

論文

米国における量的金融緩和政策の有効性^{*}

—SVAR モデルによる検証—

京都学園大学 経済経営学部

澤田 吉孝

Email:sawada@kyotogakuen.ac.jp

要 旨

本稿の目的は、2008年9月のリーマン・ブラザーズの破綻後に実施された米国の量的金融緩和政策(QE政策)の有効性を定量的に分析することである。QE政策の第1弾(QE1)は2008年11月から2010年6月まで、第2弾(QE2)は2010年11月から2011年6月まで、第3弾(QE3)は2012年9月から2013年12月まで、そして2014年1月から同年10月まで緩和と減が実施されている。米国のQE政策は2008年11月から6年間に渡って実施されてきたわけだが、この期間のデータのみを用いて回帰分析を行った場合には推計結果にバイアスを生じる可能性がある(小標本問題)。日本経済のQE政策を分析した Honda and Tachibana (2011)は、この「小標本問題」を回避するために、ダミー変数を用いて標本期間の拡大を行っている。そこで、われわれは、彼らの方法を応用し、米国における金融政策の全体的な経済効果と、その波及経路を分析する。構造型ベクトル自己回帰モデル(SVARモデル)を用いた分析を通じて、次の3点が明らかとなった。第1に、QE政策は株価チャネルを通じて生産高を増加させる。第2に、QE政策は、ボラティリティ指数で表される投資家の市場に対する不安感を緩和させ、株式に対するリスクテイクの向上につながる。第3に、生産高を増加させる効果は、QE3が最も大きく、次いでQE1が続く。つまり、これらの結果は、米国のQE政策が景気低迷を緩和する手段として有効であったことを示唆している。

キーワード：QE政策、ポートフォリオ・リバランス、株価チャネル、SVARモデル

^{*} 本稿執筆にあたり、貴重なご意見を賜りました関西大学総合情報学部教授 本多佑三先生、本学経済経営学部教授 宮川重義先生、森田洋二先生に感謝の意を表したい。

1. はじめに

2008年9月15日に米国投資銀行第4位のリーマンブラザー・ブラザーズが破綻し、金融危機および経済不況が世界的に波及した。この世界的な金融危機に対し、米国連邦準備制度理事会(Federal Reserve Board: FRB)は、リーマン・ブラザーズの破綻時に2%であった政策金利FFレートを徐々に引下げ、12月16日には0~0.25%まで引下げた。2009年3月18日には追加の緩和策として、長期国債を3000億ドル、住宅ローン担保証券(Residential Mortgage-Backed Securities: 以下、RMBS)を1.25兆億ドル、政府機関債(agency debt)を1,750億ドル購入することを発表した。RMBSと政府機関債の購入は、ゼロ金利制約に陥る前から始められ、機能不全に陥った市場での流動性プレミアムの引下げを目的としていた。RMBSと政府機関債の購入はバランス・シートの資産側に計上されることから、このFRBの政策対応はバランス・シートの資産側を重視する政策であったと言える。それに対し、2001年から2006年にかけて実施された日本の「量的金融緩和(Quantitative Easing: QE)」は、バランス・シートの負債側に計上される日銀当座預金残高に目標が設定されていた。それ故、FRBは、この非伝統的な政策対応を「信用緩和(Credit Easing)」と呼び、日銀の政策対応との違いを強調した¹。

FRBがマーケットに資金供給を行ったにもかかわらず、失業率が約10%で高止まりするなど、実体経済は思ったほど向上かなかった。そこで、2010年11月に景気回復の促進とインフレ率の低下の阻止などを目的として、FRBは長期国債を追加的に6000億ドル購入する「量的緩和の第2弾(QE2)」を実施した。さらにFRBは、2011年9月21日の声明で「長期国債を4000億ドル購入し、同額の短期国債を売却する」ことを発表し、オペレーション・ツイスト、すなわちバランス・シートの拡大に伴うインフレを避けつつ国債のイールド・カーブ全体を引下げることが狙った政策を導入した。

2012年6月21日のFOMC(Federal Open Market Committee: 連邦公開市場委員会)で、FRBは6月末に終了予定だったオペレーション・ツイストを2012年末まで延長することを決めた。さらに労働市場(雇用)を刺激して景気を回復させるために、2012年9月13日に「量的緩和の第3弾(QE3)」を実施することを決定した。QE3では米国債の購入を月額450億ドル、RMBSを月額400億ドルのペースで購入し、ゼロ金利政策を2014年終盤から2015年半ばまで延長した。これら一連の量的金融緩和政策(Quantitative Easing Policy: 以下、QE政策)によって米国経済の見通しに明るさがみられるようになったことから、QE3は2014年10月末で終了した。

本稿の目的は、構造型ベクトル自己回帰モデル(Structural Vector Autoregression Model: 以下、SVARモデル)を用いて、米国のQE政策が米国経済の回復に貢献したか否かを分析することである。

本稿の構成は以下のとおりである。第2章ではゼロ金利近傍での金融政策に関する先行研究をレビューすることで、本稿の分析がどのような特徴をもつか明らかにする。第3章では、分析に用いたモデルおよびデータを説明する。第4章では、推定に先立ち、4つの予備推定を行う。第5章では、SVARモデルによる推定結果を報告する。最後の6章では、本稿で得られた結果を要約する。

¹ Bernanke (2009)は、この量的金融緩和政策を「信用緩和」と呼び、日本の量的金融緩和とは実質的に意味が異なることを強調している。白塚 (2010)は、こうした政策対応の差異が中央銀行の政策目標によって生じたものではなく、日米経済へのショックの種類や源泉、金融システムの構造、そして中央銀行の制度的与件など、日米の中央銀行が直面する環境や制約の違いによって生じたものである、と指摘している。

2. ゼロ金利近辺での金融政策手段

Bernanke and Reinhart (2004), Honda and Tachibana (2011), Ueda (2011)によれば、短期金利がほぼ 0%まで低下したとき、以下で説明する金融刺激策を用いることができる。その政策手段は、3 種類に分類される。それらは、(1) 投資家の現在予想よりも、短期金利が将来的に低くなることで、金融投資家に保証を提供すること、つまり将来の短期金利に関する期待に働きかけるフォワード・ガイダンス(時間軸効果)、(2) 非伝統的資産の購入によって中央銀行のバランス・シートの構成を変化させて、市場に影響を与えようとする(特定資産購入)、そして(3) 短期金利を 0%付近に誘導するのに十分なレベルを超えて、中央銀行のバランス・シートのサイズを大きくすること(量的緩和)、である。

「時間軸効果」とは、政策金利を現在市場で想定されるよりも長期間ゼロに据え置くというコミットメントによって、中央銀行が現在の中長期金利に影響を与えることを指す。戦略(1)に関して、Woodford (1999)は、「ゼロ金利制約が無くなった後に金融政策がどのように実行されるかに関する人々の期待の変化を除いて、ゼロ金利付近下での金融政策ができることは多くはないだろう」と述べている。

Ueda (2011)によると、戦略(3)は、もっとも伝統的な資産(たとえば政府短期証券)を購入してバランス・シートを拡大する試みとして考えることが可能である。また、非伝統的資産(例えば、エージェンシー債やエージェンシーMBS)の購入に基づく中央銀行のバランス・シートの拡大は、戦略(2)と戦略(3)を組み合わせたものと考えられる。実際のところ、FRB は 2007 年以降の戦略(2)を追求するに際して供給された過剰流動性を回収しようとしておらず(不胎化なしの特定資産購入)、その結果としてバランス・シートは拡大した。

不胎化なしの戦略(2)は、2 つのタイプで構成されている。1 つは機能不全に陥った市場における資産の取得であり、もう 1 つは、より正常な市場での資産の購入である。前者は「信用緩和」と呼ばれており、資金ドライアップ(枯渇)によって異常に高まったリスクおよび流動性プレミアムの封じ込めを目的としている。一方、後者は、「ポートフォリオ・リバランス効果」を発生させる目的があった。

