

$$v^0(b) = b \text{ for } x \geq b, \quad (5)$$

$$v_x^0(b) = 1 \text{ for } x = b. \quad (6)$$

実は、これは容易に解くことができ、 $v^0(x)$  は以下の形式で表現することができる。

$$v^0(x) = \frac{\sigma}{\sqrt{2\mu}} \frac{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}-1} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u x - \frac{u^2}{2}} du}{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u b - \frac{u^2}{2}} du}.$$

さらに、境界  $b^*$  は以下を満たす。

$$\frac{\sigma}{\sqrt{2\mu}} \frac{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}-1} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u b^* - \frac{u^2}{2}} du}{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u b^* - \frac{u^2}{2}} du} = b^*. \quad (7)$$

次に節ではモデル・リスクが存在するときに最適な境界がどのように導出されるかを検討する。

### 3 主要な結果

モデル・リスクの本質は戦略を導出するにあたって用いている参照確率測度  $P$  が真の確率測度を表現しているのかどうか不確かである、という点にある。そこで、我々は  $(\Omega, \mathcal{F})$  上の確率測度からなる族  $Q$  を定義する。ここで、もっとも直感的な方法でモデル・リスクを除去するのであれば、以下のような問題を考えることだ。

$$\sup_{\tau \in \mathcal{T}} \inf_{Q \in \mathcal{Q}} \mathbb{E}_x^Q [e^{-\rho(\tau-t)} X_\tau]. \quad (8)$$

このような定式化により導かれた戦略は「頑健」と言われる。

しかし、このアプローチで得られる戦略はしばしば投資をしないことが最適、という少なくとも市場に参加せざるをえない投資家にとっては無意味な解が導出してしまう。たしかにこのような戦略は「頑健」ではあるものの、株式投資によって利益を欲している場合には意味がない。

それゆえ、我々はより柔軟な取引戦略を考えたい。すなわち、以下のような問題を時点  $t$  で  $x = X_t$  と条件づけたうえで考えたい。

$$v(t, x) := \sup_{\tau \in \mathcal{T}} \mathbb{E}_x^Q [e^{-\rho(\tau-t)} X_\tau], \quad (9)$$

ここで  $Q$  は以下の問題の解とする。

$$\inf_{Q \in \mathcal{Q}} \left\{ \mathbb{E}_x^Q [e^{-\rho(\tau-t)} X_\tau] + \lambda e^{-\rho(\tau-t)} H_x[Q|P] \right\}. \quad (10)$$

また、 $\lambda$  は正の定数、 $H(\cdot)$  は以下で定義される相対エントロピーとする。

$$H_x(Q|P) := \begin{cases} \mathbb{E}_x^Q \left[ \ln \left( \frac{dQ}{dP} \right) \right], & Q \in \mathcal{Q} \\ \infty, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (11)$$

定数  $\lambda$  は投資家がどれだけ参照確率測度  $P$  が真の測度と近いかを表す尺度として用いられる。すなわち、 $\lambda \uparrow \infty$  のとき、投資家は参照確率測度  $P$  を完全に信じているし、逆に  $\lambda \downarrow 0$  のとき、投資家は参照確率測度  $P$  にまったく自信を持っていない。さらに、(9) に対する最適な閾値  $b(t)$  は  $t = 0$  で  $b^*$  と合致すると仮定する。すなわち  $b(0) = b^*$  である。このとき、以下が成り立つ。

**Theorem 3.1**  $t \in [0, \infty)$  とする。問題 (9) について最適な境界  $b(t)$  は以下を満たすように与えられる。

$$\begin{aligned} \ln(b(t)) + \frac{1}{\sigma^2} \frac{\rho}{\mu - \rho} (g(t) - b(t))^2 \\ = \ln b^* + \frac{1}{\sigma^2} \frac{\rho}{\mu - \rho} (b^*)^2, \end{aligned}$$

ここで  $g(t) = -\frac{\sigma^2}{\lambda} t e^{-\mu t}$ 。

定理 3.1 に従えば、ペアー  $X_t$  を保有している投資家は  $X_t$  が境界  $b(t)$  にタッチしたときポジションを解消すべきであるし、またポジションとして  $X_t$  を持っていないならば、 $X_t$  が  $b(t)$  にタッチした時にショートして、平均回帰水準 0 にタッチした時ポジションを解消すればよい。

## 4 数値例

最後に、東京証券取引所から取得した株価データをもちいて数値例を示す。ここでは相対的に PER (Price Earnings Ratio) が低い (1 から 5 程度) と考えられる 20 の銘柄を選んだ。これは東京証券取引所に上場している銘柄の平均 PER がおおむね 15 程度と考えれば、低いと言ってよいだろう。具体的には以下の銘柄である。フルキャスト・ホールディングス (銘柄コード: 4848), 第一商品 (8746), 富士石油 (5017), フィデアホールディングス (8713), ヨシコン (5280), ぱど (4833), 佐渡汽船 (9176), 常磐開発 (1782), 明和地所 (8869), 大井電気 (6822), タカタ (7312), 東栄リーファーライン (9133), 日本ハウスホールディングス (1873), 三栄建設設計 (3228), 新報国製鉄 (5542), 大興電子通信 (8023), 新日本建設 (1879), 朝日工業 (5456), 星和電機 (6748), そして大末建設 (1814) である。

これらの銘柄の 2015 年 3 月 26 日から 2015 年 5 月 25 日までの終値データをサンプリングし可能なすべてのペアーの組み合わせに対して Phillips-Ouliaris 共和分検定を  $p$  値 0.05 でテストした。その結果、190 (=  $20!/2!18!$ ) のペアーの組み合わせから 6 つの共和分をもつペアーを見つけることができた。すなわち (第一商品 (8746), 朝日工業 (5456)), (富士石油 (5017), 佐渡汽船 (9176)), (富士石油 (5017), タカタ (7312)), (ぱど (4833), 大井電気 (6822)), (ぱど (4833), 星和電機 (6748)), そして (佐渡汽船 (9176), 大興電子通信 (8023)) である。

ペアーを見つけたら、次に Ornstein-Uhlenbeck 過程のパラメータ、すなわち  $\mu, \alpha$  そして  $\sigma$  を最尤法で推定する。例えば、第一商品 (8746) と朝日工業 (5456) のペアーの価値は以下のようなパラメータをもつと推定された。

$$\mu = 0.99, \sigma = 5.19, \alpha = 231.73.$$

最適な閾値を求めるにはさらに  $\rho$  と  $\lambda$  のパラメータを決める必要がある。ここで、 $\rho$  は 0.004 と設定した。これは、日本銀行の金融経済統計月報 (2015 年 5 月) で 10 年国債のイールドがおおむね 0.40–0.45% で推移していたとのレポートによる。

最期にパラメータ  $\lambda$  であるが、これは投資家のモデルに対する信頼度に依存する。低い  $\lambda$  は低い信頼度を、高い  $\lambda$  は高い信頼度を意味する。そこで、ここでは 4 つのケース、すなわち  $\lambda = 0.001, 0.01, 0.1$  そして  $\lambda = +\infty$  を想定することとした。ただし、 $\lambda = +\infty$  のケースは閾値に  $b^*$  を用いることと等しい。これらのパラメータを用いて、最適な閾値  $b(t)$  を計算し、図 1 に結果を示した。ここで  $\lambda$  の 4 つのケースそれぞれに対して閾値  $b(t)$  を示すと同時に、

2015年5月25日から2015年6月26日までのペアーの価値も同時に図示した。これはつまりアウトオブサンプルに対しての有効性を確かめるためである。この図が示すように、有限な $\lambda$ に対する閾値 $b(t)$ は $\lambda$ が大きくなるにつれ $b^*$ に収束し、 $\lambda$ が無限になると、たしかに $b^*$ と合致し、理論の示す通りの結果となった。

さらに、実データを用いてペアー・トレーディングのパフォーマンスについても考察する。そこで、以下のように投資戦略を決める：まずペアーの価値が閾値 $b(t)$ もしくは平均収束水準 $\alpha$ にタッチした時ポジションを組む。もし、閾値 $b(t)$ に触れてポジションを組んだときは、ペアーの価値が平均収束水準に触れるときまでポジションを解消しない。逆の場合もまた同様である。そして、ポジションを解消した後、次にポジションを組むのはペアーの価値がやはり $b(t)$ もしくは $\alpha$ にタッチしたときであり、これを流動化するのも上記と同じルールによる。このような投資戦略で投資収益率を計算した。シミュレーション期間は2015年の5月25日から2015年9月2日までである。この投資戦略に基づく収益率は表1にまとめた。

ところで、Gatev et al. (2006); Avellaneda and Lee (2010) が指摘するように、ペアー・トレーディングで収益を上げるにあたって取引費用がしばしば障害となる。というのも、ペアー・トレーディングの一回の取引では二倍の手数料がかかるからだ。これは、ペアーを構成するために二つの銘柄を購入（売却）せねばならないからだ。さらに、投資家がペアーの価値の動きに合わせて頻繁に利益を確定する場合、高頻度の取引が必要となる。これも取引費用をかさませる要因となりうる。そこで、今回のシミュレーションにおいては、取引手数料を差し引いて収益率を計算することにした。表1の結果はあらかじめ手数料率を割り引いている。実際の取引手数料はマーケット・メーカー（証券会社）によるのだが、一銘柄の取引にたいして おおよそ0.1%と考えた。そのうえで、今回のシミュレーションはペアー・トレーディングなので、ポジションをとるたび、あるいは解消するたびに0.2%の取引手数料を割り引くことにした。

こうして得られた数値例を評価するために、他の取引戦略との比較を行う。ここではバイ・アンド・ホールド戦略との比較を試みた。今回の数値例で用いた銘柄はすべて低PER銘柄であるので、バイ・アンド・ホールド戦略の候補となる銘柄としては適格といってよいだろう。

バイ・アンド・ホールド戦略でも同様に、サンプルには2015年5月25日から2015年9月2日までの株価データを用いた。すなわち、バイ・アンド・ホールド戦略により、2015年5月25日にポジションを組んで、2015年9月2日にポジションを解消する。このシンプルな戦略から得られた収益率を表2にまとめた。

この戦略を実行した場合、少数の例外を除き、ほぼすべての銘柄でロスが生じた。もちろん、これはたまたまこの期間においてだけのことかもしれないが、仮にPER以外の割安基準を用いて銘柄を選んだ上でバイ・アンド・ホールド戦略を実行し、そして高収益を実現したとしても、少なくともこれ

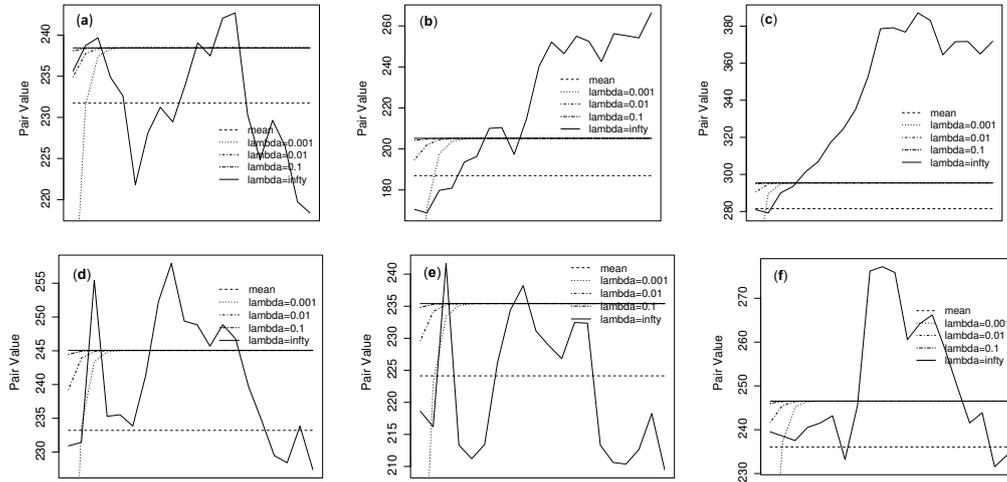


Figure 1: ペアの価値、平均値、閾値について示した。(a)は第一商品(8746)と朝日工業(5456)のペアの価値である。(b)は富士石油(5017)と佐渡汽船(9176)、(c)は富士石油(5017)とタカタ(7312)、(d)ははぽど(4833)と大井電気(6822)、(e)ははぽど(4833)と星和電機(6748)、そして(f)は佐渡汽船(9176)と大興電子通信(8023)である。

	$\lambda = 0.001$	$\lambda = 0.01$	$\lambda = 0.1$	$\lambda = +\infty$
<b>Pair 1</b>	0.152	0.152	0.165	0.165
<b>Pair 2</b>	0.321	0.170	0.170	0.170
<b>Pair 3</b>	0.071	0.028	0.028	0.028
<b>Pair 4</b>	0.189	0.076	0.076	0.076
<b>Pair 5</b>	0.097	0.088	0.088	0.088
<b>Pair 6</b>	0.093	0.133	0.133	0.133

Table 1: 異なる $\lambda$ に対する収益率。Pair 1は第一商品(8746)と朝日工業(5456)のペアである。Pair 2は富士石油(5017)と佐渡汽船(9176)、Pair 3は富士石油(5017)とタカタ(7312)、Pair 4ははぽど(4833)と大井電気(6822)、Pair 5ははぽど(4833)と星和電機(6748)、そしてPair 6は佐渡汽船(9176)と大興電子通信(8023)である。

が安定的な戦略ではないように思える。すなわち、表1の結果も鑑みれば、ペアー・トレーディングの安定性は示されたといってよいだろう。そして、これがモデルの不確実性を勘案しつつペアー・トレーディングを提案するゆえんである。

銘柄	収益率
フルキャスト・ホールディングス (銘柄コード: 4848)	0.099
第一商品 (8746)	-0.113
富士石油 (5017)	-0.091
フィデアホールディングス (8713)	-0.125
ヨシコン (5280)	0.016
ぱど (4833)	-0.157
佐渡汽船 (9176)	-0.016
常磐開発 (1782)	-0.047
明和地所 (8869)	-0.026
大井電気 (6822)	-0.059
タカタ (7312)	-0.034
東栄リーファーライン (9133)	-0.147
日本ハウスホールディングス (1873)	-0.076
三栄建設設計 (3228)	0.521
新報国製鉄 (5542)	-0.275
大興電子通信 (8023)	-0.226
新日本建設 (1879)	0.193
朝日工業 (5456)	-0.121
星和電機 (6748)	-0.050
大末建設 (1814)	-0.129

Table 2: 低 PER 銘柄に対するバイ・アンド・ホールド戦略の収益率

## A 定理 3.1 の証明

問題 (10) の対象について以下が成り立つことに注意せよ。

$$\int \left( e^{-\rho(\tau-t)} X_\tau + \lambda e^{-\rho(\tau-t)} \ln \left( \frac{dQ}{dP} \right) \right) dQ = \lambda e^{-\rho(\tau-t)} \int \ln \left( e^{X_\tau/\lambda} \frac{dQ}{dP} \right) dQ.$$

相対エントロピー  $H[Q|P]$  は  $Q = P$  のとき最小化されることに注意すると、上式より問題 (10) は以下が成り立つとき最小化されることがわかる<sup>3</sup>、

$$\frac{dQ}{dP}\Big|_{\mathcal{F}_t} = \frac{e^{-X_t/\lambda}}{\mathbb{E}_x[e^{-X_t/\lambda}]} \quad (12)$$

ところで  $dX_t = -\mu X_t dt + \sigma dW_t$  から  $X_t = e^{-\mu t} \left( X_0 + \int_0^t \sigma e^{\mu s} dW_s \right)$  がいえるが、これより以下がいえる。

$$\begin{aligned} \frac{dQ}{dP}\Big|_{\mathcal{F}_t} &= \frac{e^{-X_t/\lambda}}{\mathbb{E}_x[e^{-X_t/\lambda}]} = \frac{e^{-\frac{1}{\lambda} e^{-\mu t} \left( X_0 + \int_0^t \sigma e^{\mu s} dW_s \right)}}{\mathbb{E}_x \left[ e^{-\frac{1}{\lambda} e^{-\mu t} \left( X_0 + \int_0^t \sigma e^{\mu s} dW_s \right)} \right]} \\ &= \frac{e^{-\frac{1}{\lambda} \int_0^t \sigma e^{\mu(s-t)} dW_s}}{\mathbb{E}_x \left[ e^{-\frac{1}{\lambda} \int_0^t \sigma e^{\mu(s-t)} dW_s} \right]} \end{aligned}$$

上式と Girsanov, Cameron and Martin 定理より、 $Q$ -ブラウン運動  $W^*$  は以下で与えられる。

$$W_t^* = W_t + \frac{\sigma}{\lambda \mu} (1 - e^{-\mu t}).$$

それゆえ、 $X$  は以下の確率微分方程式で記述できる。

$$dX_t = -\left( \mu X_t + \frac{\sigma^2}{\lambda} e^{-\mu t} \right) dt + \sigma dW_t^* \quad (13)$$

さて、最適停止問題を  $x = X_t$  で条件付けて定式化すると以下で与えられる。

$$v^1(t, x) = \sup_{\tau \in \mathcal{T}} \mathbb{E}_x^Q[e^{-\rho \tau} X_\tau]$$

さらに、 $t \uparrow \infty$  のとき、(13) における  $X$  は (2) におけるそれと等しいことがわかる。よって、 $\lim_{t \uparrow \infty} v^1(t, x) = v^0(x)$  が成り立つ。

ここで、 $v(t, x) = e^{-\rho t} v^1(t, x)$  に伊藤の補題を適用すると、以下がいえる。

$$\begin{aligned} d(e^{-\rho t} v^1(t, x)) &= -\rho e^{-\rho t} v^1 dt + e^{-\rho t} v_t^1 dt + e^{-\rho t} v_x^1 dX_t + \frac{1}{2} e^{-\rho t} v_{xx}^1 d\langle X \rangle_t \\ &= -\rho e^{-\rho t} v^1 dt + e^{-\rho t} v_t^1 dt + e^{-\rho t} v_x^1 \left( -\left( \mu X_t + \frac{\sigma^2}{\lambda} e^{-\mu t} \right) dt + \sigma dW_t^* \right) + \frac{1}{2} e^{-\rho t} v_{xx}^1 \sigma^2 dt \\ &= \left( -\rho e^{-\rho t} v^1 + e^{-\rho t} v_t^1 - e^{-\rho t} v_x^1 \left( \mu X_t + \frac{\sigma^2}{\lambda} e^{-\mu t} \right) + \frac{1}{2} e^{-\rho t} v_{xx}^1 \sigma^2 \right) dt + e^{-\rho t} v_x^1 \sigma dW_t^*. \end{aligned}$$

<sup>3</sup> より詳細な手続きは Detlefsen and Scandolo (2005) や Föllmer and Penner (2006) を参照されたい。

Peskir and Shiryaev (2006) の Theorem 2.4 と 2.7 により、閾値  $b(t)$  について  $x \geq b(t)$  のとき  $v^1(t, b(t)) = b(t)$ 、さもなければ  $v^1(t, x) > x$  が成り立つ。また、マルチンゲール性、すなわち

$$-\rho v^1 + v_t^1 - \left( \mu X_t + \frac{\sigma^2}{\lambda} e^{-\mu t} \right) v_x^1 + \frac{1}{2} \sigma^2 v_{xx}^1 = 0.$$

も必要となる。また Peskir and Shiryaev (2006) の Theorem 9.5 により  $x = b(t)$  のとき  $v_x^1(t, b(t)) = b'(t)$  である。

それゆえ、自由境界問題は以下のように与えられる。

$$-\rho v^1 + v_t^1 - \left( \mu X_t + \frac{\sigma^2}{\lambda} e^{-\mu t} \right) v_x^1 + \frac{1}{2} \sigma^2 v_{xx}^1 = 0 \text{ for } x < b(t), \quad (14)$$

$$v^1(t, b(t)) = b(t) \text{ for } x \geq b(t), \quad (15)$$

$$\partial v^1(t, b(t)) / \partial t = b'(t) \text{ for } x = b(t). \quad (16)$$

ここで  $v^1(t, x) = c_1 \int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}-1} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma}(x-g(t))u - \frac{u^2}{2}} du + c_2$  としよう。ただし、 $g(t) = -\frac{\sigma^2}{\lambda} t e^{-\mu t} + c_3 e^{-\mu t}$  とする。また、 $v^1(t, -\infty) = c_2 = 0$  に注意せよ。すると、 $\lim_{t \rightarrow \infty} v^1(t, x) = c_1 \int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}-1} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} x u - \frac{u^2}{2}} du$  である。ただし  $\lim_{t \rightarrow \infty} g(t) = 0$  を用いた。このとき以下が成り立つ。

$$c_1 \int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}-1} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} x u - \frac{u^2}{2}} du = v^0(x) = \frac{\sigma}{\sqrt{2\mu}} \frac{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}-1} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u x - \frac{u^2}{2}} du}{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u b^* - \frac{u^2}{2}} du}.$$

これより  $c_1 = \frac{\sigma}{\sqrt{2\mu}} \frac{1}{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u b^* - \frac{u^2}{2}} du}$  がいえる。結局、 $v^1(t, x)$  は以下の形で与えられることがわかる。

$$v^1(t, x) = \frac{\sigma}{\sqrt{2\mu}} \frac{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}-1} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma}(x-g(t))u - \frac{u^2}{2}} du}{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u b^* - \frac{u^2}{2}} du}.$$

(15) を用いれば以下がいえる。

$$v^1(t, b(t)) = \frac{\sigma}{\sqrt{2\mu}} \frac{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}-1} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma}(b(t)-g(t))u - \frac{u^2}{2}} du}{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u b^* - \frac{u^2}{2}} du} = b(t). \quad (17)$$

また、(16) によれば以下が成り立つ。

$$\begin{aligned} & v_t^1(t, b(t)) + v_x^1(t, b(t)) b'(t) \\ &= -g'(t) \frac{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u (b(t)-g(t)) - \frac{u^2}{2}} du}{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u b^* - \frac{u^2}{2}} du} + \frac{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u (b(t)-g(t)) - \frac{u^2}{2}} du}{\int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u b^* - \frac{u^2}{2}} du} b'(t) = b'(t). \end{aligned}$$

つまり、以下がいえる。

$$\begin{aligned}
b'(t) &= (b'(t) - g'(t)) \frac{\int_0^\infty u^\frac{\rho}{\mu} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u(b(t)-g(t)) - \frac{u^2}{2}} du}{\int_0^\infty u^\frac{\rho}{\mu} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} ub^* - \frac{u^2}{2}} du} \\
&= (b'(t) - g'(t)) \frac{-\frac{\rho/\mu}{1-\rho/\mu} \left( \frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} (b(t) - g(t)) \right) \int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}-1} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u(b(t)-g(t)) - \frac{u^2}{2}} du}{\int_0^\infty u^\frac{\rho}{\mu} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} ub^* - \frac{u^2}{2}} du}, \quad (18)
\end{aligned}$$

ここで、以下が成り立つことを用いた。

$$\int_0^\infty u^\frac{\rho}{\mu} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u(b(t)-g(t)) - \frac{u^2}{2}} du = -\frac{\rho/\mu}{1-\rho/\mu} \left( \frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} (b(t) - g(t)) \right) \int_0^\infty u^{\frac{\rho}{\mu}-1} e^{\frac{\sqrt{2\mu}}{\sigma} u(b(t)-g(t)) - \frac{u^2}{2}} du.$$

(17) を (18) に代入すれば、以下がいえる

$$\frac{b'(t)}{b'(t) - g'(t)} = -\frac{2\mu}{\sigma^2} \frac{\rho/\mu}{1-\rho/\mu} (b(t) - g(t)) b(t).$$

それゆえ、 $b(t)$  は以下のように与えられる。

$$\ln(b(t)) + \frac{1}{\sigma^2} \frac{\rho}{\mu - \rho} (g(t) - b(t))^2 = a_4,$$

ここで  $\lim_{t \rightarrow \infty} g(t) = 0$  より  $a_4 = \ln b^* + \frac{1}{\sigma^2} \frac{\rho}{\mu - \rho} (b^*)^2$  である。

また、 $t \rightarrow 0$  のとき、 $g(t) \rightarrow c_3$  となる。よって、以下がいえる。

$$\ln(b^*) + \frac{1}{\sigma^2} \frac{\rho}{\mu - \rho} (c_3 - b^*)^2 = \ln b^* + \frac{1}{\sigma^2} \frac{\rho}{\mu - \rho} (b^*)^2.$$

これは  $c_3 = 0$  意味する。以上で証明は完了した。

Q.E.D.

## B 最尤法による Ornstein-Uhlenbeck 過程のパラメータ推定について

本研究で行った数値例において、Ornstein-Uhlenbeck 過程 (OU 過程) のパラメータを用いているが、これは実データから推定されたものである。ただし、本文においては単に最尤法で推定したと述べたのみである。そこで、本研究の最後に、具体的にどのようにパラメータ推定したのかについて補足しておきたい。

ここで、ある確率過程  $(\hat{X}_t)_{t \in [0, \infty)}$  が OU 過程に従うとは

$$d\hat{X}_t = -\mu(\hat{X}_t - \alpha)dt + \sigma dW_t \quad (19)$$

と表現できるときである。ペアーに関する実データ系列を持っていることを前提に、最尤法で最適なパラメータ  $(\mu, \alpha, \sigma)$  を求めたい。<sup>4</sup>

時点  $s < t$  での値  $\hat{X}_s$  を条件にして、確率微分方程式 (19) を解くと以下が得られる。

$$\hat{X}_t = \hat{X}_s e^{-\alpha(t-s)} + \mu(1 - e^{-\alpha(t-s)}) + \sigma \int_s^t e^{-\alpha(t-u)} dW_u. \quad (20)$$

(20) から、 $\hat{X}_t$  は Gaussian であることがわかる。したがって、 $\hat{X}_t$  の確率分布はその平均と分散で完全に決定されるが、その平均・分散は  $\hat{X}_s$  を所与として以下のように与えられる。

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\hat{X}_t | \hat{X}_s] &= \hat{X}_s e^{-\alpha(t-s)} + \mu(1 - e^{-\alpha(t-s)}), \\ \text{Var}(\hat{X}_t | \hat{X}_s) &= \sigma^2 \int_s^t e^{-2\alpha(t-u)} du = \sigma^2 \frac{1}{2\alpha} e^{-2\alpha(t-u)} \Big|_s^t = \frac{\sigma^2}{2\alpha} (1 - e^{-2\alpha(t-s)}). \end{aligned}$$

ここで、 $\hat{X}_{t-1}$  で条件づけた  $\hat{X}_t$  の平均・分散を  $\bar{\mu}_t$ 、 $\bar{\sigma}_t^2$  とすると、これらはそれぞれ以下で与えられる。

$$\begin{aligned} \bar{\mu}_t &= \hat{X}_{t-1} e^{-\alpha\Delta t} + \mu(1 - e^{-\alpha\Delta t}), \\ \bar{\sigma}^2 &\equiv \bar{\sigma}_t^2 = \frac{\sigma^2}{2\alpha} (1 - e^{-2\alpha\Delta t}). \end{aligned}$$

ただし、 $\Delta t = t - (t-1)$  とした。以上より、 $\hat{X}_{t-1}$  を条件にした（つまり観測したうえで） $\hat{X}_t$  の確率密度関数は  $f(x | \bar{\mu}_t, \bar{\sigma}^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\bar{\sigma}^2}} e^{-\frac{(x-\bar{\mu}_t)^2}{2\bar{\sigma}^2}}$  で与えられることがわかる。ここで、 $\hat{X}_t$  を時点  $t = 1, \dots, T$  で観測し、サンプルが  $x_1, \dots, x_T$  だけ得られたとしよう。各観測時点の間隔は  $\Delta t$  である。Gaussian なので、各サンプル

<sup>4</sup>直感的には例えば実データ  $\{y_t; t = 1, \dots, T\}$  の系列の平均  $\bar{y} = (y_1 + \dots + y_T)/T$  を回帰水準  $\alpha$  に、そして分散  $\text{Var}(y_t) = \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2 / T$  を  $\sigma^2$  にあてがうことなどが考えられる。しかし、それでは回帰速度  $\mu$  はどうすればよいのか、という問題が残る。このように、単純に見えるパラメータ推定であっても実はそれほど単純ではないことがある。

さらに、仮に最適なパラメータを導出したとして、そもそも仮定しているモデルが果たして OU 過程でよいのか、という問題もある。回帰水準する確率過程はほかにもあるからだ。たとえば、同じような OU 過程でもジャンプが含まれるモデルなどは最も単純な拡張であろう。

ただし、本研究においてはこのようなモデルの過誤はいったん置いておき、確率分布の推定すなわちパラメータ推定の過誤に議論を絞っている。

は独立同一分布で、それぞれ  $t = 1, \dots, T$  に対して  $f(x_t | \bar{\mu}_t, \bar{\sigma}^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\bar{\sigma}^2}} e^{-\frac{(x_t - \bar{\mu}_t)^2}{2\bar{\sigma}^2}}$  の密度関数が決まる。そして、同時確率密度は

$$f(x_1, \dots, x_T) = \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\bar{\sigma}_t^2}} e^{-\frac{(x_t - \bar{\mu}_t)^2}{2\bar{\sigma}_t^2}} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\bar{\sigma}^{2T}}} e^{-\frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \bar{\mu}_t)^2}{2\bar{\sigma}^2}}.$$

この対数尤度  $L(\alpha, \mu, \sigma^2) := \ln f(x_1, \dots, x_T)$  を定義し、最尤法を適用する。すなわち、以下を考える。

$$\max_{\alpha, \mu, \sigma} L(\alpha, \mu, \sigma).$$

まず一階条件であるが、これは以下で与えられる。

$$\frac{\partial L}{\partial \alpha} = \frac{\partial L}{\partial \mu} = \frac{\partial L}{\partial \sigma^2} = 0$$

さて、この一階条件を計算してゆこう。最初に  $\partial L / \partial \mu$  を計算する。

$$\frac{\partial L}{\partial \mu} = \frac{T(1 - e^{-\alpha\Delta t})}{\bar{\sigma}^2} \sum_{t=1}^T (x_t - \mu - (x_{t-1} - \mu)e^{-\alpha\Delta t}) = 0.$$

ここで、

$$\frac{\partial \bar{\mu}_t}{\partial \mu} = \frac{\partial (x_{t-1}e^{-\alpha\Delta t} + \mu(1 - e^{-\alpha\Delta t}))}{\partial \mu} = 1 - e^{-\alpha\Delta t}, \quad \frac{\partial \bar{\sigma}^2}{\partial \mu} = 0$$

を用いた。また、 $\alpha > 0$  (これは定義より  $\bar{\sigma}^2 > 0$  を含意する。) より、一階条件は

$$\sum_{t=1}^T (x_t - \mu - (x_{t-1} - \mu)e^{-\alpha\Delta t}) = 0,$$

すなわち

$$\mu = \frac{1}{1 - e^{-\alpha\Delta t}} \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - x_{t-1}e^{-\alpha\Delta t})}{T} \quad (21)$$

を意味する。

同様に、以下がいえる。

$$\frac{\partial L}{\partial \sigma^2} = \frac{T}{2\bar{\sigma}^2} \left( -1 + \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \mu - (x_{t-1} - \mu)e^{-\alpha\Delta t})^2 / T}{\frac{\bar{\sigma}^2}{2\alpha} (1 - e^{-2\alpha\Delta t})} \right) \frac{1 - e^{-2\alpha\Delta t}}{2\alpha} = 0$$

ここで、

$$\frac{\partial \bar{\mu}_t}{\partial \sigma^2} = 0, \quad \frac{\partial \bar{\sigma}^2}{\partial \sigma^2} = \frac{1 - e^{-2\alpha\Delta t}}{2\alpha}$$

を用いた。これより、以下が必要になる。

$$\sigma^2 = \frac{2\alpha}{1 - e^{-2\alpha\Delta t}} \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \mu - (x_{t-1} - \mu)e^{-\alpha\Delta t})^2}{T} \quad (22)$$

最後に、 $\partial L / \partial \alpha = 0$  を計算する必要がある。これは以下で与えられる。

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \alpha} = & \frac{T}{\bar{\sigma}^2} \left( \frac{1}{2} \left( -1 + \frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \mu - (x_{t-1} - \mu)e^{-\alpha\Delta t})^2 / T}{\frac{\sigma^2}{2\alpha} (1 - e^{-2\alpha\Delta t})} \right) \frac{\sigma^2}{\alpha} \left( -\frac{1}{2\alpha} (1 - e^{-2\alpha\Delta t}) + \Delta t e^{-2\alpha\Delta t} \right) \right. \\ & \left. - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - \mu - (x_{t-1} - \mu)e^{-\alpha\Delta t})(x_{t-1} - \mu) \Delta t e^{-\alpha\Delta t} \right) = 0 \end{aligned} \quad (23)$$

ここで、

$$\frac{\partial \bar{\mu}_t}{\partial \alpha} = -(x_{t-1} - \mu) \Delta t e^{-\alpha\Delta t}, \quad \frac{\partial \bar{\sigma}^2}{\partial \alpha} = \frac{\sigma^2}{\alpha} \left( -\frac{1}{2\alpha} (1 - e^{-2\alpha\Delta t}) + \Delta t e^{-2\alpha\Delta t} \right)$$

を用いた。 $\alpha$  は (23) を満たすように与えられる。これは煩雑に見えるが、数値計算上は特に問題ない。

また、上で得られた一階条件を満たすような  $(\mu, \sigma^2, \alpha)$  のもとで尤度関数  $L(\cdot, \cdot, \cdot)$  の凹性を示すためには、Hessian 行列が負定値であることを示せばよい。Hessian 行列は以下で与えられる。

$$\begin{aligned} H := & \begin{pmatrix} L_{\mu\mu} & L_{\mu\sigma^2} & L_{\mu\alpha} \\ L_{\sigma^2\mu} & L_{\sigma^2\sigma^2} & L_{\sigma^2\alpha} \\ L_{\alpha\mu} & L_{\alpha\sigma^2} & L_{\alpha\alpha} \end{pmatrix} \\ = & \begin{pmatrix} \frac{T(1-e^{-\alpha\Delta t}) \sum_{t=1}^T (-1+e^{-\alpha\Delta t})}{\bar{\sigma}^2} & 0 & \frac{2\alpha T}{\sigma^2(1+e^{-\alpha\Delta t})} \sum_{t=1}^T ((x_{t-1} - \mu) \Delta t e^{-\alpha\Delta t}) \\ 0 & \frac{T}{2\sigma^2} \left( -\frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \mu - (x_{t-1} - \mu)e^{-\alpha\Delta t})^2 / T}{\frac{\sigma^4}{2\alpha} (1 - e^{-2\alpha\Delta t})} \right) & \frac{\alpha T}{2\sigma^2} + \frac{\Delta t T}{\sigma^2} e^{-2\alpha\Delta t} \\ \frac{2\alpha T \sum_{t=1}^T ((x_{t-1} - \mu) \Delta t e^{-\alpha\Delta t})}{\sigma^2(1+e^{-\alpha\Delta t})} & \frac{\alpha T}{2\sigma^2} + \frac{\Delta t T}{\sigma^2} e^{-2\alpha\Delta t} & -\frac{1}{\bar{\sigma}^2} \sum_{t=1}^T (x_{t-1} - \mu)^2 \Delta t^2 e^{-2\alpha\Delta t} \end{pmatrix} \end{aligned} \quad (24)$$

数値計算上は一階微分を計算する際に得られた  $(\mu, \sigma^2, \alpha)$  を上式に代入し、固有値分解を行うことで固有値が負であることを確認してゆけばよい。固有値分解を行うアルゴリズムは容易に入手できるので、現実的である。しかし、

もちろん上で与えられた行列から負定値性を確認することもできる。実際、 $H$ の小行列の行列式を見てゆくと、 $|H_{1,1}| \leq 0$ 、 $|H_{2,2}| \geq 0$ が容易にわかる。また、 $H$ の行列式は

$$|H| = \frac{T(1 - e^{-\alpha\Delta t})}{\bar{\sigma}^2} \sum_{t=1}^T (-1 + e^{-\alpha\Delta t}) \left| \begin{array}{cc} \frac{T}{2\sigma^2} \left( -\frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \mu - (x_{t-1} - \mu)e^{-\alpha\Delta t})^2 / T}{\frac{\sigma^4}{2\alpha}(1 - e^{-2\alpha\Delta t})} \right) & \frac{\alpha T}{2\sigma^2} + \frac{\Delta t T}{\sigma^2} e^{-2\alpha\Delta t} \\ \frac{\alpha T}{2\sigma^2} + \frac{\Delta t T}{\sigma^2} e^{-2\alpha\Delta t} & -\frac{1}{\bar{\sigma}^2} \sum_{t=1}^T (x_{t-1} - \mu)^2 \Delta t^2 e^{-2\alpha\Delta t} \end{array} \right|$$

$$+ \frac{2\alpha T}{\sigma^2(1 + e^{-\alpha\Delta t})} \sum_{t=1}^T ((x_{t-1} - \mu)\Delta t e^{-\alpha\Delta t}) \left| \begin{array}{cc} 0 & \frac{\alpha T}{2\sigma^2} + \frac{\Delta t T}{\sigma^2} e^{-2\alpha\Delta t} \\ \frac{2\alpha T \sum_{t=1}^T ((x_{t-1} - \mu)\Delta t e^{-\alpha\Delta t})}{\sigma^2(1 + e^{-\alpha\Delta t})} & -\frac{1}{\bar{\sigma}^2} \sum_{t=1}^T (x_{t-1} - \mu)^2 \Delta t^2 e^{-2\alpha\Delta t} \end{array} \right| \quad (25)$$

$$= \frac{T(1 - e^{-\alpha\Delta t})}{\bar{\sigma}^2} \sum_{t=1}^T (-1 + e^{-\alpha\Delta t}) \left| \begin{array}{cc} \frac{T}{2\sigma^2} \left( -\frac{\sum_{t=1}^T (x_t - \mu - (x_{t-1} - \mu)e^{-\alpha\Delta t})^2 / T}{\frac{\sigma^4}{2\alpha}(1 - e^{-2\alpha\Delta t})} \right) & \frac{\alpha T}{2\sigma^2} + \frac{\Delta t T}{\sigma^2} e^{-2\alpha\Delta t} \\ \frac{\alpha T}{2\sigma^2} + \frac{\Delta t T}{\sigma^2} e^{-2\alpha\Delta t} & -\frac{1}{\bar{\sigma}^2} \sum_{t=1}^T (x_{t-1} - \mu)^2 \Delta t^2 e^{-2\alpha\Delta t} \end{array} \right| \quad (26)$$

であるが、これが負値であることは明らかである。

以上で、実データからOU過程のパラメータ $\mu, \alpha, \sigma$ を得られる。もちろん、本文中で言及したように、このようにして最尤法を用いて得られたパラメータは推定誤差を含んでいる可能性があり、したがって閾値 $b(t)$ を求める際にはこの点を勘案し修正したものを用いるほうが戦略として「頑健」である。

## References

- Avellaneda, M. and J. Lee (2010). Statistical arbitrage in the US equities market. *Quantitative Finance* 10, 761–782.
- Bekiros, S. (2014). Timescale analysis with an entropy-based shift-invariant discrete wavelet transform. *Computational Economics* 44(2), 231–251.
- Bowden, R. (2011). Directional entropy and tail uncertainty, with applications to financial hazard. *Quantitative Finance* 11(3), 437–446.
- Caporale, G., L. Gil-Alana, and A. Plastun (2017). Searching for Inefficiencies in Exchange Rate Dynamics. *Computational Economics* 49(3), 405–432.
- Chen, C. and T. Lin (2017). Nonparametric tolerance limits for pair trading. *Finance Research Letters* 21, 1–9.
- Chen, C., Z. Wang, S. Sriboonchitta, and S. Lee (2017). Pair trading based on quantile forecasting of smooth transition GARCH models. *North American Journal of Economics and Finance* 39, 38–55.

