

# 近年の流動性供給における 金融商品価格に関する研究

英 邦 広<sup>†</sup>

## 概要

本稿は、2006年8月から2015年5月までのデータを利用して、貨幣需要関数の推計、グランジャーの意味での因果性や波及メカニズムに関する分析を行った。貨幣需要関数の検証では、共和分の関係が成立し、長期的に安定した貨幣需要関数が存在していることを確認することができた。グランジャーの因果性分析では、無担保コールレート（オーバーナイト物）から短期金利と長期金利に対して、また、ベース・マネーから株価に対して、因果性の関係が支持された。波及効果の検証では、ベース・マネーショックに対し、株価は正に反応しているが、統計的に有意な結果ではなかった。したがって、株価チャネルを支持する頑健な結果を得ることはできなかった。上記の分析対象期間は、ゼロ金利政策の解除した時から直近までを期間であるため、包括的金融緩和政策や量的・質的金融緩和政策の時期を含む形での検証となっている。

## I はじめに

1990年代初頭に資産価格バブル経済が崩壊した後、日本経済は長い間、景気低迷とデフレ経済に悩まされ、かつては、「失われた10年」と表現されていた時代から時間が経過し、現在では、「失われた20年」とも表現されるような時代になってきている。<sup>1</sup> その間、IT 景気、いざなぎ景気、デジャブ景気といった景気拡大期を経験しているものの、

<sup>†</sup> 本研究は、平成26年度一般財団法人 ゆうちょ財団からの研究助成を受け、その研究成果『「近年の流動性供給における金融商品価格に関する研究」『ゆうちょ資産研究—研究助成論文集—』（一般財団法人 ゆうちょ財団）第22巻、2015年、1-28ページ』に対して加筆修正を行ったものである。この場を借りて、一般財団法人 ゆうちょ財団に感謝申し上げたい。また、この成果を中京大学経済学論叢に公表することの許可を与えてくれたことに関しても併せて、感謝申し上げたい。本稿の説明は、英（2015）に負う所が多い。なお言うまでもなく、本稿のあり得るべき誤謬はすべて筆者の責任に帰するものである。

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

景気回復に対する実感がわかないという意見も聞かれた。それ程、かつてのバブル経済に対する認識が強かったのかもしれない。資産価格バブル経済の崩壊後、日本銀行は金融緩和政策として、基準金利である公定歩合（現基準割引率および基準貸付利率）の引き下げや政策金利である無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標水準の引き下げを数度実行し、その低下幅がかなり限られた時点の1990年代後半から2000年代前半にかけて、ゼロ金利政策（1999年2月から2000年8月まで）と量的緩和政策（2001年3月から2006年3月まで）を実行した。<sup>2</sup> 一連の金融緩和政策の目的は、デフレからの脱却と景気回復への打開である。<sup>3</sup> 2006年になると、ある程度実体経済の回復基調が観測され、企業金融が緩和方向にあること等から、先行きの経済・物価情勢において、物価が安定し、持続的な経済成長を実現する可能性が高いと判断でき、日本銀行は量的緩和政策を解除することとなった。その際、無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標水準は概ね0%に据え置いた。<sup>4</sup> しかし、その後、米国のサブプライム（住宅）ローンの不良債権化に端を発する世界的な金融危機が、米国や欧州を中心とした金融市場に高い流動性リスクや信用リスクを引き起こし、2008年9月のリーマン・ブラザーズの破綻で信用不安がさらに助長し、世界的な大不況を招くこととなった。<sup>5</sup> この金融危機を発端とした世界的な経済不況から脱却を図るため、世界主要先進国の中央銀行では矢継ぎ早に「非伝統的金融政策」と呼ばれる金融緩和政策を実行し、対応に追われた。むろん、日本経済も打撃を受け、日本銀行でも、無担保コールレート（オーバーナイト物）の目標水準の引き下げ、公開市場操作の頻度・規模の拡大、買入資産（Commercial Paper・社債等）の拡大といった金融緩和政策へと舵取りを行い、2010年10月には包括的金融緩和政策を開始し、その後、2013年4月からは量的・質的金融緩和政策といった金融緩和政策を実行している。なお、量的・質的金融緩和政策は2014年10月31日の政策委員会・金融政策決定会合において、マネタリーベース増加額の拡大、資

---

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

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

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

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

産買入れ額の拡大、長期国債買入れの平均残存年限の長期化が決まり、緩和政策の内容がさらに強化されることとなった。具体的な金融政策運営の流れに関しては表1に示してある。

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

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

本稿では、近年、日本で行われている金融緩和政策による効果を金融市場に着目して分析を行い、過去の研究との比較検証を行う。研究対象期間は上記の先行研究が設定していない、2006年から2015年までとし、最初に、日本の貨幣需要関数が安定的か、否かの検証と貨幣需要に対する金利弾力性の推定を行う。次に、市場に対する流動性供給の影響を考察する上で、グランジャーでの因果性や波及メカニズムに関する実証研究を行う。

