

# 非伝統的金融政策の日米比較 ：世界金融危機後の政策効果

## A Japan-US Comparison on Unconventional Monetary Policies ： Policy Effects after Global Financial Crisis

池宮城 尚也  
Naoya IKEMIYAGI

### 【要 約】

本稿は、構造VARモデルを利用した実証分析から、世界金融危機後の非伝統的金融政策の政策効果を、日本とアメリカについて比較検証したものである。問題意識は、世界金融危機の震源地アメリカで非伝統的金融政策の効果が見られ、非伝統的金融政策を米欧に先がけて導入した日本では全く効果が見られないのか、である。

検証の結果、日米における非伝統的金融政策は、各々で生産とインフレ率にプラスに作用しているが、日本では「効果の存在」に不確実性を伴うこと、アメリカでは「効果の持続」に不確実性を伴うことが確認された。

### 【目 次】

1. はじめに
2. 先行研究と本稿の貢献
3. 実証分析の方針
4. 推定結果
5. 実証結果の解釈
6. 結論

#### 1. はじめに<sup>(1)</sup>

本稿は、世界金融危機後の非伝統的金融政策の政策効果について、日本とアメリカの比較検証を実証的に行うことが目的である。

非伝統的金融政策とは、「伝統的な政策手段である政策金利が事実上ゼロ%まで低下したもとで、さらに緩和効果を追求する政策」と定義される<sup>(2)</sup>。

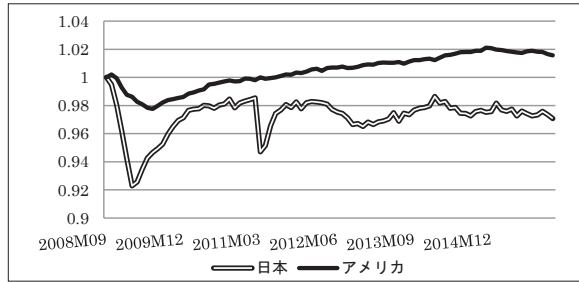
日本の非伝統的金融政策は、ゼロ金利政策

(1999年2月)にはじまり、量的緩和政策(2001年3月)、包括的緩和政策(2010年10月)、量的・質的緩和政策(2013年4月)、マイナス金利付き量的・質的緩和政策(2016年1月)、そして、長短金利操作付き量的・質的金融緩和(2016年9月)に至っている。

2008年9月の世界金融危機後、米欧でも非伝統的金融政策が実施された<sup>(3)</sup>。

アメリカの非伝統的金融政策は、「大規模

図1 鉱工業生産指数の日米比較：2008年9月＝1



資産買入れ政策(Large Scale Asset Purchases: LSAP)」の導入(2008年11月)後、政策金利の事実上のゼロ金利まで引き下げ(2008年12月)、LSAP2(2010年11月)、LSAP3(2012年9月)と拡充された。

欧州の非伝統的金融政策は、市場機能の不全に陥った長期国債を購入する証券市場プログラム(2010年5月)にはじまり、条件付きで無制限に国債買入れを行う国債買入れプログラム(2012年9月)、マイナス金利政策(2014年6月)と拡充された。

日本と欧州で非伝統的金融政策の実施が続く中、アメリカは2013年12月にLSAP3の買入れペースを減額(Tapering)し、2015年12月に政策金利を引き上げた。

鉱工業生産指数<sup>(4)</sup>を観察してみると、図1に見られるように、アメリカは2011年7月に世界金融危機が生じた2008年9月水準に回復しているのに対し、日本は2015年12月に至っても2008年9月水準に回復していない。

世界金融危機の震源地アメリカで非伝統的金融政策の効果が見られる一方で、非伝統的金融政策を米欧に先がけて導入した日本では全く効果が見られないのか。本稿は、この問題意識に対して定量的な検証を試みる。

本稿で利用する実証分析の手法は、「構造(Structural)VAR」モデルである。構造VAR

分析は、特に金融政策の分野において分析手法の拡張や進展が目覚ましいが、本稿では標準的な構造VARの手法を用いることにする。

本稿の構成は次の通りである。まず第2節で先行研究と本稿の貢献について述べ、第3節で実証分析の方針を説明する。第4節で推定結果を報告し、第5節で実証結果を解釈する。第6節は結論である。

## 2. 先行研究と本稿の貢献

非伝統的金融政策の効果に関する実証研究には、金融市場への効果(国債利回り・株価・外為レートへの影響)を分析するもの、マクロ経済効果(景気や物価・インフレ率への影響)を分析するもの、に大別される。