- Detlefsen, K. and G. Scandolo (2005). Conditional and dynamic convex risk measures. *Finance and Stochastics* 9, 539–561.
- Ekström, E., C. Lindberg, and J. Tysk (2011). Optimal liquidation of a pairs trade. In G. Nunno and B. Øksendal (Eds.), *Advanced Mathematical Methods for Finance*. Berlin: Springer.
- Elliott, R., J. Van Der Hoek, and W. Malcolm (2005). Pairs trading. *Quantitative Finance* 5, 271–276.
- Föllmer, H. and I. Penner (2006). Convex risk measures and the dynamics of their penalty functions. *Statistics & Decisions* 24, 61–96.
- Gatev, E., W. Goetzman, and K. Rouwenhorst (2006). Pairs trading: Performance of a relative-value arbitrage rule. *Review of Financial Studies* 19, 787–827.
- Gencay, R. and N. Gradojevic (2010). Crash of '87 - was it expected? Aggregate market fears and long range dependence. *Journal of Empirical Finance* 17(2), 270–282.
- Gradojevic, N. and M. Caric (2017). Predicting systemic risk with entropic indicators. *Journal of Forecasting* 36(1), 16–25.
- Gradojevic, N. and R. Gencay (2008). Overnight interest rates and aggregate market expectations. *Economics Letters* 100(1), 27–30.
- Gradojevic, N. and R. Gencay (2013). Fuzzy logic, trading uncertainty and technical trading. *Journal of Banking & Finance* 37, 578–586.
- Kakushadze, Z. (2015). Mean-reversion and optimization. *Journal of Asset Management* 16(1), 14–40.
- Kitamura, Y. and M. J. Stutzer (2002). Connections between entropic and linear projections in asset pricing estimation. *Journal of Econometrics* 107, 159–174.
- Krätschmer, V., M. Ladkau, R. Laeven, J. Schoenmakers, and M. Stadje (2015). Robust optimal stopping. preprint.
- Krätschmer, V. and J. Schoenmakers (2010). Representations for optimal stopping under dynamic monetary utility functionals. *SIAM Journal on Financial Mathematics* 1, 811–832.
- Peskir, G. and A. Shiryaev (2006). *Optimal stopping and free-boundary problems*. Birkhäuser Verlag.

- Riedel, F. (2009). Optimal stopping with multiple priors. *Econometrica* 77, 857–908.
- Serguieva, A. and J. Hunter (2004). Fuzzy interval methods in investment risk appraisal. *Fuzzy Sets and Systems* 142, 443–466.
- Stutzer, M. J. (2000). Simple entropic derivation of a generalized Black-Scholes option pricing model. *Entropy* 2, 70–77.
- Yang, J. and W. Qiu (2005). A measure of risk and a decision-making model based on expected utility and entropy. *European Journal of Operational Research* 164(3), 792–799.
- Zadeh, L. (1965). Fuzzy sets. *Information and Control* 8, 338–353.
- Zhou, X. and M. Dong (2004). Can fuzzy logic make technical analysis 20/20? *Financial Analyst Journal* 60(4), 54–75.

# アベノミクスは成長期待を高めたのか —株価予測の考察から

東京理科大学 経営学部 専任講師 土屋陽一



## 平成 28 年度ゆうちょ財団研究助成 調査研究報告

### アベノミクスは成長期待を高めたのか—株価予測の考察から

土屋陽一

東京理科大学経営学部

#### 要旨

本研究は、2012 年 12 月に誕生した安倍内閣の経済政策である「アベノミクス」の成否を、株式市場の期待形成に焦点を当てて明らかにすることを目的とする。民間調査機関・エコノミストが発表する日経平均株価予測を用いて、アベノミクスが実際に成長期待を高めたのかを検証する。具体的には、次の二点を明らかにする。一点目は、民間調査機関・エコノミストの損失関数を推定する。損失関数が楽観的、または、より楽観的な形状に変化したかを検証する。二点目は、民間調査機関・エコノミストの群衆行動の検証である。アベノミクスによる株価上昇は、一時的な群衆心理によるものである可能性がある。そのため、群衆行動の有無、程度を明らかにする。以上より、アベノミクスが民間調査機関・エコノミストの期待形成を変化させ、成長期待を高めたのかを明らかにする。

一点目については、次のような結果を得た。民間調査機関・エコノミストの損失関数は、当年度については対称的な形をしている一方、来年度については非対称的な形をしている。多くの予測者は、バイアスのない当年度予測を公表している一方、楽観的な来年度予測を公表している。アベノミクス前後で比較すると、当年度、来年度ともに損失関数の形状はほとんど変化していない。したがって、株価予測について、民間調査機関・エコノミストの期待形成は、アベノミクスで変化していない。アベノミクスが成長期待を高めたとは考えることは難しい。ところが、損失関数の形状が変化していないことは、群衆行動を反映している可能性がある。株価のボラティリティーが上昇すると、予測者は株価予測をコンセンサスに近づける傾向がある。そこで、群衆行動についての検証を行う。二点目については、次のような結果を得た。当年度、来年度予測ともに民間調査機関・エコノミストは、コンセンサス（予測の平均値）から自らの予測値を遠ざけて発表している（以下、反群衆行動と呼ぶ）。群衆行動とは反対の行動を取っていることが分かった。また、当年度の反群衆行動の程度は、

来年度のものよりも高い。さらに、アベノミクス前後で反群衆行動を比較すると、当年度予測では反群衆行動の程度が高まり、来年度予測では反群衆行動の程度が低下した。以上より、アベノミクスによって民間調査機関・エコノミストの成長期待が高まったとすることはできないとの結論を得た。

## 1 はじめに

本研究は、2012年12月に誕生した安倍内閣の経済政策である「アベノミクス」の成否を、株式市場の期待形成に焦点を当てて明らかにすることを目的とする。「3本の矢」と「新3本の矢」で代表されるアベノミクスは成長戦略であり、経済成長を促すことを意図している。持続的な経済成長による企業価値・株価の向上は、個人向け資産市場の発展の鍵である。そこで、民間調査機関が発表する日経平均株価予測を用いて、アベノミクスが実際に成長期待を高めたのかを検証する。

一見するとアベノミクスが発表されてからの株価上昇は著しく、成長戦略が支持を受けたことで日本経済の成長期待が高まったと考えられる。最近でこそ株価の低迷が指摘されるが、比較的長い期間において日経平均株価は堅調であった。アベノミクスを対象とした数少ない研究の一つである Fukuda (2015)は、アベノミクスによる株価上昇の主要因は外国人投資家の買いであることを明らかにした。ここから2つの疑問が生じる。これらの買いは一時的な群衆心理によるものか、そして、国内投資家はアベノミクスをどう評価したか、である。本研究は国内民間調査機関の株価予測を用いて、期待形成の変化、群衆行動の正否、を統計的に考察する。

具体的には、次の二点を明らかにする。一点目は、民間調査機関・エコノミストの損失関数を推定する。損失関数が楽観的、または、より楽観的な形状に変化したかを検証する。次のような分析結果を得た。民間調査機関・エコノミストの損失関数は、当年度については対称的な形をしている一方、来年度については非対称的な形をしている。多くの予測者は、バイアスのない当年度予測を公表している一方、楽観的な来年度予測を公表している。アベノミクス前後で比較すると、当年度、来年度ともに損失関数の形状はほとんど変化していない。したがって、株価予測について、民間調査機関・エコノミストの期待形成は、アベノミクスで変化していない。アベノミクスが成長期待を高めたとは考えることは難しい。ところが、損失関数の形状が変化していないことは、群衆

行動を反映している可能性がある。株価のボラティリティーが上昇すると、予測者は株価予測をコンセンサスに近づける傾向がある。そこで、二点目として、群衆行動についての検証を行う。

二点目については、次のような結果を得た。当年度、来年度予測ともに民間調査機関・エコノミストは、コンセンサス（予測の平均値）から自らの予測値を遠ざけて発表している（以下、反群衆行動と呼ぶ）。群衆行動とは反対の行動を取っていることが分かった。また、当年度の反群衆行動の程度は、来年度のものよりも高い。さらに、アベノミクス前後で反群衆行動を比較すると、当年度予測では反群衆行動の程度が高まり、来年度予測では反群衆行動の程度が低下した。

以上より、アベノミクスによって民間調査機関・エコノミストの成長期待が高まったと言うことはできないとの結論を得た。ただし、予測者が所属する機関の属性によって分析すると、必ずしも同様な結果とはならなかった。アベノミクス後、銀行・生命保険会社と非金融機関は慎重な当年度予測を、楽観的な来年度予測を公表するようになっている。対照的に、証券会社はアベノミクス後に、楽観的な当年度予測を、慎重な来年度予測を公表するようになっている。

## 2 背景と関連研究

ここでは、研究の背景となるアベノミクスの概要と関連研究について述べる。

### 2.1 背景：アベノミクス

「アベノミクス<sup>1</sup>」は2012年12月に誕生した安倍晋三内閣が「デフレからの脱却」と「富の拡大」を目指し発表した経済政策を指す。アベノミクスはいわゆる「3本の矢」からなり、第一の矢に「大胆な金融政策」、第二の矢に「機動的な財政政策」、第三の矢に「民間投資を喚起する成長戦略」を掲げている。第一と第二の矢は、すぐに政策の実行がなされた。

第一の矢は、金融緩和によりデフレマインドを払拭することを目指している。具体的には、2013年4月の政策委員会・金融政策決定会合において導入を決定された金融緩和策で、「量的・質的金融緩和」、または「異次元緩和」と称される。これは、消費者物価の前年比上昇率2%の「物価安定の目標」を、2年程度

---

<sup>1</sup> アベノミクスのより詳しい紹介と最新情報については、[http://www.kantei.go.jp/jp/headline/seicho\\_senryaku2013.html](http://www.kantei.go.jp/jp/headline/seicho_senryaku2013.html)を参照。

の期間を念頭に置き、できるだけ早期に実現するために、マネタリーベースおよび長期国債・ETF等の保有額を2年間で2倍に拡大し、長期国債買入れの平均残存期間を2倍以上に延長するなど、量・質ともに次元の違う金融緩和を行うものである。以後、2014年10月、2016年1月、2016年7月と追加の緩和策が取られている。第二の矢は、約10兆円規模の経済対策予算により政府が有効需要を創出することで、デフレ脱却をより円滑に実現することを狙っている。そして、第三の矢は、規制緩和等により民間企業に投資を促し、個人の能力を最大限に引き出すことを狙っている。

なお、2015年9月、安倍首相は「アベノミクスは第二ステージに移る」と宣言し、新たな「三本の矢」（いわゆる「新三本の矢」）を発表した。新・第一の矢は「希望を生み出す強い経済」、新・第二の矢は「夢をつむぐ子育て支援」、新・第三の矢は「安心につながる社会保障」となっている。新・第一の矢は、およそ500兆円の名目GDPを戦後最大の600兆円にするものであり、従来の三本の矢を強化したものである。新・第二の矢は、結婚や出産等の希望が満たされることにより希望出生率1.8がかなう社会の実現と待機児童解消、幼児教育の無償化の拡大（多子世帯への重点的な支援）等を目指すものである。新・第三の矢は、介護離職者数ゼロ、多様な介護基盤の整備、介護休業等を取得しやすい職場環境整備、「生涯現役社会」の構築等、を目指すものである。

本研究では、アベノミクスが民間調査機関・エコノミストの成長期待を高めたかを、株価予測を検証することで考察する。本研究は、従来の三本の矢と新・第一の矢が経済成長を促進する政策であり、成長期待を高めうると考える。そのため、2015年9月以降の新・第一の矢の影響も考慮することができるように、分析対象とする期間を2016年末までとする。

## 2.2 関連研究

アベノミクスに関する学術的な研究は多く見られない。政策とその期待される効果についての概説や政策導入後の経済変数を記述的に説明する文献はあるものの、政策の効果、影響を統計的に検証したものは少ない。Hausman and Wieland (2014)は、アベノミクスが2013年の経済成長率を0.9%~1.8%ポイント押し上げ、長期の期待インフレ率を上昇させたものの、GDPギャップを埋めるには十分ないことを示した。Hausman and Wieland (2015)では、アベノミクスが為替レートを減価させ、2014年の株価を押し上げたことが指摘されている。

Fukuda (2015)は、アベノミクス導入後の株価の上昇の主要因は外国人投資家の買いであることを明らかにした。さらに、Ueda (2013)は外国人投資家の行動は日本経済の実態に基づいていない可能性を指摘した。

Yoshino and Taghizadeh-Hesary (2014)は、アベノミクス全般について簡潔な紹介を行っている。Oguro (2014)は、第二の矢である財政に焦点を当てて議論を行っている。Haidar and Hoshi (2015)は、第三の矢である成長戦略に関連して規制改革についての幅広い議論を展開、紹介している。Aoyagi and Ganelli (2015)は、労働市場の改革に焦点を当てて議論を行っている。

なお、本研究では非対称損失関数と群衆行動の検証を行う。それらに関連する研究を以下に紹介する。まず、非対称損失関数については、Elliott et al. (2008)がある。彼らは、が米国のエコノミスト予測を用いて、実質経済成長率とインフレ予測に関する損失関数を推定した。Pierdzioch et al. (2012)はカナダ中央銀行の実質経済成長率とインフレ予測について、Christodoulakis and Mamatzakis (2009)はそれらに加えて財政収支も対象として欧州委員会の予測について、分析を行った。Krol (2013)は、カリフォルニア州の歳出・歳入予測に関して損失関数を推定した。Tsuchiya (2016b)は、日本政府の実質経済成長率、名目経済成長率、インフレ率の三つの予測について分析を行った。Fritsche et al. (2015)はブラジル・リアルとメキシコ・ペソの二つ、Tsuchiya (2016a)は中国の人民元の為替レート予測に関して分析を行った。多くの研究で、損失関数は非対称であることが示された。

群衆行動については、膨大な数の研究がなされている。ここでは、本研究が用いた分析手法を利用したものに限って紹介する。Pierdzioch and Rülke (2013a)は、インフレーション・ターゲティングが導入されている22カ国を対象として、金融アナリストが中央銀行のインフレ目標に予測値を近づけるかを検証した。Pierdzioch et al. (2014)は、南アフリカのインフレ予測を対象として群衆行動の検証を行った。Pierdzioch and Rülke (2013b)は金利予測を、Pierdzioch et al. (2012)は新興諸国18カ国の為替レート予測を検証した。多くの研究において、予測者はコンセンサスから意図的に予測を遠ざける反群衆行動をとることが示されている。

### 3 データ

本研究では、「ESP フォーキャスト調査<sup>2</sup>」で公表される日経平均株価予測を用いる。株価予測は毎月調査されており、予測対象は当年度と来年度の平均値となっている。この調査は、国内の主要調査機関にマクロ経済変数の予測値（当年度と翌年度について）を毎月尋ねている。内閣府の外郭団体である経済企画協会によって 2004 年に始められた調査である。経済企画協会の解散にあたり、2012 年 4 月より日本経済研究センターが調査を引き継ぎ現在に至っている。本調査は匿名で行われており、毎月 40 から 42 の機関が回答している。

本研究の貢献の 1 つに、これまで見過ごされてきた ESP フォーキャスト調査を用いる点がある。同種の調査として、アメリカ経済については Federal Reserve Bank of Philadelphia が公表している Survey of Professional Forecasters、ヨーロッパ経済については ECB Survey of Professional Forecasters がある。これらの調査、特に前者については膨大な数の研究が様々な観点から行われている。

図 1 に株価予測と実績値を示した。(a)が当年度予測、(b)が来年度予測である。赤線はアベノミクス前後（2012 年 12 月）を示すものである。アベノミクス後に株価は大きく上昇していることが分かる。2009 年から 2012 年までは 1 万円程度であったが、2015 年にはおよそ 2 倍の 2 万円まで上昇している。当年度の予測を見ると、多くの期間で過大な予測をしていることが分かる。また、アベノミクス発表直後は、予測値の幅が拡大しており、アベノミクスへの評価が予測者の間で割れていたことを示唆している。来年度の予測を見ると、2007 年から 2012 年にかけて過大な予測が目立つ。アベノミクス発表直後の予測はわずかではあるが過少となる傾向が見られる。予測値の幅は一貫して当年度のものより大きいものの、アベノミクス公表後に予測値の幅は拡大していないことが当年度予測のものと対照的である。アベノミクスがもたらすより長い目で見た効果について、予測者の意見の違いは大きくなかったことがうかがわれる。

なお、以降の分析では、本研究の目的に適するデータに限定する。まず、長期間にわたって安定して予測値を回答していること、そして、アベノミクス前後で十分な予測値を回答していること、の二点でサンプルを選んだ。具体的には、アベノミクス前の期間で 70 回以上、アベノミクス後の期間で 35 回以上、調査に回答していることを基準とした。その結果、24 の民間調査機関・エコノ

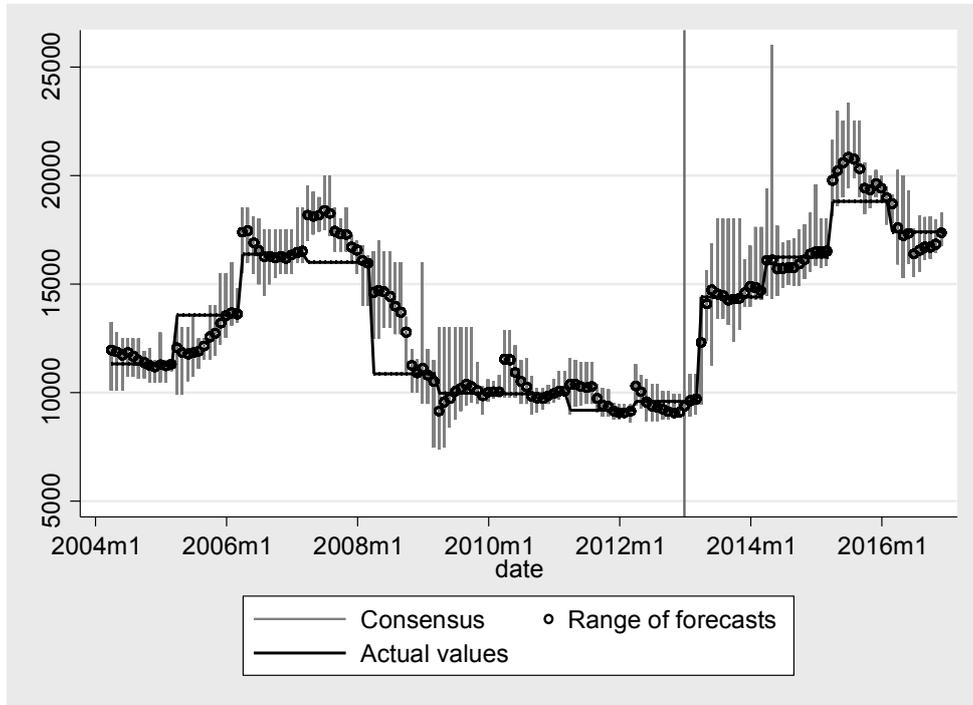
---

<sup>2</sup> 調査結果や概要については、<https://www.jcer.or.jp/esp/index.html> を参照。

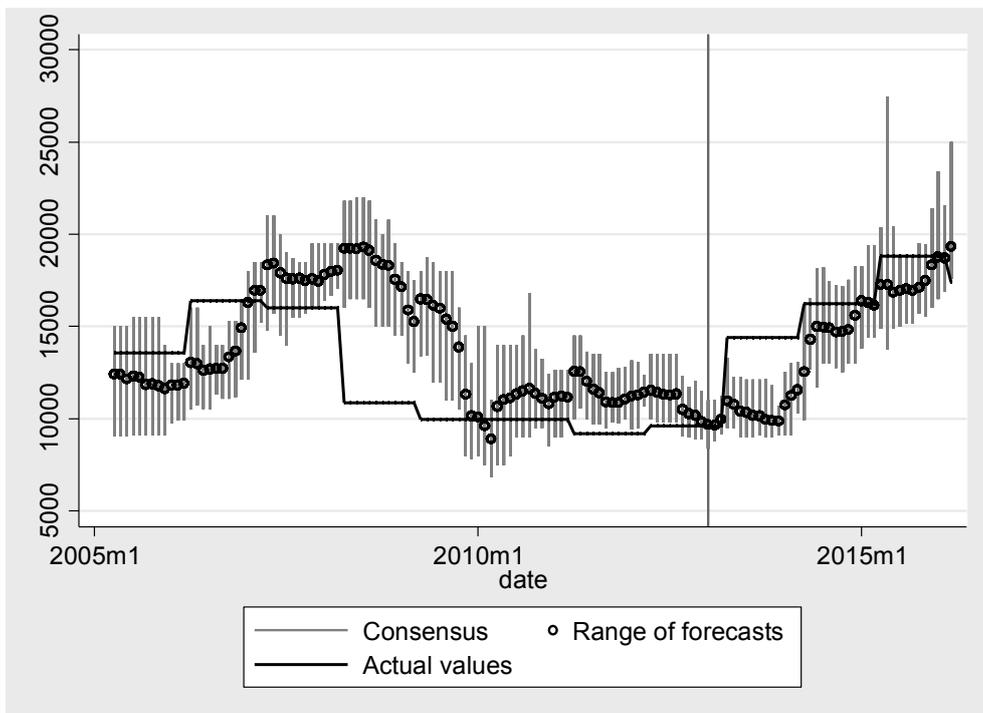
ミストを分析対象とする。

図 1. 株価予測と実績値

(a) 当年度



(b) 来年度



#### 4 損失関数

まず、民間調査機関・エコノミストの損失関数を推定する方法について説明する。そして、推定結果を示し、考察を行う。

##### 4.1 推定方法

予測者の損失関数を推定する。Elliott *et al.* (2005)は、以下のように予測者の一般的な損失関数を定義した。

$$L = [a + (1 - 2a) \cdot I(y_{t+1} - f_{t+1} < 0)] \cdot |y_{t+1} - f_{t+1}|^p \quad (1)$$

ここで、 $y_{t+1}$  は予測対象とする変数の実績値を表し、 $f_{t+1}$  は情報集合  $\Omega_t$  に基づいた予測値を表す。 $I$  は指示関数を表し、 $a \in (0, 1)$  は損失関数の非対称性を表す。また、 $p$  は損失関数の曲がり具合を表しており、 $p = 1$  の場合は linear-linear (lin-lin) 損失関数、そして、 $p = 2$  の場合は quadratic-quadratic (quad-quad) 損失関数と呼ばれる。前者の損失関数の場合、予測誤差は線形に損失を被る。後者の損失関数の場合、予測誤差が絶対値で大きくなるにつれより重い損失を被る。

損失関数は、 $a = 0.5$  の時に対称となる。 $a > 0.5$  の場合、過少な予測は過大な予測よりも重く損失を被るため、予測者は過大な予測値を出す誘因を持つことになる。これとは対照的に、 $a < 0.5$  の場合、予測者は過少な予測値を出す誘因を持つことになる。

最適化の条件より、以下の直交条件（モーメント条件）が導かれる。

$$E[(a - I(y_{t+1} - f_{t+1} < 0)) \cdot |y_{t+1} - f_{t+1}|^{p-1} \cdot v_t] = 0 \quad (2)$$

ここで、 $v_t$  は情報集合  $\Omega_t$  における操作変数の部分ベクトルである。上記のモーメント条件より、パラメータ  $a$  は一般化積率法(GMM)を用いて推定<sup>3</sup> (Hansen and West, 2002)することができる。

$$\hat{a} = \frac{\left[ \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t |e_{t+1}|^{p-1} \right]' \hat{S}^{-1} \left[ \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t I(e_{t+1} < 0) |e_{t+1}|^{p-1} \right]}{\left[ \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t |e_{t+1}|^{p-1} \right]' \hat{S}^{-1} \left[ \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t |e_{t+1}|^{p-1} \right]} \quad (3)$$

<sup>3</sup> ウェイト行列は  $a$  の推定値に依存するため、ここでの推定は、単位行列を1回目のウェイト行列と仮定し、繰り返し計算により行う。

ここで、 $e_{t+1} \equiv y_{t+1} - f_{t+1}$ 、 $T$  はサンプル数、そして、ウェイト行列は  $\hat{S} = \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t v_t' [I(e_{t+1} < 0) - \hat{a}]^2 |e_{t+1}|^2$  である。GMM推定は、J検定を用いて直交条件の妥当性を検定することができる。この場合の直交条件は、予測の合理性、特に操作変数の情報を予測値作成のために効率的に用いたかを検定することができる（効率性の検定）。パラメータ  $a$  で規定される損失関数の形状は、予測の合理性と同時に評価することができる。合理性の検定は、予測者の最適化問題における1階条件から導かれたモーメント条件(1)についての検定であると考えることができる。合理性検定を行う自然な枠組みはGMM推定であり、これは過剰特定化の検定、つまり、J検定である。予測合理性に関する直交条件は、GMM推定の目的関数が最適点において0であることを意味する。これは、(3)で示されるJ検定がまさに行うことである。予測合理性と一般的な損失関数という帰無仮説の下でのJ統計量は、以下のカイ二乗分布に従う。

$$J(\hat{a}) = \frac{1}{T} (x_t' \hat{S}^{-1} x_t) \sim \chi_{d-1}^2 \quad (4)$$

ここで、 $x_t = \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t [I(e_{t+1} < 0) - \hat{a}] e_{t+1}$ 、そして、 $d$  は操作変数の数を表す。

本研究では、操作変数として、定数項<sup>4</sup>と直近3カ月における株価の実績値 (Model 1)、直近月のコンセンサス (Model 2)、そして、直近3カ月における株価の標準偏差 (Model 3)を用いる。なお、本研究では、lin-lin型の損失関数についての推定結果を報告する。quad-quad型の損失関数の推定結果についても、lin-lin型と同様な結果を得ている。

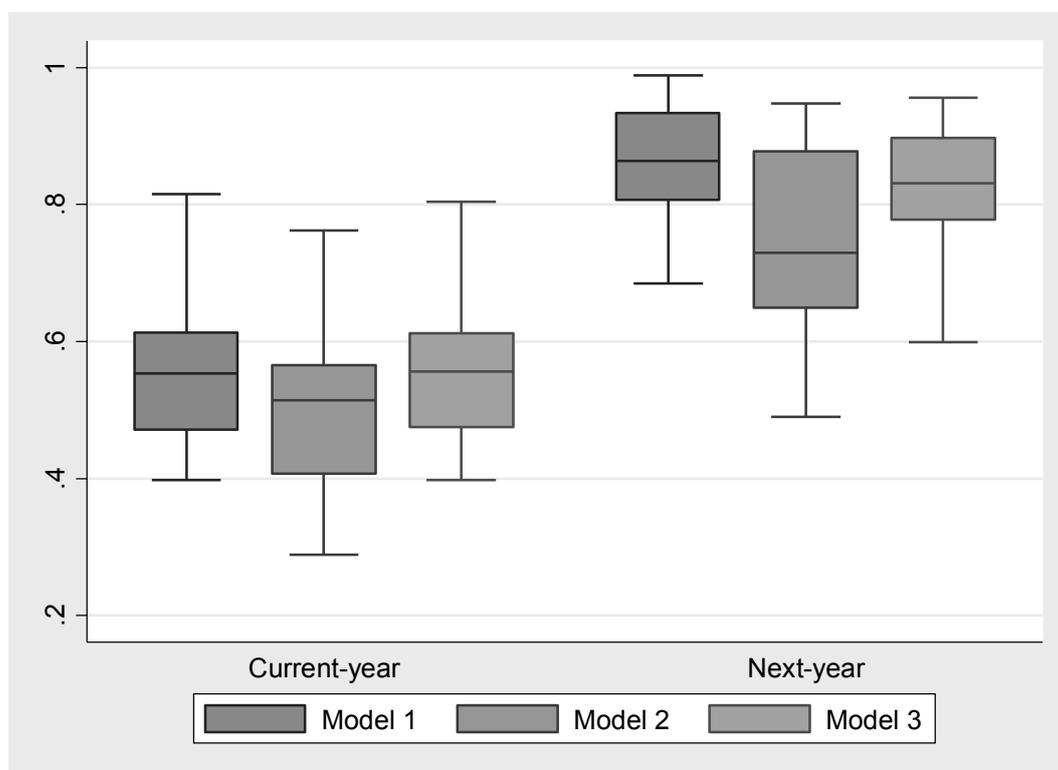
## 4.2 結果

全サンプル期間について、非対称損失関数のパラメータ推定値を図2に示した。当年度予測について、推定値は0.5から0.6に分布しており、多くの予測者が対称的な損失関数を持っていることを示している。損失関数が対称的であることは、予測値にバイアスがないことを意味している。つまり、予測誤差が正（過少な予測値）と負（過大な予測値）の場合、絶対値が等しければ損失も等しいことになる。一方で、来年度予測について、0.8から0.9に分布しており、

<sup>4</sup> 定数項はここで推定したすべてのモデルにおいて含まれている。しかし、表記上の便宜のため、これより後は定数項を表記しない。

多くの予測者が非対称的な損失関数を持っていることを示している。推定値が 0.5 より有意に大きい場合、過少な予測値（予測誤差が正）を過大な予測値（予測誤差が負）よりも予測者は大きく損失として評価する。したがって、予測者は過大な予測値を出すバイアスを持っていることになり、過大な予測値を出す傾向にあることになる。以上より、サンプル期間全体で見ると、予測者はバイアスのない当年度予測を、そして過大な来年度予測を出す傾向があることが分かった。なお、推定モデルによる違いはさほど大きくない。

図 2. 非対称損失関数のパラメータ推定値



次に、アベノミクス前後で分けて、それぞれの予測に関する損失関数を推定する。図 3(a)に当年度予測の推定値を示した。推定値の中央値については、アベノミクス前後と違いは見られず 0.5 程度となっており、対称的な損失関数となっている。ところが、推定値の上限と下限は小さくなっており、楽観的な予測から慎重な予測を出す傾向に、わずかではあるが変化が見られる。ただし、その傾向の変化は、予測者全体で生じているとは言えないことから、アベノミクス前後で本質的な期待形成の変化が起きたとは考えられない。

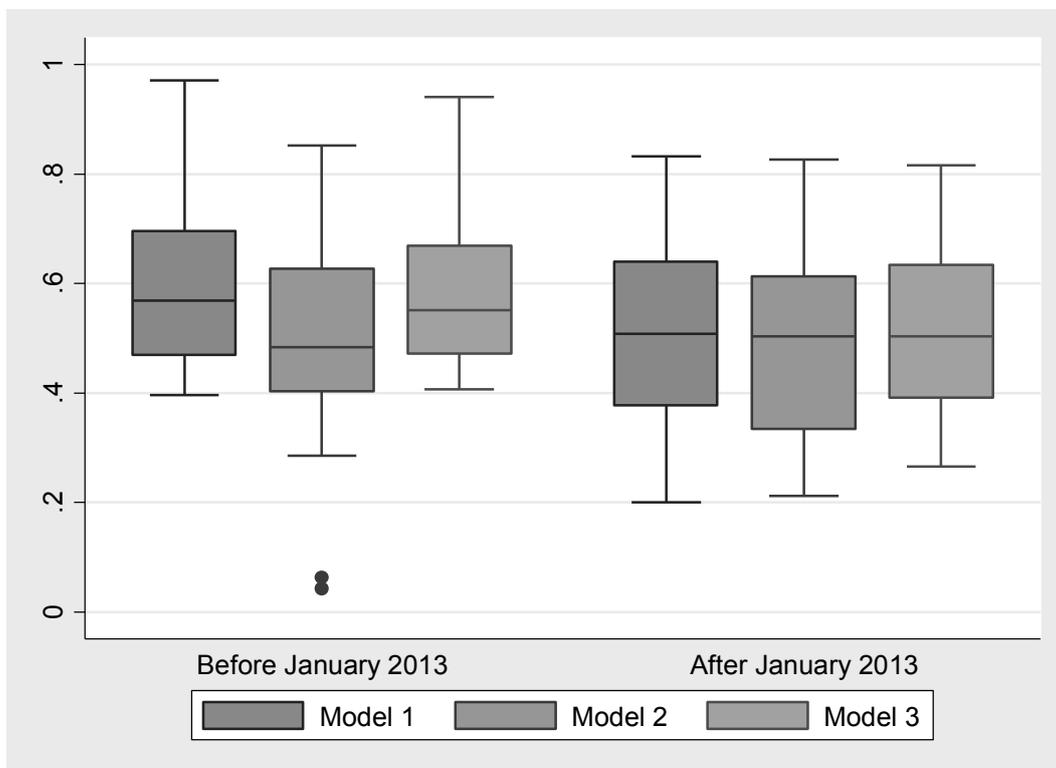
図 3(b)に来年度予測の推定値を示した。今年度予測と同様な結果となった。

推定値の多くが 0.8 以上となっており、中央値についてもアベノミクス前後で変化は見られない。25 パーセントタイルや 75 パーセントタイルを含めて考えても、アベノミクス後に一貫して推定値が増減したことを示すことをできない。