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

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

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

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

表 1：金融政策運営の内容

日付	日銀当座預金 / マネタリーベース	長期国債
2001/3/19	量的緩和政策の開始 日銀当座預金残高目標の増加 (4兆円→5兆円程度)	量的緩和政策の開始 長期国債購入額の増加 (月4千億円)
2001/8/14	日銀当座預金残高目標の増加 (5兆円→6兆円)	長期国債購入額の増加 (月4千億円→月6千億円)
2001/9/18	日銀当座預金残高目標の増加 (6兆円→約6兆円)	-
2001/12/19	日銀当座預金残高目標の増加 (約6兆円→10-15兆円)	長期国債購入額の増加 (月6千億円→月8千億円)
2002/2/28	-	長期国債購入額の増加 (月8千億円→月1兆円)
2002/10/30	日銀当座預金残高目標の増加 (10-15兆円→15-20兆円)	長期国債購入額の増加 (月1兆円→月1.2兆円)
2003/4/30	日銀当座預金残高目標の増加 (17-22兆円→22-27兆円)	-
2003/5/20	日銀当座預金残高目標の増加 (22-27兆円→27-30兆円)	-
2003/10/10	日銀当座預金残高目標の増加 (27-30兆円→27-32兆円)	-
2004/1/20	日銀当座預金残高目標の増加 (27-32兆円→30-35兆円)	-
2006/3/9	量的緩和政策の解除	量的緩和政策の解除 (長期国債購入は据え置き)
2006/7/14	ゼロ金利政策の解除	-
2010/10/5	包括的金融緩和政策の開始	長期国債・国庫短期証券の買入3.5兆円程度
2013/4/4	量的・質的金融緩和政策の開始 マネタリーベースの増加 (約60-70兆円)	-
2014/10/31	量的・質的金融緩和政策の強化 マネタリーベースの増加 (約60-70兆円→約80兆円)	長期国債の保有残高が年間約50兆円 - 長期国債の保有残高が年間約80兆円 -

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

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

## II 先行研究の紹介

本節では、近年、日本銀行が大規模な金融緩和を通じて流動性を大量に供給したことによる金融商品への影響を検証した研究を紹介する。1995年後半以降、政策金利である無担保コールレート（オーバーナイト物）が1%水準を下回るほどの低金利政策時代

に突入し、その後、日本銀行はゼロ金利政策、量的金融緩和政策、包括的金融緩和政策、量的・質的金融緩和政策といった金融緩和政策を導入し、現在においても、量的・質的金融緩和政策が継続している。こうした低金利政策時代に入ると、日本経済が流動性の罍に陥っているか、否かの議論が起こり、もし、流動性の罍に陥っている場合には、貨幣供給を増大させる金融緩和政策を日本銀行が行ったとしても、その効果は限定的になることが予想される。<sup>10</sup> そのため、貨幣需要関数の推計に関する実証研究が着目され、流動性の罍に陥っているか、否かを検証する研究が行われている（Miyao, 2002; 藤木・渡邊, 2004; Bae et al, 2006; Maki and Kitasaka, 2006; 宮尾, 2006; Inagaki, 2009; Nakashima, 2009; Nakashima and Saito, 2012; 藤木, 2014; 英, 2015）。こうした貨幣需要関数の推計（貨幣需要に対する金利弾力性と所得弾力性の値の推定）に関する研究には、共和分分析の手法が用いられている。Bae et al. (2006) と Nakashima (2009) は非線形タイプの共和分分析、Inagaki (2009) と 藤木 (2014) は標準タイプの共和分分析、Maki and Kitasaka (2006) は閾値タイプの共和分分析、Nakashima and Saito (2012) は構造変化タイプの共和分を行っている。先行研究では、貨幣需要関数において共和分関係が支持され、低金利政策時代においても安定的であることが結論付けられている。これにより、貨幣と証券との区別がつかなくなり、人々が貨幣需要を決定できなくなるという状況に陥っていないことが確認できる。

2001年以降、無担保コールレート（オーバーナイト物）の水準がほぼゼロ%で推移しているため、金利を通じた政策効果には限界があり、大量の流動性を供給することとなった。量的緩和政策では、日銀当座預金残高目標の水準を2004年に30兆円から35兆円までに引き上げた後、その水準から目標水準を引き下げることのないまま解除を行った。日銀当座預金残高目標を引き上げる際には、長期国債の買い入れ増額、金融機関保有の株式買い入れや資産担保証券の買い入れ、手形買い入れ期間の延長を行うことで、市場に流動性を供給した。量的緩和政策解除後に起きたリーマン・ショックにより、日本銀行は再び、金融緩和策へと舵取りを行い、2010年10月に包括的金融緩和政策を実行し、無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標を下げ、長期国債の買い入れの増大、買い入れ対象国債の拡大、CP・社債の買い入れ、民間企業債務の適格担保範

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

囲の拡大（A 格以上から BBB 格以上）、金融機関保有株式買い入れ、企業金融支援特別オペレーションの拡充、固定金利方式の共通担保資金供給オペレーションの導入と拡充、成長基盤強化を支援するための資金供給を実施した。

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

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

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

本稿では、近年の流動性供給による金融商品価格の影響を考察する。対象とする金融

---

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

商品としては、国債（短期、長期）、株式、外国為替レートである。最初に、貨幣需要関数が成立しているか、否かに関して共和分分析を用いて検証する。先行研究では貨幣残高の変数として M1 を使用していることが多いが、本稿ではマネースtock 統計での M3 を使用する。2008 年 6 月に日本銀行ではマネーサプライ統計をマネースtock 統計へ変更し、通貨保有主体や各指標の通貨発行主体および金融商品の範囲の見直しが行われた。そうした要因に、ゆうちょ銀行が国内銀行として取り扱われるようになったことが関係する。統計変更後の貨幣需要関数の分析を行っている研究は筆者の検索した所、英（2015）が挙げられるが、それほど多くない。まずは、通貨発行主体にゆうちょ銀行が含まれ、金融商品に準通貨と CD を含む広義な貨幣を幾つかの名目金利との組み合わせで簡単に分析に用いることから始めることにした。<sup>12</sup> 宮尾（2006）では、M2+CD を使用した場合には、1990 年代以降の貨幣乗数の不安定化や銀行貸出の低迷等が不安定化を助長させ、共和分関係を強く支持しなくなったことを指摘している。そこで、2000 年以降のデータで広義な貨幣で分析を行うことで共和分関係を再検証することで、新たな知見が生じる可能性も有り、M3 を採用した。<sup>13</sup> 名目金利には、満期の違う無担保コールレートのオーバーナイト物、1 週間物、1 ヶ月物の 3 つを使用し、分析を試みる。対象期間は量的緩和政策・ゼロ金利政策が終了した 2006 年 8 月から直近のデータである 2015 年 5 月までとする。