先行研究は、金融市場への効果に関するものが多く、マクロ経済効果に関するものは少ない。

本稿は非伝統的金融政策のマクロ経済効果に関する実証研究である。

本節では、非伝統的金融政策のマクロ経済効果を検証した先行研究に言及しながら、本稿の分析の貢献を述べたい。

非伝統的金融政策のマクロ経済効果を検証する実証研究は、一般に、構造VARモデルに基づいて政策ショックを識別し、インパルス応答関数の計測から政策効果を評価するも

のである。

構造VARモデルの識別制約(identified restrictions)が何か、検証の対象が日本・アメリカのどちらか、の2つを分類の基準にして、先行研究の内容を整理する。

最も標準的な構造VARの識別制約は、Sims[17]をオリジナルとしてSims[18]・Sims[19]と発展した短期のリカーシブ制約である。短期のリカーシブ制約による先行研究には、本多・黒木・立花[5]、本多・立花[6]・[7]、宮本[11]がある。これらの検証の対象は日本である。

株式市場と政策決定の同時的相関関係を組み込んだVARモデルによる先行研究としてShibamoto and Tachibana[16]が、Christiano *et al* [13]のブロック・リカーシブ制約による先行研究として宮尾[10]が、パネルVARによる先行研究としてGambacorta *et al* [14]があり、前2者が日本を、後者がアメリカを検証している。

さらに、非伝統的金融政策によって生じる経済構造の変化や時間とともに変化する係数を分析に取り組んだ可変VAR(TVP-VAR)による先行研究として木村・中島[1]・[2]、Baumeister and Benati[12]があり、前者が日本を、後者がアメリカを検証している。

日本の非伝統的金融政策を検証した先行研究の結果は、標本期間を量的緩和政策の2001年3月～2006年3月に絞っているか、2013年4月以降の量的・質的金融緩和まで含めているかで結果が異なる。

量的緩和政策を検証した本多・黒木・立花[5]、本多・立花[6]・[7]、Shibamoto and Tachibana[16]の分析結果は、株式市場と実物経済のトランスミッションを通じた生産効

果が働いた一方で、物価への効果は限定的である、というものである。

量的・質的金融緩和まで標本期間に含めた木村・中島[1]・[2]、宮尾[10]、宮本[11]は、長期金利・株価を通じた効果波及経路が機能し、生産とインフレ率にプラスの効果があった、という結果を抽出した。

木村・中島[1]・[2]は、非伝統的金融政策の政策効果に関する推計の不確実性が大きいために結果の解釈に注意を要することや、エネルギー価格や海外経済成長率の変動などにより非伝統的金融政策の政策効果が読み取りにくくなっていることも指摘している<sup>(5)</sup>。

アメリカの非伝統的金融政策に関する代表的な先行研究、Baumeister and Benati[12]・Gambacorta *et al* [14]は、ともに、ゼロ金利近傍におけるFBRバランスシートの外生的な増大が経済活動と消費者物価の上昇を導いた、という結論を得ている。

本稿における検証の特徴は次の通りである。第1に標本期間を世界金融危機以降として非伝統的金融政策のマクロ経済効果に着目していること。第2に最も標準的な構造VARモデルを使って生産・インフレ率への効果が抽出できるか試みていること。

本稿の貢献として期待できる、非伝統的金融政策の政策効果に関する分析結果は、次のように説明される。

まず、アメリカの非伝統的金融政策の生産とインフレ率に対する効果が抽出できれば、「政策効果が達成される状況なら、標準的な構造VARモデルによってマクロ経済効果を検証することが可能である」ということになり、日本の検証に対するベンチマークとなる。

日本の場合、図1に見られるように鉱工業

生産指数は2015年12月に至っても2008年9月水準に回復していないし、インフレ率の政策目標は未達成である。そのため、先行研究における生産・インフレ率への効果抽出が、ブロック・リカーシブ制約や可変VAR(TVP-VAR)の利用によるものという可能性が否定できない。

日本の非伝統的金融政策の生産とインフレ率に対する効果が標準的な構造VARによって抽出できれば、マクロ経済効果の日米相違や、最近の日本の非伝統的金融政策の拡充に対して、木村・中島[1]・[2]が述べたように「政策効果が読み取りにくくなっている」ことが要因だと解釈することができる。

### 3. 実証分析の方針

まず、構造VAR分析の概要を説明する<sup>(6)</sup>。いま、 $k$ 個の変数からなる経済システムを考え、そのベクトルを $X_t=(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt})'$ とし、 $k$ 種類の構造ショック(ベクトル)を $\varepsilon_t=(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$ 、その共分散行列を $\Sigma_\varepsilon(k \times k)$ とする。