金融市場の資金ドライアップを説明するために使用される一般的なフレームワークは、“the cash-in-the-market pricing theory”である。Allen and Gale (2007)によると、市場の流動性が著しく不足しているとき、資産の市場価格はその市場における現金の量(cash in the market)によって決定される。より正確には、資産価格は、利用可能な流動性と供給されている資産量との比率と等しい。金融危機の際には、市場にある資金量で価格付けされた資産価格は安値がつけられ、資産価格がファンダメンタルズ・バリューから乖離する。このケースでは、中央銀行が市場介入して流動性を供給することで、資産価格がファンダメンタル・バリューを下回るのを防止することが望ましい。

ポートフォリオ・リバランス効果の考え方は、金融政策の分析にマルチ・アセット・モデルを用いた、Brunner and Meltzer (1963)や Tobin (1969)などの先駆的文献に基づいている。中央銀行の大規模な国債購入の結果として、国債への投資を行っていた投資家や金融機関が、株式や外債等のリスク資産へ運用をシフトしたり、ポートフォリオ内の貸出量を増やしたりすることが期待される。これは、「ポートフォリオ・リバランス効果」と呼ばれている。ポートフォリオ・リバランス効果は、貨幣と不完全代替の金融資産が存在するという仮定を前提としている。もちろん、この前提は、Modigliani and Sutch (1966)の特定期間選好(Preferred Habitat)仮説である。

Bernanke and Reinhart (2004)は、戦略(3)のチャネルとして、(a) ポートフォリオ・リバランス効果、(b) シグナリング効果、(c) 拡張的な財政効果、の3つを指摘している。

チャネル(b)は、準備預金の高い目標の設定とその達成という目に見える行為によって、将来の政策金利の動向に関する期待を変化させることをいう。チャネル(b)は、中央銀行のコミットメントによって、短期金利の動向に関する市場の期待を変化させる「時間軸効果」とよく似ている。チャネル(b)と「時間軸効果」の違いは、準備預金の目標額の引き上げとその達成という目に見える行為があるかどうかである。したがって、チャネル(b)が「時間軸効果」を補強する役割を果たしていることに留意する必要がある。

Bernanke and Reinhart (2004)によると、十分に積極的かつ長期間維持されることが認識されている量的緩和は、チャネル(c)を得ることができる。市場参加者が将来の短期金利を正と予測する限り、政府債務の存在は民間にとって現在あるいは将来の納税義務を意味する。買いオペによってバランシートを拡大する際、中央銀行は利付の政府債務を非利付の現金および準備金に置き換える。したがって、この交換は、政府の現在あるいは将来の利払い負担を減らし、民間の税負担を軽減する。

我々の関心はマクロ経済への影響であるため、それを考える際の標準的なツールである SVAR モデルを用いて、米国の「量的緩和政策」の実体経済への影響を分析する。SVAR モデルを用いる利点は、同時期に起こった他の変数の影響を十分にコントロールすることができることである。

3. SVAR モデルおよびデータ

本章では、米国の QE 政策の効果を分析する計量フレームワークとして、SVAR モデルを用いる。米国が QE 政策を実施していた期間は 2008 年 11 月から 2014 年 10 月までで非常に短く、仮に QE 政策の実施期間中のみの標本(月次のデータでも標本数は、78 個しかない)で推計を行えば、推計結果にバイアスを生じる可能性を排除できない。Honda and Tachibana (2011)は、このような小標本の問題を克服するために、QE 政策の前後の期間も推計期間として含めて、標本期間の拡大を行っている(ただし、彼らが分析したのは、2001 年 3 月から 2006 年 3 月に日本銀行が採用した QE 政策の効果である)²。

そこで、われわれは、彼らのダミー変数を用いた VAR モデルの推定方法を適用し、米国の金融政策の有効性を調査する。

基本的な SVAR モデルは、以下の通りである。

$$B_0 X_t = b + B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \cdots + B_p X_{t-p} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d(0, D) \quad (1)$$

$$X_t = a + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \cdots + A_p X_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim i.i.d(0, \Omega) \quad (2)$$

$$a = B_0^{-1} b \quad (3)$$

$$A_i = B_0^{-1} B_i, (i = 1, \dots, p) \quad (4)$$

$$u_t = B_0^{-1} \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Omega = B_0^{-1} E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] (B_0^{-1})' = B_0^{-1} D (B_0^{-1})', \quad (6)$$

² Honda and Tachibana (2011)は、日本の QE 政策の効果(ポートフォリオ・リバランス効果)を検証している。これによると、QE 政策が株価を上昇させ、その後、生産を増加させる効果があったとしている。

ここで、 B_0 の制約は主対角線が1の下三角行列であり、 D の制約は対角行列である。

例えば3変数システムのリカーシブな識別制約は、以下のようになる。

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 \end{bmatrix}, \quad (7)$$

$$D = \begin{bmatrix} d_{11} & 0 & 0 \\ 0 & d_{22} & 0 \\ 0 & 0 & d_{33} \end{bmatrix}. \quad (8)$$

本稿では、以下の6タイプのSVARモデルを推定する。

・SVARモデル(i) :

$$X = [p, y, r, dqe \times bm, s]',$$

$$\phi = [dqe, aftqe, befqe(-1) \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), befqe(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)]$$

・SVARモデル(ii) :

$$X = [p, y, r, dqe \times bm, dv]',$$

$$\phi = [dqe, aftqe, befqe(-1) \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), befqe(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)]$$

・SVARモデル(iii) :

$$X = [p, y, r, dqe \times bm, s, dv]',$$

$$\phi = [dqe, aftqe, befqe(-1) \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), befqe(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)]$$

・SVARモデル(iv) :

$$1) \quad X = [p, y, r, dqe1 \times bm, s]',$$

$$\phi = [dqe1, dqe2, dqe3, aftqe, befqe(-1) \times bm(-1), dqe2(-1) \times bm(-1), dqe3(-1) \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), befqe(-2) \times bm(-2), dqe2(-2) \times bm(-2), dqe3(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)]$$

$$2) \quad X = [p, y, r, dqe2 \times bm, s]',$$

$$\phi = [dqe1, dqe2, dqe3, aftqe, befqe(-1) \times bm(-1), dqe1(-1) \times bm(-1), dqe3(-1) \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), befqe(-2) \times bm(-2), dqe1(-2) \times bm(-2), dqe3(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)]$$

$$\begin{aligned}
3) \quad X &= [p, y, r, dqe3 \times bm, s]', \\
\phi &= [dqe1, dqe2, dqe3, aftqe, bfeqe(-1) \times bm(-1), dqe1(-1) \times bm(-1), dqe2(-1) \\
&\quad \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), bfeqe(-2) \times bm(-2), dqe1(-2) \\
&\quad \times bm(-2), dqe2(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)]
\end{aligned}$$

・SVAR モデル(v) :

$$\begin{aligned}
1) \quad X &= [p, y, r, dqe1 \times bm, dv]', \\
\phi &= [dqe1, dqe2, dqe3, aftqe, bfeqe(-1) \times bm(-1), dqe2(-1) \times bm(-1), dqe3(-1) \\
&\quad \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), bfeqe(-2) \times bm(-2), dqe2(-2) \\
&\quad \times bm(-2), dqe3(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)] \\
2) \quad X &= [p, y, r, dqe2 \times bm, dv]', \\
\phi &= [dqe1, dqe2, dqe3, aftqe, bfeqe(-1) \times bm(-1), dqe1(-1) \times bm(-1), dqe3(-1) \\
&\quad \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), bfeqe(-2) \times bm(-2), dqe1(-2) \\
&\quad \times bm(-2), dqe3(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)] \\
3) \quad X &= [p, y, r, dqe3 \times bm, dv]', \\
\phi &= [dqe1, dqe2, dqe3, aftqe, bfeqe(-1) \times bm(-1), dqe1(-1) \times bm(-1), dqe2(-1) \\
&\quad \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), bfeqe(-2) \times bm(-2), dqe1(-2) \\
&\quad \times bm(-2), dqe2(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)]
\end{aligned}$$