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

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

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

### Ⅲ 実証分析

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

#### Ⅲ-1 貨幣需要関数の推計<sup>14</sup>

貨幣需要関数の推計に関しては、ケインズの流動性選好説に基づく（実質）貨幣需要関数を使用する。ケインズの流動性選好説では、貨幣の保有動機として、取引動機、予備的動機、投機的動機（資産動機）を考え、取引動機と予備的動機に基づく貨幣需要は所得の増加関数で、投機的動機に基づく貨幣需要は金利の減少関数として表現される。上記で紹介した貨幣需要関数の推計を行っている先行研究では全般的に、このタイプの関数を用いている。

以下は、貨幣供給と貨幣需要が均衡する式となっている。

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

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

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

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

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

14 英 (2015) の説明に負う所が大きい。

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

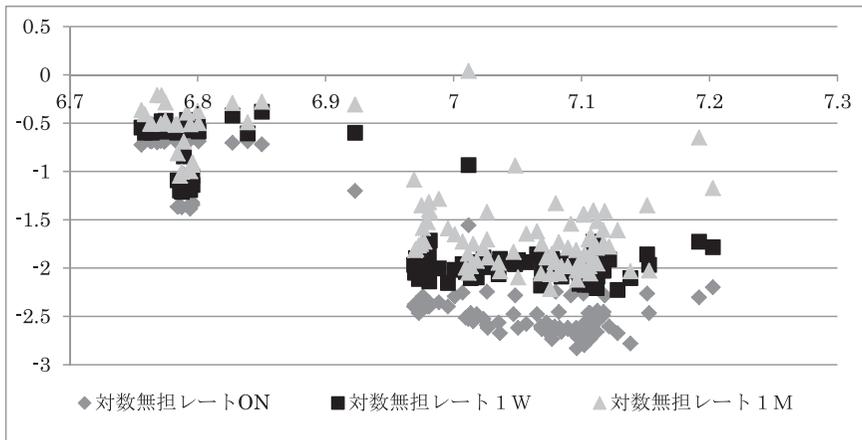


図1：散布図（実質貨幣残高と実質所得との差と名目金利の対数値）

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

出所：日本銀行

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

### Ⅲ-2 グランジャーの因果性による政策目標と金融変数との関係

グランジャーの因果性について以下で説明をする。グランジャーの因果性は、Granger（1969）によって提唱され、その後、Sims（1972）によって2変数間に関する予測の概念として定着した。<sup>17</sup> 本稿では、2変数（ $y_{1t}$ ,  $y_{2t}$ ）を使用したモデルで議論を行う。具体的なモデルは以下になる。

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

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

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

17 詳細は、Hamilton（1994）を参照。

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

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

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

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

である。

以上の条件から、 $y_{2t}$  から  $y_{1t}$  へのグランジヤーの因果性の検定に関する帰無仮説 ( $H_0$ ) と対立仮説 ( $H_A$ ) はそれぞれ、以下のように設定される。

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

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

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

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

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

グランジヤーの因果性の検証では金融政策と金融市場の関係を分析する。具体的には、金融緩和もしくは、金融引締が実行されたことの情報が短期から長期にかけての金利やその他の金融変数に対して影響を与えているかを検証する。ただし、グランジヤーの因果性では、あくまでも、ある変数が過去に変化し、その変化に関する情報が他の変数を予測する際に役立つかどうかという、予測精度の改善に役立つ変数であるか否かを検証することを目的としているため、当期の変数同士の関係を直接検証するのではない。そのため、かなり限定的な関係を検証することになるが、金融政策の操作目標と金融変数の関係を限定的とは言えども、予測精度という観点で考察することは可能である。 $y_{1t}$  を金融政策の操作目標の変数として、無担保コールレート(オーバーナイト物)、ベース・マネーを使用し、 $y_{2t}$  を金融市場の変数として、短期金利、長期金利、株価、外国為替レートを使用する。<sup>18</sup>

金融政策の操作目標を貨幣量にし、金融変数との関係をグランジヤーの因果性を用い

---

18 分析に使用する変数はすべて定常性を満たすように階差系列にする。

て、検証した研究として、本多他（2010）が挙げられる。本多他（2010）では日銀当座預金残高目標から株価に対し、グランジャーの因果性が支持される結果を提示している。貨幣量が株価に影響を与える株価チャネルの存在を示唆する内容となっている。

### Ⅲ-3 VAR モデルによる波及効果の検証

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

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

## Ⅳ データの説明

上記の分析で使用するデータの説明を行う。まず、対象とする期間は2006年8月から2015年5月までである。この期間は量的緩和政策（ゼロ金利）が解除された期間から直近までの期間となっている。<sup>19</sup> したがって、この間実行されている、包括的金融緩