この時の構造VARモデルは(1)式、誘導VARは(2)式のように表される。

$$B_0 X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + u_t \quad (2)$$

ここで $B_0, B_1, \dots, B_p$ は、変数間の内生的な(経済学的な)相互依存関係を要約した係数行列( $k \times k$ )、また $A_i = B_0^{-1} B_i$ である。

これらに対応した構造VMAは(3)式、誘導VMAは(4)式のように表される。

$$X_t = D_0 \varepsilon_t + D_1 \varepsilon_{t-1} + D_2 \varepsilon_{t-2} + \dots = D(L) \varepsilon_t \quad (3)$$

$$X_t = u_t + C u_{t-1} + C_2 u_{t-2} + \dots = C(L) u_t \quad (4)$$

$D(L)$ および $C(L)$ はラグオペレータである。

ここで、誘導形から構造形への変換を行う行列 $R(k \times k)$ を使うと、

$$\begin{aligned} X_t &= C(L) u_t \\ &= C(L) R R^{-1} u_t \\ &= D(L) \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

と変換される。(5)式より構造形への識別の問題は、 $R$ の $k^2$ 個の要素を決定する問題となる。

(5)式より $\varepsilon_t = R^{-1} u_t$ なので、

$$\begin{aligned} \Sigma_\varepsilon &= R^{-1} \Sigma_u (R^{-1})' = I \\ &\text{を仮定すると,} \\ \Sigma_u &= R R' \end{aligned} \quad (6)$$

が得られる。共分散行列 $\Sigma_u$ は対称行列であるため、(6)式は $k(k+1)/2$ 本の条件式に相当する。 $R$ の $k^2$ 個の要素を決定するには、あと $k(k-1)/2$ 本の条件式が必要になる。この必要な追加条件が識別制約(identifying restrictions)である。本稿の識別制約は、Sims[17]をオリジナルとしてSims[18]・Sims[19]と発展した短期のリカーシブ(recursive)制約である。

同時点の関係を表す $B_0$ 行列は、下三角で対角より右上方の要素がゼロと仮定する。このとき、変数間の依存関係が「逐次的(リカーシブ)」に拡大していくリカーシブ制約は、本稿の5変数モデルでは(7)式のように表され、合計10個のゼロ制約が仮定される。

$$B_0 = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{bmatrix} \quad (7)$$

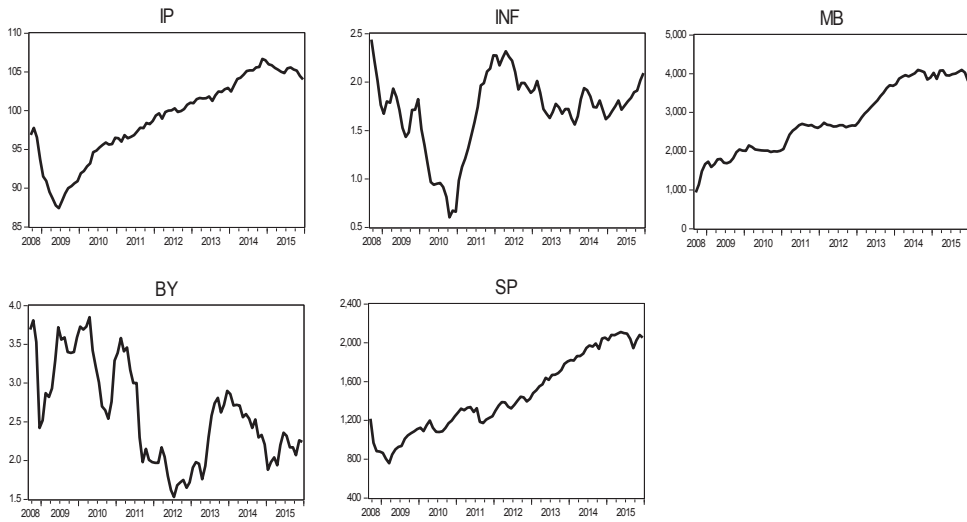
他の変数と独立して決定,  $X_2$ は $X_1$ のみに依存, ...,  $X_5$ は他の4変数全てに依存, という関係を意味している。

$B_0$ が下三角であれば, 逆行列 $B_0^{-1}$ も下三角となり, (3)式と(5)式の関係から $B_0^{-1}=R$ が成立している。5変数システム(7)式の10個の制