さらに、予測機関の属性を 4 つに分けて上記の考察を行い、属性により何らかの違いが見られるかを考える。図 4 に全サンプル期間についての推定値を示した。4 つの属性の特徴は 2 つにまとめることができる。銀行・生命保険会社と非金融機関の推定値は近い値となっており、証券会社（国内）と証券会社（外資）の推定値は近い値となっている。当年度、来年度ともに前者の推定値が後者よりも小さくなっていることが分かる。証券会社に属する予測者の方が、それ以外の機関に属する予測者よりも楽観的な予測を発表する傾向がある。証券会社は株式を売る側であるため、株式を購入する側である銀行・生命保険よりも楽観的な見通しを立てることを示唆している可能性がある。

次に、図 5 と図 6 にアベノミクス前後にサンプル期間を分けた推定結果を示した。当年度予測について、銀行・生命保険会社と非金融機関の推定値がアベノミクス後に小さくなる一方、証券会社の推定値がアベノミクス後に大きくなっている。これとは対照的に、来年度予測については、銀行・生命保険会社の推定値がアベノミクス後に大きくなる一方、証券会社の推定値がアベノミクス後に小さくなっている。非金融機関の推定値は、アベノミクス前後で変化が見られない。

図 3. 非対称損失関数のパラメータ推定値：アベノミクス前後  
 (a) 当年度予測



(b) 来年度予測

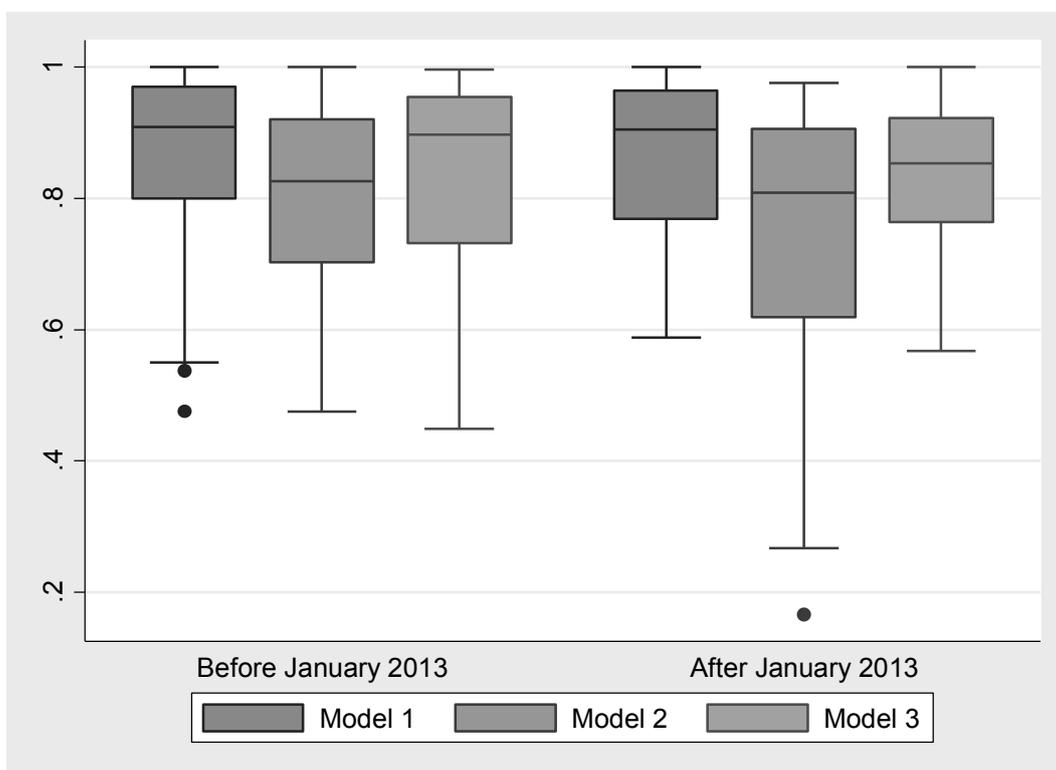
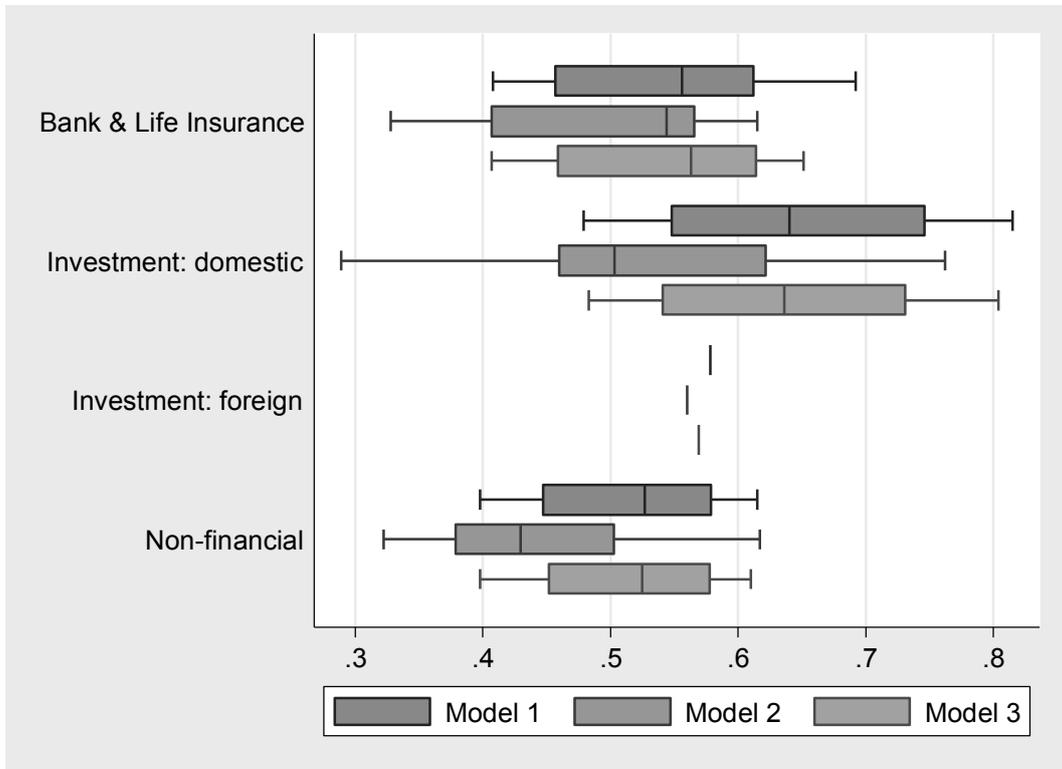


図 4. 予測機関属性によるパラメータ推定値  
(a) 当年度予測



(b) 来年度予測

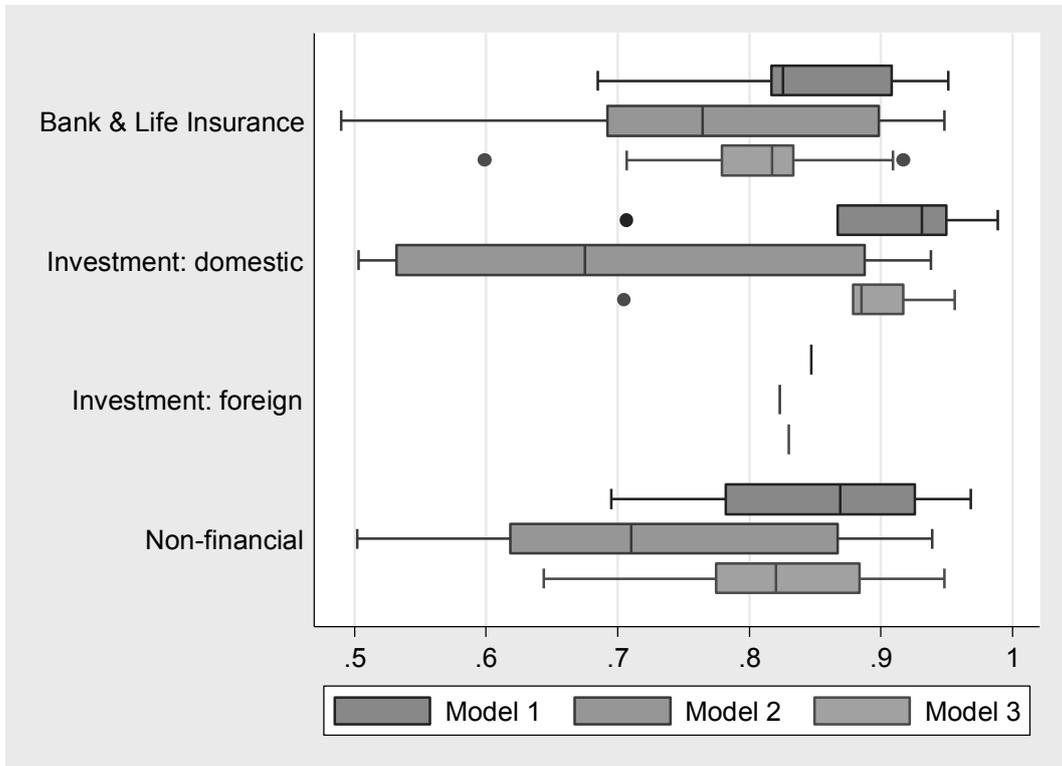
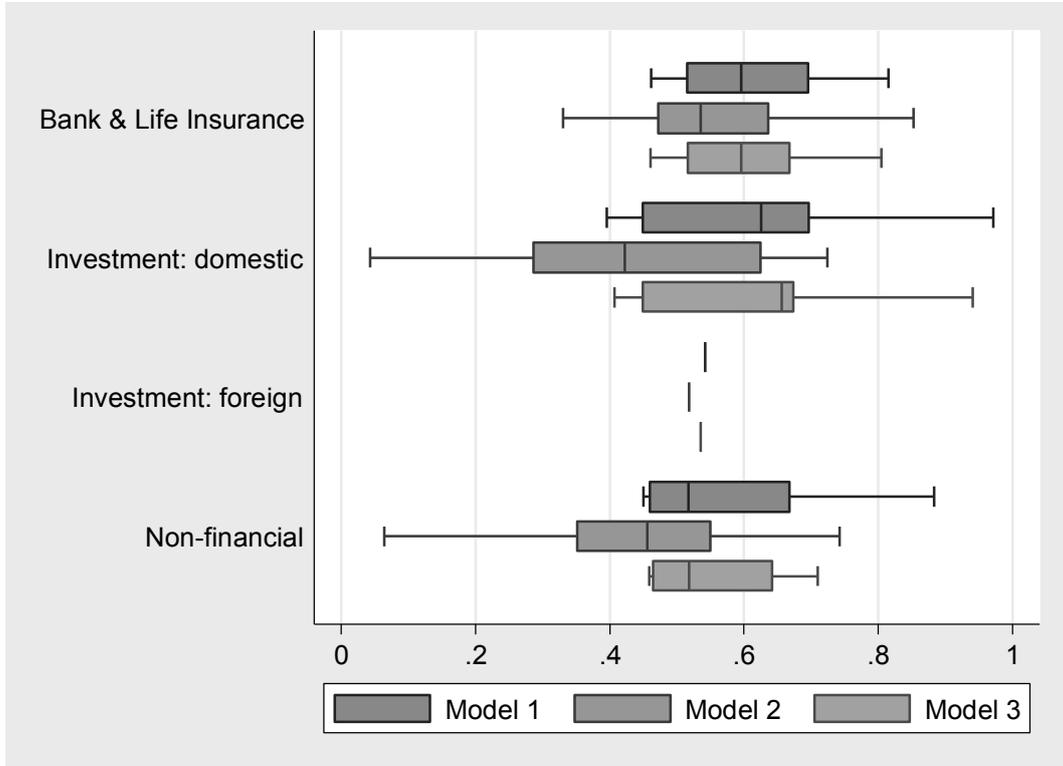


図 5. 予測機関属性によるパラメータ推定値（当年度予測）：アベノミクス前後  
 (a)アベノミクス前



(b)アベノミクス後

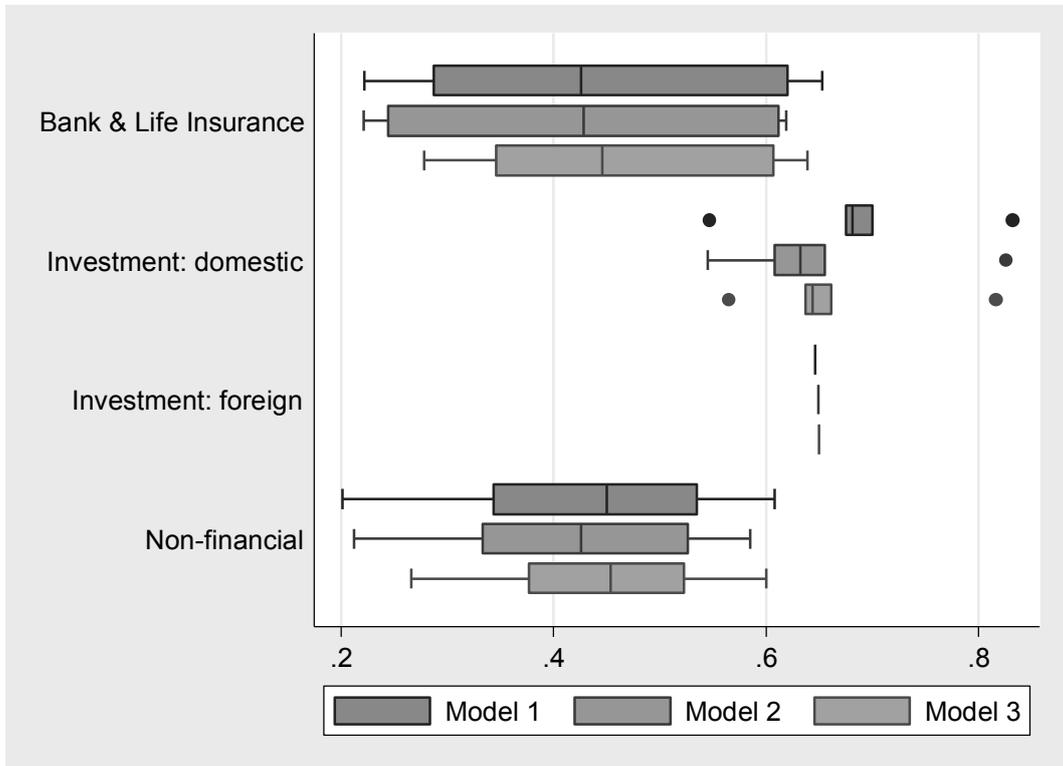
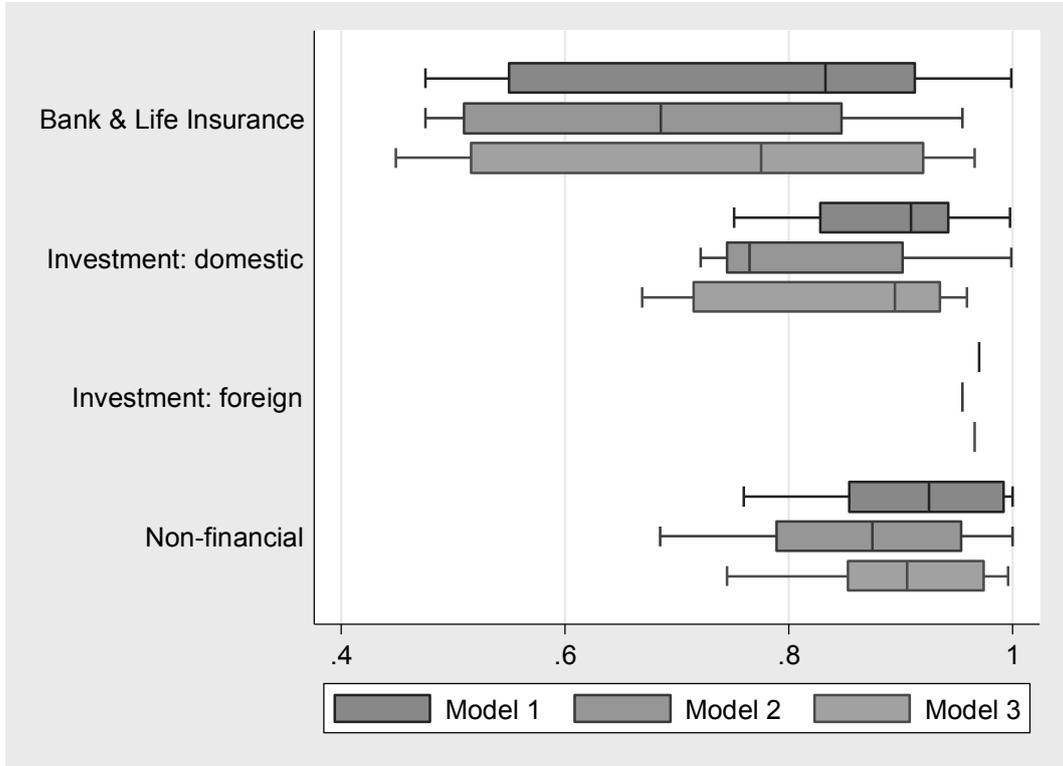
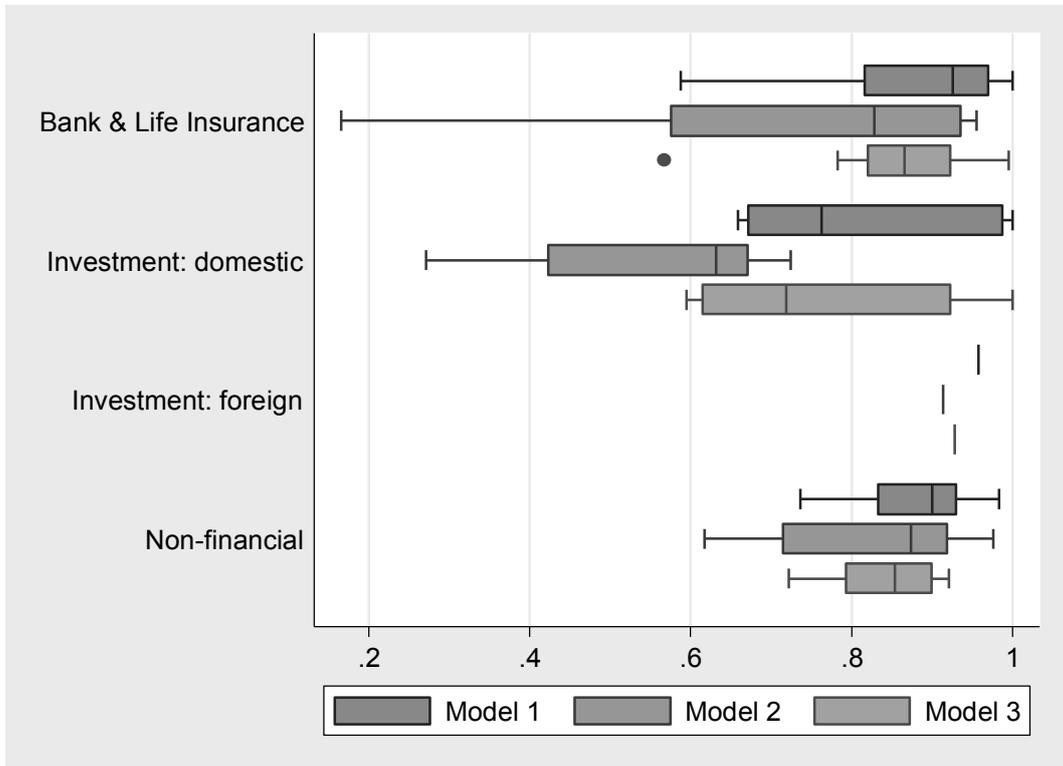


図 6. 予測機関属性によるパラメータ推定値（来年度予測）：アベノミクス前後  
 (a)アベノミクス前



(b)アベノミクス後



## 5 群衆行動

まず、民間調査機関・エコノミストの群衆行動を推定する方法について説明する。そして、推定結果を示し、考察を行う。

### 5.1 推定方法

民間調査機関・エコノミストの群衆行動を検証するために、Bernhardt *et al.* (2006)が提案したノンパラメトリック検定を用いる。予測者は、自身が持つ公に明らかでない私的情報に加えて、他の予測者が公表する公の情報（予測値、コンセンサス）にアクセスすることができると仮定する。そして、情報集合に基づいて、予測者は株価に関する事後分布を想定する。もし、予測者の公表する予測値  $f_{t+12}$  が、事後の株価の中央値または平均値と等しい場合、予測値にはバイアスがない。しかし、予測者はバイアスのある予測値を公表することがあり得る。予測者が、最善の予測である事後の平均値から予測をコンセンサスに近づける場合、群衆行動を取っている。逆に、反群衆行動は、予測者は事後の平均値から予測を私的情報へ近づける場合に生じている。したがって、予測者が事後の平均値にしたがってバイアスのない予測値を公表する場合、情報集合を条件として予測値が株価を上回る確率は0.5となる。この確率は、予測値がコンセンサスを上回るか下回るかによらない。群衆行動をとる場合、公表される予測はコンセンサスの方向へバイアスがある。公表される予測値は、公表されない私的な予測がコンセンサスを上回る場合、私的予測よりも小さくなる。これは、予測値が株価を上回る確率（過大確率）は0.5よりも小さくなることを示す。同様に、私的予測がコンセンサスを下回る場合、予測値が株価を上回る確率（過大確率）は0.5よりも小さい。対照的に、予測者が反群衆行動をとる場合、公表される予測値は、私的予測以上にコンセンサスから離れる。ゆえに、予測値が株価を上回る確率（過大確率）と下回る確率（過小確率）は0.5を上回る。

したがって、過大確率と過小確率を、予測者がコンセンサスに予測値を近づけるかを検証するために用いることができる。予測がコンセンサスを上回る場合における条件付きの過大確率は、以下ようになる。

$$P(y_{t+12} < f_{t+12} | f_t > \bar{f}_{t+12}, y_{t+12} \neq f_{t+12}) \quad (5)$$

ここで、 $\bar{f}_t$  は  $t$  時点までのコンセンサス、 $y_{t+12}$  は実績値である。また、予測がコ

ンセンサスを下回る場合における条件付きの過小確率は、以下のようになる。

$$P(y_{t+12} > f_{t+12} \mid f_{t+12} < \bar{f}_t, y_{t+12} \neq f_{t+12}) \quad (6)$$

検定統計量 $S$ は、二つの条件付き確率の標本推定値の平均で定義することができ、それは漸近的に正規分布に従う。バイアスのない予測が帰無仮説となる。つまり、予測はコンセンサスの影響を受けないことであり、 $S = 0.5$ となる。したがって、 $S < 0.5$ は群衆行動が取られていることを、一方、 $S > 0.5$ は反群衆行動が取られていることを示す。

Bernhardt *et al.* (2006)は、検定統計量が予測誤差の相関、市場に共通したショック、そして、外れ値に関して頑健であることを示した。本研究では、金融危機や東日本大震災などの市場に共通したショック、または外れ値と考えられる出来事が生じているため、上記手法を用いる利点がある。また、この検定統計量は過大確率、過小確率の大きさによらない利点がある。損失関数の推定結果から、来年度予測の多くはバイアスを持つことが分かっている。しかしながら、 $S$ 検定量は、このような非対称損失関数によるバイアスの影響を受けない。それは、 $S$ 検定量が過大確率と過小確率の平均であるためである。平均であることから、上方にバイアスのある予測は過大確率を上昇させる一方、過小確率を低下させることになる。したがって、 $S$ 検定量は不変となる。

$S$  検定量は、検定量の分散が帰無仮説のもとで最大となることから、保守的である。さらに、平均であることから、 $S$  検定量は、予測者が予測値の分布において平均値または中央値をターゲットにしているとしても不変である。

## 5.2 結果

表 1 に結果を示した。最上部に全サンプル期間の結果を示した。当年度予測、来年度予測ともに反群衆行動が取られていることが、有意水準 1%で示された。つまり、予測者は、コンセンサスから意図的に予測を遠ざけて公表する傾向にある。予測機関の属性ごとに計算した検定量においても、少なくとも有意水準 5%で帰無仮説が棄却されており、反群衆行動が検証された。これらの結果は、主要なマクロ経済変数を対象とした先行研究で明らかにされて者と整合的である。予測者が反群衆行動をとるのは、自分の予測を他の予測者と差別化することで評判や名声を得よう、高めようという誘因の存在を示唆している。予測者は必ずしも予測の正確性を目指しているわけではないことを意味する。

次に、サンプル期間をアベノミクス前後に分けて検証を行う。表 1 中段にアベノミクス前のサンプルを用いた結果が示されている。証券会社（外資）の来年度予測を除いて、すべての予測で反群衆行動が見られる結果となった。なお、証券会社（外資）の  $S$  検定量は 0.5 以上となっているものの、サンプルが 101 と少ないことに留意する必要がある。表 1 下段には、アベノミクス後のサンプルを用いた結果が示されている。銀行・生命保険会社と非金融機関の来年度予測を除いて、すべての予測で反群衆行動が見られる結果となった。なお、銀行・生命保険会社と非金融機関の来年度予測は、バイアスがないことが示されている。

全予測機関についての結果を、アベノミクス前後で詳しくみると、当年度予測については  $S$  検定量の値が大きくなり、来年度予測については  $S$  検定量の値が小さくなっている。当年度予測については反群衆行動の程度が強まり、来年度予測については反群衆行動の程度が弱まった。これは、図 1 で見たように、アベノミクス後に当年度予測値の幅が拡大したのに対して、来年度予測値の幅が変化しなかったことと整合的である。当年度予測については、予測機関において意見の相違が大きくなったのに対して、来年度予測については、予測機関の意見はさほど変わらなかった。

予測機関の属性ごとの結果を、アベノミクス前後で詳しくみると、損失関数の推定結果と整合的であることが分かる。 $S$  検定量は、損失関数の形状から独立であるから、非対称損失関数のパラメータ推定値の大きさではなく、分布の変化に注目する必要がある。反群衆行動が見られなくなった銀行・生命保険会社と非金融機関の来年度予測について、推定値の分布幅が縮小していることが分かる。つまり、予測者間の損失関数が似た形になったことを意味しており、意見の違いが見られなくなることを示唆している。一方、証券会社について、推定値の分布幅に大きな変化は見られない。

なお、分析結果の頑健性を確認するために、一ヶ月前のコンセンサスを用いた分析結果を表 2 に示した。おおむね表 1 の結果と整合的である。来年度予測について、 $S$  が 0.5 と有意に異ならない、つまり、反群衆行動が見られなくなった、という結果が増えている。ただし、群衆行動が見られるというような逆の結果がないことから、本研究の結果は一定程度の頑健性を有していると考えられる。

アベノミクス前後における損失関数の変化が示唆する期待形成の変化と反群

衆行動の程度の変化の関係について考察を行う。Christoffersen and Diebold (1997)は、最適な予測バイアスは各時点で変化しうることを示した。つまり、損失関数の形状は最適な予測バイアスの変化に応じて、各時点で変化しうる。また、損失関数の推定において、損失関数は予測誤差にのみ依存し、それ以外の要因から独立であると仮定されている。そのため、損失関数の形状の変化は最適な予測バイアスの変化により生じたのか、損失関数の定義で見過ごされた予測誤差以外の要因により生じたのか、を区別することができない。実際、Fritsche et al. (2015)は、群衆行動など予測者の戦略的な行動が損失関数で考慮されていないことによる問題点を、指摘した。Laster et al. (1999)は、予測者の期待形成を表す損失関数が時間を追って安定している場合、予測対象変数の分散が拡大すると予測者は群衆行動をとることを示した。これは予測が難しくなるため、他の予測者と似た予測値を公表する傾向が強くなるためである。アベノミクス前後で株価の分散を計算すると、アベノミクス後に分散は拡大している。損失関数がアベノミクス前後で変化していない場合、群衆行動が見られる、または反群衆行動が弱まることになる。これは、来年度予測の結果と整合的である。一方、当年度予測について、反群衆行動が一貫して続いているため、損失関数はアベノミクス前後で変化している可能性が高い。したがって、当年度予測の損失関数が変化していないのは、反群衆行動の影響が損失関数の変化を相殺していることも考えられる。ただし、成長期待を考える場合においては、当年度予測よりも長期の予測である来年度予測が本質的である。したがって、来年度予測の損失関数が大きく変化していないことが示唆された本研究結果は、留意があるものの、アベノミクスの期待への働きかけに関して否定的な結果となるものであると考えられる。

表 1 : 群衆行動についての推定値 : 当月のコンセンサス

	Horizons	S-statistics	Standard deviation	Observations
All samples				
<i>All</i>	Current year	0.680 **	0.009	3279
	Next year	0.594 **	0.009	3053
<i>By institutions</i>				
Bank & Life	Current year	0.649 **	0.013	1432
	Next year	0.568 **	0.014	1328
Investment: domestic	Current year	0.704 **	0.020	630
	Next year	0.633 **	0.021	586
Investment: foreign	Current year	0.692 **	0.041	149
	Next year	0.605 *	0.042	140
Non-financial	Current year	0.703 **	0.016	1068
	Next year	0.598 **	0.016	999
Prior to December 2012: Before Abenomics				
<i>All</i>	Current year	0.662 **	0.011	2160
	Next year	0.592 **	0.011	2140
<i>By institutions</i>				
Bank & Life	Current year	0.630 **	0.016	971
	Next year	0.553 **	0.016	955
Investment: domestic	Current year	0.720 **	0.025	396
	Next year	0.636 **	0.025	396
Investment: foreign	Current year	0.671 **	0.050	101
	Next year	0.586	0.050	101
Non-financial	Current year	0.673 **	0.020	692
	Next year	0.618 **	0.019	688
Since January 2013: After Abenomics				
<i>All</i>	Current year	0.711 **	0.015	1119
	Next year	0.563 **	0.017	913

*By institutions*

Bank & Life	Current year	0.672	**	0.025	461
Insurance	Next year	0.502		0.027	373
Investment:	Current year	0.676	**	0.034	234
domestic	Next year	0.665	**	0.038	190
Investment:	Current year	0.727	**	0.075	48
foreign	Next year	0.731	**	0.087	39
Non-financial	Current year	0.757	**	0.028	376
	Next year	0.510		0.031	311

---

*Note:* S-statistics, its standard deviation and observations are reported. \*\* indicates that the S-statistics is different from 0.5 at the 1% significance level. \* indicates that the S-statistics is different from 0.5 at the 5% significance level.

表 2 : 群衆行動についての推定値 : 一ヶ月前のコンセンサス

	Horizons	S-statistics	Standard deviation	Observations
All samples				
<i>All</i>	Current year	0.613 **	0.009	3264
	Next year	0.545 **	0.009	3041
<i>By institutions</i>				
Bank & Life	Current year	0.590 **	0.013	1425
	Next year	0.530 *	0.014	1323
Investment: domestic	Current year	0.630 **	0.020	628
	Next year	0.576 **	0.021	584
Investment: foreign	Current year	0.616 **	0.041	148
	Next year	0.552	0.042	139
Non-financial	Current year	0.625 **	0.016	1063
	Next year	0.540 *	0.016	995
Prior to December 2012: Before Abenomics				
<i>All</i>	Current year	0.614 **	0.011	2145
	Next year	0.568 **	0.011	2128
<i>By institutions</i>				
Bank & Life	Current year	0.593 **	0.016	964
	Next year	0.532	0.016	950
Investment: domestic	Current year	0.649 **	0.025	394
	Next year	0.614 **	0.025	394
Investment: foreign	Current year	0.568	0.051	100
	Next year	0.553	0.050	100
Non-financial	Current year	0.627 **	0.020	687
	Next year	0.588 **	0.020	684
Since January 2013: After Abenomics				
<i>All</i>	Current year	0.620 **	0.015	1119
	Next year	0.506	0.017	913

*By institutions*

Bank & Life	Current year	0.585	**	0.024	461
Insurance	Next year	0.482		0.026	373
Investment:	Current year	0.593	**	0.035	234
domestic	Next year	0.551		0.040	190
Investment:	Current year	0.703	**	0.077	48
foreign	Next year	0.649		0.089	39
Non-financial	Current year	0.628	**	0.026	376
	Next year	0.457		0.029	311

*Note:* S-statistics, its standard deviation and observations are reported. \*\* indicates that the S-statistics is different from 0.5 at the 1% significance level. \* indicates that the S-statistics is different from 0.5 at the 5% significance level.