---

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

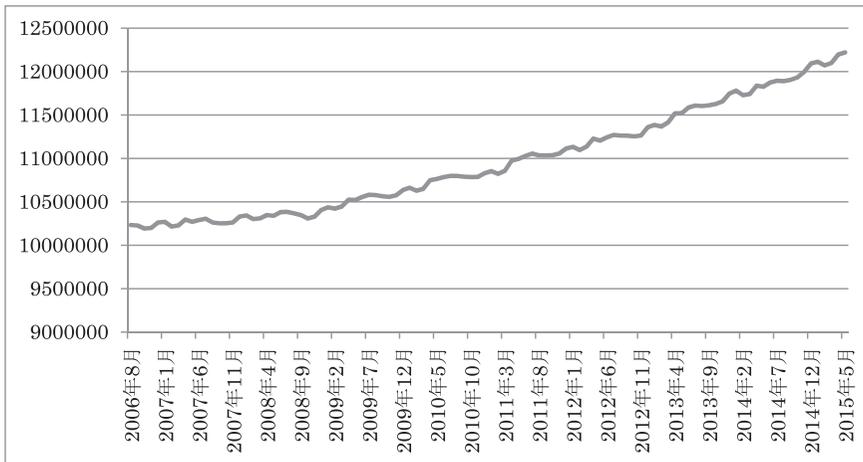
和政策と量的・質的金融緩和政策も含まれている。用いたデータは、名目貨幣残高にM3、ベース・マネー、一般物価水準に消費者物価指数（生鮮食品を除く。季節調整済み）、名目金利に無担保コールレート（オーバーナイト物）、無担保コールレート（1週間物）、無担保コールレート（1ヶ月物）、国債の短期金利（1年物）、国債の長期金利（10年物）、株価に東証株価指数、外国為替レートに東京市場におけるドル・円スポットレート（17時時点）、実質所得に鉱工業生産指数（季節調整済み）である。データの出所は、それぞれ、日本銀行(M3、ベース・マネー、各無担保コールレート、外国為替レート)、Thomson Reuters Datastream(国債の短期金利、国債の長期金利、東証株価指数)、総務省（消費者物価指数）、経済産業省（鉱工業生産指数）である。

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

---

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

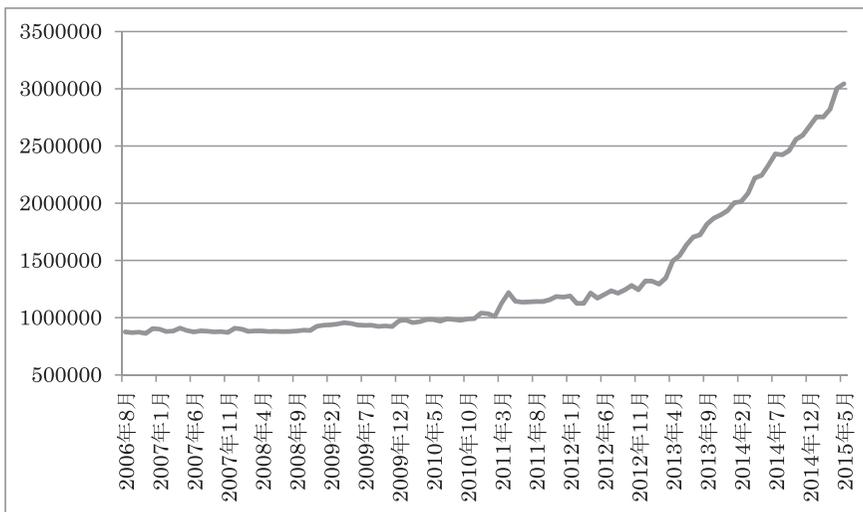
21 2014年4月に消費税（消費税と地方消費税）を5%から8%へと引き上げた影響により、2%程度消費者物価指数の推移に影響を与えたと考えられる。



