

近年の期待インフレ率と流動性供給に関する研究

英 邦 広[†]

I はじめに

2016年1月28日、29日に開催された政策委員会の金融政策決定会合にて、日本銀行は、「マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策」¹⁾の導入を決定し、その数ヶ月後の9月20日、21日に開催された政策委員会の金融政策決定会合にて、「長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策」の導入を決定した。こうした一連の金融緩和政策は日本銀行が目標に掲げている2%の物価安定を早期に実現させるための政策手段として始めて日本で導入された。長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策はマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を強化させるための政策であり、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策開始から現在(=2018年1月11日)に至るまでマイナス金利政策が継続されている。マイナス金利政策は、デンマーク(2012年7月、2014年9月)、スイス(2014年12月)、ユーロ圏(2014年6月)、スウェーデン(2015年2月)といった欧州地域ではすでに導入されている政策である。これらの国々では国内景気を回復させることを主としていたのではなく、自国通貨高を防ぐことを主として導入している。こうした過去に導入したことの無い金融緩和政策を日本銀行が導入してきたのは今回が初めてではない。資産価格バブル経済崩壊後、日本銀行は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、短期金利の水準をほぼ0%近くまで低下させ、その低下幅がほとんど残されていない時点の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

†) 筆者は中京大学経済研究所の研究員でもある。本研究はJSPS科研費『非伝統的金融政策実施による所得・消費格差に関する研究』(16K17149)、『金融政策正常化を規定する社会経済的要因を考慮したマクロ経済分析：理論・実証・歴史』(16H03618)の助成を受けている。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) マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策とは、民間の金融機関が保有する日本銀行当座預金残高に-0.1%の金利を適用する金融政策である。-0.1%の金利が適用されるのは日本銀行当座預金残高の一部であり、その他に、+0.1%の金利、0%の金利がそれぞれ日本銀行当座預金残高に適用される。より詳細に説明すると、基礎残高に+0.1%の金利、マクロ加算残高に0%の金利、政策金利残高に-0%の金利が適用され、適用開始時期は、2016年2月16日からである。

年8月まで)と量的緩和政策(2001年3月から2006年3月まで)を実行した²⁾。ゼロ金利政策と量的緩和政策は過去に前例がなく、世界に先駆けて日本銀行が採用した金融政策であった。通常の金融政策(伝統的な金融政策)では短期金利を変更させることで金融緩和や金融引締を行うが、金利がゼロ制約に陥っている状態では通常の金融政策が行えないため、資産効果を通じた波及メカニズムに期待することになる。こうした伝統的な金融緩和政策が行えなく、流動性供給による効果に頼る政策のことを、一般的に「非伝統的な金融政策」という。非伝統的な金融政策は3つに分類される。1つ目は、将来の予想短期金利の経路や将来の金融政策に関する市場の予想をコントロールする、「時間軸政策」である。2つ目は、中央銀行のバランスシートの規模を拡大する、「量的緩和政策」である。3つ目は、中央銀行が特定のリスク資産を購入する、「信用緩和政策」である。

日本銀行は2006年になると、先行き経済・物価情勢において、物価の安定や持続的な経済成長が見込めると判断し、量的緩和政策を解除することとなった。しかし、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・経済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、さらに、2008年9月のリーマン・ブラザーズの破綻が起きたことで信用不安がより一層助長されることとなった。その結果として、世界的な大不況を招くこととなり、再度、日本銀行は金融緩和政策へと舵取りを行う必要が出てきた³⁾。2010年10月には包括的な金融緩和政策、2013年4月には量的・質的金融緩和政策、2016年1月にはマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策、2016年9月には長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策の導入が決定された。1990年代初頭に資産価格バブル経済が崩壊し、政府による経済対策や日本銀行による金融緩和政策が実行されてきたものの、好景気が実感できるほどの回復を見せているとは言えない⁴⁾。

短期金利の低水準下での金融緩和政策の有効性に関して、「流動性の罠」の問題がある⁵⁾。

2) 商業手形割引歩合ならびに国債、特に指定する債券または商業手形に準ずる手形を担保とする貸付利子歩合に関しては、1995年9月に0.5%まで引き下げられることとなった。

3) 米国のサブプライム(住宅)ローンの不良債権化の仕組みやそれに端を発する世界的な金融・経済危機、そしてその後の各国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、欧米の非伝統的な金融政策の政策効果の検証も行っている。

4) 長い平成不況に対して「失われた10年」、現在では、「失われた20年」とも表現されるようになった。バブル経済崩壊後から現在にかけて、IT景気、いざなぎ景気、デジャブ景気といった景気拡大期を経験しているものの、景気回復に対する実感がわかないという意見も聞かれたが、2012年12月以降の景気対策(アベノミクス)により、2013年以降、円安誘導や株価の上昇などにより、やや景気回復の兆しが出てきているとの意見も聞かれる。

5) IS-LM分析で流動性の罠に陥っている場合には、貨幣供給量を増加させる金融政策は国民所得水準(GDP)を増加させることはできず、貨幣需要を無限大に増加させることになる。そこで、金融政策を実行するのではなく、財政政策を実行することが有効的な景気刺激策となる。ただし、当時の日本では財政赤字が累積されていることもあり、金融緩和と政策手段が主に選択されることとなっていた。IS-LMモデルでの分析と同じことが、IS-MPモデルでの分析においてもいえる。しかし、財政赤字が大きく累積している場合には、➤

流動性の罠に陥っている状態、ここでは名目金利が0%である場合、フィッシャー方程式から、実質金利が負の期待インフレ率と等しくなる⁶⁾。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ていたと考えられる。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た。Krugman教授は日本経済が不況から脱するため期待に働きかける政策が有効であると最初に述べた人物である。Krugman教授の主張は正のインフレ期待を起こし、負の均衡実質利子率を達成させることである⁷⁾。また、Svensson教授は、流動性の罠から脱出する方法として、物価水準目標を導入することや物価水準目標が達成されるまでの間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⁸⁾。日本銀行ではこうした考え方を踏襲し、市場に大量の資金を溢れさせることでデフレから脱却することができ、それが日本経済の回復・成長やインフレの実現につながると信じ流動性供給を通じた金融緩和を継続している。