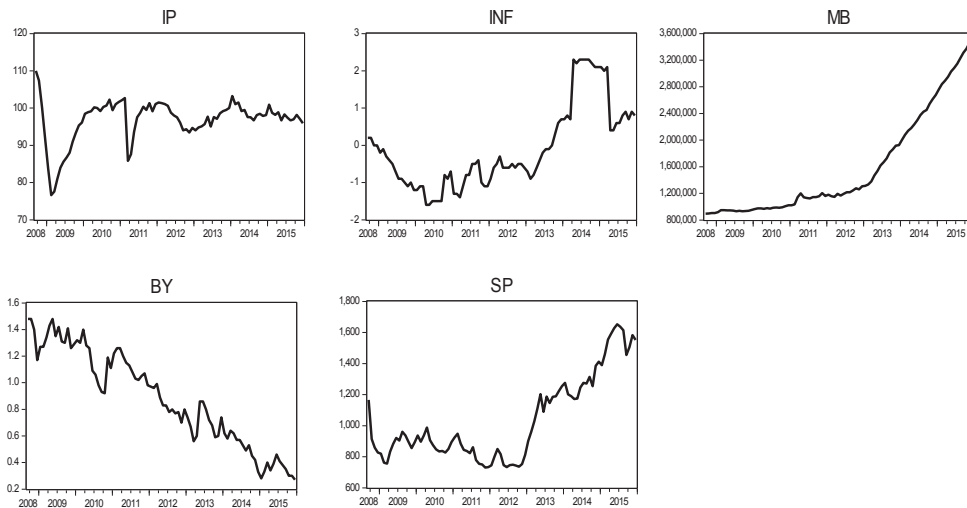
変数相互の同時点間の依存関係は,  $X_1$ は

図2 データ

(1) アメリカ



(2) 日本



約は $k(k-1)/2$ 本の条件となっており、 $R$ の各要素が過不足なく識別される、すなわち(6)・(7)式の条件から構造ショックが識別される。

推定した誘導形VARの共分散行列 $\Sigma u$ にコレスキー分解を行って、 $B_0$ のリカーシブ制約に対応した $R$ が決定される。

本稿では月次データを用い、標本期間を、リーマンショックによって世界金融危機が発生した2008年9月からアメリカFRBが利上げをした2015年12月まで、とする。構造VARモデルのラグ次数は、情報基準(AIC)から2期と設定している。

実証モデルは5つの変数で構成される。生産(IP)、インフレ率(INF)、マネタリーベース(MB)、長期金利(BY)、株価指数(SP)である。生産のデータには鉱工業生産指数を用いる。インフレ率のデータには消費者物価指数(除く食料・エネルギー)の対前年同期比を用いる。長期金利のデータには10年物国債利回りを用いる<sup>(7)</sup>。株価指数のデータには、アメリカはS&P500を、日本はTOPIXを用いる。インフレ率と長期金利を除いた3つのデータは対数をとって利用する(lnIP, lnMB, lnSP)<sup>(8)</sup>。

なお、アメリカについては2013年12月以降のLSAP3の買入れベース減額(Tapering)を考慮し、日本については、2014年4月以降の消費税増税を考慮し、ダミー変数(定数項)を追加している。

非伝統的金融政策の効果を、政策変数のマネタリーベースに1標準誤差ショックを与えた時のマクロ経済変数のインパルス応答によって調べる。

構造VARモデルにおける変数の順序は、生産、インフレ率、マネタリーベース、長期金利、株価指数である。この順序は、中央銀

行が政策変数を決める際に同時点の生産とインフレ率を観察しているが、生産とインフレ率は金融政策ショックに対して1期遅れて反応するという仮定に基づいている。さらに、長期金利と株価がマクロ経済ショックや金融政策ショックに対し即座に反応することも仮定している。マクロ経済変数、金融政策変数、金融変数の順序は、本多・黒木・立花[5]、本多・立花[6]・[7]、宮尾[10]・宮本[11]と同じ順序で、Christiano *et al* [13]に倣った変数の順序である。

図2は本稿で用いたデータの時系列グラフである<sup>(9)</sup>。

#### 4. 推定結果

アメリカと日本の5変数構造VARモデルを推定する。図3は、全てのインパルス応答関数であり、マネタリーベース・ショック(非伝統的金融政策ショック)が各変数に及ぼす動学的影響を示している<sup>(10)</sup>。

マネタリーベース・ショックの大きさは1標準偏差である。実線はインパルス応答関数の点推定を表し、横軸は期間を表している。点線はモンテカルロ・シミュレーションの500回の繰り返し計算による $\pm 2$ 標準誤差バンドで、推定量が統計的に有意にゼロから離れているかどうかの指標として用いられている。