最後に、サンプル期間を通じた S 検定量の推移を、ローリング・ウィンドウにより求める。これにより、群衆行動が生じている期間を見落とすことを避け、反群衆行動とバイアスのない行動がサンプル期間にわたり観察されるか確認する。なお、ウィンドは六ヶ月分の調査とする。図 7 に当月のコンセンサスを用いた結果を、図 8 に一ヶ月前のコンセンサスを用いた結果を示した。当年度予測については、ほとんどの期間で反群衆行動が観察される。一部の期間においてはバイアスのない行動が観察される。来年度予測については、バイアスのない期間が増えるものの、全ての期間で 0.5 を超えている。以上より、ローリング・ウィンドウの結果は、これまでの分析結果と整合的であり、群衆行動が一時的にでも生じた可能性が非常に低いことを示している。また、一ヶ月前のコンセンサスを用いた結果は、当月のコンセンサスを用いた結果と同様となっている。ローリング・ウィンドウを用いた分析においても、頑健性が確認された。

図 7. 群衆行動の検証：当月のコンセンサス

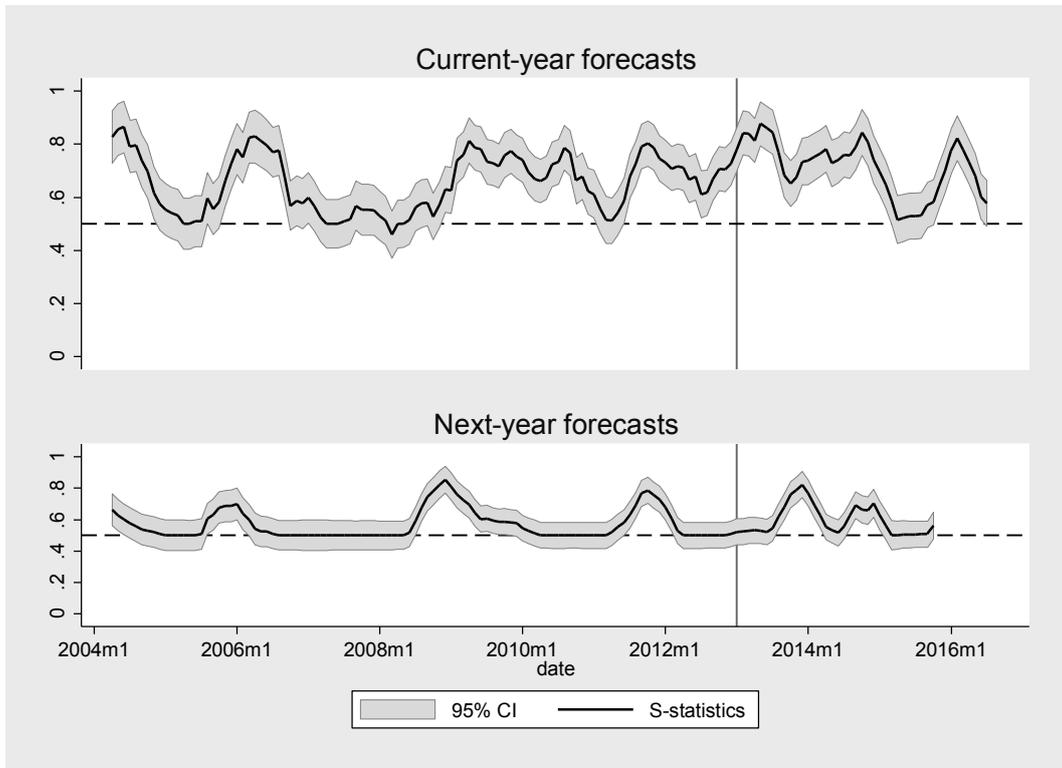
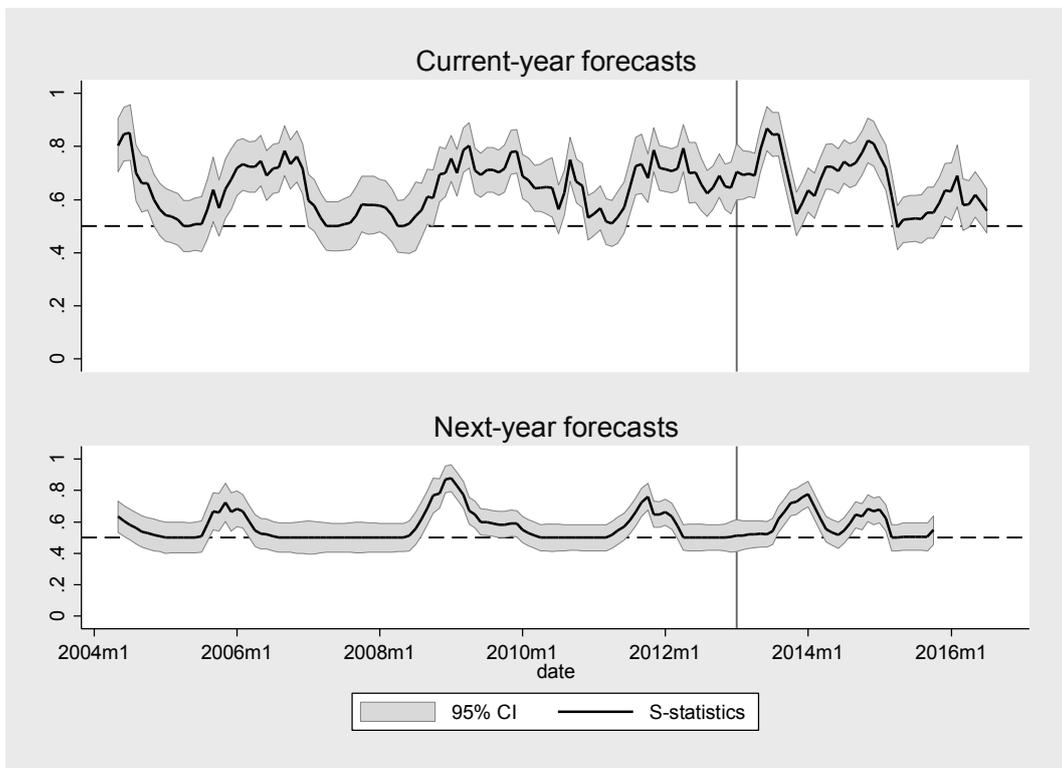


図 8. 群衆行動の検証：一ヶ月前のコンセンサス



## 6 おわりに

本研究は、2012年12月に誕生した安倍内閣の経済政策である「アベノミクス」の成否を検証するため、民間調査機関・エコノミストが発表する日経平均株価予測を用いて、アベノミクスが実際に成長期待を高めたのかを明らかにした。

第一に、損失関数の形状を推定した。民間調査機関・エコノミストの損失関数は、当年度については対称的な形をしている一方、来年度については非対称的な形をしている。多くの予測者は、バイアスのない当年度予測を公表している一方、楽観的な来年度予測を公表している。アベノミクス前後で比較すると、当年度、来年度ともに損失関数の形状はほとんど変化していない。したがって、株価予測について、民間調査機関・エコノミストの期待形成は、アベノミクスで変化していない。アベノミクスが成長期待を高めたとは考えることは難しい。次に、群衆行動を検証した。当年度、来年度予測ともに民間調査機関・エコノミストは、コンセンサス（予測の平均値）から自らの予測値を遠ざけて発表している。また、当年度の反群衆行動の程度は、来年度のものよりも高い。さらに、アベノミクス前後で反群衆行動を比較すると、当年度予測では反群衆行動の程度が高まり、来年度予測では反群衆行動の程度が低下した。

以上より、アベノミクスによって民間調査機関・エコノミストの成長期待が高まったと言うことはできないとの結論を得た。ただし、予測者が所属する機関の属性によって分析すると、必ずしも同様な結果とはならなかった。今後の課題として、予測者の属性による違いを詳しく分析したい。具体的には、損失関数をローリング・ウィンド推定により求めること、個別予測者のS検定量を求めること、そして、各予測者それぞれの損失関数の形状とS検定量に何らかの関係がないかを検証したい。さらに、それらの違いが生じた要因を検討したい。

## 参考文献

- Aoyagi, C., & Ganelli, G. (2015). Labor Market Reform: Vital to the Success of Abenomics. *Can Abenomics Succeed*, 107-124.
- Bernhardt, D., Campello, M., & Kutsoati, E. (2006). Who herds?. *Journal of Financial Economics*, 80(3), 657-675.
- Christodoulakis, G. A., & Mamatzakis, E. C. (2009). Assessing the prudence of economic forecasts in the EU. *Journal of Applied*

- Econometrics*, 24(4), 583-606.
- Christoffersen, P. F., & Diebold, F. X. (1997). Optimal prediction under asymmetric loss. *Econometric theory*, 13(6), 808-817.
- Elliott, G., Komunjer, I. and Timmermann, A. (2005) Estimation and testing of forecast rationality under flexible loss. *Review of Economic Studies*, 72, 1107–1125.
- Elliott, G., Komunjer, I., & Timmermann, A. (2008). Biases in macroeconomic forecasts: irrationality or asymmetric loss?. *Journal of the European Economic Association*, 6(1), 122-157.
- Fritsche, U., Pierdzioch, C., Rülke, J. C., & Stadtmann, G. (2015). Forecasting the Brazilian real and the Mexican peso: Asymmetric loss, forecast rationality, and forecaster herding. *International Journal of Forecasting*, 31(1), 130-139.
- Fukuda, S. I. (2015). Abenomics: Why was it so successful in changing market expectations?. *Journal of the Japanese and International Economies*, 37, 1-20.
- Haidar, J. I., & Hoshi, T. (2015). *Implementing Structural Reforms in Abenomics: How to Reduce the Cost of Doing Business in Japan* (No. w21507). National Bureau of Economic Research.
- Hansen, B. E. and West, K. D. (2002) Generalized methods of moments and macroeconomics. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 460–490.
- Hausman, J. K., & Wieland, J. F. (2014). Abenomics: preliminary analysis and outlook. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2014(1), 1-63.
- Hausman, J. K., & Wieland, J. F. (2015). Overcoming the Lost Decades?: Abenomics after Three Years. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2015(2), 385-431.
- Krol, R. (2013). Evaluating state revenue forecasting under a flexible loss function. *International Journal of Forecasting*, 29(2), 282-289.
- Laster, D., Bennett, P., & Geom, I. S. (1999). Rational bias in macroeconomic forecasts. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 293-318.
- Oguro, K. (2014). Challenges confronting Abenomics and Japanese public finance. Fiscal consolidation must start by squarely facing reality. *Public Policy Review*, 10(2), 301-318.
- Pierdzioch, C., Rülke, J. C., & Stadtmann, G. (2012). On the loss function of the Bank of Canada: A note. *Economics Letters*, 115(2), 155-159.

- Pierdzioch, C., Reid, M. B. and Gupta, R. (2014) Inflation forecasts and forecaster herding: evidence from South African survey data, Pretoria Working Paper 2014-55, University of Pretoria, Pretoria, South Africa.
- Pierdzioch, C. and Rülke, J. C. (2013a) Do inflation targets anchor inflation expectations?, *Economic Modelling*, **35**, 214–223.
- Pierdzioch, C. and Rülke, J. C. (2013b). A note on the anti-herding instinct of interest rate forecasters. *Empirical Economics*, **45**, 665-673.
- Pierdzioch, C., Rülke, J. C. and Stadtmann, G. (2012) A note on forecasting emerging market exchange rates: Evidence of anti-herding, *Review of International Economics*, **20**, 974-84.
- Ueda, K. (2013). Response of asset prices to monetary policy under Abenomics. *Asian Economic Policy Review*, **8**(2), 252-269.
- Tsuchiya, Y. (2016a). Asymmetric loss and rationality of Chinese renminbi forecasts: An implication for the trade between China and the US. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, **44**, 116-127.
- Tsuchiya, Y. (2016b). Assessing macroeconomic forecasts for Japan under an asymmetric loss function. *International Journal of Forecasting*, **32**(2), 233-242.
- Yoshino, N., & Taghizadeh-Hesary, F. (2014). An analysis of challenges faced by Japan's economy and Abenomics. *The Japanese political economy*, **40**(3-4), 37-62.



# 金融政策の予想がマレーシアの預金市場に 与えた影響：イスラム預金の収益率と コンベンショナル預金の利子率の比較分析

明治大学 商学部 教授 伊藤隆康



# 金融政策の予想がマレーシアの預金市場に与えた影響：イスラム預金の収益率とコンベンショナル預金の利子率の比較分析<sup>☆</sup>

伊藤隆康<sup>\*</sup>

## 要 旨

本稿ではマレーシアにおける期間が 12 カ月までの預金市場（イスラム金融とコンベンショナル金融）に焦点を当てた。具体的には、金融政策の予想がイスラム預金の収益率とコンベンショナル預金の利子率に与えた影響を検証して、利子率と収益率の形成を考察した。収益率と利子率はそれぞれ金融政策の予想と共和分の関係にあり、共にかい離することなく推移していた。しかし、予想が収益率と利子率に与える影響は 1 を超えていた。概ね期間が長くなればなるほど、影響が大きくなっていた。このことは期間が長い利子率と収益率は、金融政策の予想以外の要因、例えば、信用リスクなどの影響を受けて推移したことが示唆される。Bank Negara Malaysia が発信する情報をベースに、市場では金融政策に関する予想が形成される。Bank Negara Malaysia は市場との対話を通して、収益率と利子率のコントロールにある程度成功していると考えられる。また、マレーシアにおいては、収益率と利子率形成の観点からは、イスラム預金はコンベンショナル預金と変わらない。マレーシアの預金市場は分断することなく、イスラム預金とコンベンショナル預金が一つの預金市場を形成している。

キーワード：金融政策の予想、イスラム金融、コンベンショナル金融、預金市場

JEL Code : G21, E43, P51

---

<sup>☆</sup>本稿はゆうちょ財団からの研究助成をうけた研究成果である。記して謝辞を述べたい。

<sup>\*</sup> 明治大学商学部教授

## 1. はじめに

イスラム金融とは、イスラムの教義に基づく金融のことである。具体的には、利子の概念を用いないこと（代わりに収益を用いる）、そして教義で禁じられる事業、例えば、豚肉やアルコール等を扱う事業への資金提供はできないことなどが大きな特徴である。各金融機関に設置されているシャリアボードによってシャリア適格性（イスラム法から見て適法か否か）が認められて初めて、金融機関はイスラム金融で扱う金融商品を販売することができる。

大半がイスラム圏である中東各国が原油輸出で潤ってきたことや世界的なイスラム教徒の増加などから、近年、イスラム金融は拡大傾向を辿ってきた。これは世界的な傾向であるが、特にマレーシアにおけるイスラム金融は著しく発展を遂げた。また、同国ではイスラム金融を行う銀行は、コンベンショナル(conventional)金融を扱う銀行との競争が激しく、預金市場ではイスラム預金の収益率(rate of return)とコンベンショナル預金の利子率がそれぞれ提示されている<sup>1</sup>。

中央銀行である Bank Negara Malaysia は、金融政策に関わるオペレーションの起点としてコンベンショナル金融のインターバンク市場における翌日物金利に操作目標を設定している。この目標は金融政策委員会（MPC）で決定される。このオペレーションの効果は、金利という概念の代わりに収益率を用いるイスラム金融の市場にも及ぶことが期待されている。これが Angeloni and Rovelli (1998)などが指摘する、金融政策がイールドカーブ上で果たすトランスミッション・メカニズムである。

本研究では、金融政策の予想がマレーシアのイスラム預金における収益率とコンベンショナル預金における利子率に与える影響を検証して、預金金利・収益率の形成を考察する<sup>2</sup>。収益率と利子率に関して分析を行った先行研究には、Chong and Liu (2009), Cevik and Charap (2011), Ito (2013), Ito(2017a), Ergec and Arslan (2013), and Sarac and Zeren (2015)などがあげられる。Chong and Liu (2009), Cevik and Charap (2011), Ito (2013)はマレーシアを対象にしており、一方、Ergec and Arslan (2013)と Sarac and Zeren (2015)はトルコを対象にしている。

---

<sup>1</sup> コンベンショナル金融は、非イスラム圏でいう通常の金融を指す。本文中はコンベンショナル金融やコンベンショナル預金という用語を用いているが、表ではスペースの都合上、通常金融と通常預金と表現している。この場合、コンベンショナルと通常を同義で用いている。

<sup>2</sup> 本稿はマレーシアにおけるイスラム金融の実体を分析したものである。イスラム金融の実務への応用は国によって異なる。

Ito (2017b) 以外は金融政策との関連を分析せず、預金市場の金利形成を主として分析の目的としている。Ito(2017b)は翌日物金利ではなく金融政策の代理変数として、1週間物のインターバンクレートを用いて、収益率や利子率への影響を検証している。一方、本稿は、マレーシアにおける金融政策の予想が収益率と金利に与える影響を分析する初めての研究として、独自性の強いものとなっている。

金融政策の予想が市場金利に与えた先行研究は、翌日物金利の先物を用いたものと OIS (Overnight Indexed Swap)を用いたものに分類される。前者の例として、Krueger and Kuttner (1996), Kuttner(2001), Söderström(2001), Lange et al.(2003), Faust et al (2004), Sack (2004), Gürkaynak et al.(2007)などがあげられる。一方、後者の例として Ito(2014)があげられる。2008年の金融危機以降、日米欧などでは金融緩和の影響で超低金利が続いていることから、先物や OIS を用いた金融政策の予想が市場金利に与える影響は検証されていない。

本稿では金融政策に関する予想として OIS を用いる。OIS とは一定期間の翌日物レート（複利運用）と、数週間から2年間程度までの固定金利を交換する金利スワップである。この固定金利は市場関係者による金融政策の先行き予想に反応する。通常、翌日物金利には Bank Negara Malaysia が公表するレートが用いられる。OIS 取引は、日本や米国、欧州はじめ、アジア諸国でも行われている。日本では無担保コールレート（オーバーナイト物）、また、米では FF (Federal Fund) レートをベースにした OIS が取引され、FF レート（30日物）先物と並んで、短期金利のヘッジや、金融政策の予想をベースにした取引に利用されている。また、欧州では翌日物金利を平均した EONIA (Euro OverNight Index Average) をベースに OIS は取引されている。デンマークなどの北欧諸国では、翌日物金利の代わりに取引日から数えて3営業日目に取引が終わるトムネ(T/N: Tomorrow Next)が利用されている。

OIS 取引の導入は大岡他（2006）などによると、以下に指摘する3点の影響があると考えられる。

- (1)オーバーナイト物を中心に超短期ベースの運用や調達を行う市場参加者にとっては、3カ月物や6カ月物金利を原資産とするデリバティブと比べ、よりきめ細かなリスク管理が可能となる。
- (2)幅広い市場参加者にとって、政策金利（オーバーナイト物）の見通しをベースに、ターム物金利との裁定を行うための有益な取引手段となる。

(3)OIS 金利が政策金利の予想をベースにしているため、市場関係者が有する金融政策に関する予想が市場金利の形成や期間構造に影響を与える可能性がある。この意味で日銀が市場に向けて発するメッセージや市場との対話の重要性が増す<sup>3</sup>。

## 2. マレーシアにおける金融政策運営とイスラム金融

### 2.1 金融政策オペレーション

Bank Negara Malaysia は、金利で取引されるコンベンショナル金融の短期金融市場に金融政策の誘導目標水準を設定している。具体的には翌日物のインターバンク市場に誘導目標水準(overnight policy rate)を設定し、これが上限 (ceiling rate) と下限 (floor rate) の間に収まるように金融調節を行う。上限と下限の幅は図 1 にあるように、誘導目標水準からそれぞれ 0.25% (25bp) である。

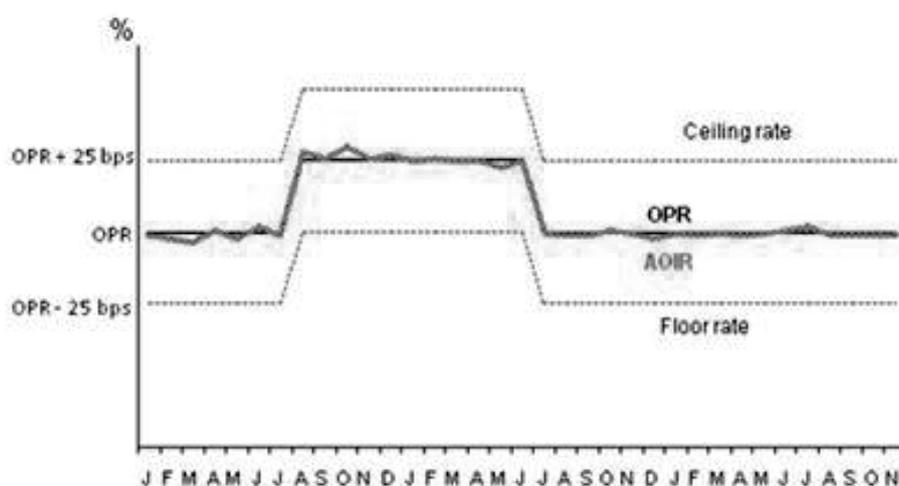


図 1 誘導目標の上限と下限

出所：Bank Negara Malaysia のホームページ (<http://www.bnm.gov.my/>)

Bank Negara Malaysia は金融政策委員会を開催し、誘導目標水準を決定している。金融政策委員会の終了後に同行は声明を公表している。次頁に示したのは 2016 年 7 月 13 日開催分の声明で、英国の EU 離脱などを背景にした世界経済に対する警戒感から、

<sup>3</sup> Blinder(2004)が、中央銀行による市場との対話の重要性を指摘している。

同行が翌日物金利の誘導目標水準を 3.25%から 0.25%引き下げて 3.0%としたことが記載されている。

2016 年 7 月 13 日開催分の金融政策委員会の決定に関する声明

Wednesday 13 July 2016

### **Monetary Policy Statement**

At the Monetary Policy Committee (MPC) meeting today, Bank Negara Malaysia decided to reduce the Overnight Policy Rate (OPR) to 3.00 percent. The ceiling and floor rates of the corridor for the OPR are correspondingly reduced to 3.25 percent and 2.75 percent respectively.

The global economy continues to record growth at a more moderate pace, across major advanced and emerging market economies. In Asia, persistent weakness in the external sector has weighed on growth, although domestic demand remains supportive. Looking ahead, there are increasing signs of moderating growth momentum in the major economies. Global growth prospects have also become more susceptible to increased downside risks in light of possible repercussions from the EU referendum in the United Kingdom. International financial markets could also be subject to greater volatility going forward. In this light, global monetary conditions are expected to remain highly accommodative.

For Malaysia, domestic demand continues to be the main driver of growth. Private consumption will be supported by growth in income and employment, and measures implemented by the Government. While investment in the oil and gas sector is moderating, overall investment is expected to be supported by the on-going implementation of infrastructure projects and capital spending in the manufacturing and services sectors. Exports are projected to remain weak following more subdued demand from Malaysia's key trading partners. Overall, while the domestic economy

remains on track to expand in 2016 and 2017, the uncertainties in the global environment could weigh on Malaysia's growth prospects.

出所：Bank Negara Malaysia のホームページ (<http://www.bnm.gov.my/>)

Bank Negara Malaysia の金融政策オペレーションは、以下の図 2 にあるとおりにすすめられている。Bank Negara Malaysia は、9 時 30 分に民間銀行にオペを通知し、10 時 15 分までに、民間銀行はオペレーションに対する応札を提出する。最終の調整を 18 時までに完了させる。

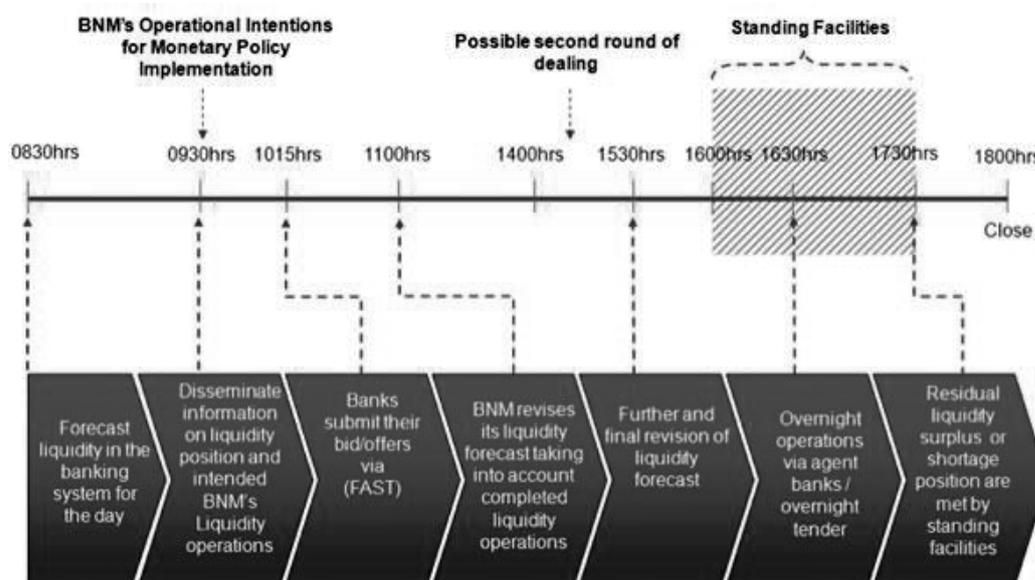


図 2 金融政策のオペレーション

出所：Bank Negara Malaysia のホームページ (<http://www.bnm.gov.my/>)

## 2.2 イスラム金融

マレーシアでは、1960 年代にイスラム金融が導入された。1983 年にイスラム銀行法が制定され、初めてのイスラム銀行である Bank Islam Malaysia Berhad が設立された。1993 年には商業銀行がイスラミック・ウィンドウによりイスラム金融業務を営むことが認められた。2000 年以降、マレーシアではアジアにおけるイスラム金融の拠点として、政府や中央銀行などが積極的なイスラム金融の振興策をとってきた。

図 3 が示すように、同国におけるイスラム預金のシェアは 1999 年には約 5%程度であ

ったが、2015 年末には約 25%まで拡大している。マレーシアの金融機関は、銀行部門とノンバンクから成立する。銀行部門には商業銀行、イスラム銀行、オフショア銀行などが含まれる。一方、ノンバンクには、各種年金基金、保険会社、開発金融機などが含まれる。

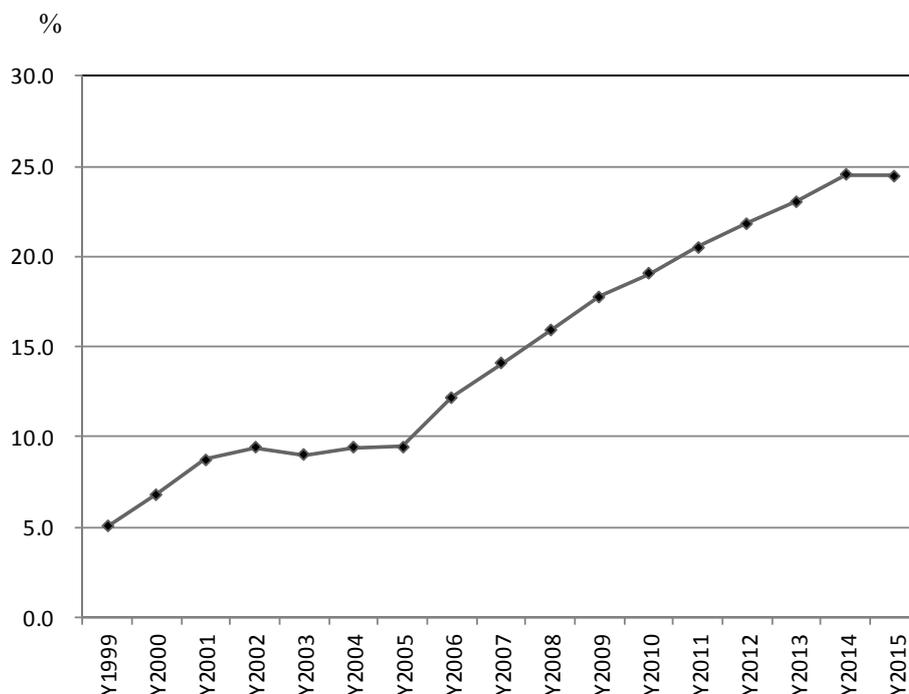


図3 イスラム預金のシェア

注

1999年から2015年の年末における数字である。

出典は Bank Negara Malaysia Monthly Statistical Bulletin である。

マレーシア・イスラム銀行協会（AIBIM : Association of Islamic Banking Institutions）が公表している、同国でイスラム金融を提供する銀行を表 1 に示した。同協会は 2009 年に銀行と顧客間の商品ムラーバハ預金に関する標準約款（standard agreement）を作成するなど、イスラム金融の発展振興を支えている。イスラム銀行は、国内系イスラム銀行、開発銀行、外資系銀行、国際金融機関銀行に分類される。例えば、HSBC (Hongkong Shanghai Banking Corporation) は同じビルの中にコンベンショナル銀行とイスラム銀行の支店を配置している。図 4 と図 5 はクアラルンプールの中心部にある同行支店を示している。イスラム銀行も、コンベンショナル銀行と同様にホームページ上でインターネットバンキング業務を展開している。図 6 に HSBC AMANAH のホームページを掲載している。ここでは紹介している預金はシャリアに基づいたムラーバハ（Shariah

principle of Murabahah) で、固定収益率 (fixed profit rate) が適用されることが記載されている。

Bank Negara Malaysia は 2013 年 6 月 30 日に 2013 年イスラム金融サービス法 (Islamic Financial Services Act 2013, IFSA) を導入した。同法はイスラム金融商品の分類を厳格化し、イスラム預金はイスラム預金と投資勘定口座の 2 つに分かれた。前者の代表例はムラーバハとワディアであり、マレーシア預金保険機構 (PIDM) の対象となる<sup>4</sup>。一方、後者の代表例はムダーラバであり、2015 年 7 月 1 日から預金保険の対象外となった。マレーシアの預金保険の上限は 1 金融機関につき、1 人あるいは 1 社あたり RM250,000 (2017 年 1 月末の相場で約 650 万円) である。図 7 に銀行の店頭に貼られた預金保険の案内を掲載している。ラクマン (2016) によれば、同法の導入以降、投資勘定口座からイスラム預金口座への資金移動が生じた。

---

<sup>4</sup> イスラム金融検討会(2008)によれば、ワディアは主にマレーシアのイスラム専門銀行が利用している預金の取引形態である。

表1 イスラム金融業務を行う銀行

Domestic Banks	
Affin Islamic Bank Berhad	CIMB Islamic Bank Berhad
Alliance Islamic Bank Bhd	Hong Leong Islamic Bank Berhad
AmIslamic Bank Berhad	Maybank Islamic Berhad
Bank Islam Malaysia Berhad	Public Islamic Bank Berhad
Bank Muamalat Malaysia Berhad	RHB Islamic Bank Berhad
Development Financial Institutions Bank	
Bank Kerjasama Rakyat Malaysia Berhad	Bank Simpanan Nasional
Agro Bank	Malaysia Building Society Berhad
Locally Incorporated Foreign Banks	
Al Rajhi Banking & Investment Corpn. Bhd	HSBC Amanah Malaysia Berhad
Asian Finance Bank Berhad	Kuwait Finance House (Malaysia) Berhad
BNP Paribas Malaysia Berhad	OCBC Al-Amin Bank Berhad
Bank of Tokyo-Mitsubishi UFJ (M) Berhad	Standard Chartered Saadiq Berhad
Citibank Berhad	
International Financial Institutions	
ALKHAIR International Islamic Bank Berhad	PT Bank Muamalat Indonesia Tbk

出所 : Association of Islamic Banking Institutions Malaysia (<http://aibim.com>)

The information is as of March 20,2017.



図4 クアラルンプールのHSBC支店

注： 撮影は筆者。



図5 クアラルンプールのHSBC支店

注： 撮影は筆者。AMANAH はイスラム銀行の支店である。

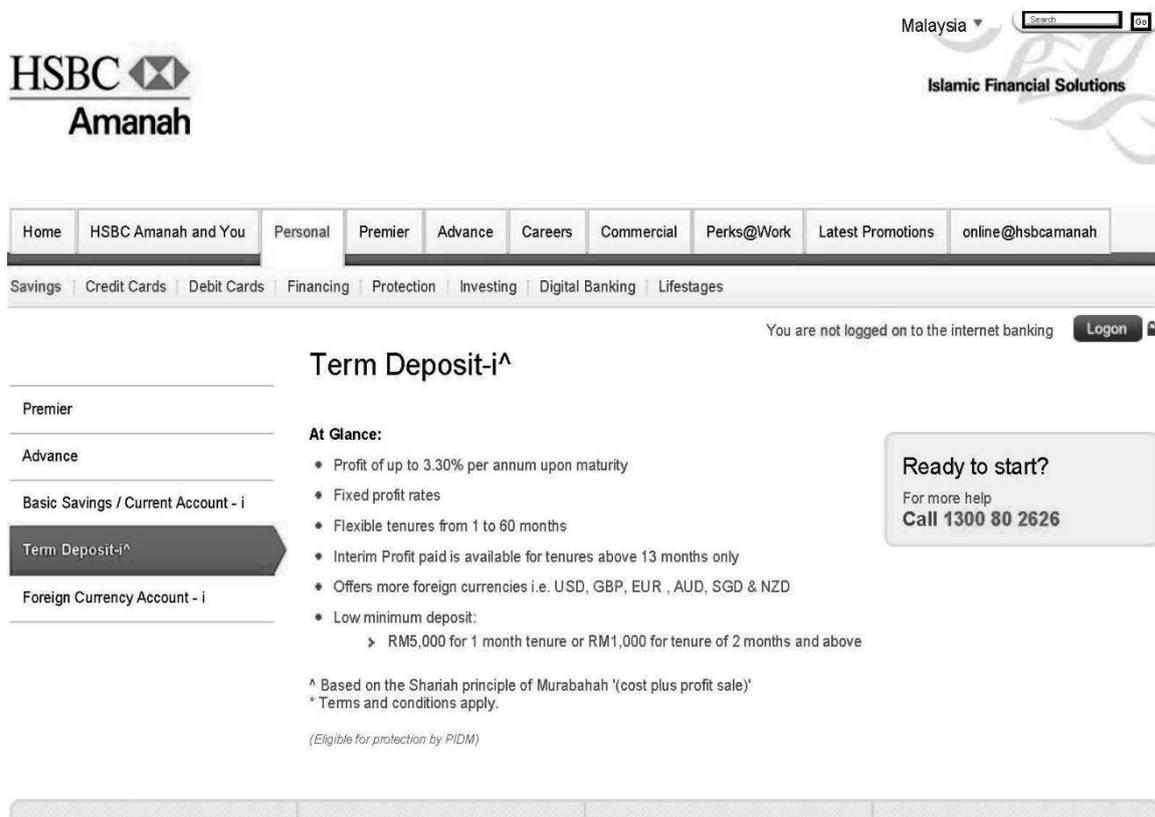


図6 HSBC AMANAH のホームページ



図7 銀行の店頭に貼られた預金保険の案内

注：撮影は筆者。

### 3. 分析に利用するデータ

3 カ月物の OIS データを金融政策の予想として用いる<sup>5</sup>。イスラム預金(ムラーバハ)の収益率とコンベンショナル預金における利率に関しては、1 カ月物、3 カ月物、6 カ月物、12 カ月物を用いる。いずれのデータもブルームバーグ社が提供する日次ベースのデータで、標本期間は 2009 年 5 月 22 日から 2016 年 8 月 30 日である。図 8 にデータの推移、表 2 にデータの記述統計を記載した。

OIS の取引例を示すと以下の通りとなる。

3 月 1 日

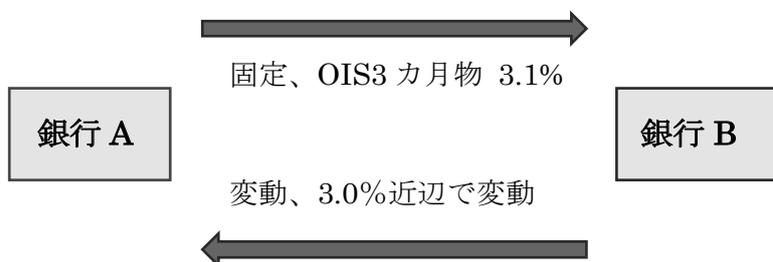
OIS3 カ月物金利 が 3.1% (固定)、Bank Negara Malaysia が目標としている翌日物金利が 3.0% (変動) である。市場関係者は、3 カ月物後の翌日物金利の水準を予想してプライスを呈示するため、金融政策の引き締め予想が強まると、OIS3 カ月物金利が上昇する。

<sup>5</sup> OIS の取引と市場に関しては、伊藤 (2007) が日本の例を用いて説明している。

銀行 A は Bank Negara Malaysia が 3 カ月以内に利上げをすると予想している。銀行 B は政策の変更はないと予想している。銀行 A は銀行 B に固定金利を支払い、変動金利を受け取る。一方、銀行 B は銀行 A に変動金利を支払い、固定金利を受け取る。

次の 3 カ月間

市場における Bank Negara Malaysia の金融政策予想が変わらなければ、銀行 A は固定金利で 3.1% を銀行 B に支払い、変動金利の 3.0% 近辺を受け取る。一方、銀行 B は変動金利の 3.0% 近辺を銀行 A に支払い、固定金利の 3.1% 受け取る。



4 月上旬

市場で Bank Negara Malaysia が利上げをするという予想が出始めて、OIS3 カ月物のレートが 3.1% から上昇を開始した。

4 月 25 日

銀行 A の予想通り、Bank Negara Malaysia が 0.5% の利上げを行う。

銀行 A は固定金利で 3.0% を支払い、銀行 B から変動金利の 3.5% 近辺を受け取る。一方、銀行 B は銀行 A から固定金利 3.0% を受け取り、変動金利の 3.5% 近辺を支払う。

5 月 31 日

銀行 A と銀行 B は受け・払いを相殺して決済する。こうしたことから Thornton(2009) などが指摘するように、OIS 取引に絡む信用リスクは少ない。この取引では金融政策の引き締め予想をしていた銀行 A が受け取り超になる。

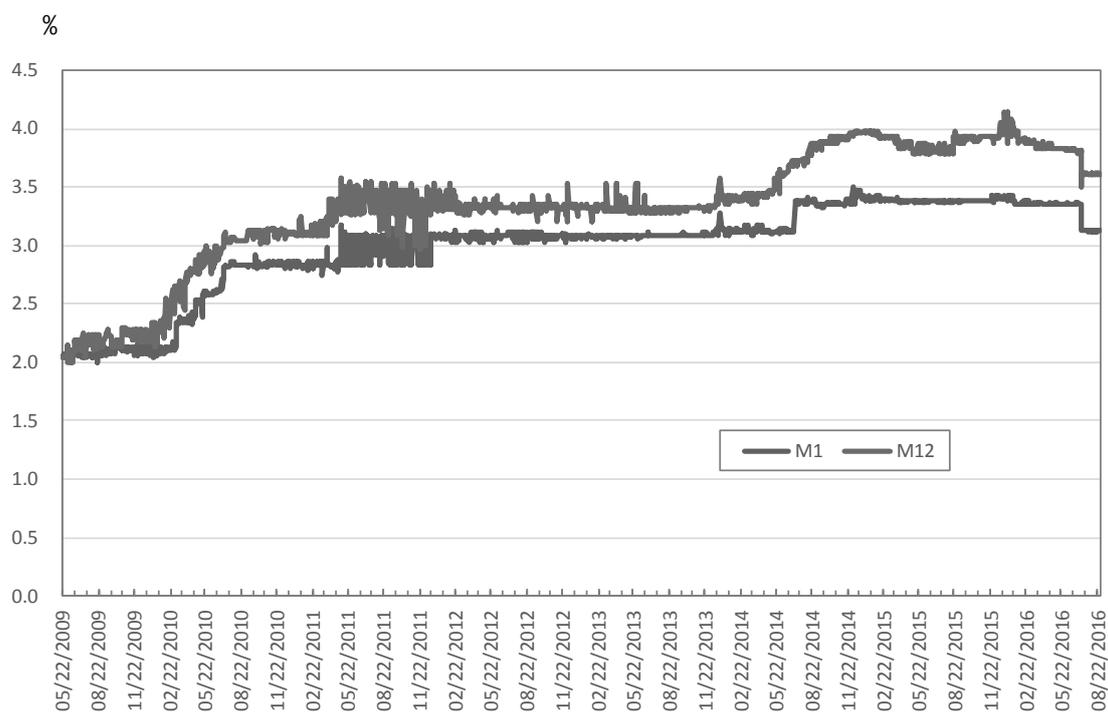


図 8 コンベンショナル預金の収益率-1カ月物と12カ月物

注:

標本期間は2009年5月22日から2016年8月30日。

データソースはBloomberg.