・SVAR モデル(vi) :

$$\begin{aligned}
1) \quad X &= [p, y, r, dqe1 \times bm, s, dv]', \\
\phi &= [dqe1, dqe2, dqe3, aftqe, bfeqe(-1) \times bm(-1), dqe2(-1) \times bm(-1), dqe3(-1) \\
&\quad \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), bfeqe(-2) \times bm(-2), dqe2(-2) \\
&\quad \times bm(-2), dqe3(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)] \\
2) \quad X &= [p, y, r, dqe2 \times bm, s, dv]', \\
\phi &= [dqe1, dqe2, dqe3, aftqe, bfeqe(-1) \times bm(-1), dqe1(-1) \times bm(-1), dqe3(-1) \\
&\quad \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), bfeqe(-2) \times bm(-2), dqe1(-2) \\
&\quad \times bm(-2), dqe3(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)] \\
3) \quad X &= [p, y, r, dqe3 \times bm, s, dv]', \\
\phi &= [dqe1, dqe2, dqe3, aftqe, bfeqe(-1) \times bm(-1), dqe1(-1) \times bm(-1), dqe2(-1) \\
&\quad \times bm(-1), aftqe(-1) \times bm(-1), bfeqe(-2) \times bm(-2), dqe1(-2) \\
&\quad \times bm(-2), dqe2(-2) \times bm(-2), aftqe(-2) \times bm(-2)]
\end{aligned}$$

ここで X は内生変数、 ϕ は外生変数を表している。また、 p は消費者物価指数(生鮮食料品およびエネルギーを除く総合。以下、コアCPIと呼ぶ)、 y は鉱工業生産指数(IIP)、 r はFFレート、 bm はベースマネー、 s は株価指数(S&P500、S&P100、NASDAQ - Composite、NASDAQ - 100)をモデルに合わせ

て用いる)、 dv はボラティリティ指数(VIX、VXO、VXN)をそれぞれ表す。ただし、 r 以外の変数については対数変換して 100 を乗じている。これらのデータに関する詳しい情報を Tab.1～2 に示す。

Tab.1 : データの出所

データ	説明	出所
Consumer Price Index for All Urban Consumers: Core CPI	All Items Less Food & Energy, Index 1982-84=100, Monthly, Seasonally Adjusted	Federal Reserve Economic Data St. Louis Fed
Industrial Production Index: IIP	Index 2012=100, Monthly, Seasonally Adjusted	Federal Reserve Economic Data St. Louis Fed
Effective Federal Funds Rate: FF Rate	Percent, Monthly, Not Seasonally Adjusted	Federal Reserve Economic Data St. Louis Fed
St. Louis Adjusted Monetary Base: Base Money	Billions of Dollars, Monthly, Seasonally Adjusted	Federal Reserve Economic Data St. Louis Fed
S&P 500 Stock Price Index: SP500	Index, Monthly, Close, Not Seasonally Adjusted	Federal Reserve Economic Data St. Louis Fed
S&P 100 Stock Price Index: SP100	Index, Monthly, Adj Close, Not Seasonally Adjusted	Yahoo Finance USA
NASDAQ Composite Index: NASDAQ	Index Feb 5, 1971=100, Monthly, Not Seasonally Adjusted	Federal Reserve Economic Data St. Louis Fed
NASDAQ 100 Index: NASDAQ100	Index, Monthly, Not Seasonally Adjusted	Federal Reserve Economic Data St. Louis Fed
CBOE Volatility Index: VIX	Index, Monthly, Close, Not Seasonally Adjusted	Federal Reserve Economic Data St. Louis Fed
CBOE S&P 100 Volatility Index: VXO	Index, Monthly, Close, Not Seasonally Adjusted	Federal Reserve Economic Data St. Louis Fed
CBOE NASDAQ 100 Volatility Index: VXN	Index, Monthly, Close, Not Seasonally Adjusted	Federal Reserve Economic Data St. Louis Fed

Tab.2 : 変数に対する処理

$$\begin{aligned}
 p_t &= \ln(\text{Core CPI}) \times 100 \\
 y_t &= \ln(\text{IIP}) \times 100 \\
 r_t &= \text{FF Rate} \\
 bm_t &= \ln(\text{Base Money}) \times 100 \\
 s_t &= \ln(\text{Stock Market Index} *) \\
 dv_t &= \ln(\text{Volatility Index} **)
 \end{aligned}$$

* Stock Market Index: S&P500 (SP500), S&P100 (SP100), NASDAQ Composite (NASDAQ) or NASDAQ 100 (NASDAQ100)