アメリカの推定結果を報告する。

生産のインパルス応答は、マネタリーベース・ショックの3か月後から上昇し始め、12か月後にピークを迎えている。ショックの2か月後に生産の反応がマイナスになっているが、非常に小さく有意ではない。ピークを迎えた後は、ほぼ同じ水準で効果が持続し続けるが、標準誤差バンドの幅が大きくなっている。

インフレ率のインパルス応答は、マネタリーベース・ショックから4か月後にピークを迎え、9か月後に底を打った後、再び上昇に転じている。上昇に転じた後の標準誤差バンドの幅が大きくなっている。

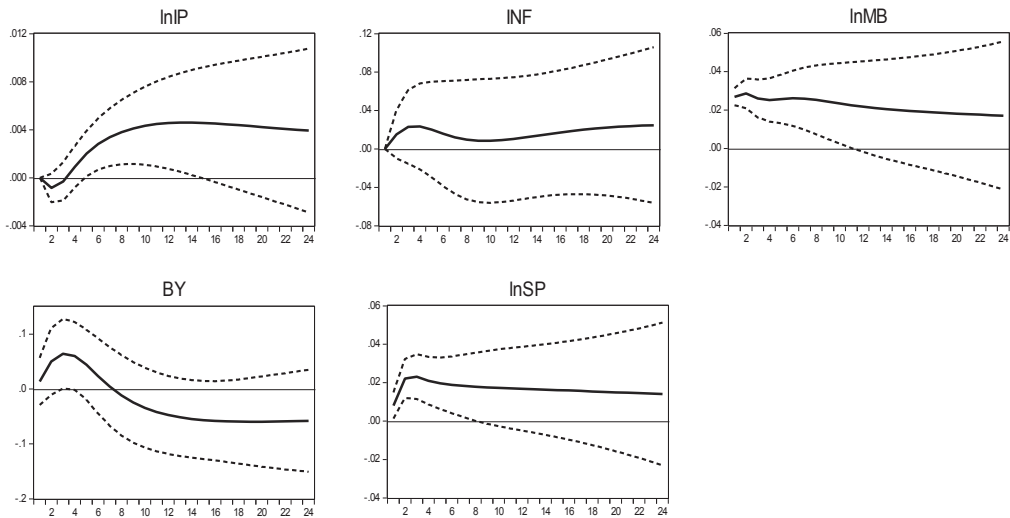
マネタリーベース・ショックのインパルス

応答は持続的な低下を示した。

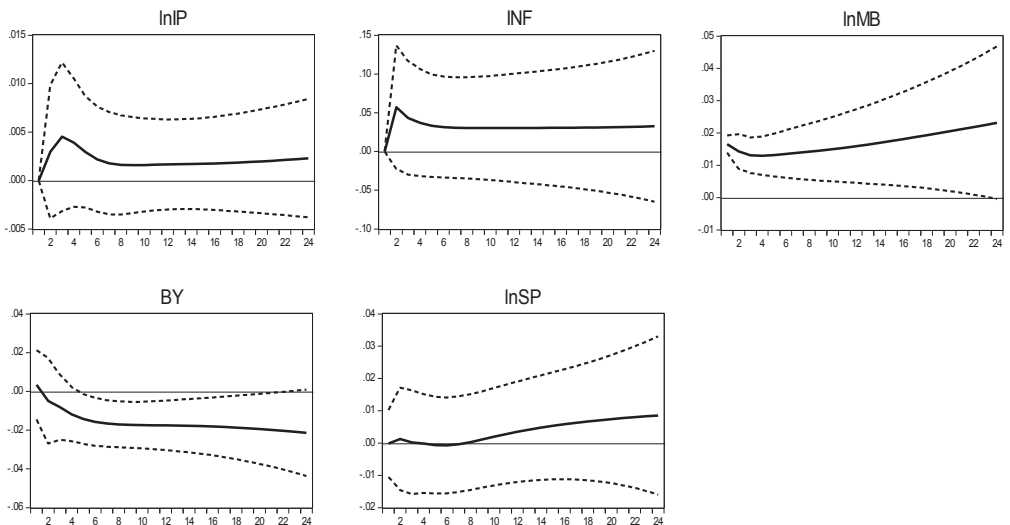
長期金利のインパルス応答は、ショックの直後には上昇したものの、3か月後から低下し始め、8か月後からマイナスの効果となり、15か月後からほぼ同じ水準でマイナスの効果が続いている。