注：単位は億円である。

出所：日本銀行

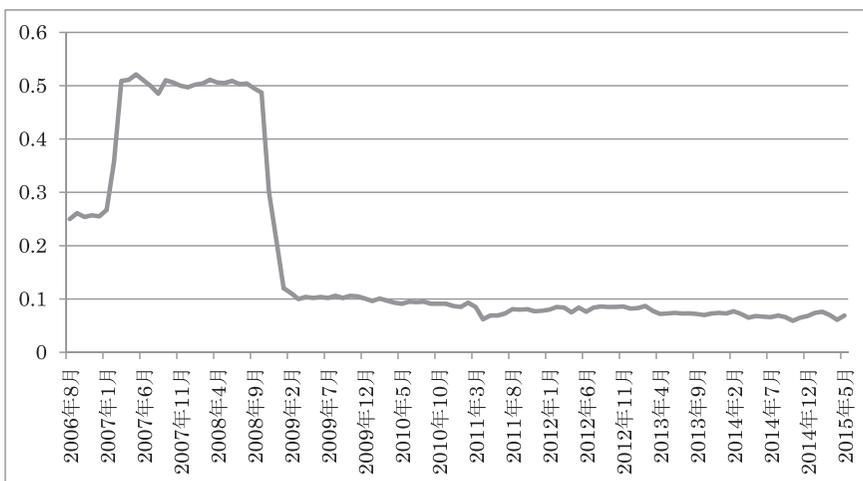
図2：M3の推移



注：単位は億円である。

出所：日本銀行

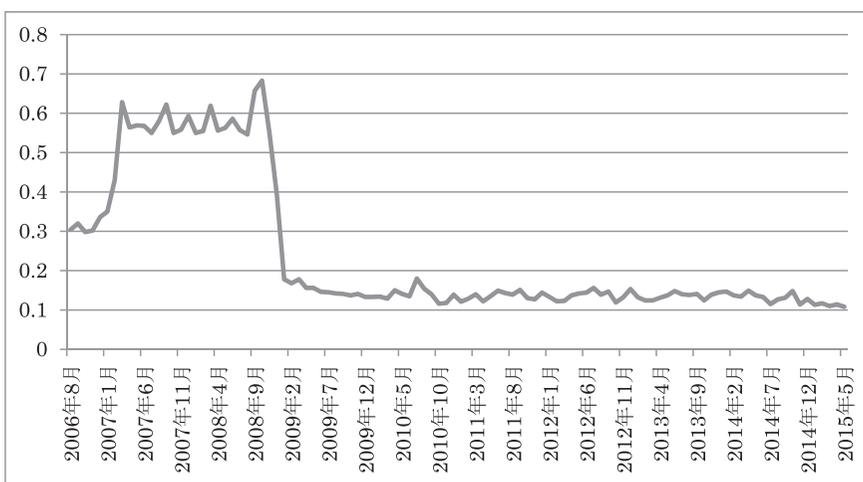
図3：ベース・マネーの推移



注：単位は % である。

出所：日本銀行

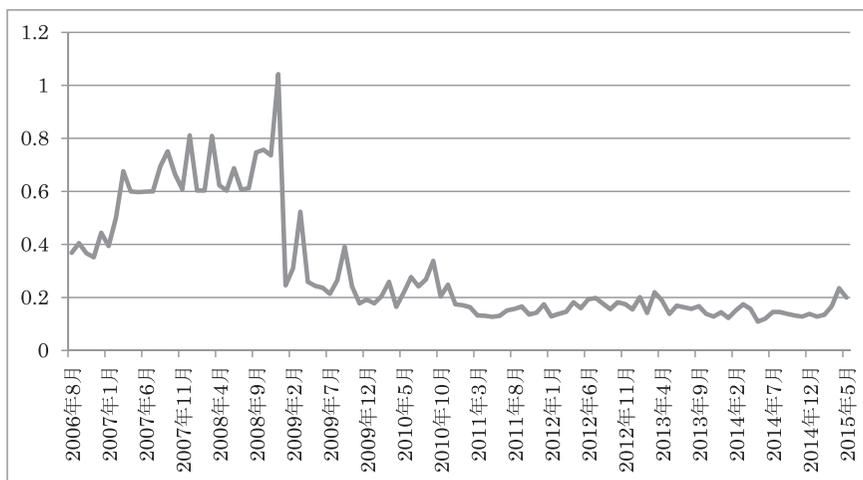
図4：無担保コールレート（オーバーナイト物）の推移



注：単位は % である。

出所：日本銀行

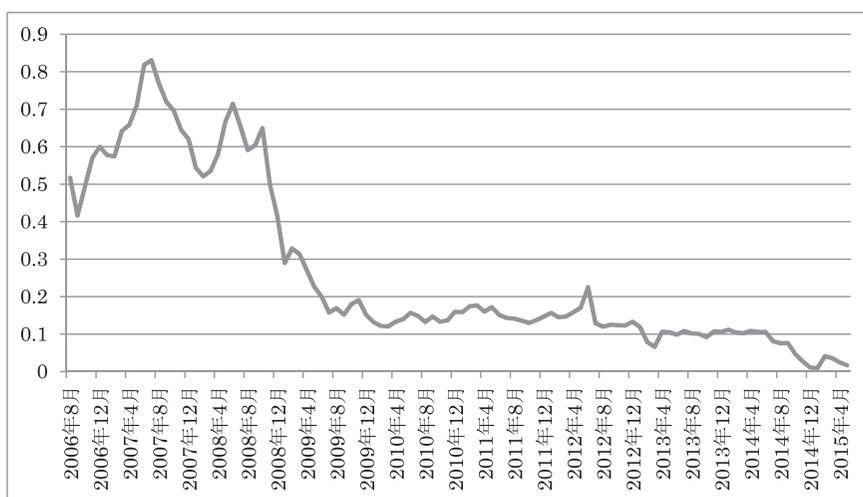
図5：無担保コールレート（1週間物）の推移



注：単位は % である。

出所：日本銀行

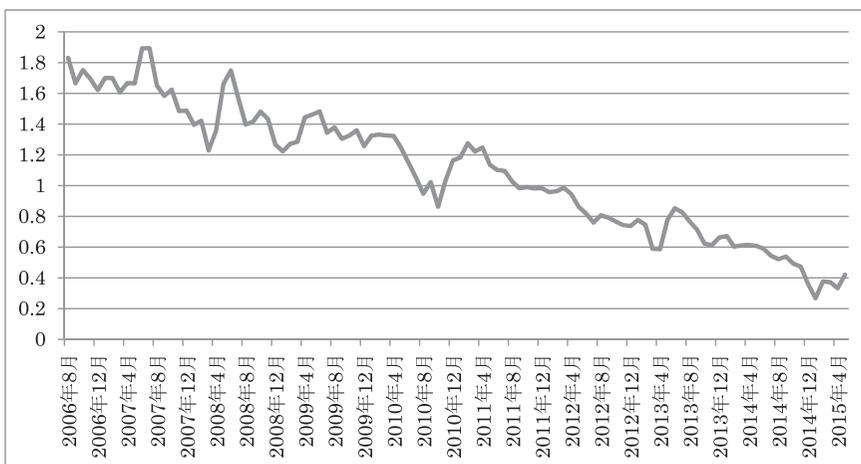
図6：無担保コールレート（1ヶ月物）の推移



注：単位は % である。

出所：Thomson Reuters Datastream

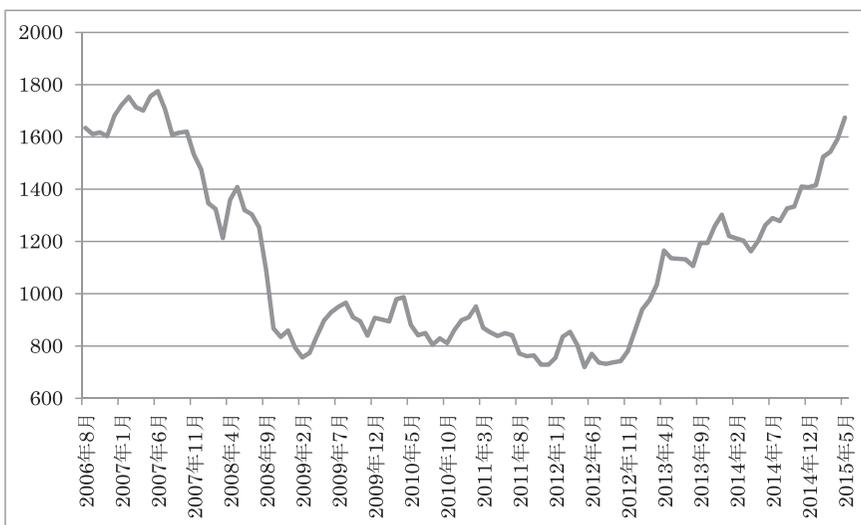
図7：国債金利（1年物）の推移



注：単位は % である。

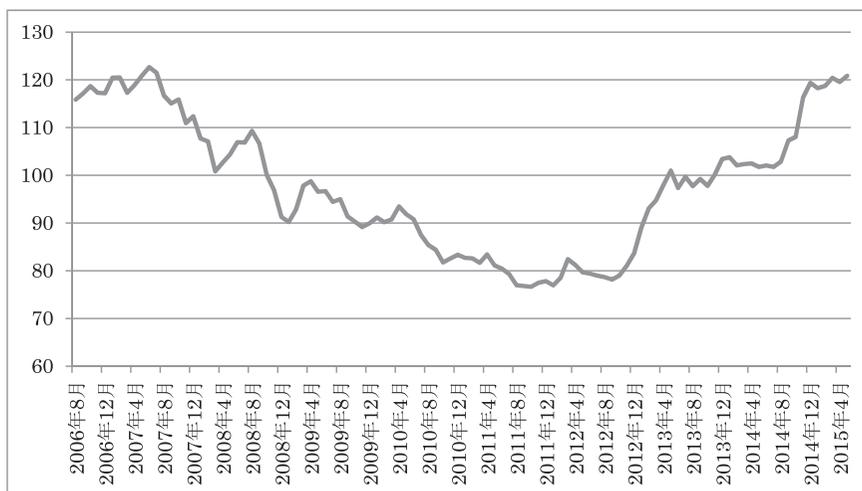
出所：Thomson Reuters Datastream

図 8：国債金利（10年物）の推移



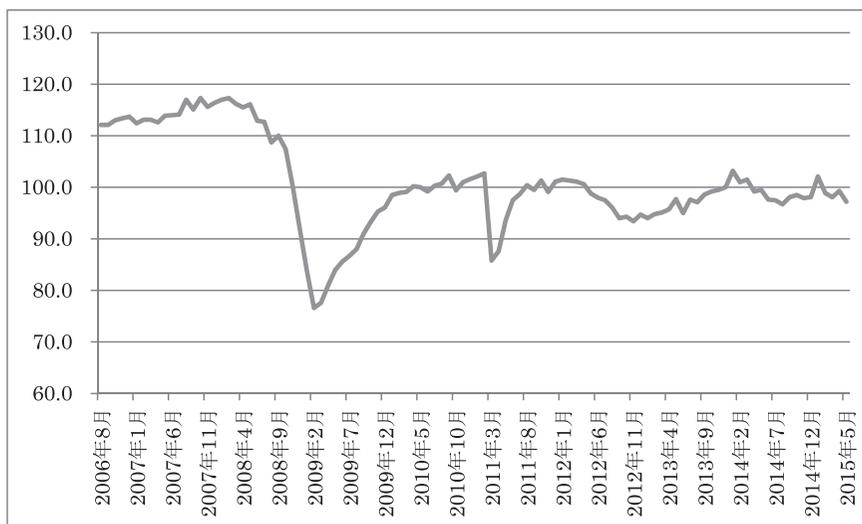
出所：Thomson Reuters Datastream

図 9：東証株価指数の推移



出所：日本銀行

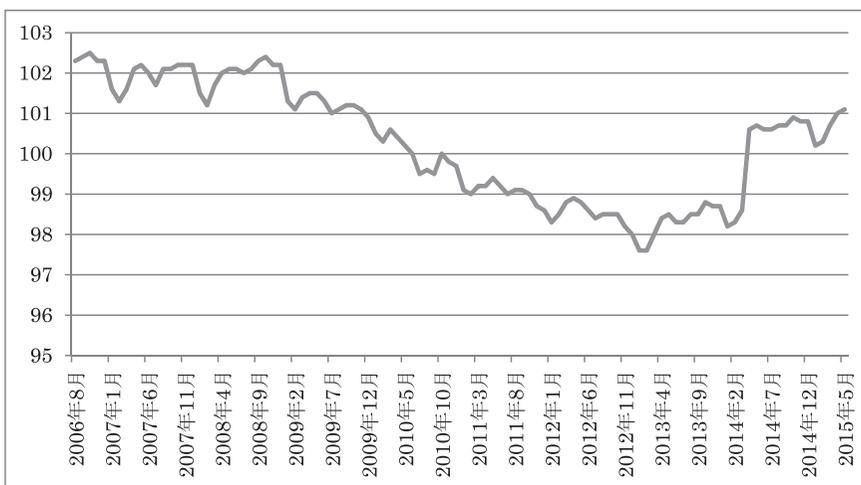
図10：ドル・円スポットレートの推移