表2 データの記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
OIS	2.858	0.346	1.975	3.275	2.910
IM1	3.075	0.454	1.940	3.715	3.140
IM3	3.209	0.485	2.010	3.945	3.250
IM6	3.283	0.495	1.960	4.055	3.335
IM12	3.368	0.492	1.930	4.105	3.430
M1	2.992	0.389	2.000	3.510	3.080
M3	3.180	0.461	2.000	3.830	3.210
M6	3.227	0.462	2.020	3.930	3.260
M12	3.326	0.496	2.000	4.150	3.330

注:

標本期間は2009年6月8日から2016年8月30日である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

## 4. 分析手法

### 4.1 単位根検定

Nelson and Plosser (1982)などの、1980年代前半から1990年代前半までの実証分析によれば、金利、為替、株はランダムウォークのような非定常プロセスである可能性が示唆されている。こうしたことから実証分析の前段階として、分析に利用するデータが非定常な単位根を含むか否かを検証する必要がある。

本稿では、検定方法として ADF (Augmented Dickey /Fuller) 検定と KPSS (Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin) 検定を利用する<sup>6</sup>。Dickey and Fuller(1979)、Dickey and Fuller(1981)によれば、ADF 検定は帰無仮説を「単位根が存在する」、対立仮説を「単位根が存在せず定常である」とする。一方、Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin (1992)によれば、KPSS 検定は ADF 検定と逆に、帰無仮説を「単位根が存在せず定常である」、対立仮説を「単位根が存在する」としている。

さらに分析対象のデータが I(1)であることを確認するために、原系列から差分を取ったデータにつき、単位根検定を行う。

### 4.2 共和分検定

分析に利用するデータが単位根を含む場合、非定常プロセスの関係を取り扱える分析フレームワークが必要となる。非定常である各変数間に、1次の線形結合に長期的な均衡(エラー・コレクション)の存在が認められ場合、共和分の関係にあると言われる。Engle and Granger (1987)は、非定常変数間に共和分の関係が存在するかどうかを調べる実践的な検定方法を提示した。本稿では、金融政策に関する予想(OIS3カ月物)と預金レートとの関係を分析する。

$$INT_t = \alpha + \beta OIS_t + u_t \quad (1)$$

$INT_t$  = 預金レート (イスラム預金の収益率またはコンベンショナル預金の利子率)

$OIS_t$  = OIS 金利

(1)式を最小二乗法で推計し、求められた残差に単位根が含まれているか否かを ADF 検定で確認する。そして、残差が定常ということになれば、金融政策に関する予想と預金レートの線形結合は定常といえる。この分析に加えて、(1)式の  $\beta$  (共和分ベクトル)

---

<sup>6</sup> Dickey and Fuller(1979)、Dickey and Fuller(1981)、Kwiatkowski et al (1992) を参照。

が1か否かを、(2)式にある Stock and Watson(1993)による dynamic OLS を用いて検証する。1であることが棄却できない場合、OIS 金利と預金レートは一对一の関係にあるといえる。

$$INT_t = \alpha + \beta OIS_t + \sum_{i=-p}^p b_i \Delta OIS_{t-i} + u_t \quad (2)$$

共和分検定と共和分ベクトルの検定の結果は以下の形に分類できる。

ケース	共和分	共和分ベクトル
I	無	--
II	有	$\beta=1$ が否定できない。
III	有	$\beta=1$ が否定できる。

#### ケース I の場合

OIS 金利と預金レートは共和分の関係にない。金融政策の期待は預金レートには影響を及ぼさない。

#### ケース II の場合

OIS 金利と預金レートは共和分の関係にあり、一对一であるといえる。金融政策の期待は預金レートに強い影響を与え、Bank Negara Malaysia は預金レートをコントロールできる。

#### ケース III の場合

OIS 金利と預金レートは共和分の関係にあるが、一对一の関係にはない。金融政策の期待は預金レートに影響を与え、Bank Negara Malaysia は預金レートをある程度コントロールできる。

### 4. 3Granger 因果性検定

グレンジャー因果性の検定とは、変数  $x$  (金融政策に関する予想としての指標 : OIS3 カ月物) と  $y$  (預金レート) の間で、 $x$  が  $y$  を説明するのか、 $y$  が  $x$  を説明するのか、あるいは相互に説明しあっているのかを知るための検定である。この方法は Granger (1969) が示しているものである。  $x$  と  $y$  が定常性をもつ時系列変数であるとき、以

下の方程式(3)と(4)を最小二乗法で推計して、誤差の二乗和を求めて F 検定を行う。その結果、(3)式の帰無仮説  $H_0$  が棄却されれば、 $y$  の過去の動きが  $x$  を説明していることになる。同じく、F 検定を用いて(4)式の帰無仮説  $H_0$  が棄却されれば、 $x$  の過去の動きが  $y$  を説明していることになる。

$$x_t = u_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \beta_i \neq 0 \quad (i=1, 2, \dots, p)$$

$$y_t = v_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i y_{t-i} + v_t \quad (4)$$

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \gamma_i \neq 0 \quad (i=1, 2, \dots, p)$$

通常の時系列分析では、非定常性の問題を回避するために、変化率に転換したデータを用いてグレンジャーの因果関係の検定が行われる。しかし、変化間に共和分の関係がある場合には、変化率を用いた検定は定式化に誤りがあることが指摘されている。Toda and Yamamoto(1995)は、単位根をもつかもしれない自己回帰モデル (VAR : Vector Auto Regressive) におけるグレンジャー因果性の検定方法を開発した<sup>7</sup>。

彼らによれば、 $y$  から  $x$ 、 $x$  から  $y$  への影響について、帰無仮説  $H_0$  がそれぞれ検定される。ただし、 $x$  と  $y$  について、本来のラグ期  $p$  にもう 1 つのラグ項を加えた  $p+1$  をとり、トレンド項  $t$  を加えて推計する。

$$x_t = u_0 + u_t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i y_{t-i} + u_t \quad (5)$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \beta_i \neq 0 \quad (i=1, 2, \dots, p)$$

$$y_t = v_0 + v_t + \sum_{i=1}^{p+1} \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \delta_i y_{t-i} + v_t \quad (6)$$

<sup>7</sup> 具体的な利用方法については河合(1995)を参考にした。

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$$

$$H_1 : \text{いずれかの } \gamma_i \neq 0 \quad (i = 1, 2, \dots, p)$$

(5)と(6)を最小二乗法で推計して、誤差の二乗和を求めて  $F$ 検定を行う。その結果、(5)式の帰無仮説  $H_0$  が棄却されれば、 $y$  の過去の動きが  $x$  を説明していることになる。言い換えれば、預金レートによって金融政策に関する予想が変動していると言える。同じく、 $F$ 検定を用いて(6)式の帰無仮説  $H_0$  が棄却されれば、 $x$  の過去の動きが  $y$  を説明していることになる。言い換えれば、金融政策に関する予想によって預金レートが変動していると言える。

## 5. 分析結果

### 5.1 単位根検定

原系列の ADF 検定では、すべての検定に関して、単位根が存在するとの帰無仮説は 5%の有意水準で棄却できない。結果は表 3 に示した。KPSS 検定でもすべての検定について、単位根が存在しないとの帰無仮説は 5%水準で棄却できる。結果は表 4 に示した。すべての変数は非定常な変数であると判断して差し支えないと考える。

次に、1 回の階差を取ったデータについて単位根を検定した。ADF 検定はすべての変数について、単位根が存在するとの帰無仮説を 5%水準で棄却できる。結果は表 5 に示した。また、KPSS 検定についてはすべての差分を取った変数に関して、単位根が存在せず定常であるとの帰無仮説を棄却できない。結果は表 6 に示した。したがって、すべての変数を  $I(1)$  とみなすことが可能である。

表3 ADF単位根検定 (原系列)

変数	トレンド無し	トレンド有り
OIS	1.325	-1.059
IM1	1.513	-1.102
IM3	1.605	-0.831
IM6	1.877	-0.661
IM12	2.033	-1.661
M1	1.409	-0.651
M3	1.605	-0.671
M6	1.649	-0.944
M12	1.541	-1.341

注:

\* は 5% 水準で有意であることを示す。

5% 棄却値は -2.864 (トレンド無し)、 -3.415 (トレンド有り)である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

表4 KPSS 単位根検定 (原系列)

変数	Lag = 4		Lag = 12	
	レベル定常	トレンド定常	レベル定常	トレンド定常
OIS	24.537*	4.523*	9.508*	1.767*
IM1	28.281*	4.400*	10.951*	1.702*
IM3	28.606*	3.767*	11.711*	1.473*
IM6	28.018*	3.759*	10.848*	1.470*
IM12	26.374*	3.870*	10.222*	1.514*
M1	27.844*	5.068*	10.782*	1.982*
M3	27.572*	3.999*	10.672*	1.562*
M6	28.057*	3.734*	10.860*	1.459*
M12	28.138*	3.527*	10.906*	1.381*

注:

\* は 5% 水準で有意であることを示す。

5% 棄却値は 0.463 (レベル定常)、 0.146 (トレンド定常)である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

表5 ADF検定(一次差分)

変数	トレンド無し	トレンド有り
$\Delta$ OIS	-20.798*	-20.940*
$\Delta$ IM1	-17.197*	-17.591*
$\Delta$ IM3	-21.936*	-20.502*
$\Delta$ IM6	-23.925*	-20.150*
$\Delta$ IM12	-22.443*	-22.728*
$\Delta$ M1	-15.303*	-15.724*
$\Delta$ M3	-14.737*	-15.165*
$\Delta$ M6	-17.444*	-17.948*
$\Delta$ M12	-16.037*	-16.550*

注:

\* は 5% 水準で有意であることを示す。

5% 棄却値は -2.864 (トレンド無し)、 -3.415 (トレンド有り)である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

表6 KPSS検定(一次差分)

変数	Lag = 4		Lag = 12	
	レベル定常	トレンド定常	レベル定常	トレンド定常
$\Delta$ OIS	0.138	0.020	0.277	0.040
$\Delta$ M1	0.240	0.029	0.431	0.053
$\Delta$ M3	0.294	0.041	0.502	0.072
$\Delta$ M6	0.203	0.030	0.385	0.058
$\Delta$ M12	0.162	0.024	0.319	0.049
$\Delta$ IM1	0.174	0.017	0.305	0.031
$\Delta$ IM3	0.198	0.027	0.356	0.050
$\Delta$ IM6	0.195	0.027	0.383	0.055
$\Delta$ IM12	0.142	0.023	0.285	0.047

注:

\* は 5% 水準で有意であることを示す。

5% 棄却値は 0.463 (レベル定常)、 0.146 (トレンド定常)である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

## 5.2 共和分検定

OIS 金利と預金収益率・利子率との間で、Engle/Granger の共和分検定を行った。すべての組み合わせにおいて、OIS 金利と預金レートは共和分関係にあることが確認できた。結果は表 7 に示した。

表7 共和分検定

変数	検定統計量	変数	検定統計量
OIS, IM1	-4.487*	OIS, M1	-4.980*
OIS, IM3	-4.101*	OIS, M3	-4.487*
OIS, IM6	-4.475*	OIS, M6	-5.047*
OIS, IM12	-4.519*	OIS, M12	-5.859*

注:

\*は 5%水準で有意であることを示す。

5% 棄却値は MacKinnon から -3.7809 である。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

さらに OIS 金利と預金収益率・利子率との間で、共和分ベクトル  $\beta$  が 1 か否かを検証した。その結果、すべての分析で  $\beta$  が 1 よりも大きいことがわかった。したがって、OIS 金利が 1%以上変動した際に、預金収益率・利子率は 1%を超える変動を示したといえる。この傾向は概ね預金レートの期間が長くなればなるほど強まっている。結果は表 8 に示した。

表8 共和分ベクトルの検定

Variable	$\beta$	Modified SE	Modified $t$ Value
OIS, IM1	1.300	0.035	8.571
OIS, IM3	1.374	0.054	6.926
OIS, IM6	1.404	0.039	10.359
OIS, IM12	1.400	0.027	14.815
OIS, M1	1.110	0.022	5.000
OIS, M3	1.315	0.032	9.843
OIS, M6	1.319	0.034	9.382
OIS, M12	1.405	0.036	11.250

注:

\* は  $t$  値が 5%の棄却値である 1.96 よりも小さいため、 $\beta = 1$  が棄却できないことを示す。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

共和分検定と共和分のベクトル検定から、OIS 金利と預金レートは共和分の関係にあるが、一対一の関係にはないことがわかった。このため金融政策の期待は預金収益率・利子率にある程度の影響を与えらると言える。

### 5. 3Granger 因果性の検定

OIS 金利と収益率・利子率（イスラム預金とコンベンショナル預金）との間で、Toda and Yamamoto(1995)による Granger 因果性の検定を行った。OIS から預金収益率・利子率への因果性はすべての組み合わせで、確認ができた。一方、預金レートから OIS 金利への因果性は、収益率（イスラム預金）の 1 カ月物、3 カ月物、12 カ月物、利子率（コンベンショナル預金）の 1 カ月物と 6 カ月物で確認できた。結果は表 9 に示した。

表9 Granger因果性の検定

F 統計量 OIS とイスラム預金収益率、通常預金利子率			
OISから預金利率への因果性		預金利率からOISへの因果性	
IM1	3.764*	IM1	2.176*
IM3	3.359*	IM3	2.006*
IM6	3.341*	IM6	1.408
IM12	3.817*	IM12	2.276*
M1	5.745*	M1	5.342*
M3	4.493*	M3	1.382
M6	4.275*	M6	2.136*
M12	3.963*	M12	1.160

注:

\* は 5% 水準で有意であることを示す。

OIS は OIS 3カ月物、IM はイスラム預金の収益率、Mは通常預金の利子率を示す。

### 6. まとめ

本稿ではマレーシアにおける期間が 12 カ月までの預金市場（イスラム金融とコンベンショナル金融）に焦点を当てた。具体的には、金融政策の予想がイスラム預金の収益率とコンベンショナル預金の利子率に与えた影響を検証して、利子率と収益率の形成を

考察した。

収益率と利子率はそれぞれ金融政策の予想と共和分の関係にあり、共にかい離することなく推移していた。しかし、予想が収益率と利子率に与える影響は1を超えていた。概ね期間が長くなればなるほど、影響が大きくなっていった。このことは期間が長い利子率と収益率は、金融政策の予想以外の要因、例えば、信用リスクなどの影響を受けて推移したことが示唆される。

Granger 因果性検定では、金融政策の予想から収益率、利子率への影響と収益率、利子率から金融政策への予想への影響を比較すると、前者の方の影響が大きかった。また、一部の満期の預金（コンベンショナル預金の3カ月物と12カ月物、イスラム預金の6カ月物）では収益率と利子率から金融政策への予想への影響は観測されなかった。共和分検定 Granger 因果性検定の結果を合わせて検討すると、金融政策の予想は、収益率と利子率に影響を与えていたといえる。

Bank Negara Malaysia が発信する情報をベースに、市場では金融政策に関する予想が形成される。Bank Negara Malaysia は市場との対話を通して、収益率と利子率のコントロールにある程度成功していると考えられる。また、マレーシアにおいては、収益率と利子率形成の観点からは、イスラム預金はコンベンショナル預金と変わらない。マレーシアの預金市場は分断することなく、イスラム預金とコンベンショナル預金が一つの預金市場を形成している<sup>7</sup>。こうした分析結果とイスラム預金のシェアが増加していることから、マレーシア政府が中央銀行や銀行協会とともにイスラム金融を推進させることに成功してきたといえる。

本稿ではデータの制約の関係から、分析対象の収益率や金利は12カ月以内のものに限られていた。12カ月を超えるイスラム金融の収益率とコンベンショナル金融の利子率に関して、金融政策の予想が影響を与えているか否かの検証は今後の課題としたい。

## 参考文献

イスラム金融検討会(2008),「イスラム金融 仕組みと動向」日本経済新聞出版社。

伊藤隆康(1997),「OIS(Overnight Index Swap)取引と金融政策」『新潟大学経済論集』,

---

<sup>7</sup> Ito(2013)やIto(2017)によれば、1年以内の預金市場において、イスラム預金の収益率と通常預金の利子率は共和分の関係にあり、共変動していた。

第 83 号, pp.83-90.

大岡英興・長野哲平・馬場直彦(2006)「わが国 OIS (Overnight Index Swap) 市場の現状」  
日銀ビュー, 2006-J-15.

河合正弘 編(1996), 『アジアの金融・資本市場』日本経済新聞社.

ラクマン・ベデイ・グンタ(2016), 「マレーシアのイスラム預金商品を巡る最近の動向」,  
野村資本市場クォーターリーWinter, pp.1-7.

Angeloni, I. and Rovelli, R. (1998), *Monetary Policy and Interest Rates*. Macmillan.

Bank Negara Malaysia (2016), <http://www.bnm.gov.my>.

Blinder, A.S. (2004), *The Quiet Revolution*. Yale University.

Cevik, S. and Charap, J. (2011), “The Behavior of Conventional and Islamic Bank Deposit Returns in Malaysia and Turkey,” *IMF Working Paper*, WP/11/156.

Chong, B.S. and Liu, M.-H. (2009), “Islamic Banking: Interest-free or Interest-based?,” *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.17, pp.112-144.

Ergec, E.H. and Arslan, B.G. (2013), “Impact of Interest Rates on Islamic and Conventional Banks: The Case of Turkey,” *Applied Economics*, Vol.45, pp.2381-2388.

Fuller, W.A., 1976. *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, Inc

Granger, C.W.J. (1969) “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods,” *Econometrica*, Vol.37, Iss.3, pp. 424–438.

Gürkaynak, R. S., B.Sack, Swanson.P and Eric. T (2007), “Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.25, pp.201-212.

Hirayama, K. and Kasuya, M. (1996), “Financial Deregulation and Divisia Monetary Aggregates in Japan,” Mullineux, A (ed.), *Financial Innovation, Banking and Monetary Aggregates*, Edward Elgar, pp.104-130.

Ito, T. (2013), “Islamic Rates of Return and Conventional Interest Rates in the Malaysian Deposit Market,” *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, Vol.6, pp.290-303.

Ito, T. (2014) “Does Monetary Policy Expectation Have an Impact on Market Interest Rates in Australia?” *Macrotheme Review*, Vol.3, pp.118-130.

Ito, T. (2017a), “Analysis of Short-Term Deposit Market in Malaysia: Formation of Islamic

- Rates of Return and Conventional Interest Rates,” *Macrotheme Review*, Vol.6, pp.95-105.
- Ito, T. (2017b), “The Impact of Monetary Policy on Malaysian Deposit Rates: Comparative Analysis of Conventional and Islamic Finances,” mimeo
- Kwiatkowski,D., P.C.B.Phillips, P.Schmidt and Y.Shin (1992), ‘Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root’, *Journal of Econometrics*, Vol.54, pp.159-178.
- Krueger,J.T. and K.N. Kuntter (1996), “The FED Funds Futures Rate as a Predictor of Federal Reserve Policy,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 16, pp.865-879.
- Kuttner (2001), “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 47, pp. 523–544.
- Fausta,J., Swansonb,E.T. and WrightFaust, J.H.,(2004), “Identifying VARS Based on High Frequency Futures Data,” *Journal of Monetary Economics*, Vol 51, pp.1107–1131.
- Lange,J.,B.Sack and W. Whitesell (2003), “Anticipations of monetary policy in financial markets,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 35,pp.889-909.
- MacKinnon,J.(1991), “Critical Values for Cointegration Tests,” Engle,R.F and C.W.J.Granger ed, *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, pp.267-276.
- Nelson,C.R and C.I.Plosser(1982), “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series,” *Journal of Monetary Economics*, Vol.10,pp.139-162.
- Sack,B. (2004), “Extracting the Expected Path of Monetary Policy from Futures Rates’ *Journal of Futures Markets*, Vol.24, pp. 733-54.
- Sarac, M. and Zeren, F., (2015), “The Dependency of Islamic Bank Rates on Conventional Bank Interest Rates: Further Evidence from Turkey,” *Applied Economics*, Vo.47, pp.669-679.
- Söderström,U. (2001), “Predicting Monetary Policy with Federal Funds Futures Prices,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 21, pp.377–391.
- Stock,J.H. and Watson,M.W. (1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems’, *Econometrica*, Vol.61, pp.783-820.
- Thornton, D. L. (2009), “What the Libor-OIS Spread Says,’ Economic SYNOPSES 24. <https://research.stlouisfed.org/.../es/09/ES0924.pdf>
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995), “Statistical Inference in Vector Autoregressions with

Possibly Integrated Processes,” *Journal of Econometrics*, Vol.66, pp.225-250.



# マイナス金利政策の経験 ーユーロ圏と欧州小国の経験から学ぶ

関西大学 商学部 教授 高屋定美



# マイナス金利政策の経験-ユーロ圏と欧州小国の経験から学ぶ

関西大学商学部  
高屋定美

## 調査研究レジュメ

### 1. 問題意識と分析

2007年のパリバショック以来、欧州では金融危機、債務危機などを経験し、ギリシャの債務危機はいまだに終焉していない。英国のEU離脱決定の背景には、移民問題以外にもギリシャ債務危機へのEU処理策に対する英国国民の不満があり、一連の欧州危機の影響はEU統合そのものを揺るがす事態を招いている。

金融危機と債務危機に欧州中央銀行（ECB）は当初、金利引き下げと金融機関へのオペを通じた標準的な金融緩和政策を採用していた。ECBは平時には金融機関に対して一定の適格基準を満たした担保をもとにした資金供給を行ってきた。しかしそれでは危機対応ができず、資金供給オペの長期化と担保適格の緩和、金額無制限などの貸出オペルールの緩和を行った（LTRO、TLTRO等）。日米の中央銀行とは異なり、当初、ECBはLSAP（大規模資産買取）を行わなかった。その代わりとして、2014年6月に、ECBは金融機関からの預金に対してマイナス金利を付与するマイナス金利政策を導入した。また、いくつかの非ユーロ圏の欧州小国でも、マイナス金利を導入しており、本稿ではECBとともに欧州小国の中央銀行によるマイナス金利がどのような効果をもたらしたのかを実証的に検証するのが本稿の目的である。またそれから得られるわが国のマイナス金利政策への教訓を考察する。

本稿では、動的相関係数による金利間の相関、VAR分析による金利低下が及ぼす実体経済変数への波及効果などを分析した。

### 2. 結論 —欧州のマイナス金利政策のわが国への示唆—

本稿では欧州小国およびECBのマイナス金利政策についての分析を行ってきた。そこでえられた結論は、欧州小国の場合、非ユーロ圏であっても対ユーロレートに対して増価圧力を回避することに目的があり、その目的を達成することには寄与したと考えられる。ただし、他の経済変数に対しては効果がないものといえる。金融機関の経営に対しては、ある程度の負の効果を与えたと推察されるが、それは深刻なものではなく預貸金利は2%前後のスプレッドは維持されてきた。

また、ECBのマイナス金利政策については、イールドカーブをフラット化があまりみら

れずに下方にシフトさせることに成功した。したがって、長短金利スプレッドを維持しながら低下させており、金利機能の衰退という現象はみられずにすんでいる。金融機関の経営に対してもたしかにスプレッドは低下しており、負の影響を与えたと推察できるが、株価、CDS スプレッド、ROE から判断すれば、深刻な負の影響を与えたとまではいえない。实体经济に対しての影響を VAR モデルで推定すると、インフレ率を引き上げることと、対ドルレートを減価させるには効果があるものの、生産、金融機関の貸出といった変数には影響は見られず、景気への直接的な効果は検証できない。

以上より、マイナス金利政策は為替レートを減価させるには効果があることが、ユーロ圏ならびに非ユーロ圏小国経済の事例からわかる。一方、实体经济に影響を与えるのは小国では難しく、またユーロ圏といった大国経済でもインフレ率には正の効果がみられるが、生産には影響を与えるのは難しいかもしれない。したがって現段階での評価としては、マイナス金利政策は為替レートの減価をもたらす、それが他の経済変数に徐々に影響を与えるのではないかと推察される。ただし、金融機関への負の影響は少なからず与えるので、それを適切にコントロールする必要がある。

これらのマイナス金利の教訓から得られるわが国への示唆は、次のようなものである。すなわち、わが国のマイナス金利政策導入後、円ドルレートはやや円安に推移し、それが实体经济にプラスの影響を与えることが期待されている。たしかに円安をもたらしたことには寄与したといえるが、輸出を増進させ、景気を上向かせるだけの寄与があるかは不明であろう。わが国の景況感は上向いているが、それは国内の建設需要などを主因とするものであり、外需からの影響は部分的なものであろう。また貸出についても建設関係の資金需要は高いものの、それ以外の需要は強くはなく、マイナス金利政策が貸出需要を全般的に掘り起こすとはまでは、欧州の事例からも難しいものと考えられる。それよりも銀行経営への影響が深刻になる可能性がある。スイスの事例は例外としても、欧州での預貸スプレッドの低下は大きくはない。しかしわが国のマイナス金利政策の場合、地方銀行を中心に収益を悪化させている可能性が高く、適切なコントロールが必要であろう。

欧州においてもマイナス金利政策が銀行経営に与える影響としては、スイスを除いて預貸スプレッドを低下させている。それにより銀行財務は悪化することは避けがたい。スイスでは大口預金金利をマイナス化することができ、それがスプレッドを維持・上昇させ、経営は安定できている。しかし、他の諸国・ユーロ圏では金融機関は預金金利のマイナス化を回避しており、それが経営を悪化させることになる。そのため、それらの金融機関はよりリスクは高いものの収益の高い資産を保有する、ハイリスク・ハイリターンへの資産シフトを生じさせる可能性が高い。欧州での多くの金融機関がこのような行動をとるとすれば、潜在的に高いリスクテイクをし、偶発的な経営危機を招く恐れもある。しかもそれがシステミックリスクとなり金融市場に影響を与えるならば、新たな欧州金融市場危機ともなり、回避する必要がある。したがって、ミクロブルーデンスによる各金融機関の財務内容を把握すると同時に、監督当局は金融機関の経営に対しても適切な指導をする必要も

あろう。さらには、それでも経営が悪化した金融機関に対しては銀行同盟の枠組みにより、破綻処理を行う必要もある。しかし、一元的な預金保険が導入されていない現状では、EU加盟国間で預金保険適用の差異が生じる。そのため、早急な預金保険の一元化は求められる。

わが国においても、マイナス金利政策が維持されればされるほど、金融機関の経営には負の影響を与えるであろう。そのため、経営改善のための適切な指導だけではなく、金融機関自らも経営改革を目指す必要もある。その途上では、欧州と同様、適切なマイクロプレーデンスが重要となる。

また欧州とわが国のマイナス金利政策が共通して抱える問題としては、出口戦略をいかに行っていくかである。この時、重要な要件は過剰準備預金残高である。ECBは比較的、過剰準備残高は少ないため、階層式のマイナス金利政策を採用しなかったが、やはり同政策を縮小する時にも過剰準備残高が少ないので、ECBの財務への影響は小さいと考えられる。一方、日本銀行の場合、過剰準備残高がECBに比べてはるかに大きく、出口を模索する難しさはECBとは比較にならないのではないかといえる。金利が上昇する局面では、ECBが金融機関に支払う利子はそれほど大きくはないが、日銀のそれは大きくなるであろう。また、ユーロ圏ではインフレ率が上昇してきておりテーパリングの事実上の開始(2016年12月)も容易だった。そのため金融市場はテーパリングを既に織り込んでおり、2017年秋からの出口の議論についても市場にショックを与えずにすむ。一方でディスインフレ下の日銀はきっかけが難しく、出口戦略を模索すること自体が市場にショックを与えかねず、わが国の場合、テーパリングのきっかけが難しい選択となろう。

また、政府財政への影響も見逃せない。財政協定により安定成長協定をさらに厳格化して緊縮財政を目指すユーロ圏諸国では、現在よりも国債買い取り額の拡大は難しいといえる。これは量的緩和には制約となるものの、国債保有額を将来的には拡大させることはなく、金利引き上げ時のコストを少なくすることはできる。しかし、日銀の場合、国債買取をさらに進めており、金利上昇時には保有する国債価格の下落による損失が多額になるのではないかと考えられる。そして、わが国の場合にはEUにおける安定成長協定がないため、日銀が国債を購入し続けるという姿勢が財政規律を失わせるリスクがある。このように財政をゆがめるという損失をわが国のマイナス金利政策はもたらしかねない局面にも来ているといえる。

# マイナス金利政策の経験-ユーロ圏と欧州小国の経験から学ぶ

関西大学商学部  
高屋定美

## 1 序 —今までの金融緩和策の概要—

2007年のパリバショック以来、欧州では金融危機、債務危機などを経験し、ギリシャの債務危機はいまだに終焉していない。英国のEU離脱決定の背景には、移民問題以外にもギリシャ債務危機へのEU処理策に対する英国国民の不満があり、一連の欧州危機の影響はEU統合そのものを揺るがす事態を招いている。

欧州危機において真っ先に対応を迫られたのはECB(欧州中央銀行)であった。まず2007年夏のパリバショックでは金融市場に流動性供給を行い、資金逼迫に対応した。2008年9月のリーマンショック時にも資金供給を行い、金融機関の流動性需要に対応した。金融市場のパニックが沈静化したのもつかの間、ギリシャの債務不履行リスクが高まりギリシャだけでなく南欧諸国の国債市場でのリスクの急激な高まりによりEUの景気は悪化した。

金融危機と債務危機にECBは当初、金利引き下げと金融機関へのオペを通じた標準的な金融緩和政策を採用していた。ECBは平時には金融機関に対して一定の適格基準を満たした担保をもとにした資金供給を行ってきた。しかしそれでは危機対応ができず、資金供給オペの長期化と担保適格の緩和、金額無制限などの貸出オペルールの緩和を行った(LTRO、TLTRO等)。日米の中央銀行とは異なり、当初、ECBはLSAP(大規模資産買取)を行わなかった。その後、カバードボンドの買い取り(09年6月~10年6月:CBPP、11年11月~CBPP2)、ドラギマジックであるOMT(Outright Monetary Transaction:既発国債買い取り:12年9月)による無制限の資産買い取りを行うこととなったが、実際には、その規模は大きくはない。これにはOMTが欧州基本条約で禁じられている南欧諸国への支援にはあたらないように配慮しているといえる<sup>1</sup>。また、この資金供給が欧州銀行の金融仲介機能回復であること、そして危機によって傷ついた金融政策の伝達経路の回復に主眼があることを示す。したがってECBはLSAPによる量的緩和を積極的にするというよりも、政策金利を引き下げる方法で緩和を模索してゆく(シグナリング効果の重視)。そのため、欧州の景気悪化に対応するためいっそうの金融緩和のために、2014年6月5日について預金ファシリティ金利のマイ

---

<sup>1</sup> OMTには厳格な条件が付帯されている。OMTの対象国はまず欧州安定メカニズム(ESM)に支援要請することが条件となっている。それにより、財政再建が条件とされる。それと引き替えに短期・中期国債を無制限に買い入れてもらえる。したがって、ECBによるOMTは財政規律とのセットといえる。したがって、日米の量的緩和政策とは異なる枠組みである。

ナス化に踏み込むこととなった。

また 2012 年 9 月以降の ECB の資産購入プログラムである証券市場プログラム (SMP) は当初は不胎化されていた。すなわち債務危機によって利回り 7%以上に質が低下した南欧国債を ECB が購入する一方で、質の高いドイツ国債を売却することを同時に行うことで、ユーロ圏全体のマネーストックの増加を回避した。しかしマイナス金利政策を採用した後の 2014 年 6 月 17 日には緩和を積極的にするため不胎化オペを停止した。その後、ドイツ 2 年物国債金利はゼロ近傍に近づいた<sup>2</sup>。

しかし、ユーロ圏の実体経済は回復しなかった。特に小康状態にあった期待インフレが 2015 年に入ってから低下する傾向がみられた。期待インフレとして ECB が注目する 5 年物インフレリンク・スワップ金利の推移を示したのが図 1 であるが、14 年第 4 四半期から低下傾向が見られ、期待インフレの低下を阻止するため、2015 年 1 月 22 日に資産購入プログラムの拡大 (Expanded APP) を決定し、3 月に実施された<sup>34</sup>。ECB の金融緩和の目的は当初の市場安定のための流動性供給から、実体経済への回復支援に軸足が移ったもののはたしてユーロ圏ならびに EU 経済を回復する力を持っているのかどうか、次節以降で検討する。

## 2 欧州でのマイナス金利の推移

マイナス金利政策は、まず欧州の小国から始まった。図表 1 に概略をまとめているが、

---

<sup>2</sup> ECB 非標準的政策の実行中でも出口を模索する発言を行っており (2013 年 1 月末、ビスコ理事のダボス会議での発言)、出口を意識しながらの ECB の資産購入政策の開始といえる。そのような姿勢を市場は見透かしており、当時、それほどの効果は期待されなかったといえる。

<sup>3</sup> Expanded APP には第 3 次カバードボンド購入プログラム (CBPP3)、資産担保証券購入プログラム (ABSPP)、公共部門証券購入プログラム (PSPP) が含まれ、その後の 2016 年 3 月からは社債購入プログラム (CSPP) が追加された。また 2015 年 12 月 3 日に購入対象として域内地方債が追加された。詳細は ECB の HP 参照

(<https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/omt/html/index.en.html>)。

<sup>4</sup> 資産購入プログラム (APP) として、合計月額 600 億ユーロの購入を 16 年 9 月末まで継続され、その後 17 年 9 月までに延長する (累積すると 1.7 兆超ユーロの資金供給)。また買入額は ECB への出資割合に応じて実施される。また、これによる購入にはマイナス金利となったオランダ、ドイツの国債も含まれた。さらに APP は買入額を月 800 億ユーロに増額され、ユーロ圏に拠点を置く非金融機関が発行するユーロ建社債も購入対象になった。さらに、国際機関発行の債券購入限度を 33%から 50%になり、マイナス金利政策に伴う銀行の資金調達コストの軽減するために最長 4 年の条件付き長期資金供給オペ 2 (TLTRO2) が開始され (16 年 6 月から)、預金ファシリティ金利をマイナス 0.3%からマイナス 0.4%にすることが決定された。

2012年7月からデンマークがマイナス金利政策を導入したが、この目的はユーロとの間で固定レートを維持する ERM II (Exchange Rate Mechanism II) での対ユーロレートの維持を目的としたものであった。欧州債務危機が深刻化してゆく中で、投資家の投機対象にデンマーク・クローネが選択されたため、クローネ高に推移し、対ユーロレートの維持が困難となった。そのため、金利をいっそう低く誘導するために、マイナス金利政策導入に踏み切った。デンマークのケースでは、マイナス化したのは中銀預金金利であるが、これはほぼ CD 金利と等しく推移している。さらに、対象となる中銀預金は、基準額を超えた超過部分について中銀 CD に振り替えてマイナス金利を適用するとした。また、当初のマイナス金利政策

図表1 欧州でのマイナス金利政策

	スウェーデン	デンマーク	スイス	ECB
政策金利	レポレート	中銀預金金利 (current account rate) ≒ CD金利(2)	CHF3か月物LIBORのターゲットレンジ	預金ファシリティ金利など
実施時期	2015年2月(1)	2012年7月～2014年4月、2014年9月～	2014年12月	2014年6月
適用金利(当初)	▲0.1%	▲0.1%(2012年) ▲0.05%(2014年)	▲0.25%	▲0.1%
適用金利(現在)	▲0.5%	▲0.65%	▲0.75%	▲0.4%
マイナス金利適用となる中銀預金	中銀発行証券オペおよびファインチューニングオペ	当座預金のうち基準額を超えた超過部分について中銀CDに振り替えて適用	当座預金のうち基準額を超えた超過分(必要準備の20倍まではゼロ、それを超える部分にsight deposit rateが適用)	預金ファシリティの超過準備全体
為替相場制度	変動相場制	ERM II	変動相場制	変動相場制

(1)2009年7月8日に預金金利がマイナス0.25%に引き下げられたが、レポレートは0.5%であったので、マイナス金利政策の実施は2015年からと考えられる。またリクスバンクは±0.75%の中銀預貸金利幅のコリダー幅を採用しているものの、リクスバンクはレポレートから±0.1%で資金供給オペと資金吸収オペを実施しているので、実質的にはコリダー幅は±0.1である。