本稿では、近年、日本銀行が市場に大量の流動性を供給することでインフレ期待を醸し出す効果が得られているのか、いないのかを計量経済学的手法を用いて検証する。研究対象期間は量的緩和政策が開始された2004年から直近のデータが入手できる2016年までとする。最初に、期待インフレ率とマネタリーベースの関係をグランジャーでの因果性検定を用いて検証する。次に、マネタリーベースの増加から期待インフレ率への波及メカニズムを分析するために、インパルス応答関数を用いて検証する。

本稿の構成は以下のとおりである。Ⅱ節で、主要な先行研究とそれに関係する内容を説明する。Ⅲ節で、グランジャーでの因果性検証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う。Ⅳ節で、分析に用いるデータの説明を行う。Ⅴ節で、分析結果の解釈と政策インプリケーションを説明する。Ⅵ節でまとめとする。

Ⅱ 先行研究の紹介

1990年代後半から2000年代初めにかけて、日本において流動性の罠に陥っているか、否かの

、非ケインズ効果により、財政政策の効果が限定的になる。1990年代後半以降の日本で流動性の罠に関する研究と貨幣需要に対する金利弾力性の値の大きさを推計する研究としていくつか存在する (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)。全般的に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) を行う研究には、共和分分析の手法が用いられている。

6) フィッシャー方程式とは、実質金利 = 名目金利 - 期待インフレ率であり、名目金利が0%であれば、実質金利 = -期待インフレ率となる。

7) Krugman (1998a, 1998b) を参照。

8) 詳細に関しては、Svensson (2005) 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。

議論が起こり、もし、流動性の罠に陥っている場合には、貨幣供給を増大させる金融緩和政策を日本銀行が行ったとしても、その効果は限定的になることが予想される。当時、政策金利である無担保コールレート（オーバーナイト物）の水準はほぼ0%までに引き下げられ、名目の短期金利が非負制約に陥っていた。これにより、伝統的な金融緩和政策では景気刺激策になりにくく、さらに、財政赤字も膨らみ、財政政策による効果も期待できない状況であった。こうした中、景気改善策として、より一層の金融緩和を行い、景気回復を実現するための手法として、非伝統的金融政策が模索されることとなった。

以下では、名目の短期金利が0%水準までに低下した場合の最適金融政策に関する研究を紹介する。Krugman (1998a, 2000), Woodford (1999a, 1999b), Reifschneider and Williams (2000) は中央銀行が将来の金融緩和を約束し、それによって現時点のインフレ期待を高め、名目の長期金利を低下させることを提唱している⁹⁾。Krugman (1998a, 2000) では貯蓄超過を是正するために、短期の名目金利を0%にし、インフレ期待を十分に高くすることで、実質自然利子率と等しくなる実質金利を実現させることの必要性を述べている。また、15年間にわたり年率4%のインフレ率を続けることで流動性の罠から脱出できるとも述べている。そのためには、ある程度大量の資金を供給し続けなければならないと主張している。Woodford (1999a) では自然利子率が低下するショックが1期であったとしても、短期金利の低下をある程度継続する公約を中央銀行が行うことが最適であることを示している。Woodford (1999b) では0%の金利水準を一定期間継続すると公約することの重要性を示している。Reifschneider and Williams (2000) ではゼロ金利下での金融政策ルールとして、拡張版テイラールールを提示している。拡張版テイラールールではモデルから計算される金利水準が0%を下回る状況になった時に、その水準の累積値を計算しておき、景気回復し、ゼロ金利から抜け出すことができた時に金利を上昇させるのではなく、その累積値分だけ下落させておくという考え方である。上記と関連し、量的緩和政策の効果を研究する論文もいくつか存在する (Clouse et al, 2003; Eggertsson and Woodford, 2003; Bernanke and Reinhart, 2004; Bernanke, et al, 2004; Curdia and Woodford, 2011)。Eggertsson and Woodford (2003) とCurdia and Woodford (2011) は量的緩和政策に対して懐疑的見解を持ち、Clouse et al (2003), Bernanke and Reinhart (2004), Bernanke, et al (2004) は名目の短期金利が0%であったとしても、マネタリーベースを増加させる政策に効果があると主張している。これらは相反する結果となっている。これらの結果に対し、本多他 (2010) や本多・立花 (2011) ではインパルス応答関数の手法を用いて株価チャネルの存在を肯定しているものの、インフレ期待に対する分析は行われていない。そのため、インフレ期待という観点から政策効果があるのかを本稿では検証することにする。また、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

9) 渡辺 (2000) とJung, et al. (2005) は最適解の歴史依存性に着目して流動性の罠に陥っている場合の政策分析を行い、日本銀行のコミットメント政策に関する評価も行っている。

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」が存在することも列挙しておく¹⁰⁾。

2000年以降の日本の貨幣量と物価の関係に関して、英（2015）ではフィッシャーの交換方程式を用いて、貨幣残高を増大させても、貨幣流通速度の下落により、物価上昇につながらなかったことを指摘している。貨幣量と物価の関係に関しては長く議論されてきている問題であり、いくつかの先行研究が存在する（Lucas, 1980; Friedman and Schwartz, 1982; McCandless and Weber, 1995; Gerlach and Svensson, 2003; Gali. et al, 2004; Surico, 2009）。Gerlach and Svensson（2003）とGali. et al,（2004）では国内の貨幣量の変化は国内のインフレを予想するのに適していないと指摘している。Surico（2009）では、Gerlach and Svensson（2003）とGali. et al,（2004）が指摘している問題に対し、米国のインフレ期待とG7の貨幣量から作成した流動性を用いて貨幣量と物価の関係を検証した結果、グローバルな流動性は米国のインフレ期待に影響を与えることを報告している。本稿では、日本国内のインフレ期待と日本国内の貨幣量との関係を検証することで、先行研究で指摘されていることが日本でも成立するかを分析すると同時に、日本銀行が市中に大量の資金を供給したことの効果がインフレ期待につながったかを分析する。

Ⅲ 実証分析

日本銀行はゼロ金利政策、量的金融緩和政策、包括的な金融緩和政策、量的・質的金融緩和政策、マイナス金利付き量的・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、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策を強化する形で長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策を実行している¹¹⁾。2006年の量的緩和政策採用時には操作目標を従来の無担保コールレート（オーバーナイト物）から日銀当座預金に変更し市場に大量の流動性を供給した。また、2013年の量的・質的金融緩和政策時には、操作目標をマネタリーベースに変更し、市場に大量の流動性を供給した。こうした資金供給により、期待インフレ率に対してどのような効果があったのかを時系列モデルを用いて分析する。