** Volatility Index: CBOE Volatility Index (VIX), Cboe S&P 100 Volatility Index (VXO),

Fig.1 には SVAR モデルに用いたデータ、Fig.2 には国債利回りのデータを時系列グラフで示す。

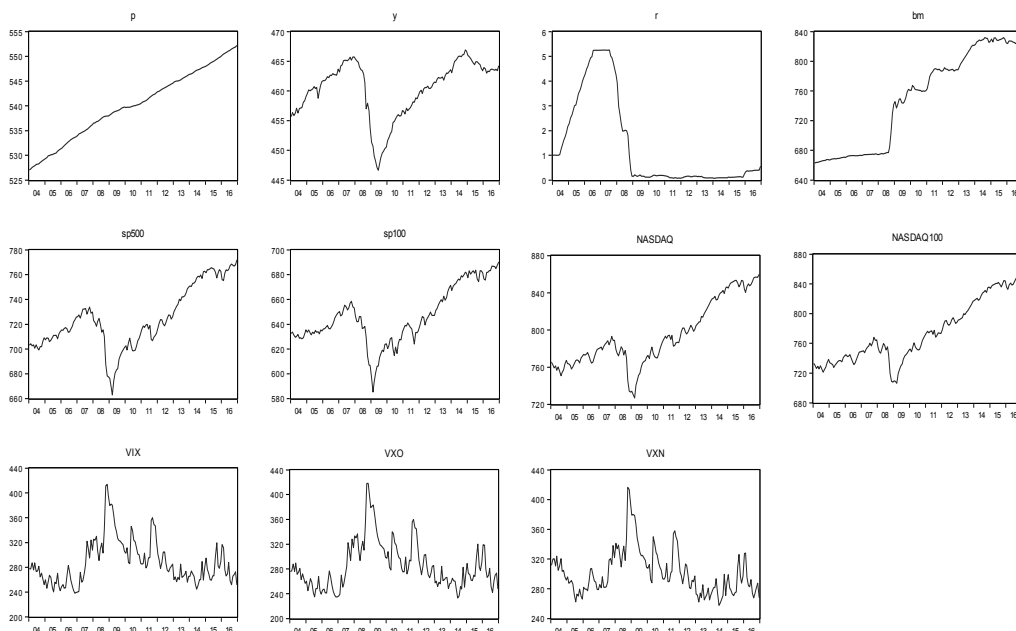


Fig.1 : SVAR モデルに用いたデータ

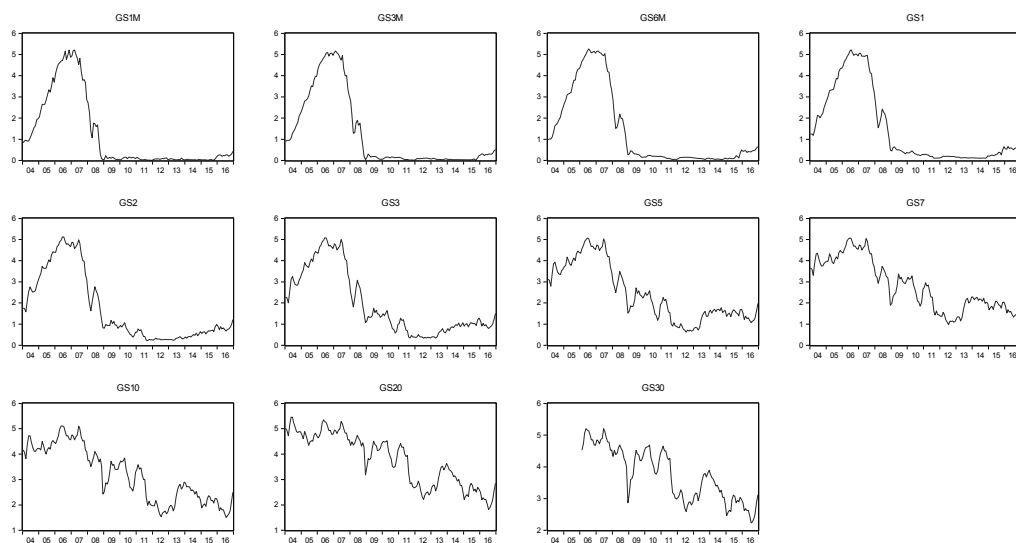


Fig.2 : 国債の利回り

また、 dqe はQE政策が実施期間(2008年11月～2014年10月)では1、それ以外の期間では0の値をとるダミー変数である。 $befqe$ はQE政策の採用前の期間(サンプル開始時点～2008年10月)を1とするダミー変数、 $aftqe$ はQE政策の解除後の期間(2014年11月～サンプル終了時点)を1とするダミー変数である。さらに、 $dqe1$ はQE1の実施期間(2008年11月～2010年10月)を1とするダミー変数、 $dqe2$ はQE2の実施期間(2010年11月～2012年8月)を1とするダミー変数、 $dqe3$ はQE3の実施期間(2012年9月～2014年10月)を1とするダミー変数である³。

Honda and Tachibana (2011)のモデルでは、定数項に、それぞれのモデルに合わせたダミー変数が加えられている。しかし、本稿のモデルでは、ショックを与える[QEダミー×ベースマネー]は内生変数として、それ以外の[QEダミー×ベースマネー]は外生変数として取り扱っている。また、定数項には、それぞれのモデルに合わせて適切なダミー変数を加えている。内生変数と外生変数の扱いに関して、Honda and Tachibana (2011)とは異なる手法を用いた理由は、次の通りである。まず、QE政策の採用前と採用期間では、明らかにベースマネーの位置づけが異なっており、またQE採用期間のベースマネーのショックが採用前のベースマネーに影響を与えるわけではない。加えて、QE1、QE2、QE3はそれぞれファシリティの内容が異なり、それぞれのQE政策の影響を区別する必要がある。よって、本稿ではショックを与えるベースマネーは内生変数とし、それ以外のベースマネーは外生変数とした。このようにすることで、各QE政策の固有の効果を抽出することができると考えた⁴。

本稿のSVARモデルは外生変数を含み、最適ラグ次数を2カ月としたことから、(1)式および(2)式を次のように書き直しておく。

$$B_0 X_t = b + \sum_{p=1}^2 B_p X_{t-p} + \Phi_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d(0, D) \quad (1)'$$

$$X_t = a + \sum_{p=1}^2 A_p X_{t-p} + \hat{\Phi}_t + u_t, \quad u_t \sim i.i.d(0, \Omega) \quad (2)'$$

最適ラグ次数の決定に関しては、次章の予備推定(1)で見ることにする。

本稿で推計する6タイプのSVARモデルはいずれも、QE期とそれ以外の期間とでベースマネーの効果に構造変化がある可能性を考慮している。SVARモデル(i)～(iii)は、標本期間をQE実施期とそれ以前、そしてQE政策の解除後の3つの期間に分け、それらの期間では**bm**の効果が異なる可能性を考慮している。SVARモデル(iv)～(vi)では、標本期間をQE1とQE2およびQE3、さらにQE実施前とQE政策解除後の合計5期間に分けて、それらの期間では**bm**の効果が異なる可能性を考慮している。特にSVARモデル(iv)～(vi)では、QE1とQE2およびQE3の実体経済に対する影響の違いを比べるこ

³ 米国の量的金融緩和政策(以下、QE政策)の期間に関して、2008年11月から2010年6月までをQE1、2010年11月から2011年6月までをQE2、2012年9月から2013年12月までをQE3、2014年1月から2014年10月までを緩和通減(テーパリング)と呼ぶことが多い。しかしながら、各QE政策の影響が実施期間に限定されるのではなく、その次の政策の直前まで影響を及ぼしていると考え、QE1の実施期間を2008年11月から2010年10月まで、QE2を2010年11月から2012年8月まで、QE3を2012年9月から2014年10月までとした(QE2の期間には、2011年9月21日から2012年12月末まで実施されたオペレーション・ツイストを含む)。

⁴ ベースマネーを外生変数として扱う場合にも欠点がある。経済が変動して、その経済の変動に応じて受動的にベースマネーが供給される場合がある。その際、ベースマネーを外生変数として扱うと、その受動的なベースマネーの動きをとらえられない。しかしながら、本稿では、各QE政策の固有の効果を抽出することに主眼を置いて、ショックを与える[QEダミー×ベースマネー]は内生変数として、それ以外の[QEダミー×ベースマネー]は外生変数として扱った。

とができる。

また、これら 6 タイプの SVAR モデルは、ベースマネーの動学的プロセスについても、QE 実施期とそれ以外の期間とで構造変化があった可能性を考慮している。 $(dqe \times bm)$ を被説明変数とする式は QE 実施期におけるベースマネーの動学的プロセスを表している。 $(dqe1 \times bm)$ を被説明変数とする式は QE1 実施期におけるベースマネーの動学的プロセス、 $(dqe2 \times bm)$ を被説明変数とする式は QE2 実施期におけるベースマネーの動学的プロセス、 $(dqe3 \times bm)$ を被説明変数とする式は QE3 実施期におけるベースマネーの動学的プロセスを表している。

さらに、QE 実施期には、FF レートがゼロ金利付近で下限余地がなく制約を受けていたために、ベースマネーが政策変数であった。このことから、 $(dqe \times bm)$ の式、 $(dqe1 \times bm)$ の式、 $(dqe2 \times bm)$ の式、 $(dqe3 \times bm)$ の式はそれぞれ政策反応関数として見なすことができる。一方で、QE 実施以外の期間では、米国の政策変数は変遷しており、ベースマネーの動学的プロセスが量的緩和期とは異なっている可能性がある⁵。ただし、FF レートも金融政策変数として SVAR モデルに加えている。その理由は、2000 年に完全雇用・均衡成長法が期限切れで通貨量の予想発表を取りやめて、ゼロ金利に至る 2008 年 12 月まで FF レートが政策指標であった事実からである。

すべての SVAR モデルにおいて、QE 実施以前のベースマネーの動学的プロセスを $(befqe \times bm)$ の式で表し、解除後のそれを $(aftqe \times bm)$ の式で表している。

本稿の分析は、小標本の問題を克服しただけでなく、「2008 年 11 月から 2014 年 10 月まで QE 政策を実施していた」、「2008 年 11 月から 2010 年 10 月まで QE1 政策を実施していた」、「2010 年 11 月から 2012 年 8 月まで QE2 政策を実施していた」、「2012 年 9 月から 2014 年 10 月まで QE3 政策を実施していた」という先験的情報を利用した SVAR モデルを推定していることになる。

本稿では推定期間を 2004 年 1 月から 2016 年 12 月までとした。標本の開始時点を 2004 年 1 月としたのは、リーマンショック後の QE 政策に焦点を当てるためである。QE 政策実施期間のみでは、月次のデータでも標本数は 78 個しかない。標本数を確保するために標本開始時点を 2004 年 1 月以前にすると、2001 年 9 月 11 日に起きたアメリカ同時多発テロ事件や 2002 年に起きたインターネット・バブル崩壊の影響を排除できないからである。小標本の問題を克服するためには、QE 実施前の期間だけでなく、解除後の期間も推定期間に含めている。