注：季節調整済みである。

出所：経済産業省

図11：鋁工業生産指数の推移



注：季節調整済みである。

出所：総務省

図12：消費者物価指数の推移

## V 分析結果

### V-1 貨幣需要関数の推計

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

各変数が上記の単位根検定により、 $I(1)$ 変数であることが確認されたので、次の

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

ステップとして、共和分関係の検証へと進んだ。共和分検定には、Johansen (1988)、Johansen and Juselius (1990) の手法であるトレース検定を使用した。<sup>23</sup> ラグ回数に関しては、AIC を使用し、その際の最大ラグ回数は6と設定した。各名目金利の組合せによる共和分検定の結果は表3に示されている。表3から分かるように、共和分関係がどの組合せにおいても支持され、1個の共和分ベクトルが存在することとなった。よって、貨幣としてM3、名目金利として無担保コールレート（オーバーナイト物）、無担保コールレート（1週間物）、無担保コールレート（1ヶ月物）のそれぞれで、昨今の日本の貨幣需要関数を検証した結果、長期的に安定した関係が確認された。これは、低金利政策下の貨幣需要関数を検証している先行研究とほぼ同じ結果である。量的緩和政策が解除され、リーマン・ブラザーズの破綻により、世界的な金融・経済危機が発生した後に採用された、包括的金融緩和政策、量的・質的金融緩和政策といった名目金利がほぼ0%水準で推移している状況下のデータを用いたとしても、貨幣の需給一致関係が満たされていることを示すことができた。