図3 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

(1) アメリカ



(2) 日本





株価指数のインパルス応答は、マネタリーベース・ショックから2か月後にピークを迎え、緩やかな減少に転じている。減少に転じた後の標準誤差バンドの幅が大きくなっている。

次に、日本の推定結果を報告する。

生産のインパルス応答は、マネタリーベース・ショックの3か月後にピークを迎え、減少に転じている。ピークを迎えた時期の標準誤差バンドの幅の広がりだが、プラス・マイナスの両方で著しい。ショックの8か月後以降は、ほぼ同じ水準で効果が持続し続け、標準誤差バンドの幅の大きな広がりは見られない。

インフレ率のインパルス応答は、マネタリーベース・ショックから2か月後にピークを迎え、減少に転じている。ピークを迎えた時期の標準誤差バンドの幅のプラスの広がり著しい。ショックの6か月後以降は、ほぼ同じ水準で効果が持続し続け、標準誤差バンドの幅の大きな広がりは見られない。

マネタリーベース・ショックのインパルス応答は、ショックから3か月後に底を打った後、緩やかで持続的な上昇を示した。

長期金利のインパルス応答は、ショックの直後からマイナスの効果が持続し続けている。ショックから13か月後より標準誤差バンドが幅の広がりを見せ始めている。

株価指数のインパルス応答は、マネタリーベース・ショックから8か月後までゼロで、9か月後プラスに転じ、緩やかな増加を続けている。インパルス応答がプラスに転じた後の標準誤差バンドが、幅の広がりを見せ始めている。

## 5. 実証結果の解釈

本節では、非伝統的金融政策のマクロ経済効果について、アメリカと日本の実証結果を比較しながら、解釈を試みる。

実証結果を解釈するには、解釈の基準になる理論的なロジックが必要になる。

宮尾[10]では、非伝統的金融政策の効果を示す理論的メカニズムが検討されている。それらの要約は次の通りである<sup>(11)</sup>。

a) IS-LMモデルでは、短期金利が事実上ゼロ%のときに貨幣供給量を増加させても、LM曲線はほとんど動かない。だが、非伝統的金融政策による株価やインフレ予想の変化が消費や設備投資を拡大させれば、IS曲線がシフトして需要刺激効果を発揮する可能性がある。

b) 貨幣・国債・株式の3資産を考慮した資産市場の一般均衡モデルでは、国債買入れ政策は長期金利を低下させ、株価を押し上げるメカニズムが働く。長期金利がゼロ%に近くても(マイナスでも)、利回りと資産需要に関する標準的な設定<sup>(12)</sup>が成り立つ限り、国債買入れ政策引き続き効果を発揮する可能性がある。

図3の推定結果には、全体として上記の理論的メカニズムと整合的なインパルス応答が示されている。

アメリカと日本で共通しているのは、インフレ率(INF)に対する効果に比べて生産(lnIP)に対する効果が小さいことである。グラフの縦軸を見れば分かるように、インフレ率のグラフの単位が1/100%であるのに対し、生産のグラフの単位は1/1000%である。

マネタリーベース・ショックの生産に対する効果は、最大値はともに0.0045%程度と、



アメリカと日本で共通している。だがインパルス応答の推移が大きく異なる。アメリカの生産へ効果はピークを迎えるのがマネタリーベース・ショックの12か月後と時間を要しているものの、その後も0.004%を上回る水準で推移している。日本の生産へ効果はピークを迎えるのがマネタリーベース・ショックの3か月後だが、6か月後には0.0022%とピークの半分になっている。ピーク時のアメリカの標準誤差バンドの幅が0.008%であるのに対し、日本は0.016%と2倍である。そのため、日本におけるマネタリーベース・ショックの生産に対する効果は、アメリカと比べて不確実性がかなり大きいと言える。図1の鉱工業生産指数の推移の日米間の推移の違いが、インパルス応答の形状にも表れていると言えよう。他方で、アメリカの標準誤差バンドの幅は長期的に拡大しており、効果の持続が不確実だと言える。

マネタリーベース・ショックのインフレ率に対する効果は、ピークを観察するとアメリカの0.024%に対して日本は0.057%である。だが、ピークの際の標準誤差バンドを観察するとアメリカの0.089%に対して日本は0.16%と2倍近くになっており、日本におけるマネタリーベース・ショックのインフレ率に対する効果も、アメリカと比べて不確実性がかなり大きいと言える。