(2)デンマーク国立銀行は市中銀行が余剰資金を持つと自動的にCDに振り替える。その際の金利をあらわす。

出所) 日本銀行(2016)を参考に、加筆修正して著者作成。

はクローネ高の傾向が落ち着いた2014年4月に終了したが、再びクローネ高の懸念から、同年9月よりマイナス金利政策を再開している。

また、スイスも2014年12月からマイナス金利を政策金利に適用することに至っている。

スイス・フランもユーロ危機が深刻化する中で、投機対象の通貨として選択され、スイス・フラン高に推移した。スイスは EU には加盟していないため、ユーロとの間で固定レート制を採用してはいないものの、地理的に EU との貿易シェアは従来、高い。そのためユーロ安、フラン高が維持されれば、スイスから EU への輸出が困難となり、そのためフラン高を抑制するためにマイナス金利政策を導入した。マイナス金利化するターゲットとなる金利はスイス・フラン 3 ヶ月物 LIBOR とし、適用される中銀預金は基準額を超えた超過分に対してである。

さらにスウェーデンも 2015 年 2 月より政策金利であるレポレートをゼロ%からマイナス 0.1%へと引き下げマイナス金利政策を導入した。同時に国債を 100 億スウェーデン・クローナ購入することとし、マイナス金利と量的緩和を同時に実行することを決めた。実はスウェーデンは 2009 年 7 月に預金金利がマイナス化しており、その意味では近年にマイナス金利を導入した最初の国である。しかし当時、レポレートはプラスで推移しており、実質的な意味ではマイナス化していない。スウェーデンはレポレートを中心に、中銀から市中銀行が借り入れる際に適用される貸出金利と、中銀に預け入れる際に適用される預金金利が設定されている。預金金利がマイナス化して、レポレートがプラスであれば市中銀行は中銀に預け入れをせず、プラス金利のレポレートが適用される公開市場操作に応札する方が有利となる。そのため市中銀行は、2009 年当時、実質的にはマイナス金利政策の影響を受けてはいない。

スウェーデン中銀のリクスバンクがマイナス金利政策を導入した理由は、インフレ率の低下にある。リクスバンクは金融政策目標をインフレ率 2%としているものの 2013 年以降、インフレ率はゼロ近辺を推移している。そのため、これ以上のインフレ率の低下を防ぎ、さらに引き上げるためには思い切った金利低下が必要であると判断した。インフレ率を低下させた要因として考えられるがスウェーデン・クローナ高である<sup>5</sup>。クローナ高により、輸入物価が低下したことや、輸出の不振が、国内物価を低下させたものと考えられる。そのためリクスバンクはマイナス金利政策によって、クローナ安を誘導できれば、インフレ率を高めることも可能と判断したと考えられる。たしかに小国開放モデルを適用できるスウェーデンでは、為替レートの国内経済に与える影響は大きいため、変動相場制であるものの為替レートを、インフレ率を高める手段として利用することは可能であろう<sup>6</sup>。

また、2014 年 6 月には欧州中央銀行(ECB)もマイナス金利を適用し、同時にターゲット長期リファイナンス・オペ (TLTRO) の実施も決定した。ECB は超過準備 (所要準備を上回る準備預金) に一律にマイナス金利を適用している。これは先の欧州小国のケース、すなわち超過準備に対しても条件別にマイナス金利を適用する預金残高を階層的に変える

---

<sup>5</sup> この点は川野(2015)を参照。川野(2015)「スウェーデンのマイナス金利政策の意味」ITI 調査研究シリーズ No.15、国際貿易投資研究所

<sup>6</sup> 図表 1 には掲げなかったが、さらにノルウェーも 2015 年 9 月に準備預金金利にマイナス金利を適用している。これは原油安による低インフレのため、金利引き下げの必要性があるものと判断した。

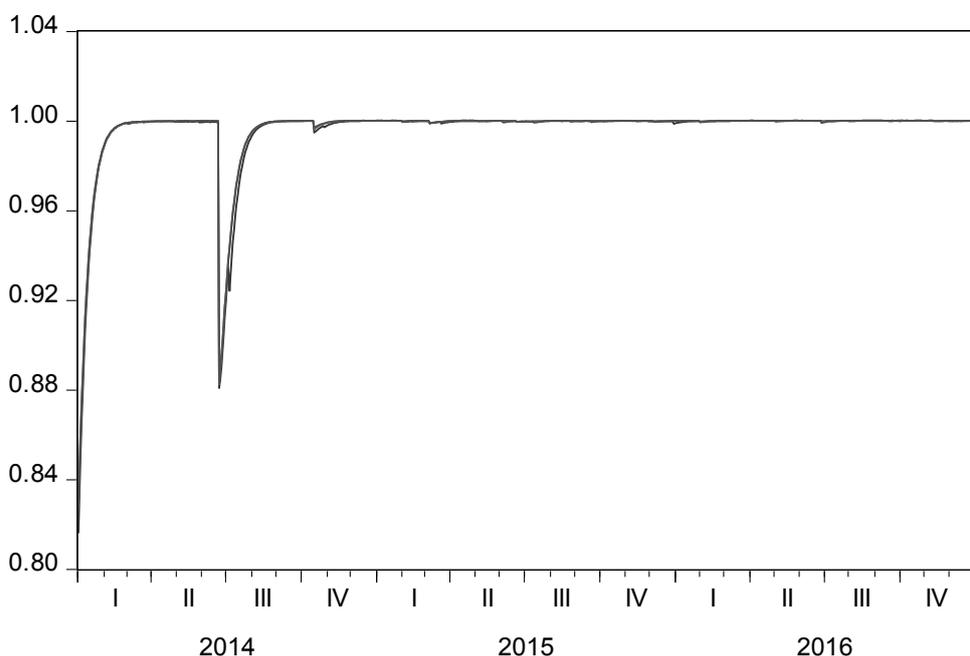
階層構造方式とは異なる。その背景には、1)導入時に超過準備が比較的、多くはないとの判断があったものと考えられる。また、短期金融市場が維持されており、一律に適用したとしても混乱はないとの判断もあった。階層構造方式では、基準額を超える銀行と、基準額内に収まっている銀行との間で裁定取引が生じ、それによって短期金融取引は維持できるが、ユーロ圏ではその必要はないと ECB が判断したものと見える。

### 3. 非ユーロ圏でのマイナス金利政策

この節では、マイナス金利政策の効果に関する実証分析を行う。まず非ユーロ圏でのスウェーデン、スイス、デンマークを取り上げる。これらの国の共通した特徴は開放小国であること、それにより、為替レートの影響を受けやすいという特徴をもつ。

図表 2 には、2014 年 1 月 2 日から 2016 年 12 月 30 日までのレポレートと SIBOR1 ヶ月物、10 年物国債、30 年物ゼロイールド債との動的相関係数 (DCC) をあらわしている。DCC を用いることで、主要な金利の間での時変的な相関関係の変化をとらえることができる。これを見れば、相関係数はどの時点でもほぼ 1 に近く、政策金利のレポレートをマイナス化した後、他の金利にも波及したことがわかる。

図表 2 スウェーデンの金利間の相関

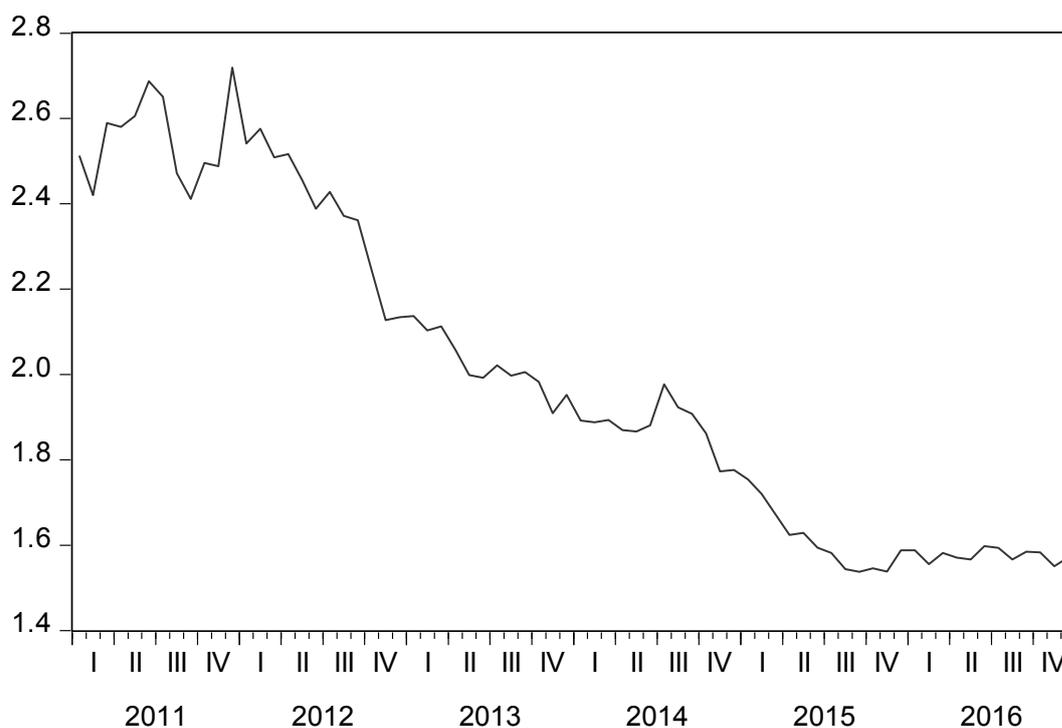


データ出所)Datastream

次に金融機関への影響を検討する。そのため銀行の粗収益を表すスウェーデン金融機関のスプレッドの一例として、図表 3 には金融機関の貸出金利と預金金利の差を示している。これによればユーロ危機以降、スプレッドは低下しているが、マイナス金利を導入しても

ほぼ維持されており、金融機関に大きな収益低下はみられないのではと考えられる。確かに2011年と比較すると、1%の収益率の低下を示唆するが、マイナス金利を導入しても0.4%程度の低下であり、深刻な経営への影響はなかったと推察される。

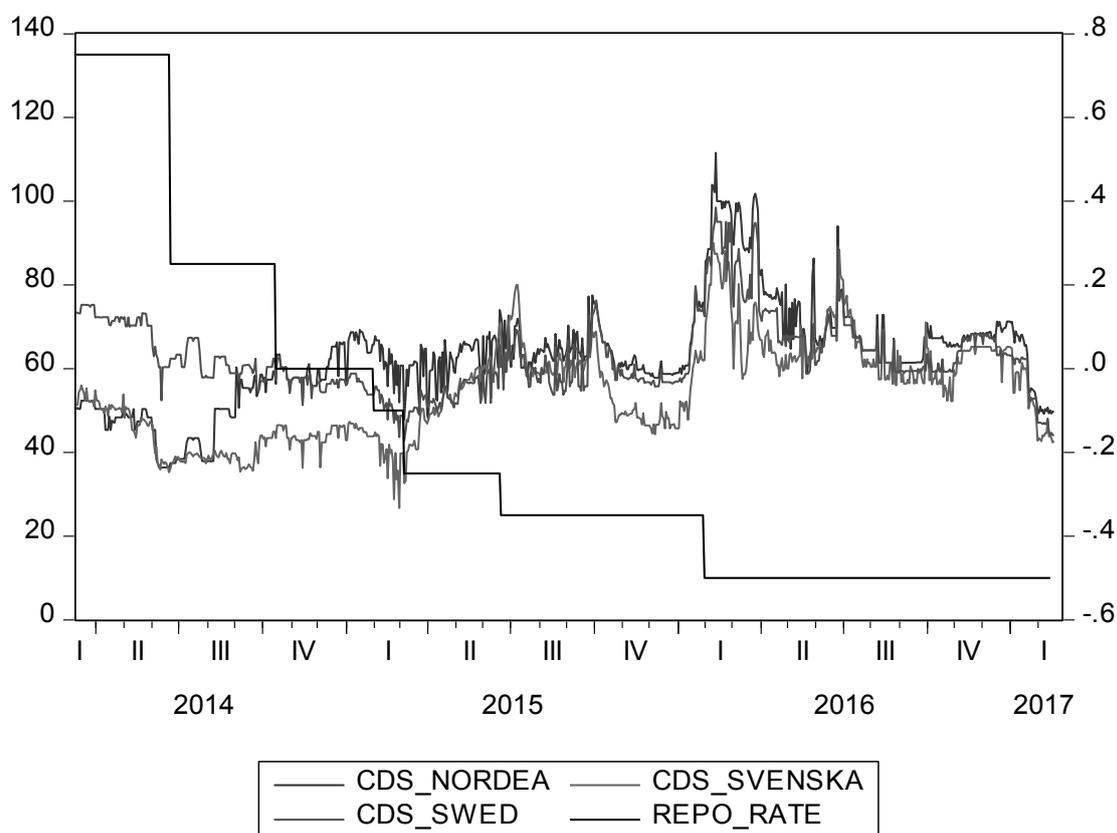
図表3 スウェーデン金融機関のスプレッド例



注) 新規住宅ローン金利-個人預金金利  
データ出所)Datastream

そのような銀行財務を金融市場がどのように評価したのかを検証するために、スウェーデン金融機関のCDSプレミアムとレポレート推移をみると、マイナス金利によってCDSプレミアムはいったん上昇したものの、その後低下している。したがって市場の評価もマイナス金利による銀行財務の負の影響は少ないと評価したといえる。

• 図表 4 スウェーデン金融機関 CDS と金利の推移

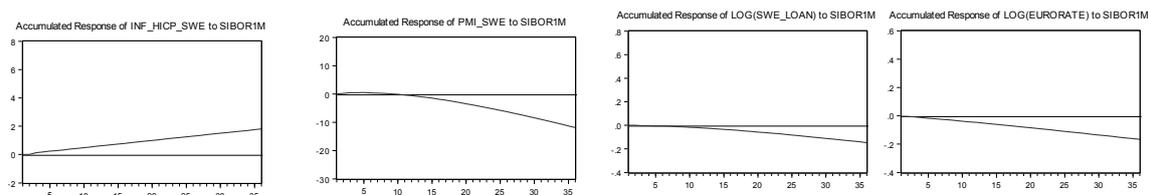


以上のように、金融市場にマイナス金利政策は浸透し、金融機関の経営にも多くの負の影響を与えていないと推察される。このマイナス金利政策が实体经济にどのような影響をあたえるのかを検証するために、VARモデルをもちいる。ここではインフレ率(対前年同期比)、鉱工業生産指数、金融機関の融資残高、スウェーデン・クローナ対ユーロレート、SIBOR1か月物金利の5変数VARを用いる。推定期間は2010年1月から2016年12月である。事前にADF検定、KPSS検定によって単位根検定を行った結果、すべての変数で非定常であることを棄却できなかった。そこで共和文献邸を行った結果、1つの共和分ベクトルを検出した。そのため、ベクトル誤差修正モデル(VECM)を用いた。さらにそれをもとに、一般化インパルスによる分解方法を用いてインパルス応答を求めた。その結果を示したのが図表5である。ただし、ここではSIBOR1か月物金利の上昇ショックが生じた時の他変数への影響を示す。他変数のショックについては、省略する。

図表5より、金利上昇によりインフレ率が上昇し、鉱工業生産指数は低下、貸出残高も低下、対ユーロレートは増価という結果となっている。インフレ率に対しては物価パズル

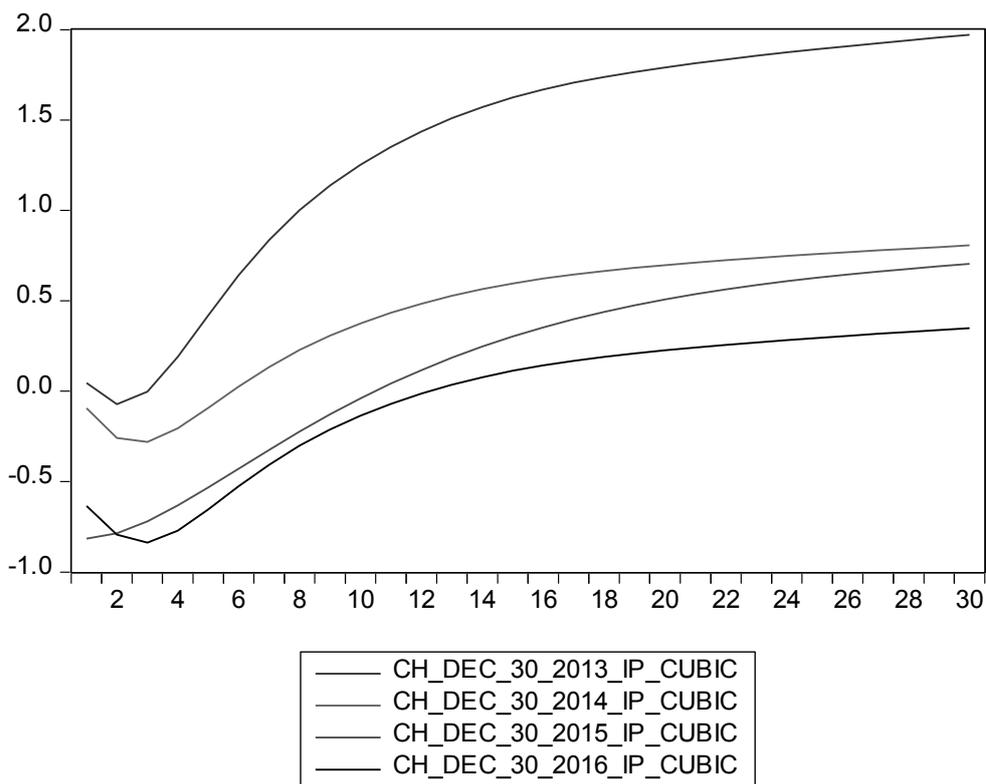
が発生していると考えられるが、その他の変数については予想通りとなっている。したがって、マイナス金利政策に示されるような金利の低下によって、貸出残高は増加し、また対ユーロレートは減価することにより、鉱工業生産は増加することを示唆している。したがって、金利低下がスウェーデン経済にはプラスの効果を与えていると考えられる。

図表 5 スウェーデンでの金利上昇のインパクト



出所) 著者作成

図表 6 スイスのイールドカーブ



データ原出所) スイス国立銀行

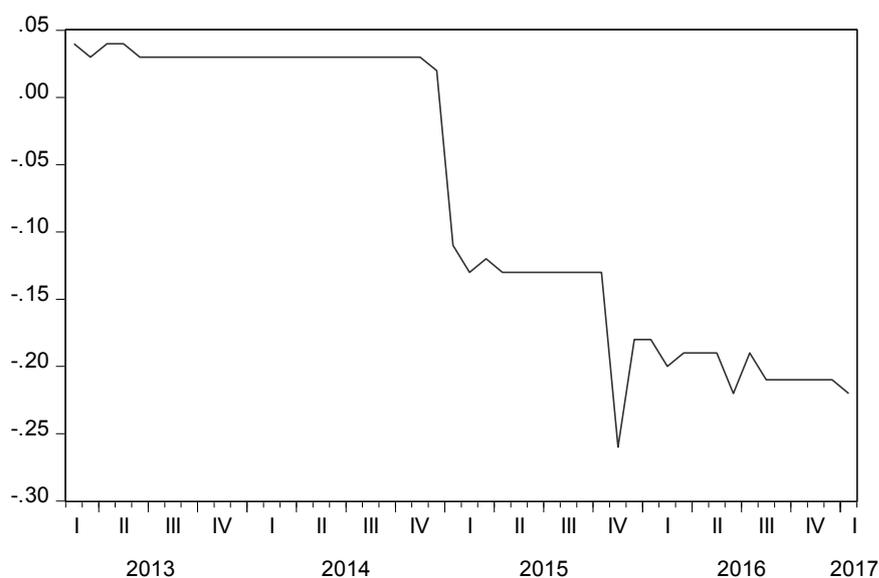
データ出所) Datastream

次にスイスでのマイナス金利の影響を検証する。図表 6 にはスイスの債券金利のイールドカーブを示している。ただし、20 年以上のイールドはデータがないためスプライン補間をしている。これによれば、マイナス金利政策導入(2014 年 12 月)より、イールドカーブは下方に低下している。一時、2014 年 12 月にはフラット化したものの、その後、2015 年 12 月にはスティーブになっている。したがって、スイスではイールドカーブのフラット化はあまり見られず、長短金利のスプレッドが維持されてきたものといえる。

また、スイスのケースで興味深いのは、預金金利もマイナス化させたことである。図表 7 は 10 万スイス・フラン以上の 3 ヶ月定期預金金利を示しているが、これよりマイナス金利政策導入とほぼ同時に(1 か月遅れ)、マイナスの領域に入っていることがわかる。小口ではなく大口預金を対象にしているので、金融知識のある富裕層や法人の預金であるので、マイナス金利の意味を承知した上で、手数料をはらっても預金をする必要のある預金者の預金であるといえる。しかし金融機関の預金金利をマイナス化するのは、預金流出のリスクもあるのが通常の見方であるが、スイスの金融機関の場合、大口の預金者が世界に広がる富裕層や、投資家、法人企業であるので、流出するリスクは低いと判断したといえる。この預金金利のマイナス化は、マイナス金利政策がスイスの金融機関の経営に対して与える負の影響を緩和したものと考えられる。

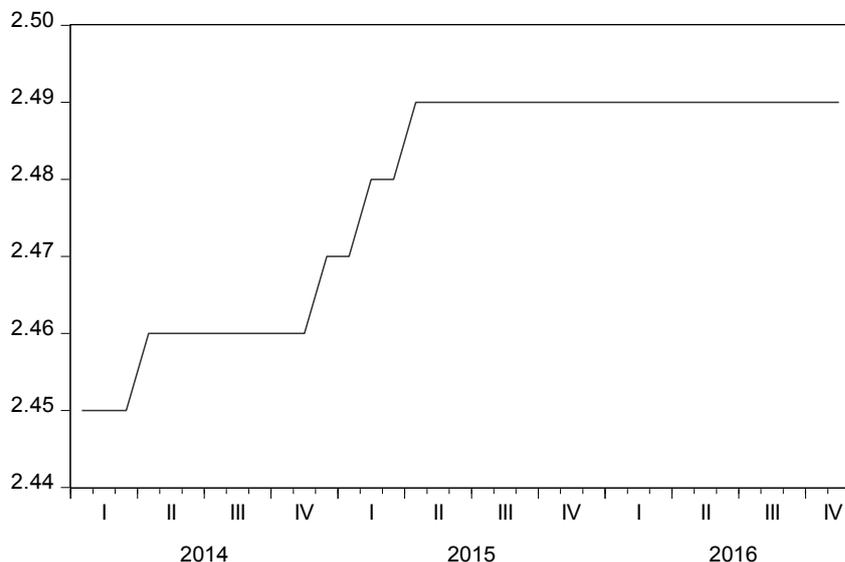
図表 7 スイスの大口預金金利

CH\_TIMEDEPOSIT\_3M



データ出所)Datastream

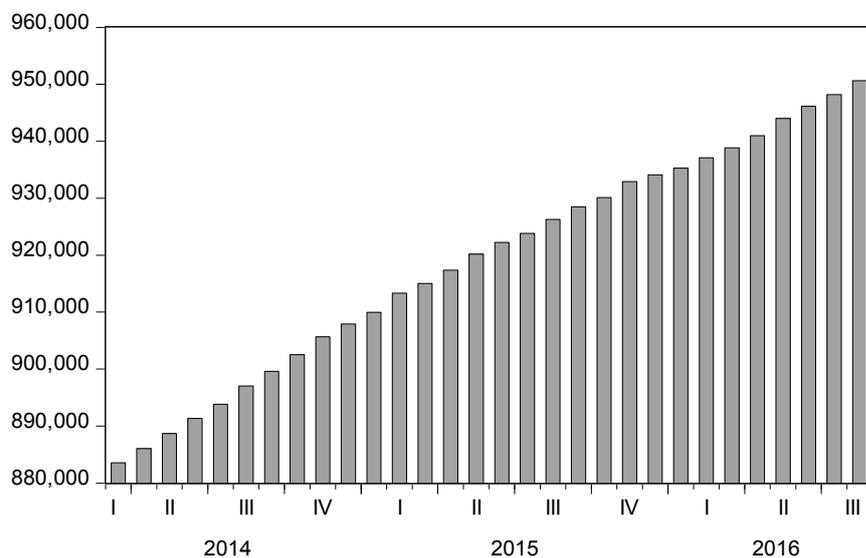
図表 8 スイスの金融機関のスプレッド



新規住宅ローン金利-個人預金金利

データ出所)Datastream

図表 9 スイスの金融機関の貸出額

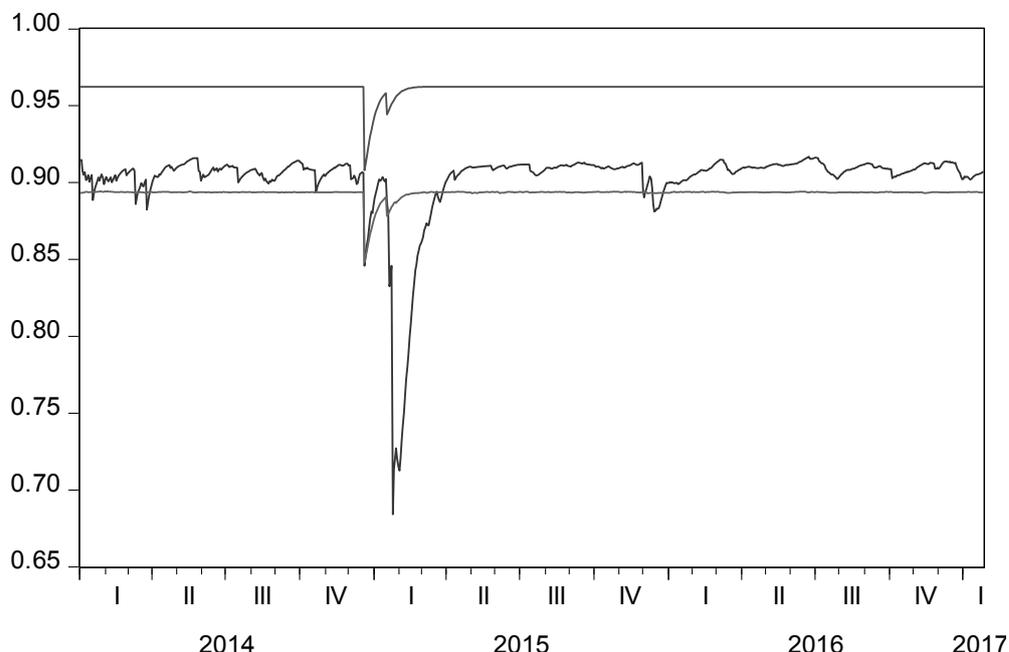


データ出所)Datastream

実際、スイスの金融機関のスプレッドを示したのが図表 8 であるが、マイナス金利導入以降、スプレッドは上昇しており、経営には影響を与えていないといえる。さらに、図表 9 ではスイスの金融機関の貸出額を見ると一貫して増加しており、金融機関の経営に負の影響を与えていないと考えられる。

次にスイスの金利の相関を見るために、3か月物 LIBOR 金利と、1ヶ月物預金金利、5

図表 10 スイスの金利の相関



注) 緑は 1ヶ月物預金金利、赤が 5年物住宅債金利、青が住宅ローン金利との3か月物 LIBOR 金利とのそれぞれの相関を示す。

データ出所)Datastream

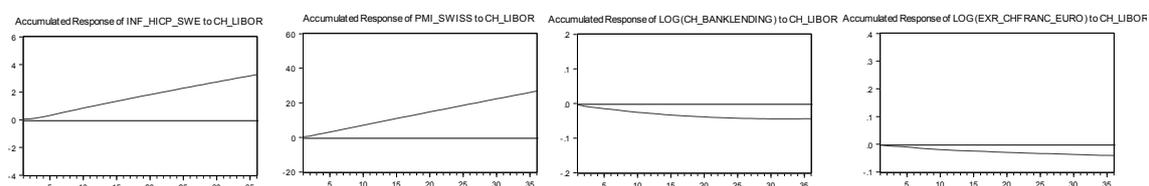
年物住宅債金利、住宅ローン金利との動的相関係数 (DCC) を示したのが図表 10 である。これより概ね相 0.9 の相関関係があるものといえる。また、スウェーデンの場合と同様に VAR モデルによるスイスでの金利上昇のインパクトを検証する。インフレ率、鉱工業生産指数、金融機関の貸出残高、スイス・フラン対ユーロレート、スイス・フラン 3か月物 LIBOR の 5 変数 VAR を構成する。事前の検証として ADF 検定、KPSS 検定によって単位根検定を行うと、非定常データであると判定した。そこでヨハンセンの共和分検定を行うと 2 つの共和分ベクトルの存在を検出した。そのため、VECM を用いてインパルス応答を求める。推定期間は 2010 年 1 月から 2016 年 12 月までとする。

先の例と同様に、スイス・フラン 3か月物 LIBOR 上昇ショックが、他の 4 変数にどのように影響を与えるのかを検証した。ただしインパルス応答を求めるにあたり、一般化インパルスを用いており、その結果が図表 11 である。図表 11 より、金利上昇ショックがあると、インフレ率、鉱工業生産指数は上昇し、貸出残高は減少し、対ユーロレートは増価する。したがって、金利を下落させたとしても、インフレ率、生産には逆の効果、すなわちインフレ低下、生産下落になることを示唆するものの、貸出残高は増加する。金利が低下することで借入需要は上昇することを示唆し、また対ユーロレートも下落するので、フラ

ン高を回避することはできる。ただ、それが輸出増による生産増加にまで至るかどうかは不明である。

以上より、スイスのマイナス金利政策は金融機関の経営を悪化させることはなく、スイス・フラン対ユーロレートを減価させることには効果があった。しかし、生産を増加させ、物価を上昇させる効果はなかったといえる。この二つの効果をスイス国立銀行は当初より目標としていたものではなく、フラン高の回避を重視していたため、これら二つの効果がなくとも問題はないであろう。ただし、これら実体変数に影響を与えないか、あるいは逆の効果を与える可能性のある金利政策がどこまで正当化されるのかは、今後のスイス経済の推移にかかっている。

図表 11 スイスでの金利上昇のインパクト



注) VECM を利用

推定期間 2010 年 1 月～2016 年 12 月

データ出所)Datastream

次にデンマークのケースを取り上げよう。先の二つのケースと同様、デンマークの金利の動的相関を検証する。デンマーク CD 金利 (政策金利の代表金利) と CITASWAP 金利 (代表的な短期金利)、10 年物国債金利、30 年物ゼロクーポン債金利の相関 (DCC) を示したのが、図表 12 である。これをみると、2014 年後半から 2016 年前半まで一定した相関関係がないことを示している。デンマークのマイナス金利政策がより長い長期金利に有効に影響を与えてはいないことを示唆している。

また、VAR モデルにより金利が実体経済に影響を与えたのかどうかを検証する。ここでもインフレ率、鉱工業生産指数、貸出残高、デンマーク・クローナ対ユーロレート、デンマーク CD 金利の 5 変数 VAR を採用した。ここで用いるデータは、インフレ率、鉱工業生産指数、貸出残高、デンマーク・クローナ対ユーロレートは eurostat から、デンマーク CD 金利は Datastream から採集した。推定期間は 2010 年 1 月から 2016 年 12 月である。

変数の定常性を確認するために、ADF 検定を行ったが、非定常であることを検出した。そこで、ヨハンセンの共和分検定を行った結果、1 つの共和分ベクトルが検出された。そのため、VECM を用いて推定し、インパルス応答を検出した。

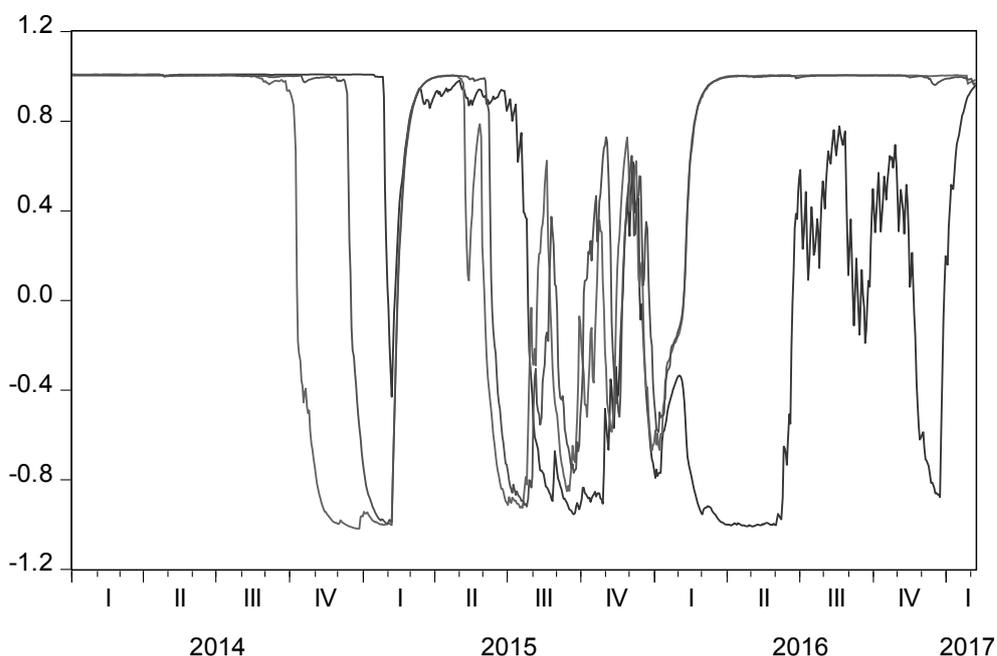
上記の VECM を用いてインパルス応答を求めた。その際、ショックの分解については一般化インパルスを用いている。図表 13 では金利上昇のショックが他変数にどのような影響

を与えたのかを示している。それより、金利上昇があると、インフレ率の上昇、鉱工業生産指数の上昇、そして貸付残高の上昇がみられる。またデンマーク・クローネ対ユーロレートは増価している。これより、デンマークのマイナス金利政策は対ユーロレートとクローネの安定を優先する政策であったと評価できる。この点、デンマーク国立銀行が ERM II での為替レート維持を目標としているので、その目標の達成には貢献してきたと考えられる。

以上より、非ユーロ圏での効果に関して次のような結論が得られる。これらの諸国のマイナス金利政策は為替レートの安定、特に対ユーロレートの安定を主な目標としており、その目標には達成している。またおおむね物価、生産には効果はなくむしろ物価パズルもみられる。またスウェーデンでは貸出にはプラスの効果があったものの、残る 2 国では貸出についても逆の効果がみられ、实体经济にはマイナス金利政策は直接、影響を与えていないといえる。

これらの諸国が小国開放経済であるため、金融政策も為替レートの安定に主眼があることにより、实体经济には効果が薄い。したがってマイナス金利政策という非伝統的な政策が金融市場には影響を強く与えてきたといえる。

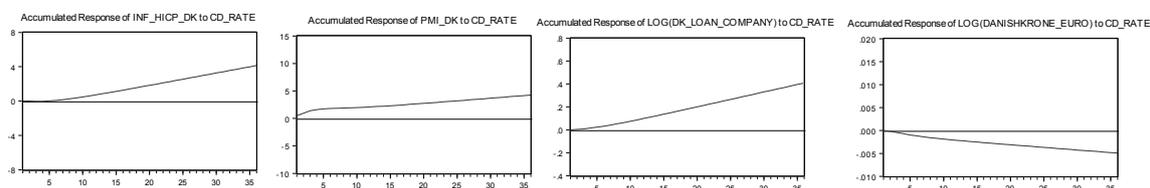
図表 12 デンマークの金利の相関



注)緑が CITASWAP、赤が 10 年物国債金利、青が 30 年物ゼロクーポン債金利との相関を表す。

データ出所)Datastream

図表 13 デンマークでの金利上昇のインパクト



注) VECM を利用

推定期間 2010 年 1 月～2016 年 12 月、1 つの共和分ベクトル

#### 4. ユーロ圏でのマイナス金利政策の効果

次にユーロ圏の中央銀行である欧州中央銀行のマイナス金利政策の効果を検討しよう。図表 14 には ECB のバランスシートを掲げている。これをみると、欧州金融危機が起こり、金融緩和を 2008 年に行い、さらに 2011 年以降に債務危機が深刻化したのを受け、国債購入に踏み切ることで、ECB のバランスシートが拡大している。しかし、2013 年から 14 年前半にかけて保有資産の圧縮を始めたものの、景気低迷が続いたため、政策を転換させ、マイナス金利導入とその後の国債の購入プログラムを開始した。