変数の順序は、Honda and Tachibana (2011) に従い、マクロ経済変数、金融政策変数、金融変数の順にした。すなわち、コア CPI、IIP、FF レート、ダミー変数×ベースマネー、株価指数、ボラティリティ指数に並べている。この順番は、FRB が政策変数を決める際には同時点の物価水準と生産高を参考にするが、その物価水準および生産高は金融政策ショックに対して 1 期遅れて反応する仮定に基づ

⁵ 第二次オイルショックに伴うインフレ対策として、それまでの金利重視の金融政策から通貨量重視の金融政策が導入され、1978 年に制定された「完全雇用・均衡成長法(Full Employment and Balanced Growth Act 通称 ハンフリー・ホーキンス法)」によって、FRB は、通貨量と信用量の年間伸びの範囲についての目標と計画を議会に半年ごとに報告することが義務付けられた。また、通貨量(M1 が中心)の成長率目標の実現をめざし、79 年 10 月から 82 年 9 月まで FF レートの代わりに非借入準備(non borrowed reserve)を運営目標として、準備供給量をコントロールするようになった。その後、M1 の変動が实体经济や他の通貨量との動きと合わなくなってしまうため、1982 年 10 月に M1 の成長率目標は破棄された。代わりに M2 が重視されるようになり、運営目標も借入準備(borrowed reserve)に変更された。しかしながら、通貨量重視の政策も長続きせず、92 年には M2 を含めたすべての通貨量を目標という政策運営上の位置づけから格下されることになった。2000 年には、完全雇用・均衡成長法が期限切れし、通貨量の予想発表を取りやめた。その後、公表はされないまま、ゼロ金利に至る 2008 年 12 月まで FF レートが政策指標であった。

いている。加えて、株式市場とボラティリティ指数で表す投資家心理がマクロ経済ショックや金融ショックに対して即座に反応することも仮定している。

4. 予備推定

前章で紹介した SVAR モデルの推定結果を報告する前に、本章では4タイプの予備推定を行う。1つ目の予備推定として、全標本期間(2004年1月から2016年12月まで)についての内生変数が (p, y, r, bm) である4変数 VAR モデルを推計し、シュワルツ情報量規準(Schwarz information criterion: 以下 SC)に基づいて、最適ラグ次数を決定する[予備推定(1)]。2つ目の予備推定として、内生変数が (p, y, r, bm, s) の5変数 SVAR モデルを推定する[予備推定(2)]。内生変数に株価指数(s)を含めた理由としては、ベースマネー・ショック(以下、BM ショック)が株式市場にどのような影響を与えるかを見るためである。3つ目の予備推定として、内生変数が (p, y, r, bm, dv) である5変数 VAR モデルを推定する[予備推定(3)]。ボラティリティ指数(dv)は、投資家の恐怖心理を示すパラメータとして知られている。内生変数にボラティリティ指数(dv)を含めることで、中央銀行によるベースマネーの供給が投資家心理にどのように影響を与えるかを見ることができると考えた。4つ目の予備推定として、内生変数が (p, y, r, bm, s, dv) である6変数 SVAR モデルを推定する[予備推定(4)]。予備推定(4)では、株式市場の回復に伴って投資家心理が改善されることから、株価指数とボラティリティ指数を内生変数として同時に扱う。予備推定(2)~(4)では、ダミー変数が入っていない標準的な SVAR モデルを推定するわけだが、これら予備推定を通じてダミー変数が入っている SVAR モデル(i)~(vi)の特徴を浮かび上がらせることを目的にしている。

4-1. 予備推定(1)の結果

Tab.3 : 予備推定(1)ー最適ラグ次数の決定ー

Endogenous variables: p, y, r, bm						
Exogenous variables: C						
Sample: 2004M01 - 2016M12						
Included observations: 156						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1833.205	NA	199266.8	23.55391	23.63211	23.58567
1	-252.2376	3060.590	0.000385	3.490226	3.881233	3.649036
2	-177.313	141.2040	0.000181	2.734782	3.438595*	3.020641
3	-149.5798	50.84433	0.000156	2.584356	3.600975	2.997262*
4	-133.7496	28.21012	0.000157	2.586534	3.915958	3.126488
5	-114.4015	33.48716*	0.000151*	2.543609*	4.185839	3.210612
6	-102.7696	19.53560	0.000160	2.599610	4.554646	3.393661
7	-91.93985	17.63306	0.000172	2.665895	4.933737	3.586995
8	-77.95211	22.05758	0.000178	2.691694	5.272341	3.739841
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

まず、予備推定(1)の計算結果を Tab.3 に示す。Tab.3 には、制約条件の無い 4 変数 VAR モデルに対するラグ次数を決定するための、いくつかの情報基準量を計算している。検定の際に設定した最大ラグ次数は 8 カ月である。出力された表には設定した最大ラグまで、全てのすべてのラグ次数に対する情報基準が表示されている。SC は、回帰モデルが多く項を含みすぎることに対してペナルティを課するものである。SC に基づくと、好ましいモデルは、最も低い基準値を持つことになる。Tab.3 の SC の項目をみると、最も基準値が低いラグ次数は 2 カ月である。よって、予備推定(1)の推定結果より、本稿の SVAR モデル(i)~(vi)のラグ次数は 2 カ月とする⁶。

⁶ 全標本期間における内生変数が (p, y, r, bm, s) あるいは (p, y, r, bm, dv) である 5 変数 VAR モデルの場合も、最適ラグ次数は 2 カ月