具体的には、1節目でグランジャーの因果性検定を用いて期待インフレ率とマネタリーベースの関係を検証する。2節目では、期待インフレ率、マネタリーベース、輸出、GDP、為替レートの変数を利用して、金融政策ショック（マネタリーベースショック）やその他の変数の

10) この効果に関する研究として、竹田他（2005）、鶴飼（2006）、福田（2010）、本多他（2010）、英（2011）、本多・立花（2011）を参照。

11) 長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策には、金融市場調節によって長期金利と短期金利の操作や調整を行う「イールドカーブ・コントロール」と消費者物価指数の上昇率が安定的に2%を超えるまで、マネタリーベースの供給を継続する「オーバーシュート型コミットメント」の2つの要素が含まれている。

ショックに対する各変数の反応をVARモデルによるインパルス応答関数を用いて検証する。

Ⅲ-1 グランジャーの因果性検定による分析

グランジャーの因果性検定は、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もしくは、予想の概念として定着した¹²⁾。以下では、2変数 (x_{1t}, x_{2t}) を用いたモデルで解説する。モデルは以下のVAR (p) となる。

$$x_{1,t} = c_{1,0} + \sum_{k=1}^p \varphi_{1,1}(k)x_{1,t-k} + \sum_{k=1}^p \varphi_{1,2}(k)x_{2,t-k} + e_{1,t} \quad (3)$$

$$x_{2,t} = c_{2,0} + \sum_{k=1}^p \varphi_{2,1}(k)x_{1,t-k} + \sum_{k=1}^p \varphi_{2,2}(k)x_{2,t-k} + e_{2,t} \quad (4)$$

(3) 式と (4) 式の $c_{1,0}$ と $c_{2,0}$ は定数項、 $e_{1,t}$ と $e_{2,t}$ は誤差項を意味する。

(3) 式において、 $x_{2,t}$ 変数から $x_{1,t}$ 変数へのグランジャーの因果性が存在しないための条件として、

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

が考えられる。また、(4) 式からも同様に、 $x_{1,t}$ 変数から $x_{2,t}$ 変数へのグランジャーの因果性が存在しないための条件として、

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

が考えられる。

上記の条件から、 $x_{2,t}$ 変数から $x_{1,t}$ 変数へのグランジャーの因果性の検定に関する帰無仮説 (H_0) と対立仮説 (H_A) は以下のように設定されることになる。

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

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

同様に、 $x_{1,t}$ 変数から $x_{2,t}$ 変数へのグランジャーの因果性の検定に関する帰無仮説と対立仮説に関しても以下のように設定されることになる。

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

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

グランジャーの因果性検定を用いて、期待インフレ率とマネタリーベースの関係を分析する。具体的には、マネタリーベースの変化が起きたことの情報が期待インフレ率の予測に対して影響を与えているか、否かを検証する。グランジャーの因果性検定ではある変数が変化し、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

12) 詳細な内容は、Hamilton (1994) を参照。

変数であるか、否かを検証することを目的としている。そのため、当期の変数間の関係を直接検証する手法ではない。したがって、かなり限定的な変数間の関係を検証することになる。しかし、日本銀行は非伝統的金融緩和政策を採用・継続することによって市場に流動性を大量に供給し、それを通じて期待インフレ率を上昇させることを目標としていたため、限定的とはいえ、予測精度という観点で考察することに意味がある。 $x_{1,t}$ に期待インフレ率の変数として、物価の見通しの推移（二人以上の世帯、原数値）、物価の見通しの推移（単身世帯、原数値）、物価の見通しの推移（総世帯、原数値）を使用し、 $x_{2,t}$ にマネタリーベースを使用する¹³⁾。

金融政策の操作目標を貨幣量にし、金融変数との関係をグランジャーの因果性の検定を用いた研究論文として、本多他（2010）がある。本多他（2010）では量的緩和政策の検証を目的としているため、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か、否かの検証を行っている。実証分析の結果、日銀当座預金残高目標が株価に影響を与える株価チャネルの存在を報告している。

Ⅲ-2 VARモデルによる波及効果の検証

VARモデルによるインパルス応答関数の分析では、近年、大量の流動性が供給されている金融緩和政策が期待インフレ率に対してどのような影響を及ぼしているか、波及メカニズムの観点から考察する。モデルに含まれる変数として、期待インフレ率、マネタリーベース、為替レート、GDP、輸出を選択する。上記の変数は金融政策の効果を測定する分析には必要な変数である。マネタリーベースの変化がそれぞれの変数に与える経路に焦点をあて、議論する。また、識別制約は変数の順番によって結果が異ならないように、Pesaran and Shin（1998）を用いる。本多他（2010）では外生性の順番として、鉱工業生産指数、消費者物価指数、日銀当座預金残高目標、金融変数であるが、本研究では変数の順番に依存しない手法を用いることで、変数の順番を入れ替えて結果が変わることに対応する。

Ⅳ データの説明

上記の分析（Ⅲ-1とⅢ-2）で用いるデータの説明を以下で行う。まず、分析対象とする期間は2004年第2四半期から2016年第1四半期までである。この期間中には、量的緩和政策、包括的な金融緩和政策、量的・質的金融緩和政策、マイナス金利付き量的・質的金融緩和政策、長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策が開始、解除、実施中の期間となっている¹⁴⁾。本来で

13) 分析に使用する変数の詳細は、Ⅳ データの説明の箇所でも説明する。

14) 日本銀行は量的緩和政策を2006年3月に解除したが、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、0%水準のままに据え置いた。2006年7月に政策金利の誘導目標水準を0.25%水準に定め、政策金利の水準を引き上げたことで、ゼロ金利政策からの脱却を図った。

あるのなら、量的緩和政策が開始された時期（2001年第2四半期）からのデータを利用することが望ましいのだが、期待インフレ率を作成する際の基のデータとなる物価の見通しの推移が公表され始めたのが、2004年第2四半期からであるため、データ利用の制限上、この時期からの分析となっている。