このように、マイナス金利を導入した背景には、債務危機および原油価格下落(2014 年以降)にともなうデフレーション状態(資金需要の低迷、低インフレ)への対応のためであり、同政策導入とともに長期リファイナンス・オペも導入した<sup>7</sup>。このオペは住宅ローンを対象にするのではなく、家計向け、企業向け貸出額に応じて ECB から借入が優遇して可能となる。ECB はこれらにより、イールドカーブをフラット化せず下方シフトすることを意図し、ユーロ圏内全体の景気の回復、そしてインフレ率を目標の 2% に誘導しようとした<sup>8</sup>。

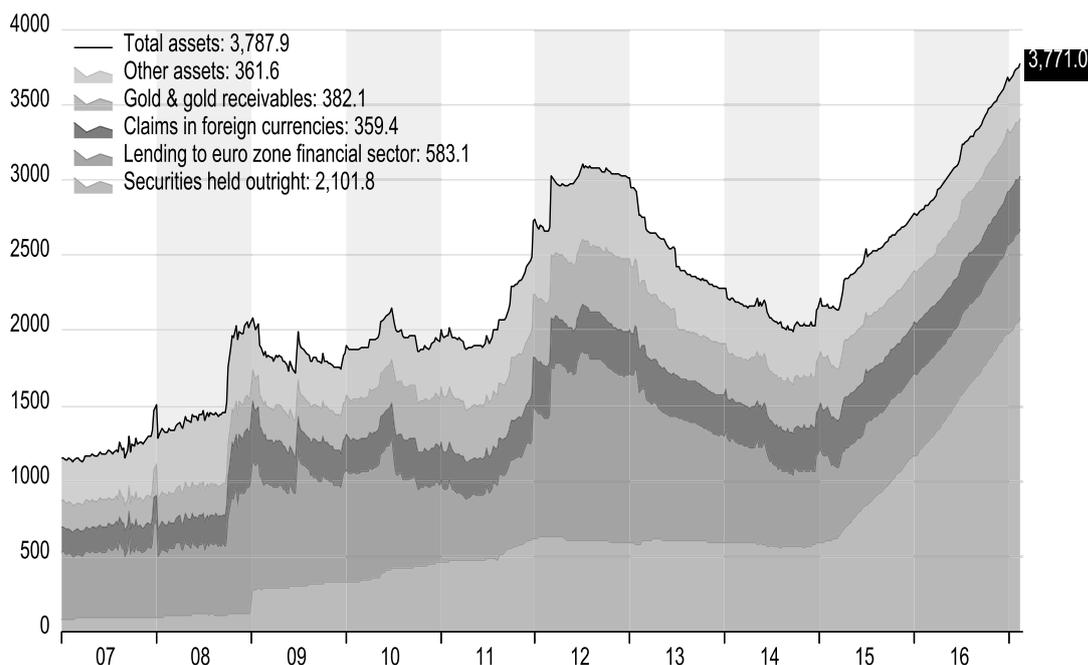
<sup>7</sup> このオペに関して、1, 2 回目では家計向け、企業向け貸出合計の 7% の借入分を ECB が供給し、3 回目から 8 回目までは家計向け、企業向け貸出増加分の 3 倍までの資金を ECB が供給することとした。

<sup>8</sup> カバードボンド購入プログラム 2 (CBPP2)、SMP (証券市場プログラム) はこの時期、期限が終了している。

図表 14 ECB のバランスシート

## ECB balance sheet

Assets - EUR bln



Source: Thomson Reuters Datastream, data to 2017/02/17

Vincent Flasseur @ReutersGraphics

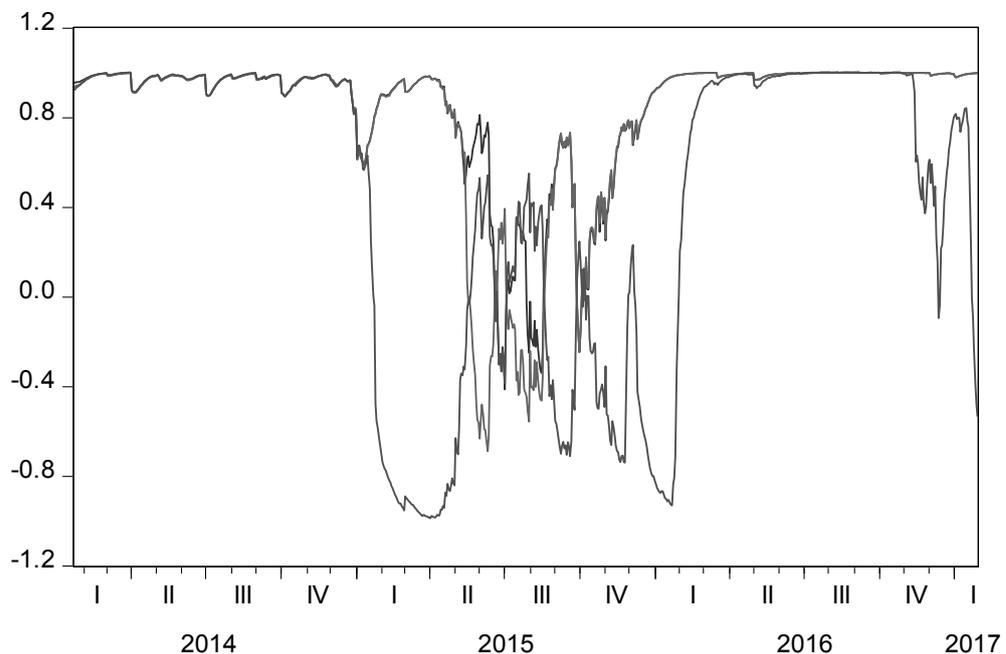
出所)Datastream

まずユーロ圏での金利の相関を検証するために EONIA と EURIBOR3 ヶ月物金利、ユーロ圏貸出金利、ユーロ圏平均 10 年物国債ベンチマーク金利の相関関係 (DCC)を、図表 15 に示している。これによれば、2014 年と 2016 年ではおおむね相関係数が 0.9 以上と高い相関を示しているにもかかわらず、2015 年では相関関係が崩れ、マイナスの相関になっている時期もある。この時期、債務危機が深刻になる懸念と景気低迷の恐れがあったが、EONIA の低下を誘導しても、より長期の金利には波及せず、金融緩和が浸透していなかったことがわかる。そのため 2016 年より資産買取プログラムを拡充させる必要があった物と考えられる。

またユーロ建てイールドカーブの変化を示したのが図表 16 である。これはユーロ建て国債統合インデックスの各時点でのイールドカーブである。これより、マイナス金利実施後、イールドカーブは低下しており、さらに右上がりのカーブは維持されたままフラット化し

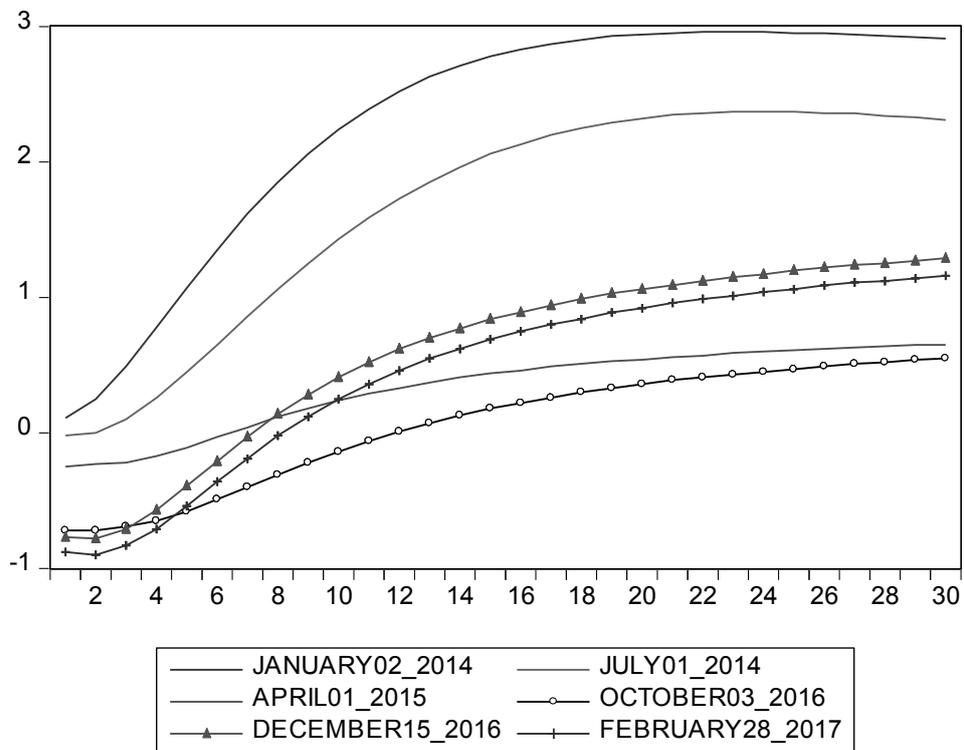
ていないことがわかる。ただし、2016年の国債買取プログラムを実施した後に、さらにイ

図表 15 ユーロ圏での金利の相関



- 緑:10年物国債 青:EURIBOR 赤:ユーロ圏貸出金利
- データ出所)Datastream

図表 16 2014年から2017年にかけてのユーロ圏のイールドカーブ

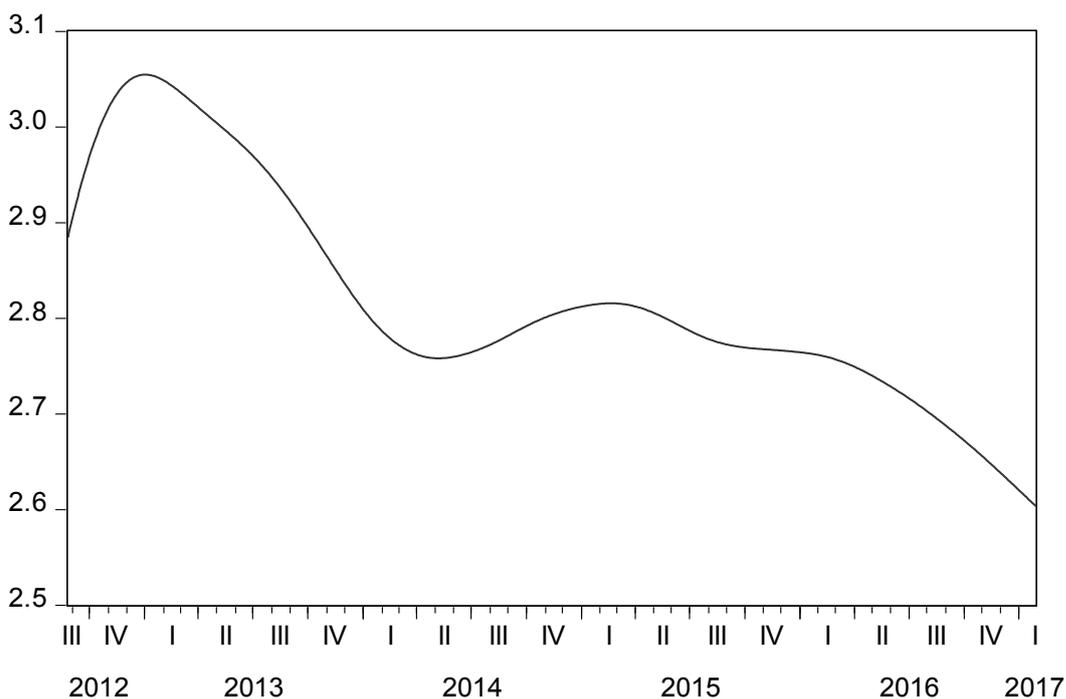


データ出所)Datastream

ールドカーブは低下している。また 2016 年 12 月の買取額の削減公表以降には、イールドカーブは上昇しており、これは金融市場が非標準的政策のテーパリングを予想したためだと考えられる。

また、ユーロ圏金融機関の収益構造を検証するため、ユーロ圏金融機関のスプレッドを示したのが、図表 17 である。ただし、ここでのスプレッドは住宅ローン金利から 1 年物定期預金金利（ユーロ圏平均）を差し引いた値である。これをみると、スプレッドの低下は明らかであるが、マイナス金利導入前から低下が始まり、金融緩和の影響が出ている。その上でマイナス金利政策が導入され、いっそうの低下がおきている。そのため ECB のマイナス金利政策はユーロ圏の金融機関の収益に対して負の影響を与えている。ただし、2017 年 1 月のスプレッドはスイスのそれとあまり変わらず、スイスの金融機関並みの収益構造に至っていると考えられる。したがって、ユーロ圏の金融機関に対して深刻な負の影響を与えるとはまではいえない。

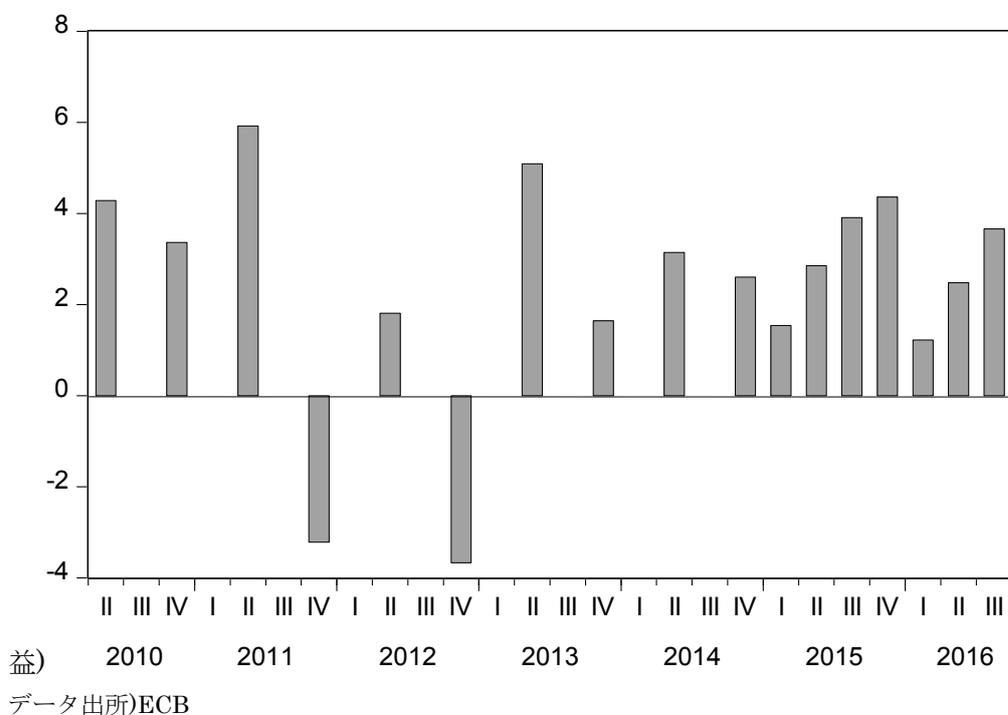
図表 17 ユーロ圏金融機関のスプレッド



注) スプレッド=住宅ローン金利-1 年預金金利（ユーロ圏平均）。ただし、日次データを HP フィルターを用いて加工

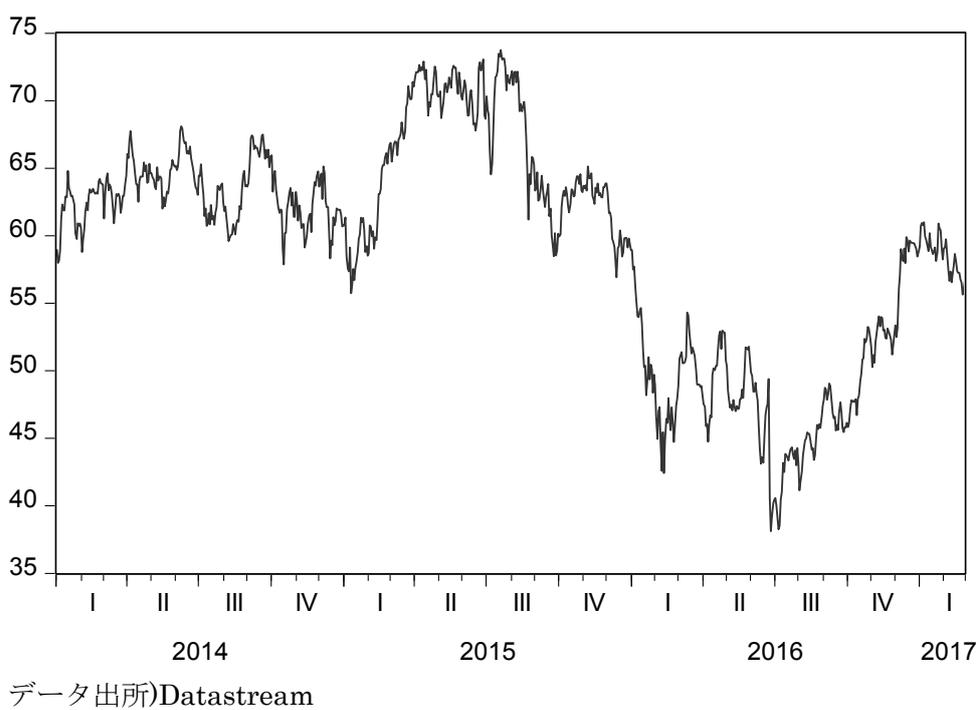
データ出所)Datastream

図表 18 ユーロ圏での銀行の ROE(一株あたり利



図表 19 ユーロ圏の銀行株価指数

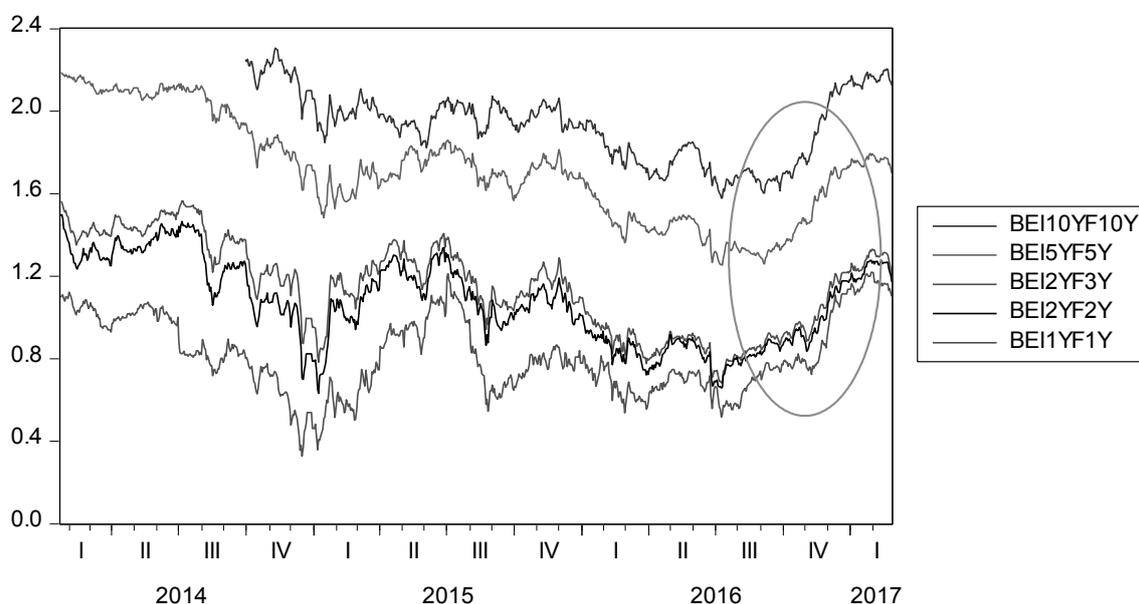
MSCI\_BANK\_EURO



このことを図表 18 の金融機関の ROE でもって検証すると、債務危機が深刻化した 2011 年、2012 年にはマイナス担っているが、2014 年以降、2%前後の収益率を維持しており、マイナス金利政策が深刻な負の影響を金融機関の財務に与えているとまではいえない。また株式市場での評価をみるために、図表 18 ではユーロ圏の銀行株価指数(MSCI BANK EURO)で評価すると、2014 年以降に大きく低下しているとはいえない。2015 年後半に低下しているが、これは米国から制裁金を課されたドイツ銀行の財務悪化によるもので、マイナス金利政策が直接、株価を押し下げたとはいえない。したがって実際にもまた市場での評価でも、ユーロ圏ではマイナス金利政策が銀行収益に深刻な負の影響を与えたといえない。

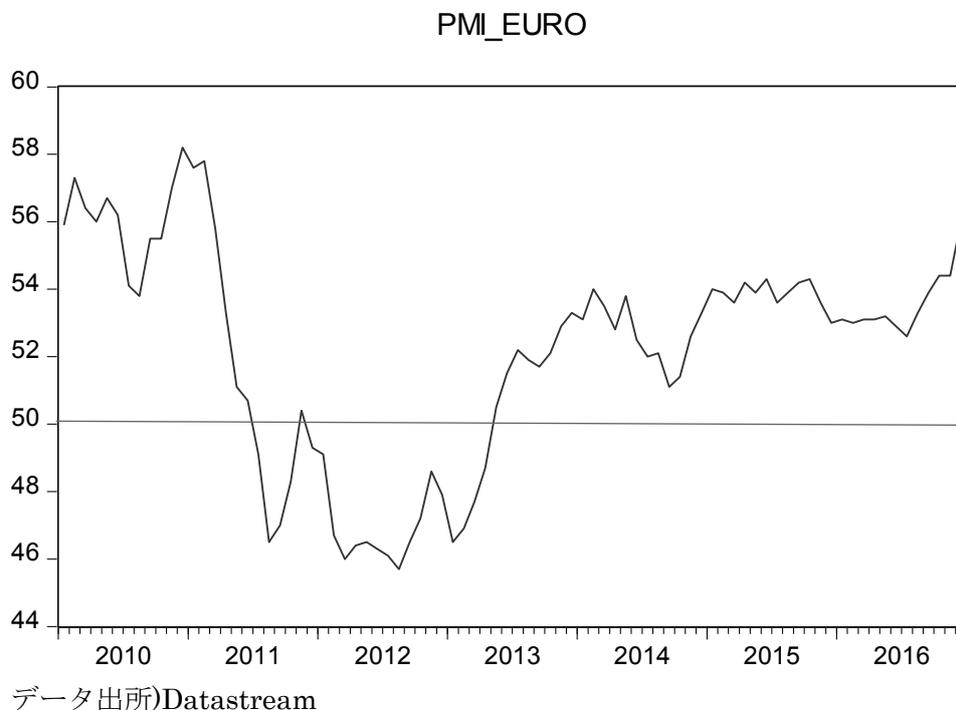
次に、実体経済への影響を検証する。まず期待インフレへの効果をみるために、ブレイクイーブンインフレ率を図表 20 に掲げている。図表 20 には 5 種類のブレイクイーブンインフレ率を示しているが、ECB が重視するのはその中の 5 年先 5 年物インフレ率(図中では赤線)である。それより 2014 年第 3 四半期以降には 5 年先 5 年物インフレ率で示される期待インフレ率は低下しており、マイナス金利政策が期待インフレを高めたとはいえない。ただし、より短期の 2 年先 3 年物、2 年先 2 年物、1 年先 1 年物の期待インフレは 2014 年第 4 四半期に上昇しており、短期の期待インフレを上昇させる効果はあった可能性がある。

図表 20 金融市場での期待インフレ



データ出所)Datastream

図表 21 ユーロ圏の景況感



2016 年後半（図中、円で示した部分）に期待インフレが一様に上昇しているが、これはエネルギー価格の上昇があったためであり、それがユーロ圏の期待インフレを押し上げたものと推察される。

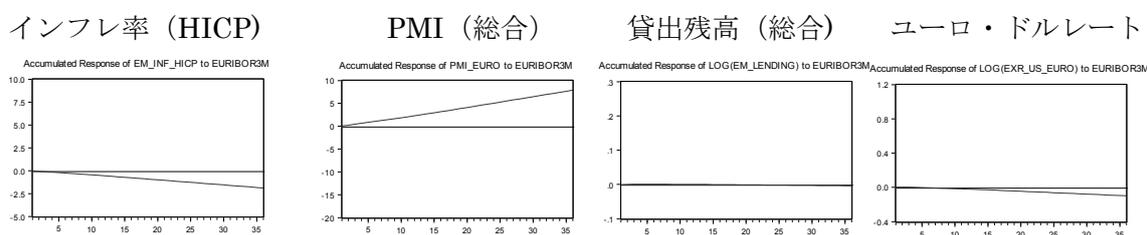
また図表 21 にはユーロ圏の景況感の代理変数としてユーロ圏の PMI(Markitt 社作成、ECB も参考) を示している。この指数はユーロ圏での企業の購買担当者を対象にしたサーベイ調査であり、50 以上が前回よりも購買が上向きであることを示している。図表 21 より、金融危機、債務危機で大きく落ち込んだ景況感は 2013 年以降、改善傾向にあるものの、マイナス金利政策ならびに国債買取プログラムで大きく改善するには至っていない。したがって、二つの政策が景況感に与えた影響は小さかったと考えられる。

ただし、以上の分析ではグラフによる「見た目」での判断であり、より詳細に分析するために、VAR モデルを用いたユーロ圏の金利変化のインパクトを検証する必要がある。ここでは HICP によるインフレ率(対前年同期比)、PMI、金融機関の貸出残高(総合)、ユーロ・ドルレート、EONIA(ユーロ圏オーバーナイト金利インデックス)の 5 変数 VAR を用いる。データはいずれも ECB Data warehouse より採集した。また推定期間は 2010 年 1 月から 2016 年 12 月とした。まずデータの定常性をチェックするため、ADF 検定を行ったが、すべての変数で非定常と判定した。そこでヨハンセンの共和分検定をおこない、1 つの共和分

ベクトルの存在を確認した。そこで、VECMを利用してインパルス応答を求めた。ただし、ショックの分解に際しては一般化インパルスを用いている。その結果が図表 22 である。

図表 22 より、金利上昇ショックが生じると、インフレ率は下落し、PMI が上昇、貸出残高には影響はなく、ユーロ・ドルレートは時間がたってから増価するという結果を得た。金利が下落するとすれば、インフレ率は上昇し、ユーロ・ドルレートは減価するものの、PMI や貸出残高には有効に影響を与えず、ECB のマイナス金利政策は景況感や、実体経済には有効性が薄いといえる。

図表 22 ユーロ圏の金利上昇のインパクト



注) VECM を利用、推定期間 2010 年 1 月～2016 年 12 月

データ出所)ECB

出所) 著者作成。

## 5. 欧州のマイナス金利政策のわが国への示唆

前節までに欧州小国および ECB のマイナス金利政策についての分析を行ってきた。そこでえられた結論は、欧州小国の場合、非ユーロ圏であっても対ユーロレートに対して増価圧力を回避することに目的があり、その目的を達成することには寄与したと考えられる。ただし、他の経済変数に対しては効果がないものといえる。金融機関の経営に対しては、ある程度の負の効果を与えたと推察されるが、それは深刻なものではなく預貸金利は 2%前後のスプレッドは維持されてきた。

また、ECB のマイナス金利政策については、イールドカーブをフラット化があまりみられずに下方にシフトさせることに成功した。したがって、長短金利スプレッドを維持しながら低下させており、金利機能の衰退という現象はみられずにすんでいる。金融機関の経営に対してもたしかにスプレッドは低下しており、負の影響を与えたと推察できるが、株価、CDS スプレッド、ROE から判断すれば、深刻な負の影響を与えたとははいえない。実体経済に対しての影響を VAR モデルで推定すると、インフレ率を引き上げることと、対ドルレートを減価させるには効果があるものの、生産、金融機関の貸出といった変数には影響は見られず、景気への直接的な効果は検証できない。

以上より、マイナス金利政策は為替レートを減価させるには効果があることが、ユーロ圏ならびに非ユーロ圏小国経済の事例からわかる。一方、実体経済に影響を与えるのは小

国では難しく、またユーロ圏といった大国経済でもインフレ率には正の効果がみられるが、生産には影響を与えるのは難しいかもしれない。したがって現段階での評価としては、マイナス金利政策は為替レートの減価をもたらし、それが他の経済変数に徐々に影響を与えるのではないかと推察される。ただし、金融機関への負の影響は少なからず与えるので、それを適切にコントロールする必要がある。

これらのマイナス金利の教訓から得られるわが国への示唆は、次のようなものである。すなわち、わが国のマイナス金利政策導入後、円ドルレートはやや円安に推移し、それが実体経済にプラスの影響を与えることが期待されている。たしかに円安をもたらしたことには寄与したといえるが、輸出を増進させ、景気を上向かせるだけの寄与があるかは不明であろう。わが国の景況感は上向いているが、それは国内の建設需要などを主因とするものであり、外需からの影響は部分的なものであろう。また貸出についても建設関係の資金需要は高いものの、それ以外の需要は強くはなく、マイナス金利政策が貸出需要を全般的に掘り起こすまでは、欧州の事例からも難しいものと考えられる。それよりも銀行経営への影響が深刻になる可能性がある。スイスの事例は例外としても、欧州での預貸スプレッドの低下は大きくはない。しかしわが国のマイナス金利政策の場合、地方銀行を中心に収益を悪化させている可能性が高く、適切なコントロールが必要であろう。

欧州においてもマイナス金利政策が銀行経営に与える影響としては、スイスを除いて預貸スプレッドを低下させている。それにより銀行財務は悪化することは避けがたい。スイスでは大口預金金利をマイナス化することができ、それがスプレッドを維持・上昇させ、経営は安定できている。しかし、他の諸国・ユーロ圏では金融機関は預金金利のマイナス化を回避しており、それが経営を悪化させることになる。そのため、それらの金融機関はよりリスクの高いものの収益の高い資産を保有する、ハイリスク・ハイリターンへの資産シフトを生じさせる可能性が高い。欧州での多くの金融機関がこのような行動をとるとすれば、潜在的に高いリスクテイクをし、偶発的な経営危機を招く恐れもある。しかもそれがシステミックリスクとなり金融市場に影響を与えるならば、新たな欧州金融市場危機ともなり、回避する必要がある。したがって、マイクロプルーデンスによる各金融機関の財務内容を把握すると同時に、監督当局は金融機関の経営に対しても適切な指導をする必要もあろう。さらには、それでも経営が悪化した金融機関に対しては銀行同盟の枠組みにより、破綻処理を行う必要もある。しかし、一元的な預金保険が導入されていない現状では、EU加盟国間で預金保険適用の差異が生じる。そのため、早急な預金保険の一元化は求められる。

わが国においても、マイナス金利政策が維持されればされるほど、金融機関の経営には負の影響を与えるであろう。そのため、経営改善のための適切な指導だけではなく、金融機関自らも経営改革を目指す必要もある。その途上では、欧州と同様、適切なマイクロプルーデンスが重要となる。

また欧州とわが国のマイナス金利政策が共通して抱える問題としては、出口戦略をいか

に行っていくかである。この時、重要な要件は過剰準備預金残高である。ECB は比較的、過剰準備残高は少ないため、階層式のマイナス金利政策を採用しなかったが、やはり同政策を縮小する時にも過剰準備残高が少ないので、ECB の財務への影響は小さいと考えられる。一方、日本銀行の場合、過剰準備残高が ECB に比べてはるかに大きく、出口を模索する難しさは ECB とは比較にならないのではないかといえる。金利が上昇する局面では、ECB が金融機関に支払う利子はそれほど大きくはないが、日銀のそれは大きくなるであろう。また、ユーロ圏ではインフレ率が上昇してきておりテーパリングの事実上の開始(2016年12月)も容易だった。そのため金融市場はテーパリングを既に織り込んでおり、2017年秋からの出口の議論についても市場にショックを与えずにすむ。一方でデシインフレ下の日銀はきっかけが難しく、出口戦略を模索すること自体が市場にショックを与えかねず、わが国の場合、テーパリングのきっかけが難しい選択となろう。

また、政府財政への影響も見逃せない。財政協定により安定成長協定をさらに厳格化して緊縮財政を目指すユーロ圏諸国では、現在よりも国債買い取り額の拡大は難しいといえる。これは量的緩和には制約となるものの、国債保有額を将来的には拡大させることはなく、金利引き上げ時のコストを少なくすることはできる。しかし、日銀の場合、国債買取をさらに進めており、金利上昇時には保有する国債価格の下落による損失が多額になるのではないかと考えられる。そして、わが国の場合には EU における安定成長協定がないため、日銀が国債を購入し続けるという姿勢が財政規律を失わせるリスクがある。このように財政をゆがめるといふ損失をわが国のマイナス金利政策はもたらしかねない局面にも来ているといえる。

#### 参考文献

- 高屋定美(2011)『欧州危機の真実』(東洋経済新報社)。  
高屋定美(2015)『検証 欧州債務危機』(中央経済社)。  
高屋定美(2016)「欧州中央銀行の非標準的金融緩和策が欧州経済に与える影響」世界経済評論、2016年11/12号。  
吉田健一郎(2016)、「欧州マイナス金利の日本への示唆」(みずほインサイト 欧州)、2016年2月19日、みずほ総合研究所  
European Banking Authority (2016) “2016 EU-Wide Stress Test: Results” (<http://storage.eba.europa.eu/documents/10180/1532819/2016-EU-wide-stress-test-Results.pdf>).
- Doan,T., R. Litterman, and C.Sims (1984),”Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions,” *Econometric Reviews*, 3, 1-100.

- Giannone, A. and L. Reichlin (2010), "Large Bayesian Vector Autoregressions," *Journal of Applied Econometrics*, 25, 71-92.
- Gros, D. (2015) "QE 'euro-style': Betting the bank on deflation?" Briefing Paper, European Parliament  
([https://polcms.secure.europarl.europa.eu/cmsdata/upload/b83faa84-0dea-4288-8ac7-086ca04a7b0f/CEPS\\_Bonds\\_Purchase\\_MD\\_June2015\\_FINAL.PDF](https://polcms.secure.europarl.europa.eu/cmsdata/upload/b83faa84-0dea-4288-8ac7-086ca04a7b0f/CEPS_Bonds_Purchase_MD_June2015_FINAL.PDF))
- Kadiyala, K.R. and S. Karlson (1977), "Numerical Methods for Estimation and Inference in Bayesian VAR Models," *Journal of Applied Econometrics*, 12, 99-132.
- Ritschi, A. and U. Woitek(2000), "Did Monetary Forces Cause the Great Depression? A Bayesian VAR Analysis for the U.S. Economy," *Working Paper* No.50, Institute for Empirical Research in Economics, University of Zurich.