4-2. 予備推定(2)の結果

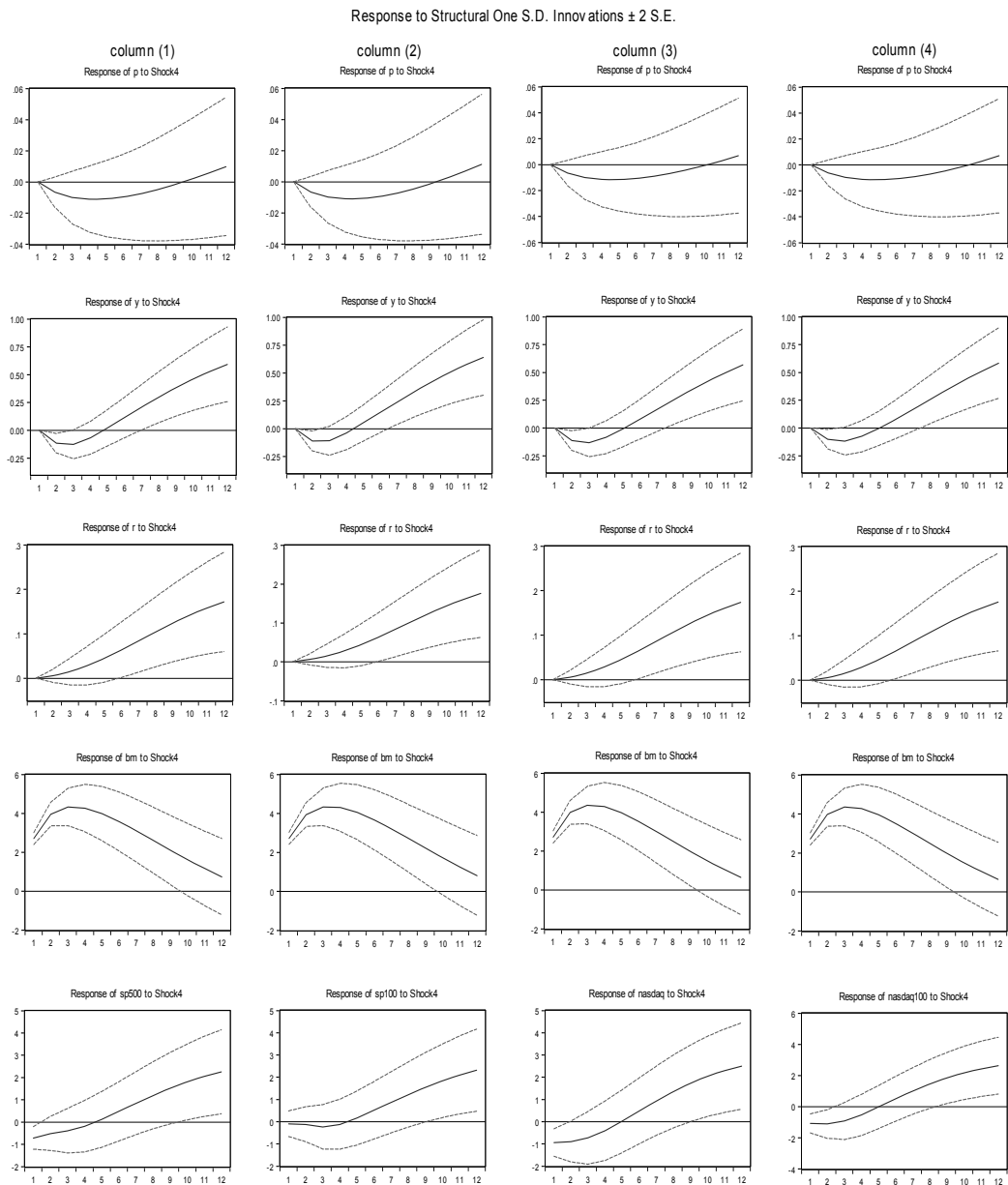


Fig.3：予備推定(2) BM ショックに対するインパルス応答

であった。しかし、内生変数が (p, y, r, bm, s, dv) である6変数VARモデルでは、SCに基づく、最適ラグ次数が1ヵ月であった。加えて、標本期間をQE政策期(2008年11月から2014年10月まで)にし、4変数VARモデルを推計した場合、SCに基づく最適ラグ次数は2ヵ月であった。これらの結果から、本稿のSVARモデルはラグ次数を2ヵ月とした。

次に、予備推定(2)について述べる。予備推定(2)では、全標本を用いて内生変数が (p, y, r, bm, s) の5変数SVARモデルを推定した。内生変数の s は株価指数を表しているが、それぞれ用いた指数はS&P500 [column (1)]、S&P100 [column (2)]、NASDAQ-composite [column (3)]とNASDAQ-100 [column (4)]の4種類である⁷。推定結果をFig.3に示す。各columnは、ベースマネーの正のショック（以下、BMショック）に対する各変数のインパルス応答関数を表している。BMショックの大きさは1標準偏差である。図の実線は、インパルス応答関数の点推定、点線は ± 2 標準誤差の信頼区間を表示している。

予備推定(2)を総じていうと、BMショックは株価指数、IIPとFFレートに正の影響を及ぼし、CPIには有意な反応を示していない。各株価指数に関してだが、当初は負の反応であったが、5カ月後には正の反応を見せ、9～10カ月後には信頼区間がゼロから有意に離れている。IIPに関しては、当初の1～5カ月は負の反応を示すが、5カ月後には正の反応を示しはじめ、7カ月後には信頼区間がゼロから有意に離れている。BMショック後の株価指数とIIPの動学的反応の違いを見ると、株価指数とIIPはほぼ同時期に正の反応を示している。つまり、量的緩和によって株価を引き上げ、その株価上昇によって生産が増加するという株価チャネルは見いだせておらず、むしろ景気回復に伴って株価が上昇する結果となった。理由としては、推定期間が2004年1月から2016年12月であるため、量的緩和期の影響を必ずしもとらえているわけでないからである。

FFレートに関して述べると、FFレートは一貫して上昇しており、流動性効果は見られない。このFFレートの上昇に関して、3つの要因が考えられる。1つ目の要因として、景気回復局面における金利上昇があげられる。政策金利であるFFレートは、FRBが景気や経済状況に合わせて誘導目標を決めるので、米国の景気が良くなったり物価が上がり続けたりすれば、FRBがFFレートを引き上げる可能性が高まる。Fig.1でFFレートとIIPの動きを確認すると、2004年1月から2007年8月までFFレートは上昇傾向を示し、一方で2004年1月から2007年11月までIIPは増加している。このことから、FFレートとIIPのデータが標本期間中の多くで、共に上昇する動きがあることが確認できた。また、インパルス応答関数でも、FFレートとIIPが同方向に動くことが確認できる。Fig.3を見ると、IIPの上昇とともに金利が上昇しており、景気回復による金利上昇の反応と見て取れる⁸。

2つ目の要因として、FRBが実施したゼロ金利政策があげられる。FRBは2008年12月から2015年12月までの7年間に渡り、ゼロ金利政策を実施している。FFレートの下限余地がなくなっており、流動性効果は検出しにくいのは当然のことである。

⁷ S&P500 とは、S&P ダウ・ジョーンズ・インデックス(S&P Dow Jones Indices)が算出・公表している株価指標で、ニューヨーク証券取引所(NYSE)、NYSE MKT(かつてのアメリカン証券取引所)、NASDAQ に上場する 500 銘柄(24 産業グループ)を浮動株調整後の時価総額比率で加重平均し、指数化したものである。S&P100 は、S&P 500 のサブ指数で、時価総額上位 100 のブルーチップ（優良銘柄）の株価を基に算出され、時価総額の比率で加重平均して指数化したものである。NASDAQ-composite(NASDAQ 総合指数)は、アメリカの全米証券業協会 (NASD) が開設・運営している電子株式市場「NASDAQ」に上場しているすべての銘柄を対象にした株価指数のことであり、時価総額加重平均で算出した指数である。NASDAQ-100 は、NASDAQ に上場する非金融業（金融セクター以外）の時価総額上位 100 銘柄の時価総額で加重平均し、算出される株価指数である。

⁸ 標本期間を 2008 年 11 月から 2014 年 10 月までの QE 政策期のみデータを用いて、内生変数が (p, y, r, bm, s) の 5 変数 SVAR モデルを推定した。すべての株価指数を含むモデルで、BM ショックは一貫して FF レートを引き下げて、流動性効果がみられた(多くのモデルで 5 カ月後には有意にゼロから離れ、6 カ月後にはボトムを迎える)。また、BM ショックは有意に S&P500 および S&P100 を上昇させたが(2 カ月後にゼロから有意に離れていた)、NASDAQ 市場には有意な反応を示さなかった。一方、すべての株価指数を含むモデルで、CPI および IIP は有意な反応を示していなかった。この結果は、標本期間が短く、推定結果にバイアスが生じたことに起因するかもしれない。

3つ目の要因として、FRBが実施したオペレーション・ツイストが考えられる。FRBは、2011年9月21日のFOMC(連邦公開市場委員会)後の声明で、「長期国債を4000億ドル購入し、同額の短期国債を売却する」と発表し、オペレーション・ツイストの導入を発表している。通常の金融緩和政策は、長期国債の買い入れによって長期金利を低下させ、企業の設備投資や個人の住宅・車購入などを促し、景気回復を図ることを目的にしている。しかしながら、金融緩和に伴って通貨供給量が増えるために、インフレが懸念される。オペレーション・ツイストでは、長期金利を低下させると同時に、短期金利を上昇させる。オペレーション・ツイスト下では、長期資金を市場に放出して長期金利を押し下げ、同時に短期資金を市場から吸収することによって短期金利を引き上げることから、通貨供給量を一定に保つことができる。オペレーション・ツイスト下での長期金利を押し下げる目的は、投資需要を増やすことによる景気回復である。一方、オペレーション・ツイスト下での短期金利の引き上げは、海外への資本流出を減らし、インフレを抑制することを目的にしている。FRBは2011年9月21日から2012年12月末までオペレーション・ツイストを実施しており、その期間中の通貨供給量は変化なしにFFレートが上昇する効果がある⁹。これら3つの要因より、BMショック後にFFレートが引き上がる結果となったと考える。