マネタリーベース・ショックの長期金利に対する効果は、ピークを観察するとアメリカの-0.06%に対して日本は-0.016%である。これは、図2の長期金利データから分かるように、日本の長期金利の最高値はアメリカの長期金利の最低値を下回っており、低下の利幅に下限があるためだと考えられる。標準誤

差バンドは、アメリカと日本ともに比較的小幅である。

マネタリーベース・ショックの株価指数に対する効果は、アメリカは長期金利のマイナス効果の推移が安定し始めると株価指数のプラス効果が下げ止まっているのに対し、日本は長期金利のマイナス効果の推移が安定し始めると株価指数のプラス効果が出始めている。

非伝統的金融政策による生産とインフレ率に対する効果(マクロ経済効果)の実証結果の特徴は、アメリカには効果の持続に不確実性があり、日本には効果のピークに不確実性がある、と総括できるだろう。

アメリカには宮尾[10]における指摘<sup>(13)</sup>が、日本には塩路他[3]における指摘<sup>(14)</sup>が反映される実証結果となった。

宮尾[10]はアメリカの実質GDPがリーマンショック前の水準に戻ってはいないものの、かつての成長トレンドに戻っていないことを理由とする「長期停滞(secular stagnation)論の可能性を指摘した。アメリカのマクロ経済効果の持続における不確実性は、この指摘との整合性を示唆する。

塩路他[3]は2011年の日本経済学会におけるパネル討論であり、非伝統的金融政策が金融市場機能を修復する効果を持つことにはパネリストの意見は一致したが、非伝統的金融政策の実体経済に対する効果にはパネリストの見解が分かれた。日本のマクロ経済効果のピーク(効果の存在)における不確実性は、この討論内容との整合性を示唆する。

## 6. 結論

本稿では、非伝統的金融政策の政策効果に関する日本とアメリカの比較を、構造VAR

モデルを利用して実証的に検証した。

主要な結果は次のように要約される。

- (1) アメリカの非伝統的金融政策の生産とインフレ率に対するプラスの効果が確認された。したがって、標準的な構造VARモデルによる、非伝統的金融政策のマクロ経済効果の検証が可能だと言える。他方で、効果の持続に不確実性を伴うことが確認された。
- (2) 日本においても、標準的な構造VARモデルによる、非伝統的金融政策の生産とインフレ率に対するプラスの影響が抽出できたが、効果の存在に不確実性を伴うことが確認された。現在の日本経済では「政策効果が読み取りにくくなっている」ことが考えられる。
- (3) 効果の持続に不確実性を伴うアメリカの実証結果は、「長期停滞」論の可能性との整合性を示唆する。効果の存在に不確実性を伴う日本の実証結果は、非伝統的金融政策のマクロ経済効果に対する学会の懐疑との整合性を示唆する。

#### 《注》

- (1) 本研究は、沖縄国際大学平成28年度特別研究費および科学研究費基盤研究(C)(課題番号23530398)による研究助成を受けている。記して感謝の意を表したい。
- (2) 宮尾[10]における定義である。宮尾[10] p.10。
- (3) 米国、欧州、日本における主な非伝統的金融政策については、宮尾[10]第1章付表1.1を参照されたい。宮尾[10]pp.35-39。また、地主・小巻・奥山[4]は、実体経済に関するリアルタイム・データと

政策当局による公表文書を利用して、世界金融危機時の欧米主要中央銀行の金融政策対応を検証している。

- (4) アメリカの鉱工業生産指数(2012=100)は、Fred(Federal Reserve Economic Data)より取得した。日本の鉱工業生産指数(2010年=100)は、内閣府HP景気動向指数の一致系列より取得した。
- (5) 木村・中島[1]・[2]は、標準誤差バンドの幅の大きな広がり政策効果の不確実性として捉え、その要因を需給ショックとインフレショックの分散の増加としている。木村・中島[1]pp.16-19, 木村・中島[2]pp.5-9。
- (6) 構造VARの概要の説明は、宮尾[9]に多くを負っている。宮尾[9]pp.16-24。
- (7) アメリカのデータの出所は、すべてFredである。インフレ率の基準年は1982-1984=100である。インフレ率のデータは、アメリカのコアCPIの概念に合わせて「除く食料・エネルギー」とした。日本のデータの出所は、鉱工業生産指数、長期金利、株価指数が内閣府HP景気動向指数、マネタリーベースが日本銀行HPである。インフレ率は基準年が2015年=100であり、データの出所は総務省HPである。
- (8) 単位根検定・共和分検定によるデータの非定常性を検定せずに、データの水準を用いてVARを推定する手法は、本多・黒木・立花[5]、本多・立花[6]・[7]、宮尾[10]、宮本[11]といった日本の先行研究に倣ったものである。その理由は、「例えば生産データを考慮すると、インフレ率や金融政策変数のラグ付き変数に依