公共投資と証券市場との関係に  
関する実証研究  
—産業別データを用いた分析—

神戸大学大学院 経済学研究科 准教授 宮崎智視

流通科学大学 経済学部 准教授 小塚匡文

東海大学 政治経済学部 准教授 平賀一希



# 公共投資と証券市場との関係に関する実証研究

## —産業別データを用いた分析—

宮崎智視（神戸大学大学院経済学研究科）

小塚匡文（流通科学大学経済学部）

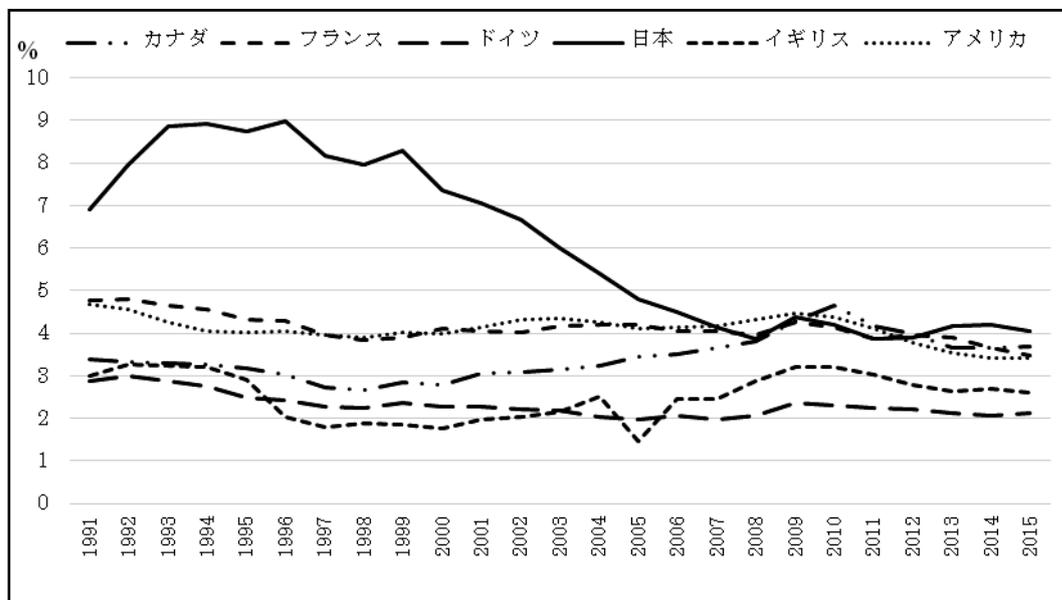
平賀一希（東海大学政治経済学部）

### 1. 研究の背景と目的

本研究では、公共投資が日本の証券市場に与える影響について、日本証券経済研究所が発刊する「株式投資収益率」の産業別データを用いて実証分析を行った。

「土建国家」という言葉に象徴されるように、日本はこれまで積極的に公共投資を行ってきた。図1には、いくつかの先進諸国の公的固定資本形成の対GDP比の推移を示した。この図からは、特に1990年代は日本の数値は抜きんできたものであったことが分かる。2001年以降の公共投資削減を踏まえ減少傾向にはあるものの、2013年以降は再びこれらの国の中で最大の数値となっている。

図1.公的固定資本形成（粗投資）の対GDP比の国際比較



出所: OECD Economic Outlook

ここで、マスグレイヴの「財政の三機能」のうち、「資源配分機能」と「経済安定化機能」とから公共投資の役割を整理したい。まず、資源配分機能との関連では、多くの社会資本が排除不可能性・非競合性、およびいずれか一方の性質を有することを踏まえ、公共財としての社会資本の供給という点から説明が可能となろう。次に、「経済安定化機能」からは、景気対策の一部として公共投資を執行し、景気浮揚を目指すことの根拠が説明できる。マクロ経済とのかかわりでは、経済安定化機能の手段として解釈することが最も分かりやすいと思われる。この点は、Yamada and Fukuda (2011)などでも扱われている、景気刺激策としての公共投資のアナウンスメント効果はその典型例である。また、Agnello and Sousa (2011) や Nutahara (2013)などで示されている、財政政策が資産効果を通じて民間消費や企業の設備投資を上昇させる効果も、マクロ経済の安定化に関連すると考えられよう。

しかしながら、株式の社会資本もまたマクロ的な効果を発揮すると考えられる。株価との関係で言えば、Belo and Yu (2013)において、社会資本の持つ正の外部性が企業の生産性を向上させ、収益の改善を呼び込む効果が理論的に示されている。アナウンスメント効果が「完成前」の公共投資が株価を左右する効果であるとすれば、Belo and Yu (2013)は「完成後」の社会資本が株価に与える影響を扱っていると言えよう。ここで、もし後者の経路が正しいとすれば、公共投資はアナウンスされた段階で将来時点における社会資本の生産力効果が予想され、結果として「現時点での」株価が上昇すると考えられる。この点を踏まえると、公共投資と株価との関係は、これまでの日本の研究でも指摘されてきた短期的な効果だけではなく、Belo and Yu (2013)で示されているような社会資本ストックによる長期的な効果に着目することも必要と考えられる。

上記の点を踏まえ、研究助成期間中に行われた Hiraga et al. (2016)では、公共投資・社会資本ショックが株価の変動にどれだけ貢献しているのかを、Vector Autoregression モデル (VAR モデル) の計測結果に基づく予測誤差の分散分解を通じて明らかにした。同論文では、フローの公共投資による短期的な効果は 4 期先までの結果、株式の社会資本による長期的な効果は 10 期先以上の計測結果に着目することで、それぞれの規模を定量的に把握している。

本報告論文の構成は以下の通りである。まず第 2 節では、簡単なマクロ経済モデルと Belo and Yu (2013)の概説を通じて、公共投資・社会資本が株価に与える影響についての論点整理を行う。第 3 節は、本資金の助成により行われた Hiraga et al. (2016)の結果を一部紹介する。ここでは、社会資本（公共投資）は株式投資収益率のショックに対して一定の貢献があったとの結果を提示する。第 4 節は本稿の結論部にあたる。

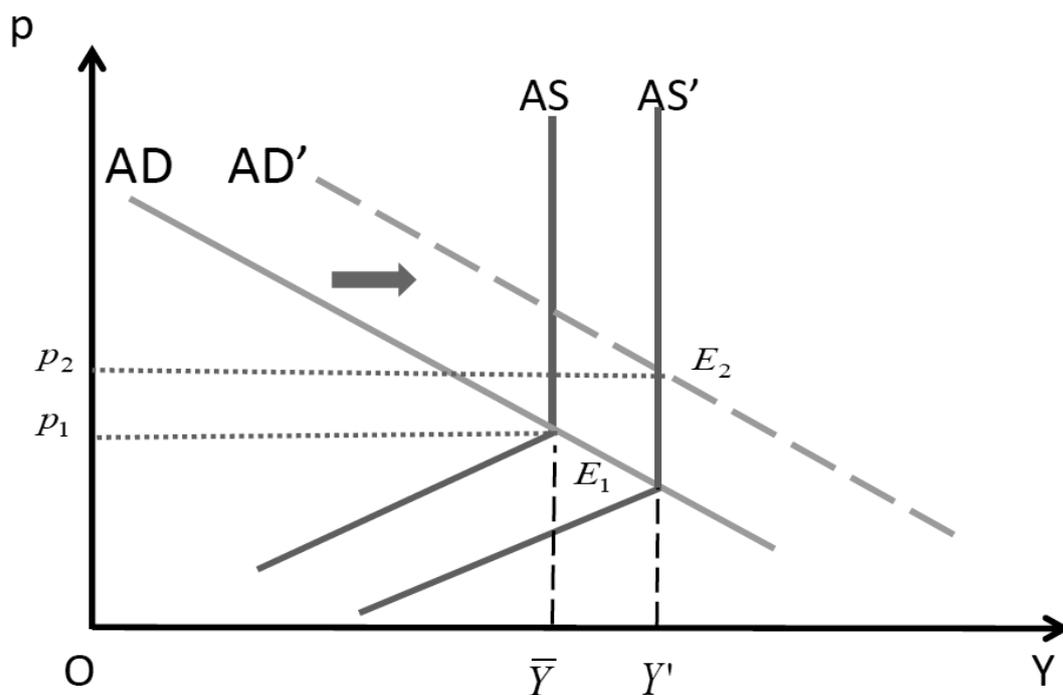
## 2. 理論的背景の整理

### 2.1. 公共投資・社会資本のマクロ経済効果：総需要・総供給モデルを用いた説明

以下、単純な総需要・総供給モデルを考える。図 2 および図 3 において、当初の均衡物価水準は  $p_1$ 、完全雇用産出量は  $\bar{Y}$  で、均衡点は  $E_1$  であるとおく<sup>1</sup>。AD は総需要曲線、AS は総供給曲線であり、右上がりの部分は短期、垂直の部分は長期をそれぞれ示す。

まず、生産性向上効果を持つ公共投資から説明する。フローの公共投資の増加は、短期では総需要曲線を AD から AD' へとシフトさせる。次に、ストックとなった社会資本は長期においては生産性の向上にも寄与する。この時、総供給曲線は AS から AS' へと右方向にシフトする。すなわち、生産性向上効果を持つ公共投資は、完全雇用産出量そのものを拡大させる効果を持つ。このとき、均衡物価水準は  $p_2$ 、均衡点は  $E_2$  となる。

図 2. 生産性向上効果を持つ公共投資

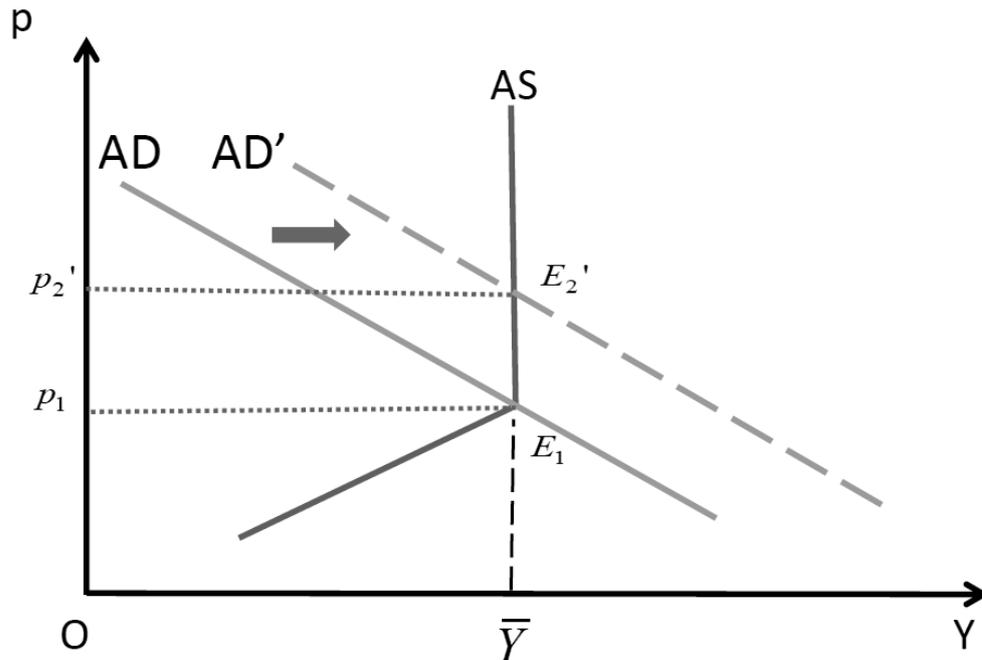


次に、生産性の上昇にまったく寄与しない公共投資を考える。この場合、総需要曲線こそ AD から AD' へと右方向にシフトするものの、生産性の向上をもたらさないことから、総供給曲線は変化せず、図 2 のように AS のままになる。すなわち、完全雇用産出量は増加しない。一方、総需要曲線はシフトしていることから、物価水準の上昇 ( $p_2 \rightarrow p_2'$ ) だけが観察される。

<sup>1</sup> 2.1 節の議論は、マンキュー (2011)、西村・宮崎 (2015) と同書の web 補論に依拠する。

まとめると、生産性向上効果を持つ公共投資の場合、需要サイドを刺激しかつ完全雇用産出量の増加も見込めるため、短期の景気浮揚と長期の生産性向上という二つの政策目標を達成することが可能になる。しかしながら、生産性の向上に寄与しない公共投資の場合、完全雇用産出量の増加が見込めないことが分かる。

図 3. 生産性の上昇に寄与しない公共投資



## 2.2. 社会資本が株価に与える影響

以下、資産価格(収益率)モデルに社会資本ストックの外部効果を含めた Belo and Yu (2013)について概説する。Belo and Yu (2013)では、以下のような生産関数を想定している。

$$Y_t = e^{x_t} (GK_t)^\alpha K_t, \quad (1)$$

ここで、 $Y_t$ は産出量、 $GK_t$ は社会資本ストックであり、 $K_t$ は民間資本ストックである。 $x_t$ は生産性ショックであり、企業の利潤ショックに相当する。 $\alpha$ は社会資本の生産性を示し、社会資本の収益性に関わる。2.1節の簡単なモデルとの関係では、 $\alpha$ の値が大きいくほど、図2の長期総供給曲線のシフト幅が大きくなる。

民間資本と社会資本の蓄積方程式は、以下のように書くことができる。

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t, \quad (2)$$

$$GK_{t+1} = (1 - \delta^{GK})GK_t + GIK_t, \quad (3)$$

ここで、 $GIK_t \equiv GI_t/\bar{G}\bar{K}_t$ は公共投資の比率であり、 $GI_t$ は公共投資、 $\bar{G}\bar{K}_t$ は社会資本ストック、および $\delta^{GK}$ は社会資本の固定資本減耗をそれぞれ示す。また、 $I_t$ は民間企業設備投資である。(3)式は、社会資本ストックが定常過程に従うことを示すものである。また、民間資本ストックの調整費用は、以下の(4)式のように書くことができる。

$$g(I_t, K_t) = \frac{c}{2}(IK_t)^2 K_t, \quad (4)$$

ここで、 $IK_t \equiv I_t/K_t$ は民間投資比率である。

以上の情報を用いて、民間企業設備投資の収益率(=株価) $R_{t+1}^I$ は以下の(5)式のように書くことができる。

$$R_{t+1}^I \equiv \frac{e^{x_{t+1}} \left( (1 - \delta^{GK})GK_t + GIK_t \right)^\alpha + 2/c \cdot (IK_{t+1})^2 + (1 - \delta)(1 + c \cdot IK_{t+1})}{1 + c \cdot IK_t}. \quad (5)$$

(5)式でポイントとなるのは、分子の第1項にある社会資本の供給サイドへの効果(生産力効果)である。もし、 $\alpha$ が正であるならば、社会資本ストックの持つ正の外部性を通じて、株価は増加することになる。かつ、 $\alpha$ の数値が大きいほど、民間投資収益率 $R_{t+1}^I$ の上昇も大きくなる。

### 3. 実証分析 (Hiraga et al. (2016)の紹介)

#### 3.1. データセットの説明

標本期間は1991年の第1四半期から2007年の第4四半期である。前後の期間も標本期間として得られるが、1980年代の資産価格バブルの時期と、2008年のいわゆるリーマンショックの影響を除外するためにこの期間に限定した。

変数としては、(1) 株式投資収益率、(2) 全要素生産性 (TFP)、および (3) 社会資本、の三つの変数を用いる。

データのうち、株式投資収益率のデータは、日本証券経済研究所が発刊する「株式投資収益率」の産業別データを用いる。産業は表 1 から表 4 に示した 28 産業と全産業平均値である。TFP は、独自に推計した。詳細は補論を参照されたい。

社会資本ストックのデータは、内閣府の「社会資本ストック推計」のサイトからダウンロードした純資本ストックのデータを用いた<sup>2</sup>。尤も、内閣府のデータは年次ベースのものしか得られない。このため、北坂 (1998) に従い、四半期ベースの一般政府公的固定資本形成 (季節調整済み) により計算された各四半期のウェイトを用いて四半期データに変換した。<sup>3</sup>

ストックの推計にあたり、内閣府は (1) 定額法、(2) 定率法、(3) OECD (2009) に従った方法、をそれぞれ採用している<sup>4</sup>。このうち、(1) は固定資産の耐用期間年数の間において等しい減価額を計上するものであり、(2) の方法は耐用期間年数の期間中に、毎期期首末の償却残高に一定率を乗じた減価額を計上するものである。<sup>5</sup> OECD (2009) の方法は、将来の社会資本により得られる資本サービスの価値を割引率により現在価値化する手法である。ここで将来の資本サービスの価値は、物理的減耗や陳腐化による効率性低下を反映していると仮定しており、その効率性低下パターンに対して、一次関数による設定および (試算 3-1) と、上に凸の双曲線関数で推計する方法 (試算 3-2)、という二つの方式を設定している。以下、(1) を「G1」、(2) を「G2」、OECD による試算 3-1 を「G3a」、試算 3-2 を「G3b」として、実証分析で用いる。

ここで、冒頭の議論から、社会資本の大部分は公共財であり、潜在的には全産業の経済活動に影響を与えると考えられる。このため、Pereira and Andraz (2003) や Miyazaki (2016) に従い、社会資本を道路や生活基盤等分野ごとに区分せずに分析を進める<sup>6</sup>。

### 3.2. 実証分析の結果

実証分析では、VARモデルの推定により得られた社会資本ショック (階差を取っているため公共投資ショックとの解釈も可) の、株式投資収益率の変動に対する予測誤差の分散分解を行う。分析を通じて、株式投資収益率の変動のうち、どれだけ社会資本・公共投資

---

<sup>2</sup> <http://www5.cao.go.jp/keizai2/jmcs/jmcs.html>.

<sup>3</sup> 詳細は、北坂 (1998) を参照のこと。

<sup>4</sup> <http://www5.cao.go.jp/keizai2/jmcs/jmcs.html>.

<sup>5</sup> 耐久財消費に関する先行研究においては、上記と似たような方法で耐久財の消費フローを計算している。

<sup>6</sup> 念のため、道路、港湾、空港や下水道など産業基盤型社会資本にのみ限定して推定を行ったが、結果はほとんど同じであった。

が寄与しているのかを定量的に把握する。変数のうち、TFPと社会資本は定常化のため1階の階差を取り、株式投資収益率はレベルでも定常であったため、レベルのままとする。VAR推定にあたっては、Bernanke et al. (2005)で用いられたFactor Augmented VARモデルを用いて推定を試みる。Bernanke et al. (2005)の基準に従い、fast-moving variableは株式投資収益率、slow-moving variableはTFPである<sup>7</sup>。

分析では、28産業の時系列データに対して個別にVARモデルを用いて計量分析を行う。具体的には、社会資本、TFPおよび株式投資収益率（全産業平均および各産業別）の三変数を用いる。たとえば全産業平均（Aggregate）は、「社会資本、TFPおよび株式投資収益率の全産業平均値」という三変数を基本的なマクロ変数として、対象標本期間のデータを用いてVAR分析を行った結果に基づくものであり、農林水産業（Agriculture）は上記の株式投資収益率を同産業の収益率のデータに変えてVAR分析を行った結果に基づくものである。

推定結果は表1から表4に示したとおりである。表のうち、1期先から4期先は図2で示した総需要への短期的効果を示し、10期先以上の期間は図2における総供給曲線を右にシフトさせる効果と、2.2節で議論した社会資本が正の外部性を通じて株価を上昇させる効果を捉えると解釈する。いずれのケースでも、1期先では1.5から2.5%程度ではあるものの、4期先には4%程度と、少し数値が大きくなるのが分かる。産業によっては、5%を超えるケース（例えば全産業平均や繊維製品、機械など）も散見される。10期以上の中長期的な効果に目を移すと、最も低い数値を取る電気・ガス業は2%台であるものの、それ以外の産業はおおよそ3%台後半から4%台という結果が得られた。この結果は、公共投資は図3のようにまったく生産性の向上に寄与しない訳ではなく、かつ2.2節の議論で示した供給サイドを通じた社会資本の長期的効果の方が比較的大きなことを示唆するものである。

但し、社会資本（公共投資ショック）の株式投資収益率への貢献は最大でも4、5%程度である。このため、公共投資は株価の「下支え」にはある程度貢献するものの、株価上昇の決定打とまではならないことが分かる。

---

<sup>7</sup> Bai and Ng (2002)の基準に従い、3つの要素を設定した。

表1. 株式投資収益率の変動に対する社会資本（公共投資）ショックの貢献（社会資本=G1, 標本期間：1991年第1四半期～2007年第4四半期, 単位：%）

Period	Aggregate	Agriculture	Mining	Construction	Food	Fiber	Pulp	Chemical	Petro	Rubber
1	2.89	2.18	1.94	2	2.23	2.55	2.03	2.58	2.22	2.12
4	5.07	4.04	3.49	3.82	4.15	4.61	3.71	4.55	4.03	3.62
10	4.51	3.93	3.34	3.54	3.93	4.41	3.56	4.39	3.85	3.65
20	4.55	4.39	3.67	3.76	4.25	4.84	3.92	4.85	4.21	4.2
Period	Glass	Steel	Non-steel	Metal	Machine	Electrical equipment	Transportation machine	Precision machine	Other machine	Commerce
1	2.61	2.32	2.55	2.31	2.72	2.37	2.5	2.39	2.34	2.6
4	4.57	4.17	4.43	4.11	4.66	3.7	4.16	3.78	3.89	4.46
10	4.46	3.93	4.19	4.16	4.61	3.52	3.97	3.87	3.89	4.03
20	4.97	4.23	4.53	4.79	5.21	3.79	4.32	4.47	4.41	4.14
Period	Finance	Real estate	Land transport	Shipping	Air transport	Warehousing	Information	Utility	Service	
1	2.36	2.2	1.93	2.19	1.88	2.02	1.95	1.28	2.44	
4	4.34	4.14	3.76	3.96	3.44	3.88	3.23	2.58	4.16	
10	3.65	3.66	3.26	3.79	3.27	3.73	2.65	2.02	3.77	
20	3.46	3.69	3.21	4.16	3.55	4.12	2.39	1.73	3.87	

出所：Hiraga et al. (2016)

表2. 株式投資収益率の変動に対する社会資本（公共投資）ショックの貢献（社会資本=G2, 標本期間：1991年第1四半期～2007年第4四半期, 単位：%）

Period	Aggregate	Agriculture	Mining	Construction	Food	Fiber	Pulp	Chemical	Petro	Rubber
1	2.03	1.58	1.39	1.41	1.59	1.83	1.46	1.86	1.6	1.56
4	5.55	4.34	3.78	4.12	4.48	4.98	4	4.92	4.35	3.91
10	5.13	4.34	3.72	3.94	4.36	4.91	3.95	4.89	4.28	4.04
20	5.22	4.83	4.07	4.19	4.72	5.37	4.34	5.39	4.68	4.62
Period	Glass	Steel	Non-steel	Metal	Machine	Electrical equipment	Transportation machine	Precision machine	Other machine	Commerce
1	1.9	1.66	1.83	1.7	1.99	1.72	1.81	1.78	1.72	1.84
4	4.95	4.52	4.82	4.42	5.05	4.08	4.54	4.12	4.23	4.88
10	4.96	4.39	4.7	4.57	5.13	4	4.47	4.31	4.33	4.58
20	5.51	4.73	5.08	5.24	5.76	4.31	4.85	4.95	4.89	4.73
Period	Finance	Real estate	Land transport	Shipping	Air transport	Warehousing	Information	Utility	Service	
1	1.61	1.53	1.32	1.58	1.34	1.45	1.34	0.84	1.73	
4	4.75	4.5	4.08	4.28	3.72	4.17	3.59	2.82	4.56	
10	4.19	4.13	3.68	4.22	3.63	4.11	3.11	2.33	4.29	
20	4.04	4.2	3.66	4.61	3.94	4.53	2.89	2.06	4.43	

出所：Hiraga et al. (2016)

表3. 株式投資収益率の変動に対する社会資本（公共投資）ショックの貢献（社会資本=G3a, 標本期間：1991年第1四半期～2007年第4四半期, 単位：%）

Period	Aggregate	Agriculture	Mining	Construction	Food	Fiber	Pulp	Chemical	Petro	Rubber
1	2.04	1.59	1.4	1.42	1.6	1.84	1.47	1.87	1.61	1.57
4	5.58	4.36	3.79	4.14	4.5	5.01	4.02	4.95	4.38	3.94
10	5.16	4.36	3.74	3.96	4.38	4.93	3.97	4.92	4.3	4.06
20	5.25	4.85	4.09	4.2	4.74	5.39	4.36	5.41	4.7	4.64
Period	Glass	Steel	Non-steel	Metal	Machine	Electrical equipment	Transportation machine	Precision machine	Other machine	Commerce
1	1.91	1.67	1.84	1.71	2	1.73	1.82	1.79	1.73	1.85
4	4.98	4.55	4.85	4.44	5.08	4.11	4.57	4.15	4.25	4.91
10	4.99	4.41	4.73	4.59	5.15	4.03	4.5	4.34	4.35	4.61
20	5.53	4.75	5.1	5.26	5.79	4.34	4.88	4.97	4.91	4.76
Period	Finance	Real estate	Land transport	Shipping	Air transport	Warehousing	Information	Utility	Service	
1	1.62	1.53	1.33	1.59	1.35	1.46	1.35	0.84	1.74	
4	4.77	4.52	4.1	4.3	3.74	4.19	3.61	2.83	4.59	
10	4.21	4.15	3.69	4.24	3.65	4.13	3.13	2.34	4.31	
20	4.06	4.22	3.68	4.63	3.96	4.55	2.91	2.08	4.46	

出所：Hiraga et al. (2016)

表4. 株式投資収益率の変動に対する社会資本（公共投資）ショックの貢献（社会資本=G3b, 標本期間：1991年第1四半期～2007年第4四半期, 単位：%）

Period	Aggregate	Agriculture	Mining	Construction	Food	Fiber	Pulp	Chemical	Petro	Rubber
1	2.11	1.64	1.45	1.47	1.65	1.9	1.52	1.93	1.66	1.62
4	5.58	4.39	3.81	4.17	4.52	5.02	4.03	4.96	4.39	3.94
10	5.14	4.37	3.74	3.97	4.39	4.93	3.98	4.91	4.31	4.06
20	5.23	4.86	4.09	4.22	4.76	5.4	4.37	5.41	4.7	4.63
Period	Glass	Steel	Non-steel	Metal	Machine	Electrical equipment	Transportation machine	Precision machine	Other machine	Commerce
1	1.97	1.72	1.9	1.76	2.06	1.78	1.88	1.84	1.78	1.91
4	4.98	4.56	4.85	4.46	5.08	4.08	4.55	4.13	4.25	4.9
10	4.98	4.41	4.72	4.59	5.14	3.99	4.47	4.31	4.33	4.59
20	5.53	4.75	5.09	5.26	5.78	4.3	4.86	4.94	4.9	4.74
Period	Finance	Real estate	Land transport	Shipping	Air transport	Warehousing	Information	Utility	Service	
1	1.68	1.59	1.38	1.64	1.39	1.51	1.39	0.87	1.79	
4	4.78	4.54	4.12	4.31	3.75	4.21	3.59	2.84	4.58	
10	4.21	4.16	3.71	4.24	3.66	4.15	3.1	2.35	4.29	
20	4.06	4.23	3.69	4.64	3.97	4.57	2.88	2.09	4.44	

出所：Hiraga et al. (2016)

#### 4. 結論と今後の課題

本報告論文では、公共投資が株価に与える影響についてのマクロ的効果に関する論点整理を踏まえ、助成期間中に行われた Hiraga et al. (2016)の結果の一部を紹介した。

公共投資・社会資本が株価に与える影響は、短期および長期の双方に目配りすることが必要と考えられる。このことに基づき、Hiraga et al. (2016)では予測誤差の分散分解の結果のうち4期先までを短期的な効果、10期先以上を長期的な効果として、公共投資・社会資本の株価の変動に対する貢献の大きさを探った。分析の結果、短期よりは長期の効果がわずかに大きいものの、その大きさは最大でも5%前後であるとの結果が得られた。この結果は、公共投資・社会資本は株価の変動に対してそこまで大きな影響を持つものではないことを示唆している。本報告論文の結果を踏まると、公共投資は証券市場に対してはある一定の貢献はするものの、しばしば喧伝されるような活性化の「切り札」とまでは言えないことが分かる。

尤も、公共投資・社会資本が本当に株価を上昇させうるのかという点については、インパルス応答関数の計測等が必要とされる。また、実証分析ではクロスセクションでの特性を考慮していないものの、パネルデータを用いることでこの点を扱うことも可能である。引き続き、これらの点を考慮した分析を進めている。

#### 補論. TFP の計測方法

本研究では、コブ・ダグラス型の生産関数からソロー残差を導出し、それを TFP(全要素生産性)としている。ただし資本ストックの稼働率を考慮しない場合、ソロー残差に計測誤差が混入し、TFP を正しく反映しないものとなる。そこで本研究では、鎌田・増田(2001)の考え方に倣い、ソロー残差を推計している。なお、鎌田・増田(2001)では、潜在 GDP の計測に当たって、 $K_t, L_t$  をそれぞれフル稼働資本ストックおよび最大労働力として、そこから稼働率を計算している。

まず実質 GDP を  $Y_t$ 、資本ストックを  $K_t$ 、総労働時間(労働者数×労働時間)を  $L_t$ 、ソロー残差を  $A_t$ 、資本稼働率を  $\lambda$ 、労働投入係数を  $\alpha$  (雇用者所得÷総所得)として、コブ＝ダグラス型生産関数を

$$\ln Y_t = \ln A_t + (1 - \alpha) \ln \lambda K_t + \alpha \ln L_t \quad (\text{A.1})$$

とする。実質 GDP と資本ストックは、国民経済計算より 68SNA を用いている。ここで  $m$  は製造業、 $nm$  は非製造業を示すインデックスである。(資本稼働率)×(資本ストック)は

$$\ln \lambda K_t = \ln \lambda_m K_{m,t} + \ln \lambda_{nm} \ln K_{nm,t} \quad (\text{A.2})$$

とあらわすことができる。製造業の稼働率 $\lambda_m$ については、鉱工業稼働率指数の製造業稼働率のデータがあるのでこれを利用できる。しかしここで問題となるのは、非製造業の資本稼働率 $\lambda_{nm}$ である。非製造業の資本稼働率を表す統計は存在しないため、従来の研究では便宜上 100%としていた。そこで鎌田・増田（2001）は、非製造業の資本稼働率を電力単位および財務省発表の「景気予測動向調査」のBSI(Business Survey Index)を用いることで対処しているが、本稿では宮尾(2001a,b)に倣い、簡便的にBSIを非製造業の資本家稼働率として用いることとした。BSIから非製造業稼働率を算出するにあたっては、鉱工業稼働率指数から算出された製造業稼働率と同じ幅を持つように調整した。その上で得られた $\ln A_t$ の推定値である $\ln \bar{A}_t$ が計測誤差をできる限り取り除いたソロー残差であり、TFPの代理変数として使用できるものである。

## 参考文献

- 北坂真一（1998）「社会資本供給量の最適性：オイラー方程式による検証」『日本経済研究』第39号，pp.76-96.
- 西村幸浩・宮崎智視（2015）『財政のエッセンス』および  
同 web 補論 [http://www.yuhikaku.co.jp/static/studia\\_ws/index.html](http://www.yuhikaku.co.jp/static/studia_ws/index.html)，有斐閣.
- マンキュー（2011）『マンキューマクロ経済学』第3版，東洋経済新報社.
- 宮尾龍蔵（2001a）「GDP ギャップの推計と供給サイドの構造変化」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 01-18.
- 宮尾龍蔵（2001b）「GDP ギャップの推計：生産関数アプローチに基づく再検証」『国民経済雑誌』第184巻第2号，p.77-87.
- Agnello, L., and R. M. Sousa. (2011) “Fiscal policy and asset prices.” *Bulletin of Economic Research* 65:2, 154-177.
- Bai, J., and S. Ng. (2002) “Determining the number of factors in approximate factor models.” *Econometrica* 70:1, 191-221.
- Belo, F., and J. Yu. (2013) “Government investment and the stock market.” *Journal of Monetary Economics* 60:3, 325-339.
- Bernanke, B. S., J. Boivin., and P. Elias. (2005) “Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) approach.” *Quarterly*

*Journal of Economics* 120:1, 387-422.

Fukuda, S., and J. Yamada. (2011) "Stock price targeting and fiscal deficit in Japan: Why did the fiscal deficit increase during Japan's lost decades?" *Journal of the Japanese and International Economies* 25:4, 447-464.

Hiraga, K., M. Kozuka, and T. Miyazaki. (2016) "Public capital and asset prices: Time-series Evidence from Japan." Discussion Paper No. 1625, Graduate School of Economics, Kobe University.

Kamada, K., and K. Masuda. (2001) "Effects of measurement error on the output gap in Japan" Monetary and Economic Studies May 2001, Bank of Japan.

Miyazaki, T., (2016) "Interactions between regional public and private investment: evidence from Japanese prefectures." Discussion Paper No. 1608, Graduate School of Economics, Kobe University.

Nutahara, K., (2013) "Asset price targeting government spending and equilibrium indeterminacy in a sticky-price economy." *CIGS Working Paper Series* No. 13-003E.

Pereira, A. M. and J. M. Andr az (2003) "On the impact of public investment on the performance of U.S. industries." *Public Finance Review*. 31 (1): 66-90.

# 参 考



## 平成28年度 研究助成募集要項

一般財団法人 ゆうちよ財団

### 1. 研究対象分野

---

- ① 助成対象分野は、「郵便局が提供する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28年8月～平成29年7月の1年間とします。

### 4. 申請受付

---

- ① 受付期間 平成28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 ゆうちよ財団 ゆうちよ資産研究センター  
研究助成担当宛  
TEL 03-5275-1814  
FAX 03-6831-8970  
E-Mail [hir-muro@yu-cho-f.jp](mailto: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(政策研究大学院大学 教授)
審査 委員	内田 聡(茨城大学 人文学部 教授/学長特別補佐)
審査 委員	高橋 豊治(中央大学 商学部 教授)
審査 委員	茶野 努(武蔵大学 経済学部 教授)
審査 委員	朝日 讓治(明海大学 経済学部 教授/ゆうちよ財団 理事長)

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。

研究計画書は原則3ページとします。

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28年度研究助成授与式は、平成27年度研究助成論文報告会(平成28年9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29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、調査研究費の用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ゆうちょ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28年度研究助成論文報告会は、平成29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、「ゆうちょ財団 平成28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、発表資料の概要をゆうちょ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 <b>(共同研究)</b>	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资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 <b>(共同研究)</b>	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) 日本の財政投融资の経営的課題 (3) 今後の地方財政の役割と地方債資金を通じた財政資金の運用方法 <b>(共同研究)</b> (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— <b>(共同研究)</b> (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— <b>(共同研究)</b>	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 <b>(共同研究)</b> (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- <b>(共同研究)</b> (4) 公的金融と準公共財供給の現状と課題・展望 <b>(共同研究)</b> (5) 電子マネーの決済システム、金融機関・郵貯、利用者にも与える影響の研究 <b>(共同研究)</b> (6) マルチメディアのユニバーサル・サービスと郵貯資金 <b>(共同研究)</b>	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 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 -日米の比較の視点から- (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 -地域振興の観点から- <b>(共同研究)</b> (4) 最適な公的金融システムの設計についての 一試論 <b>(共同研究)</b> (5) 地域金融機関の効率性の計測 -確率的フロンティア生産関数- (6) 社会資本整備の地域社会への経済的効果-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 鵜池 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 <b>(共同研究)</b> (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 -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 <b>(共同研究)</b> (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	研究テーマ	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 <b>(共同研究)</b> (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 <b>(共同研究)</b> (8) 1970年以降の日本における金融仲介 <b>(共同研究)</b>	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 <b>(共同研究)</b> (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－アカウントビリティを中心として－ <b>(共同研究)</b> (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－ <b>(共同研究)</b> (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－ <b>(共同研究)</b> (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)との比較を中心に－ (6) 諸外国における公的金融サービスの再評価について <b>(共同研究)</b>	名城大学 助教授 鎌田 繁則 一橋大学大学院 助教授 小西 大靖 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 <b>(共同研究)</b>	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) 公的企業のがバナンス (6) 長期金融システム安定のための郵便貯金の役割 <b>(共同研究)</b>	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 真知子 長崎県立大学 助教授 矢野 生子

年度	応募件数	助成件数	研究テーマ	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うるマクロ経済構造の変化：ニュージーランドのケース	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・離婚に女性はどうか対応するか-（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 <b>(共同研究)</b>	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 <b>(共同研究)</b> (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 <b>(共同研究)</b> (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 立命館大学 教授 ゴシュ 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	13	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 淵 賢 成蹊大学 教授 永野 護 名古屋市立大学 准教授 坂 和 秀 晃 東京大学大学院 博士課程 税 所 真 也
27	18	個人研究 5 共同研究 1	(1) 大学生の金融リテラシーと金融教育 (2) 新規公開により企業の知名度は向上するのか <b>(共同研究)</b> (3) 日本の銀行業の市場規律 (4) 高速取引の普及が個人投資家の投資環境に もたらす影響 (5) 個人少額貯蓄の地域経済に対する社会経済的 な影響 (6) ESG(環境・社会・ガバナンス)の情報と評価基準	明治大学 准教授 浅井 義裕 名古屋大学大学院 講師 高橋 秀徳 関西学院大学 教授 岡田 克彦 鹿児島大学 教授 永田 邦和 長崎大学 教授 森 保 洋 神戸大学大学院 講師 田中 光 愛知学泉大学 講師 浅野 礼美子

28	9	個人研究 5	(1) 戦時期の郵便貯金	静岡英和学院大学 准教授	伊 藤 真利子
		共同研究 1	—1930年代預貯金市場を中心として		
			(2) どうすれば景気に左右されずに資産を運用できるのか	北海学園大学 准教授	吉 川 大 介
			(3) アベノミクスは成長期待を高めたのか	東京理科大学 専任講師	土 屋 陽 一
			—株価予測の考察から		
			(4) マレーシアにおけるイスラム金融と従来型金融の比較	明治大学 教授	伊 藤 隆 康
	分析:金融政策の予想が市場に与える影響の検証				
	(5) マイナス金利政策の経験	関西大学 教授	高 屋 定 美		
	—ユーロ圏と欧州小国の経験から学ぶ				
	(6) 公共投資と証券市場との関係に関する実証研究:	神戸大学大学院 准教授	宮 崎 智 視		
	産業別データを用いた分析	流通科学大学 准教授	小 塚 匡 文		
	<b>(共同研究)</b>	東海大学 准教授	平 賀 一 希		



平成29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 03-6831-8970

印刷 錦明印刷株式会社