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

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

---

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

## V-2 グランジャーの因果性による政策目標と金融変数との関係

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

表2：単位根検定

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

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

臨界値表は MacKinnon (1996) から引用である。

1% level -3.50

5% level -2.89

\*\*は1%水準で統計的有意、\*は5%水準で統計的有意を示している。

表3：共和分検定

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

注：Johansen (1988)、Johansen and Juselius (1990) によって提唱された共和分検定の結果を報告している。r は共和分共和分ベクトルの数を示す。

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

\*\*は1%水準で統計的有意、\*は5%水準で統計的有意を示している。

表4：共和分ベクトルの推計

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

注：( ) 内は p 値である。

\*\*は1%水準で統計的有意、\*は5%水準で統計的有意を示している。

を有していないという帰無仮説に対して検証している。

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

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

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

### V-3 VARモデルによる波及効果の検証

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

表5：グランジャーの因果性検定

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

注：表の数値はグランジャー因果性検定のp値である。

での累積)、点線の上下は2標準誤差の幅の信頼区間である。なお、分析に使用した変数は全て階差を取っている。

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

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

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

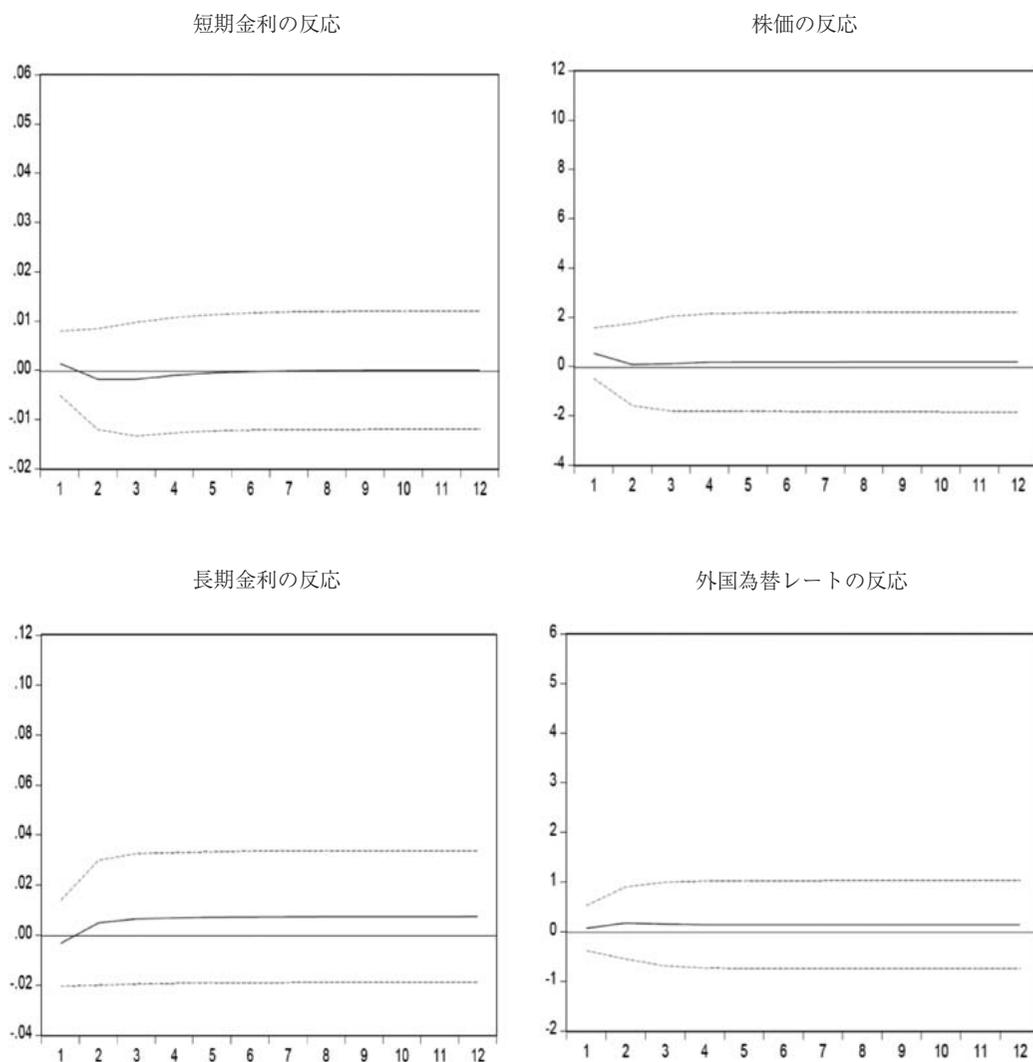


図13：ベース・マネーショックに対するインパルス応答関数

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

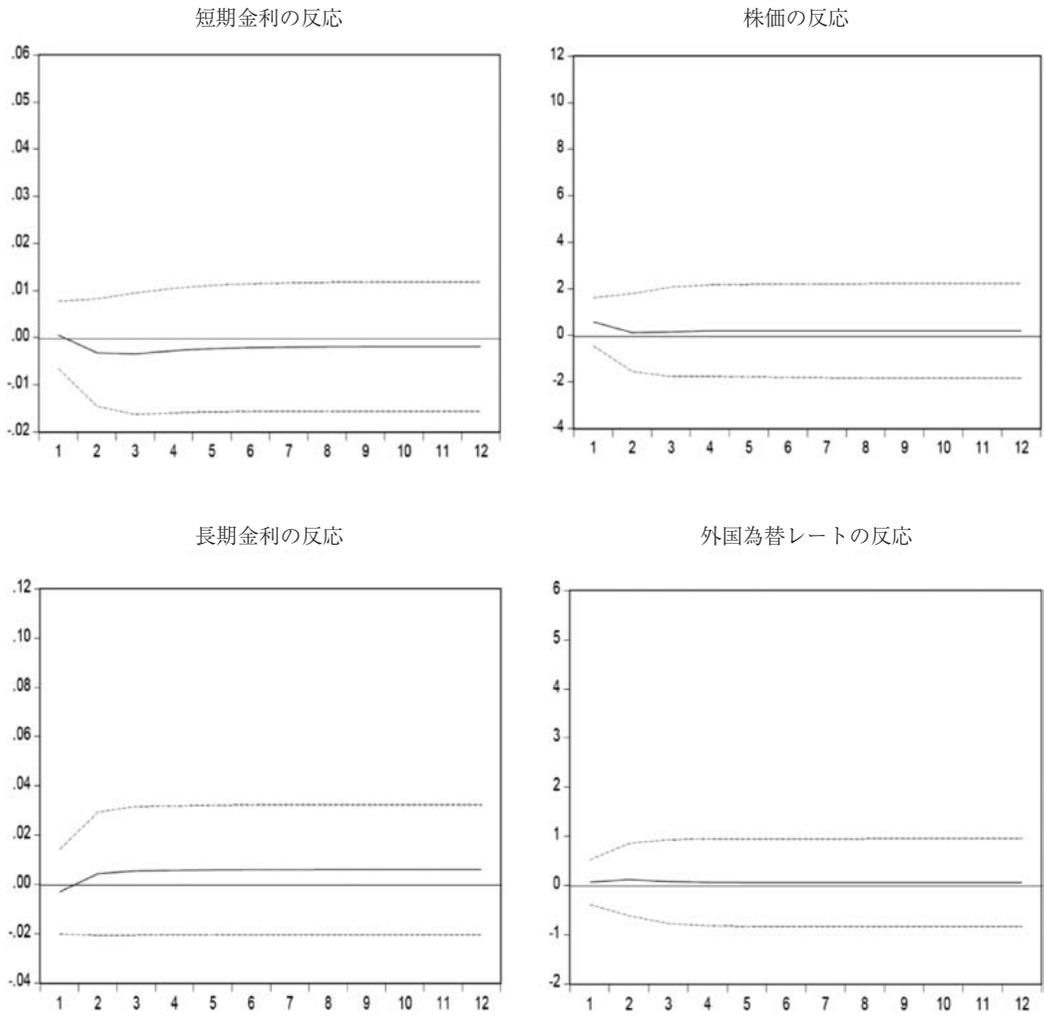


図14：ベース・マネーショックに対するインパルス応答関数

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

## Ⅵ まとめ

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

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

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

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

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

## 参考文献

- [1] 鶴飼博史「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」『金融研究』（日本銀行金融研究所）第25巻第3号，2006年，1-54ページ。
- [2] 竹田陽介・小巻泰之・矢島康次『期待形成の異質性とマクロ経済政策：経済主体

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