4-3. 予備推定(3)の結果

続いて、予備推定(3)の結果について述べる。予備推定(3)では、全標本を用いて内生変数が(p, y, r, bm, dv)の5変数SVARモデルを推定した。内生変数の dv はボラティリティ指数を表しており、それぞれ用いた指数はVIX [column (5)]、VXO [column (6)]とVXN [column (7)]の3種類である。2003年9月22日に、近年の特定市場の成長に関する顧客からの提案に応じて、CBOE(シカゴ・オプション取引所)はS&Pオプションの取引の値動きをもとに2つのボラティリティ指標を算出し普及させ始めた。具体的には、VIX(CBOE Volatility Index)とVXO(CBOE S&P 100 Volatility Index)である。VIXは、S&P500指数(SPX)を対象とするオプション取引の値動きを元に算出・公表したものであり、今後30日間に予想されるSPXのボラティリティに関する投資家のコンセンサス予測を反映するように設計されている。このため、投資家の恐怖心理を示すパラメータとされている。VXOはS&P100指数(OEX)を対象とするオプション取引の値動きを元に算出・公表したボラティリティ指数である¹⁰。VXNは、NASDAQ-100指数(NDX)のオプション価格に基づいて算出された短期的なボラティリティの市場予想を表す重要な指標である。VIX同様、今後30日間に予想されるNDXの振れ幅を予想した数値であることから、NASDAQ版のVIXとして知られている。

⁹ 2012年6月21日のFOMCで、FRBは6月末に終了予定だったオペレーション・ツイストを2012年末まで延長することを決定している。

¹⁰ 2003年9月22日、CBOEはボラティリティ指数(VIX)の計算に際し、2つの重要な機能強化を加えている。1つはS&P500指数(SPX)のオプション価格に基づいたことであり、もう1つはVIXの新しい計算方法を採用したことである。2003年以前のVIXはS&P100指数(OEX)のオプション価格をもとに計算されていた。しかしながら、近年のSPXのオプション取引件数は一日当たり140,000件を超え、SPXには8,000億ドル以上の資産が登録されていることから、CBOEはSPXのオプション価格をもとにVIXを算出することを決めた。新しい計算方法に関しては、より広範なオプション行使価格を考慮した公式を採用している。一方、2003年以前は、オプションのインデックス価格に近い権利行使価格を採用していた。VXOは、1993年以降に導入されたボラティリティ指標の算出方法を継続している。この指標は1986年から価格履歴を持つが、算出方法は1993年以降に導入されたVIXのものと変わりはない。2003年9月22日以降は、S&P100ボラティリティ指数として知られ、新証券コードであるVXOが与えられた(2003年9月以前は、VIXである)。

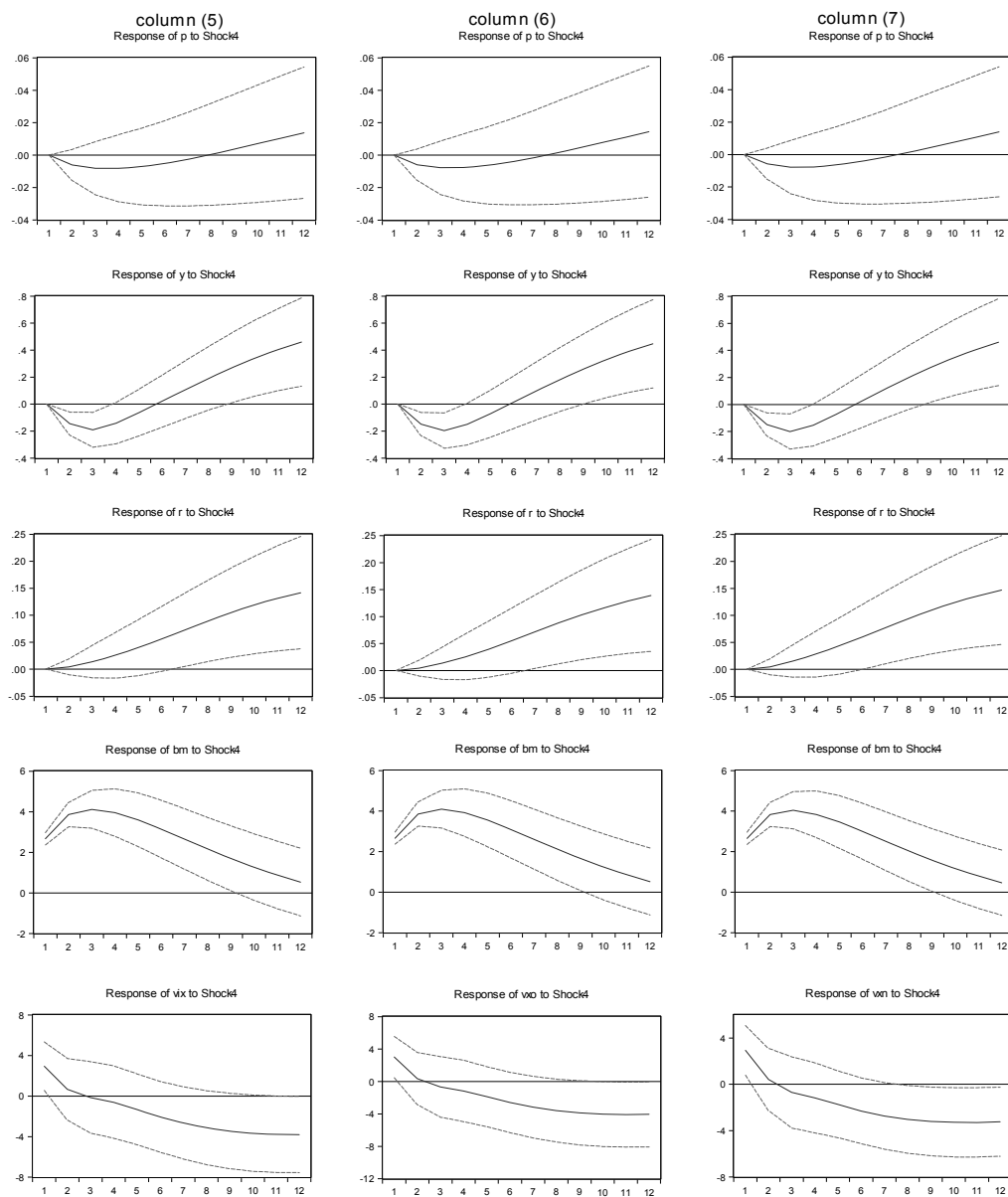
Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Fig.4: 予備推定(3) BM ショックに対するインパルス応答

推定結果をFig.4に示す。予備推定(2)と同様に、各columnは、BMショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。予備推定(3)を総じていうと、BMショックはボラティリティ指数には有意に負の影響を与え、IIPとFFレートには正の影響を及ぼす。一方で、CPIには有意な反応を与えない。IIP、FFレートとCPIの結果は、予備推定(2)と同様のものではあった。各ボラティリティ指数に関しては、BMショックを与えた1～2カ月後は正の反応を示しているが、3カ月後には負の反応となり、約8カ月後に信頼区間がゼロから有意に離れていることがわかる。このボラティリティ指数の反応は予備推定(2)の株価指数とは逆の動きである。ボラティリティ指数は、数値が高いほど「投資家が相場の先行きに不透明感を持っている」ことを意味し、投資家の恐怖心理を示すパラメータであるとされる。このことから、株式市場の回復とともに、投資家の恐怖心理が薄れ、ボラティリティ指数が低下していったと考える¹¹。