使用したデータは、期待インフレ率に物価の見通しの推移（二人以上の世帯、原数値）、物価の見通しの推移（単身世帯、原数値）、物価の見通しの推移（総世帯、原数値）であり、これらを分析に適用できるように加工した¹⁵⁾。その他に使用したデータとして、マネタリーベース、輸出、GDP、外国為替レート（ドル・円スポットレート）がある。データの出所は、それぞれ、日本銀行（マネタリーベース、外国為替レート）と内閣府（物価の見通しの推移、輸出、GDP）である。なお、分析する際には、変数における定常性の仮定を満たすために、マネタリーベース、輸出、GDP、外国為替レートにおいて変化率表示にする。

分析に使用した物価の見通しの推移（二人以上の世帯、原数値）、物価の見通しの推移（単身世帯、原数値）、物価の見通しの推移（総世帯、原数値）、マネタリーベース、輸出、GDP、為替レートを図1から図6までに示す。物価の見通しの推移（二人以上の世帯）、物価の見通しの推移（単身世帯）、物価の見通しの推移（総世帯）は同じ様に推移し、2007年から2008年にかけて上昇しているものの、リーマン・ブラザーズが破綻した2008年から2009年にかけて世界的な金融・経済危機の影響で顕著に下落している。2008年以降はまた上昇傾向を示している¹⁶⁾。マネタリーベースは量的緩和政策が解除されたことでマイナス方向に大きく推移しているものの、それ以降ではプラス方向に推移している傾向が強い。輸出はリーマン・ブラザーズの破綻による金融・経済危機と2011年に起きた東日本大震災による供給能力の低下を比較した場合、金融・経済危機による落ち込みの方がより顕著になっている。GDP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、東日本大震災により、再び下落、その後、上昇といった特徴が表れている。外国為替レートは2012年と2014年に増価している。

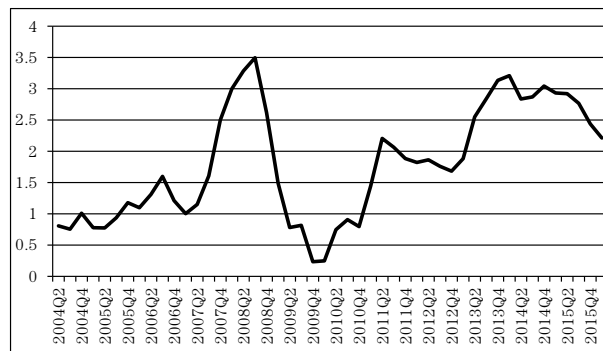
上記では簡便な方法で、物価の見通しの推移（二人以上の世帯、原数値）、物価の見通しの

15) 調査項目に、低下する、変わらない（0%程度）、上昇する、分からないの4つがあり、その中で、低下すると上昇するには、それぞれ、5%以上、5%未満～2%以上、2%未満があり、加工する際に、5%以上に関しては5、5%未満～2%以上に関しては3.5、2%未満に関しては1の加重で平均化し、全体を100から分からないと回答した割合に設定して、月次データを作成し、それから、四半期データへと変換した。物価の見通しに関しては次のような注意点がある。1番目に、2004年5月から2007年2月までの6、9、12、3月は訪問留置調査、それ以外の月は電話調査であること。2番目に、2013年3月までは訪問調査で2013年4月からは郵送調査となり、調査方法等が変更したため、それ以前の訪問留置調査の数値と不連続が生じている。本来であるのなら、2013年4月からのデータのみを使用する方がよいのだが、ここではデータの期間が短くなることの問題もあり、2004年4月から使用している。

16) 2014年4月に消費税（消費税と地方消費税）が5%から8%へと引き上げられたことで、期待インフレ率の上昇に少なからず、影響を与えていると考えられる。

推移（単身世帯，原数値），物価の見通しの推移（総世帯，原数値）から期待インフレ率を作成し，その推移を観察してきたが，物価の見通しの推移から期待インフレ率を作成し，研究した論文として，鎌田（2008）が存在する。鎌田（2008）では高インフレ期と低インフレ期によって，家計のインフレ期待の変化が調査結果に全体的に反映される時と部分的にしか反映されない時があることを指摘している。こうしたインフレ期待に対する下方硬直性の問題や非対称性の問題があるため，作成した期待インフレ率が0%以下になる期間が短いと言える。ここでは，家計が現実にはデフレを経験したもしくははしているが，あくまでも予想という観点でみると，期待インフレ率は0%以上と予想している期間が長く計測されていると解釈する。