存することが考えられ、これらを見無視して単位根検定を行えば推定結果にバイアスが入ることになる」として本多・黒木・立花[5]で述べられ、その論拠をHamilton[15]としている。本多・黒木・立花[5]p.67脚注14), Hamilton[15] pp.651—653。

- (9) マネタリーベースのデータは日米ともに季節調整済であり、単位は、アメリカが10億ドル、日本が億円である。
- (10) マクロ経済変数と金融変数の順序を変えた、(INF, lnIP, lnMB, BY, lnSP), (lnIP, INF, lnMB, lnSP, BY), (INF, lnIP, lnMB, lnSP, BY), の3通りの変数順序で推定しても、同様の結果が得られた。
- (11) 非伝統的金融政策の効果を示す理論的メカニズムは宮尾[10]第2章で検討されている。宮尾[10]pp.41—87。
- (12) 標準的な設定とは、貨幣と長期国債が完全に代替的な(同種類で区別がつかないような)資産とは認識されず、利回りと資産需要の粗代替性の関係が維持されていることを指す。
- (13) 宮尾[10]pp.158—165。
- (14) 塩路他[3]第7章, pp.193—235。なお、本多[8]は、量的緩和政策がトービンの $q$ を通じる経路から、民間投資及び生産活動の活性化が促されたことを実証的に示している。

#### 《参考文献》

- [1] 木村武・中島上智「伝統的・非伝統的金融政策ショックの識別 — 潜在閾値モデルを用いた実証分析 —」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, 13-E-5, 2013年。
- [2] 木村武・中島上智「伝統的・非伝統的金融政策ショックの識別 — 潜在閾値モデルを用いた実証分析のアップデート—」日銀リサーチラボ・シリーズ, No.16-J-1, 2016年。
- [3] 塩路悦朗・雨宮正佳・岩本康志・植田和男・本多佑三「非伝統的金融政策の評価(パネル討論Ⅱ)」大垣昌夫・小川一夫・小西秀樹・田淵隆俊編『現代経済学の潮流 2012』第7章, 2012年, pp.193—235。
- [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・データと公表文書による分析』晃洋書房, 2012年。
- [5] 本多佑三・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, 第99号, pp.59—81, 2010年。
- [6] 本多佑三・立花実「金融危機と日本の量的緩和政策」OSIPP Discussion Paper 11—18, 2011年a。
- [7] 本多佑三・立花実「金融危機と日本の量的緩和政策」, 岩井克人・瀬古美喜・翁百合編『金融危機とマクロ経済』東京大学出版会, 第3章, pp.51—80, 2011年b。
- [8] 本多佑三「非伝統的金融政策の効果：日本の場合」岩本康志・神取道宏・塩路悦朗・照山博司編『現代経済学の潮流 2014』第1章, 2014年, pp.3—38。
- [9] 宮尾龍蔵『マクロ金融政策の時系列分析：政策効果の理論と実証』日本新聞社, 2006年。
- [10] 宮尾龍蔵『非伝統的金融政策：政策当事

- 者としての視点』有斐閣，2016年。
- [11] 宮本弘暁「量的緩和政策と労働市場」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ，No.16-E-3，2016年。
- [12] Baumeister, C. and Benati, L., “Unconventional Monetary Policy and the Great Recession : Estimating the Macroeconomic Effects of a Spread Compression at the Zero Lower Bound.” Bank of Canada Working Paper, 2012-21, 2012.
- [13] Christiano, L, J., Eichenbaum, M. and C.L. Evans., “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?” *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1A, Elsevier, 1999, pp.65–178.
- [14] Gambacorta, L., Hofmann, B. and Gert, P., “The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross - Country Analysis.” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.46, 2014, pp. 615–642.
- [15] Hamilton. J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- [16] Shibamoto, M. and Tachibana, M., “The Effect of Unconventional Monetary Policy on the Macro Economy: Evidence from Japan's Quantitative Easing Policy Period.” RIEB Discussion Paper, DP2013-12, Kobe University, 2013.
- [17] Sims, C.A., “Macroeconomics and Reality.” *Econometrica*, Vol.48, 1980, pp.1–48.
- [18] Sims, C, A., “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?” *Quarterly Review* 10, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1986, pp.2–16.
- [19] Sims, C.A., “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts : The Effects of Monetary Policy.” *European Economic Review*, Vol.36, 1992, pp.975–1000.