- [17] Dickey, D. and Fuller, W.A. (1979) Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of American Statistical Society*, Vol. 74, No.366, PP. 427-431.
- [18] Granger, C.W.J., (1969) Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods, *Econometrica*, Vol.37, No.3, PP. 424-438.
- [19] Hamilton, J.D., (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [20] Inagaki, K., (2009) Estimating the Interest Rate Semi-Elasticity of the Demand for Money in Low Interest Rate Environments, *Economic Modelling*, Vol.26, Issue 1, PP. 147-154.
- [21] Johansen, S., (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, Issue 2-3, PP. 231-254.
- [22] Johansen, S. and Juselius, K., (1990) Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, Issue 2, PP. 169-210.
- [23] Lucas, Jr., R.E., (1988) Money Demand in the United States : A Quantitative Review, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.29, PP. 137-168.
- [24] Maki, D. and Kitasaka, S., (2006) The Equilibrium Relationship among Money, Income, Prices, and Interest Rates : Evidence from a Threshold Cointegration Test, *Applied Economics*, Vol.38, Issue 13, PP. 1585-1592.
- [25] Miyao, R., (2002) Liquidity Traps and the Stability of Money Demand : Is Japan Really Trapped at the Zero Bound?, RIEB Discussion Paper No.127, Kobe University.
- [26] Nakashima, K., (2009) An Extremely-Low-Interest-Rate Policy and the Shape of the Japanese Money Demand Function : A Nonlinear Cointegration Approach, *Macroeconomic Dynamics*, Vol.13, Issue 05, PP. 553-579.
- [27] Nakashima, K. and Saito, M., (2012) On the Comparison of Alternative Specifications for Money Demand: The Case of Extremely Low-interest Rate Regimes in Japan, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.26, Issue 3, PP. 454-471.
- [28] Saikkonen, P., (1991) Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions, *Econometric Theory*, Vol.7, Issue 01, PP. 1-21.
- [29] Sims C.A., (1972) Money, Income, and Causality, *The American Economic Review*, Vol.62, No.4, PP. 540-552.
- [30] Stock, J.H. and Watson, M.W., (1993) A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in

Higher Order Integrated Systems, *Econometrica*, Vol.61, No.4, PP. 783-820.

- [31] Svensson, L., (2005) Monetary Policy and Japan's Liquidity Trap, ESRI 国際カンファレンス:「日本経済の持続的成長のための政策選択」, 内閣府 経済社会総合研究所, 2005年9月