図1：期待インフレ率の推移

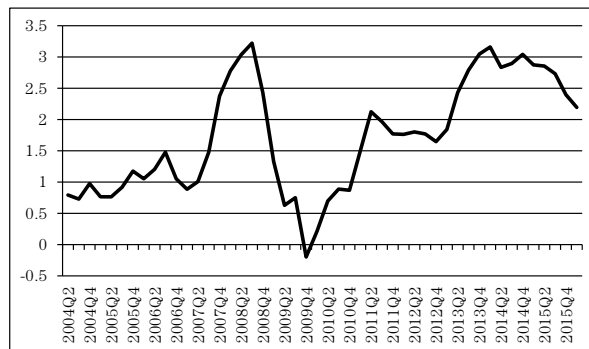


注：見通しの推移（二人以上の世帯，原数値）である。

単位：%

出所：内閣府

図2：期待インフレ率の推移

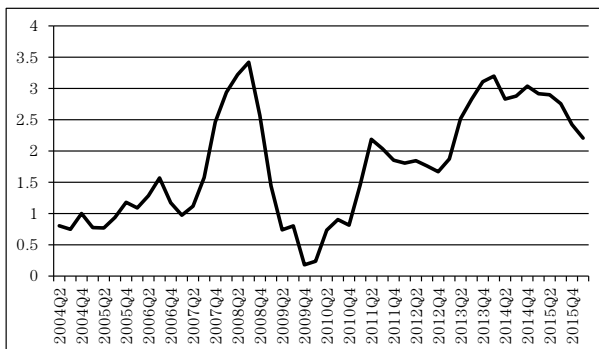


注：見通しの推移（単身世帯，原数値）である。

単位：%

出所：内閣府

図3：期待インフレ率の推移



注：見通しの推移（総世帯、原数値）である。

単位：%

出所：内閣府

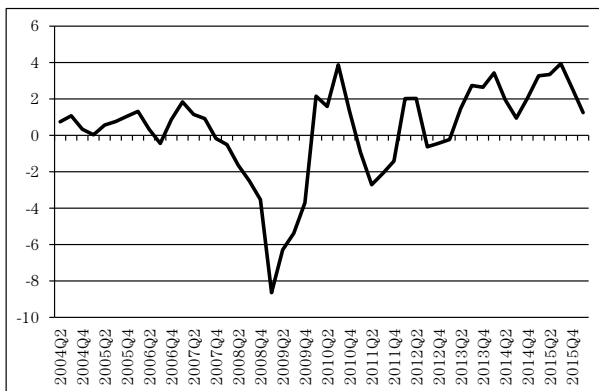
図4：輸出の推移



注：単位：%

出所：内閣府

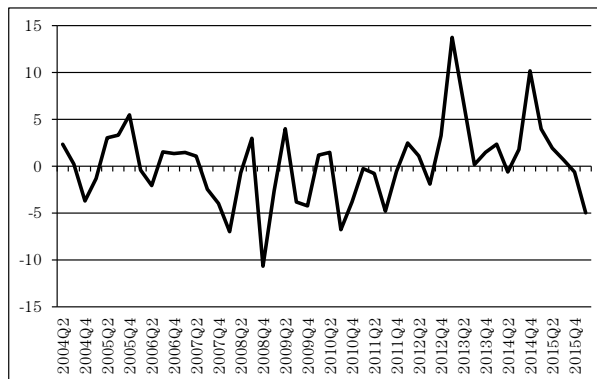
図5：GDPの推移



注：単位：%

出所：内閣府

図 6：為替レートの推移



注：単位：％
出所：内閣府

V 分析結果

V-1 グランジャーの因果性による期待インフレ率とマネタリーベースの関係

表 1 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。マネタリーベースが期待インフレ率—見通しの推移（二人以上の世帯）、物価の見通しの推移（単身世帯）、物価の見通しの推移（総世帯）—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を検証している。

表 1 から、マネタリーベースから見通しの推移（二人以上の世帯）に対して、物価の見通しの推移（単身世帯）に対して、物価の見通しの推移（総世帯）の全て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を有意水準 5 % で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いと判断できる。上記の分析結果から、期待インフレ率を予測する際に、マネタリーベースが情報変数としての役目を果たしていないことが確認されたが、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、日本銀行が流動性を大量に供給することが期待インフレ率に影響を与えていなかったと判断することはできない¹⁷⁾。そこで、次に、VARモデルを利用したインパルス応答関数による波及効果の検証を行い、流動性供給のショックによる期待インフレ率への影響を検証する。

17) 期待インフレ率とマネタリーベースの 2 変数による分析だけでなく、追加的に外国為替レート、GDP、輸出を加えた 5 変数でも同様の分析を行った。紙面の都合上、分析結果は載せていないが、2 変数の場合とそれ程異なる結果にはならなかった。

表1：グランジャーの因果性検定

マネタリーベースから	
物価の見通しの推移（二人以上の世帯，原数値）	0.093
物価の見通しの推移（単身世帯，原数値）	0.227
物価の見通しの推移（総世帯，原数値）	0.101

注：表の数値はグランジャーの因果性検定に関するp値である。

V-2 VARモデルによる波及効果の検証

5変数VARモデル（期待インフレ率，マネタリーベース，外国為替レート，GDP，輸出）で推定されたインパルス応答関数の結果は図7，8，9に報告されている。実線が推計されたインパルス反応（20期先まで＝5年間），点線の上下は2標準誤差の幅の信頼区間である。

最初に，マネタリーベース（＝M）ショックに対して，期待インフレ率，為替レート，GDP，輸出は統計的に有意に反応していないことが確認される。この結果は，日本銀行が市場に対して大量の流動性を供給したとしても，円安ドル高方向に誘導する経路は確認されず，輸出やGDPの増加といった波及経路の存在も確認されず，期待インフレ率の上昇に伴う2%のインフレ目標を達成することが容易ではないことを示している。

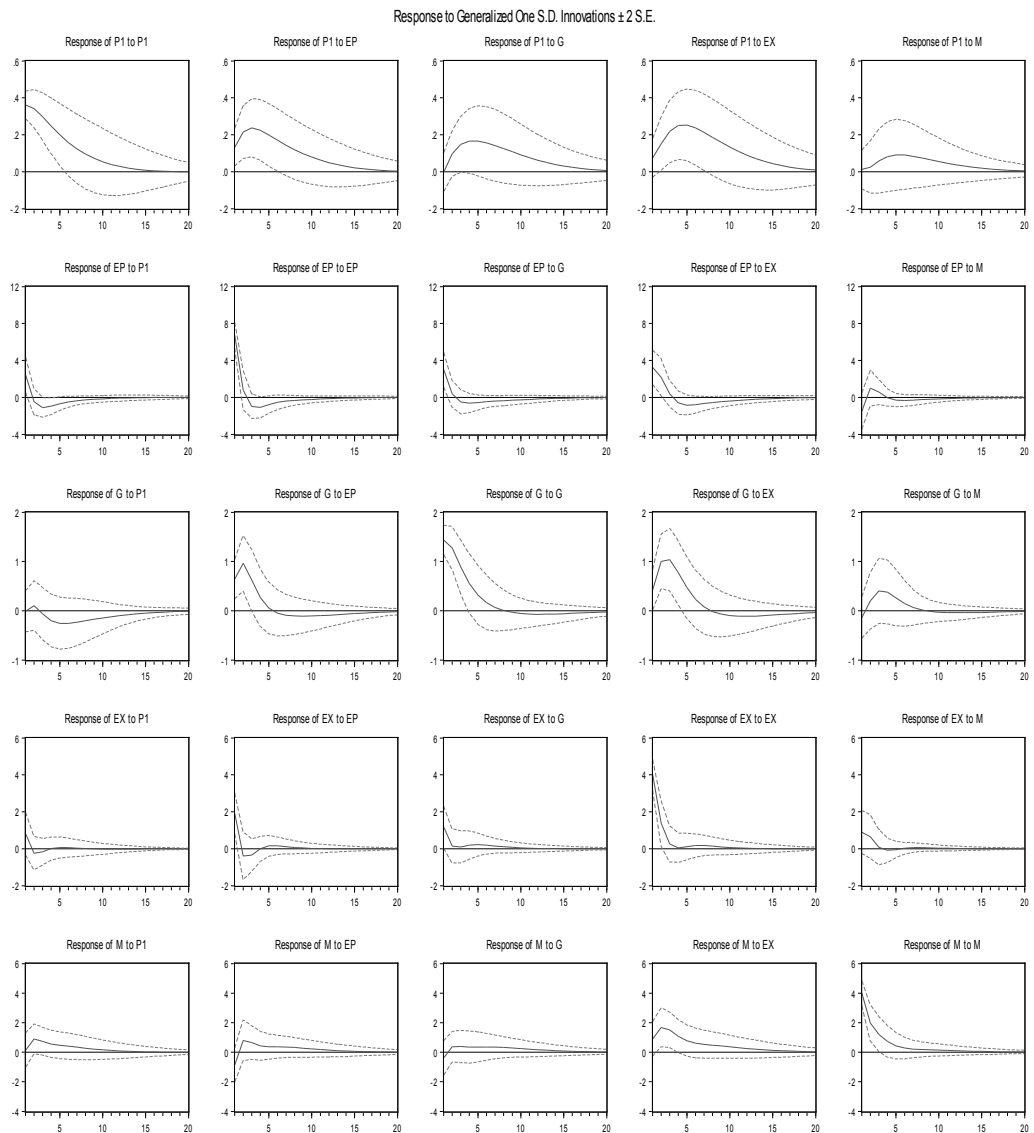
次に，外国為替レート（＝EX）ショックに対して，期待インフレ率，マネタリーベース，為替レート，GDP，輸出は統計的に有意に反応していることが確認される。期待インフレ率に関して，物価の見通しの推移（二人以上の世帯）（＝P1）は2期から7期にかけて正で有意に反応している。物価の見通しの推移（単身世帯）（＝P2）は4期から6期にかけて正で有意に反応している。物価の見通しの推移（総世帯）（＝P3）は2期から7期にかけて正で有意に反応している。輸出は1期から2期にかけて正で有意に反応している。GDPは1期から4期にかけて正で有意に反応している。この結果から，円安ドル高が起きることで，期待インフレ率，輸出，GDPの増加といった波及経路の存在が確認され，期待インフレ率の上昇に伴う2%のインフレ目標を達成する可能性が得られた。

GDP（＝G）ショックに対して，期待インフレ率は統計的に有意に反応していることが確認され，マネタリーベースと為替レートは統計的に有意に反応していないことが確認される。輸出は一部で統計的に有意な結果が得られるが，頑健性のある結果とは言えない。この結果から，経済成長率の上昇により，期待インフレ率が上昇することが得られた。

最後に，輸出（＝EP）ショックに対して，マネタリーベースは統計的に有意に反応していないことが確認されるが，期待インフレ率，為替レート，GDP，輸出は統計的に有意に反応していることが確認される。期待インフレ率に関して，P1は1期から6期にかけて正で有意に反応している。P2は3期から4期にかけて正で有意に反応している。P3は1期から6期にかけて正で有意に反応している。GDPは1期から3期にかけて正で有意に反応している。外国為替レートは1期に正で有意に反応している。この結果から，輸出増加が起きることで，期待

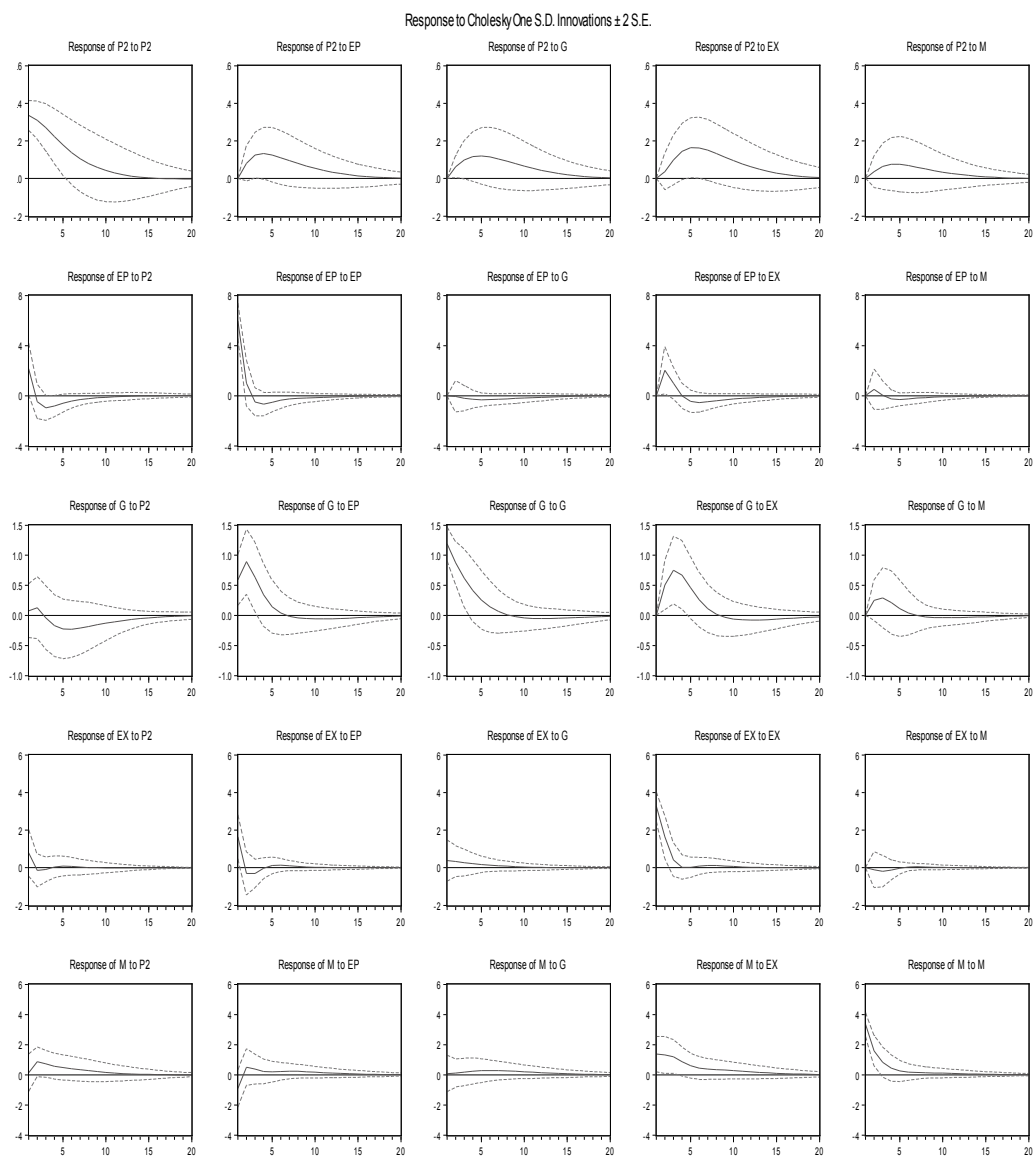
インフレ率の上昇やGDPの増加，外国為替レートの短期的な減価といった波及経路の存在が確認され，期待インフレ率の上昇に伴う2%のインフレ目標を達成する可能性が得られた。

図7：マネタリーベースショックに対するインパルス応答関数



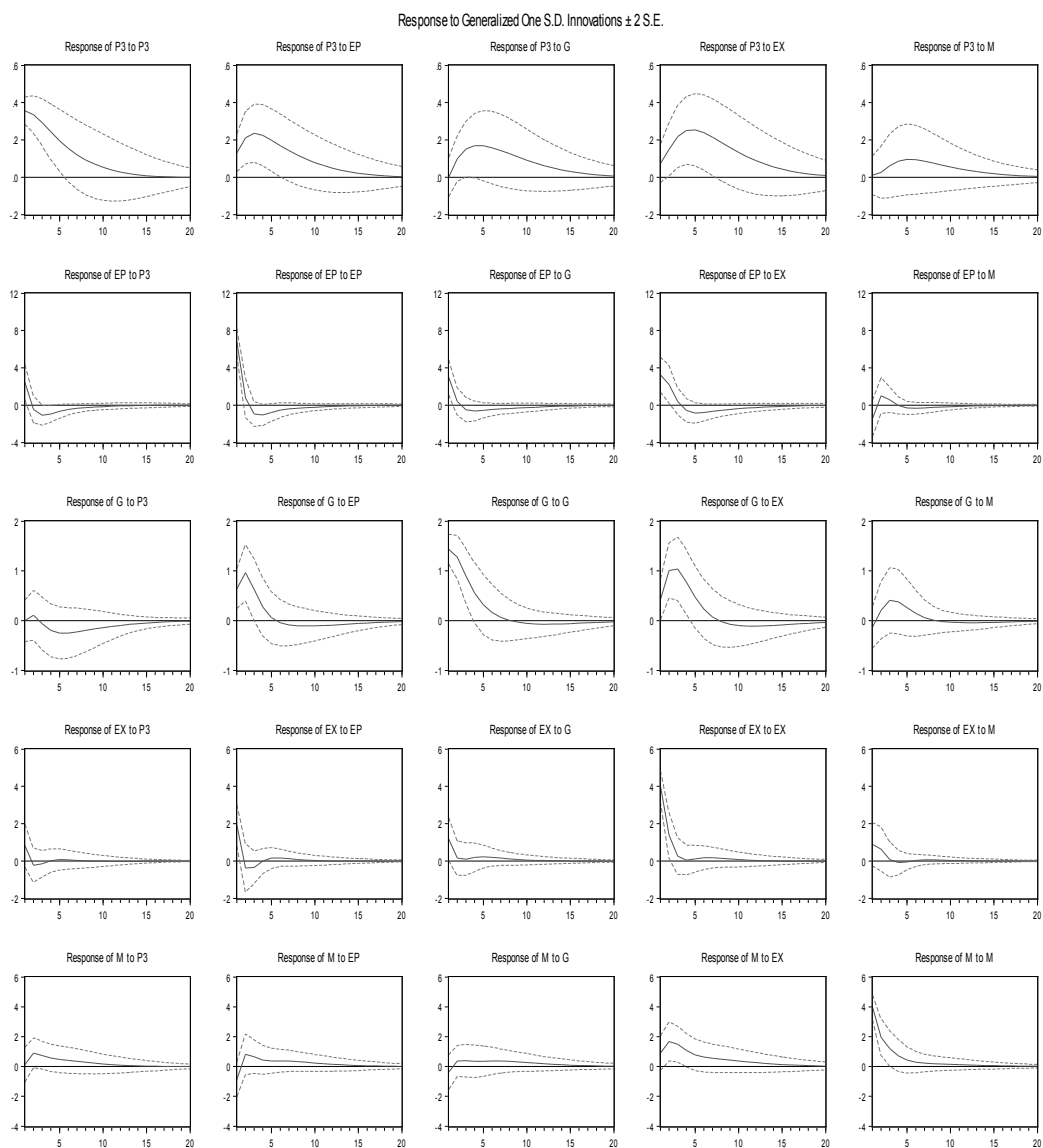
注：物価の見通しの推移（二人以上の世帯）（=P1），マネタリーベース（=M），輸出（=EP），GDP（=G），外国為替レート（=EX）

図8：マネタリーベースショックに対するインパルス応答関数



注：物価の見通しの推移（単身世帯）（=P2），マネタリーベース（=M），輸出（=EP），GDP（=G），外国為替レート（=EX）

図9：マネタリーベースショックに対するインパルス応答関数



注：物価の見通しの推移（総世帯）（=P3），マネタリーベース（=M），輸出（=EP），GDP（=G），外国為替レート（=EX）

VI まとめ

本稿では、非伝統的金融政策下での期待インフレ率とマネタリーベース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2004年第2四半期から2016年第1四半期までである。日本銀行は2006年3月に量的緩和政策を解除し、その後、2006年7月にゼロ金利政策も解除した。その後、2010年10月に包括的な金融緩和政策を実施、2013年4月に量的・質的金融緩和政策を実施、2016年1月にマイナス金利付き量的・質的金融緩和政策の導入を決定し、2016年9月から長短金利操作付き量的・質的金融緩和政策を実施している。分析ではこの一連の金融緩和政策時期を含む形での検証となっている。分析手法としては、グランジャーの因果性の検証やインパルス応答関数による波及メカニズムの分析を行った。得られた結果を以下にまとめる。

1：マネタリーベースから見通しの推移(二人以上の世帯)、物価の見通しの推移(単身世帯)、物価の見通しの推移(総世帯)へのグランジャーでの因果性の検証を行った結果、統計的に有意な結果を確認することができなかった。その結果、期待インフレ率を予測する際に、マネタリーベースの情報が役立つとは言えない。

2：マネタリーベースショックに対して、期待インフレ率、為替レート、GDP、輸出は統計的に有意に反応していないことが確認された。したがって、大量の流動性供給により、総需要を刺激させる効果や期待インフレ率の上昇といった効果が存在するとは言えない。

3：外国為替レートショックに対して、期待インフレ率、マネタリーベース、為替レート、GDP、輸出は統計的に有意に反応していることが確認された。したがって、円安誘導政策により、総需要を刺激させる効果や期待インフレ率の上昇といった効果が存在すると言える。

4：GDPショックに対して、期待インフレ率は統計的に有意に反応していることが確認された。したがって、市場参加者は経済成長が起きることで、期待インフレ率を上昇させるように反応すると言える。

5：輸出ショックに対して、期待インフレ率、為替レート、GDP、輸出は統計的に有意に反応していることが確認される。したがって、外国との貿易が盛んになることで、GDPに影響を与える効果や期待インフレ率の上昇に影響を与える効果が存在すると言える。

上記の分析結果から、日本銀行が緩和政策として流動性を供給することで、総需要を刺激させる効果や期待インフレ率を上昇させる効果は確認できなかった。これより、貨幣量と物価の関係に関して、先行研究と同様な結果が得られることとなった。また、円安ドル高政策を行うことで、総需要を刺激させる効果や期待インフレ率を上昇させる効果は確認できた。この結果は、日本銀行が円安方向に誘導する政策を実行することが景気刺激策につながることを示す内容となった。

ただし、本稿の分析を通じて、いくつかの欠点も存在する。1つ目は期待インフレ率の作成

における改良点が存在すること、2つ目は各金融緩和政策の分析ができていないことである。上記のような課題を克服するための分析手法、使用データ、理論的根拠面での拡充が将来の課題である。

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] 鎌田康一郎「家計の物価見通しの下方硬直性：『生活意識に関するアンケート調査』を用いた分析」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』（日本銀行）No.08-J-8，2008年3月。
- [3] 竹田陽介・小巻康幸・矢島康次『期待形成の異質性とマクロ経済政策：経済主体はどこまで合理的か』東洋経済新報社，2005，231-261ページ。
- [4] 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－』見洋書房，2012年，1-221ページ。
- [5] 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，2011年，78-95ページ。
- [6] 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。
- [7] 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。
- [8] 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。
- [9] 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。
- [10] 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。
- [11] 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。
- [12] 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。
- [13] 本多祐三・立花実「金融危機と日本の量的緩和政策」『大阪大学ディスカッションペーパー』（大阪大学）Discussion Paper 11-18，2011年5月。
- [14] 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。
- [15] 渡辺努「流動性の罫と金融政策」『経済研究』第51巻4号，2000年，358-379ページ。
- [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] Bernanke, B.S. and Reinhart V.R., (2004) Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates, *American Economic Review*, Vol. 94, No. 2, PP. 85-90.
- [18] Bernanke, B.S., Reinhart V.R. and Sack, B.P., (2004) Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound : An Empirical Assessment, *Brooking Papers on Economic Activity*, PP. 1-100.
- [19] Clouse, J., Henderson, D., Orphanides, A., Small, D.H., and Tinsley, P.A., (2003) Monetary Policy When the Nominal Short-Term Interest Rate is Zero, *Topics in Macroeconomics*, Vol. 3, No. 6, PP. 1659-1667. *Topics in Macroeconomics*, Vol. 3, Issue 1, Article 12.
- [20] Curdia, V. and Woodford, M., (2011) The Central-Bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary

- Policy, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 58, Issue 1, PP. 54-79.
- [21] Eggertsson, G.B. and Woodford, M., (2003) The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy, *Brooking Papers on Economic Activity*, PP. 139-233.
- [22] Friedman, M. and Schwartz, A.J., (1982) Monetary Trends in the United States and the United Kingdom : Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, PP. 1867-1975. Princeton, NJ : Princeton University Press.
- [23] Gali, J., Gertler, S., Rotemberg, J., Uhlig, and Woodford, M., (2004) The Monetary Policy Strategy of the ECB Reconsidered : Monitoring the European Central Bank 5, *CEPR London*.
- [24] Gertler, S. and Svensson, L.E.O., (2003) Money and Inflation in the Euro-Area : A Case for Monetary Indicators?, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, Issue 8, PP. 1649-1672.
- [25] Granger, C.W.J., (1969) Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods, *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, PP. 424-438.
- [26] Hamilton, J.D., (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [27] 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.
- [28] Jung, T., Teranishi, Y. and Watanabe, T., (2005) Optimal Monetary Policy at the Zero-Interest-Rate Bound, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, No. 5, PP. 813-835.
- [29] Krugman, P., (1998a) It's Baaack : Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998, No. 2, PP. 137-187.
- [30] Krugman, P., (1998b) Japan : Still Trapped, <http://web.mit.edu/krugman/www/japtrap2.html> (中岡望訳「罫から抜け出せない日本」『恐怖の罫』中央公論新社, 2002年, 161-182ページ。)。
- [31] Krugman, P., (2000) Thinking About the Liquidity Trap, *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 14, Issue 4, PP. 221-237.
- [32] Lucas, Jr., R.E., (1980) Two Illustrations of the Quantity Theory of Money, *American Economic Review*, Vol. 70, No. 5, PP. 1005-1014.
- [33] McCandless, G.T. and Weber W.E., (1995) Some Monetary Facts, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 19, Issue 3, PP. 2-11.
- [34] 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.
- [35] 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.
- [36] 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 5, PP. 553-579.
- [37] 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.
- [38] Pesaran, H.H. and Shin, Y., (1998) Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models, *Economics Letters*, Vol. 58, Issue 1, PP. 17-29.
- [39] Reifschneider, D. and Williams, J.C., (2000) Three Lessons for Monetary Policy in a Low-Inflation Era, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 32, No. 4, PP. 936-966.
- [40] Sims, C.A., (1972) Money, Income, and Causality, *American Economic Review*, Vol. 62, No. 4, PP. 540-552.
- [41] Surico, P., (2009) Does Global Liquidity Help to Forecast U.S. Inflation?, *Journal of Money, Credit and*

Banking, Vol. 41, No. 2-3, PP. 479-489.

- [42] 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。
- [43] Woodford, M., (1999a) Optimal Monetary Policy Inertia, *NBER Working Paper*, No. 7261, July 1999.
- [44] Woodford, M., (1999b) Commentary : How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability? Presented at the conference, *New Challenges for Monetary Policy*, sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, August 26-28, 1999.