¹¹ 標本期間を2008年11月から2014年10月までのQE政策期のみデータを用いて、内生変数が (p, y, r, bm, dv) の5変数SVARモデルを推定した。すべてのボラティリティ指数を含むモデルで、BMショックは一貫してFFレートを引き下げて、流動性効果がみられた(多くのモデルで信頼区間が5カ月後には有意にゼロから離れ、6カ月後にはボトムを迎える)。また、BMショックはすべてのボラティリティ指数を低下させ、IIPを上昇させるが、有意にゼロから離れることはなかった。CPIに関しては、有意な反応を示さなかった。

4-4. 予備推定(4)の結果

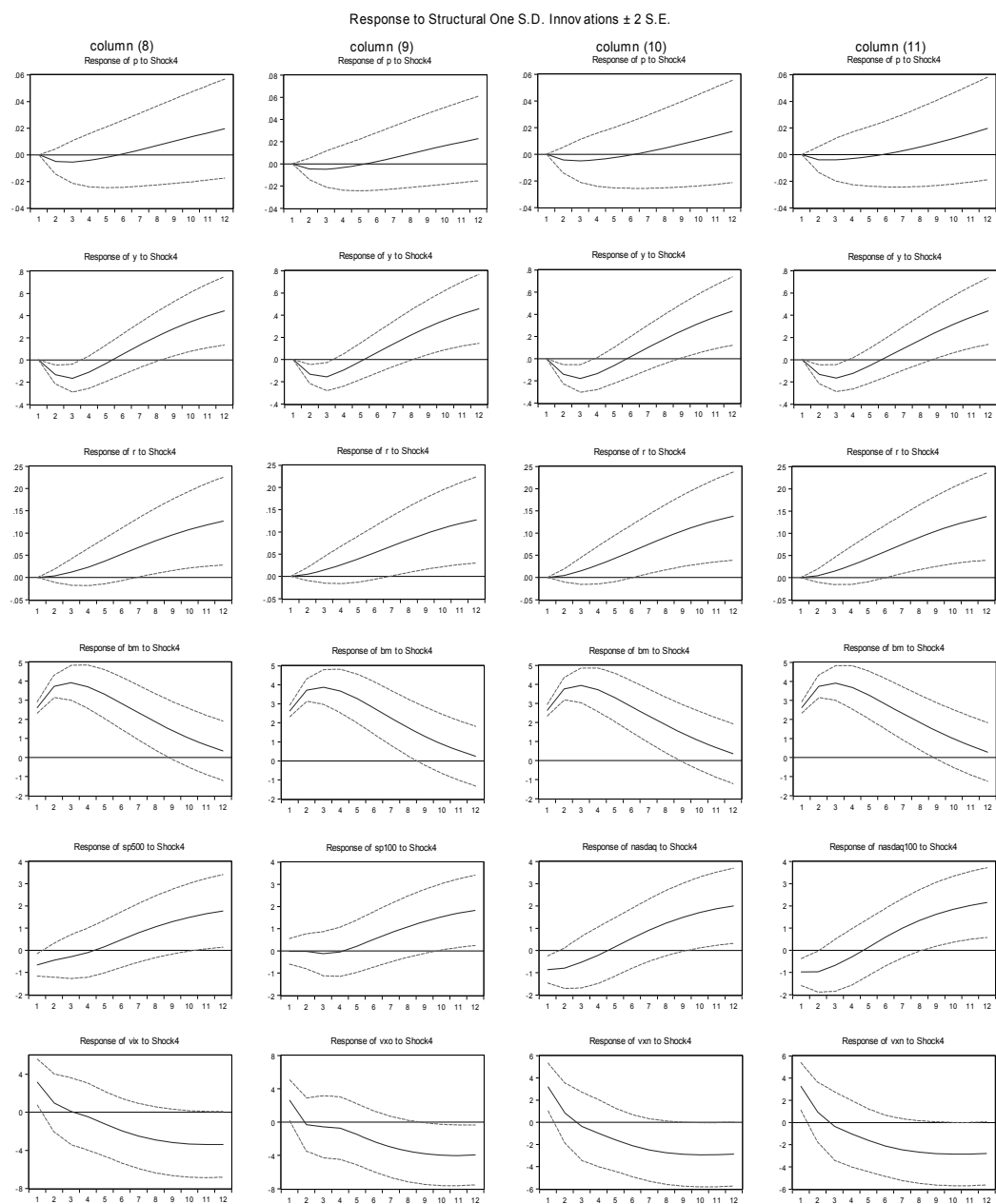


Fig.5：予備推定(4) BM ショックに対するインパルス応答

最後に、予備推定(4)の結果について述べる。予備推定(4)では、全標本を用いて内生変数が(p, y, r, bm, s, dv)の6変数SVARモデルを推定した。推定結果をFig.5に示す。column (8)はS&P500とそのボラティリティ指数であるVIXの組み合わせであり、column (9)はS&P100とそのボラティリティ指数であるVXOの組み合わせ、column (10)はNASDAQ-compositeとNASDAQ-100のボラティリティ指数であるVXNの組み合わせ、column (11)はNASDAQ-100とそのボラティリティ指数であるVXNの組み合わせである。column (10)のNASDAQ-compositeとVXNを組み合わせているが、これはNASDAQ-compositeのボラティリティ指数が公表されていないからである。また、予備推定(4)の各columnはBMショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。予備推定(4)を総じていうと、BMショックは株価指数に有意に正の影響を与え、ボラティリティ指数には有意に負の影響を及ぼすことが見て取れる。また、これまでの予備推定と同様にIIPとFFレートには正の影響を及ぼす一方で、CPIには有意な反応を与えない。株価指数と投資家の投資家の恐怖心理を表すボラティリティ指数の動きが逆に表れていることから、これまでの予備推定の結果と整合的な結果が得られた¹²。

しかしながら、これら予備推定の結果は、QE政策の固有の結果を推定したものではない。なぜなら、これまでの予備推定では、2008年11月から2014年10月までQE政策を実施していたという先見の情報を利用してないからである。前節でも述べたように、QE政策期とそれ以外の期間では、ベースマネー残高の増加の影響は異なっているかもしれないし、ベースマネーの動学的プロセスにも構造変化が起きているかもしれない。さらに、ベースマネー残高の増加の影響もQE1、QE2、QE3と区別すると、それぞれのQE政策の採用時期によって異なるかもしれない。これらの可能性を無視して、QE政策ショックの効果を推定しても、その値にバイアスが生じる可能性を除去できないと考える。そこで、本稿では、ベースマネー(bm)の代わりとして、ベースマネーにQE政策ダミーを乗じた変数($dqe \times bm$)、QE1ダミーを乗じた変数($dqe1 \times bm$)、QE2ダミーを乗じた変数($dqe2 \times bm$)、QE3ダミーを乗じた変数($dqe3 \times bm$)をそれぞれ用いてSVARモデル(i)~(vi)を推定する。これらのモデルの推定結果については、次章で取り上げる。

¹² 標本期間を2008年11月から2014年10月までのQE政策期のみのデータを用いて、内生変数が(p, y, r, bm, s, dv)の6変数SVARモデルを推定した。すべてのボラティリティ指数を含むモデルで、BMショックは一貫してFFレートを引き下げて、流動性効果がみられた(多くのモデルで5ヵ月後には信頼区間が有意にゼロから離れ、6ヵ月後にはボトムを迎える)。また、BMショックは、すべての株価指数を引き上げる一方、ボラティリティ指数を低下させた(ただし、信頼区間が有意にゼロから離れることはなかった)。IIPおよびCPIに関しては、有意な反応を示さなかった。

5. 推定結果

本章では、SVAR モデル(i)～(vi)の推定結果を報告する。なお、SVAR モデルのラグ回数については、予備推定(1)をもとに、いずれのモデルも 2 カ月で統一した。ラグ回数を 2 カ月に統一した理由として、6 つの SVAR モデル間の結果を比較するためである。

5-1. SVAR モデル(i)の推定結果

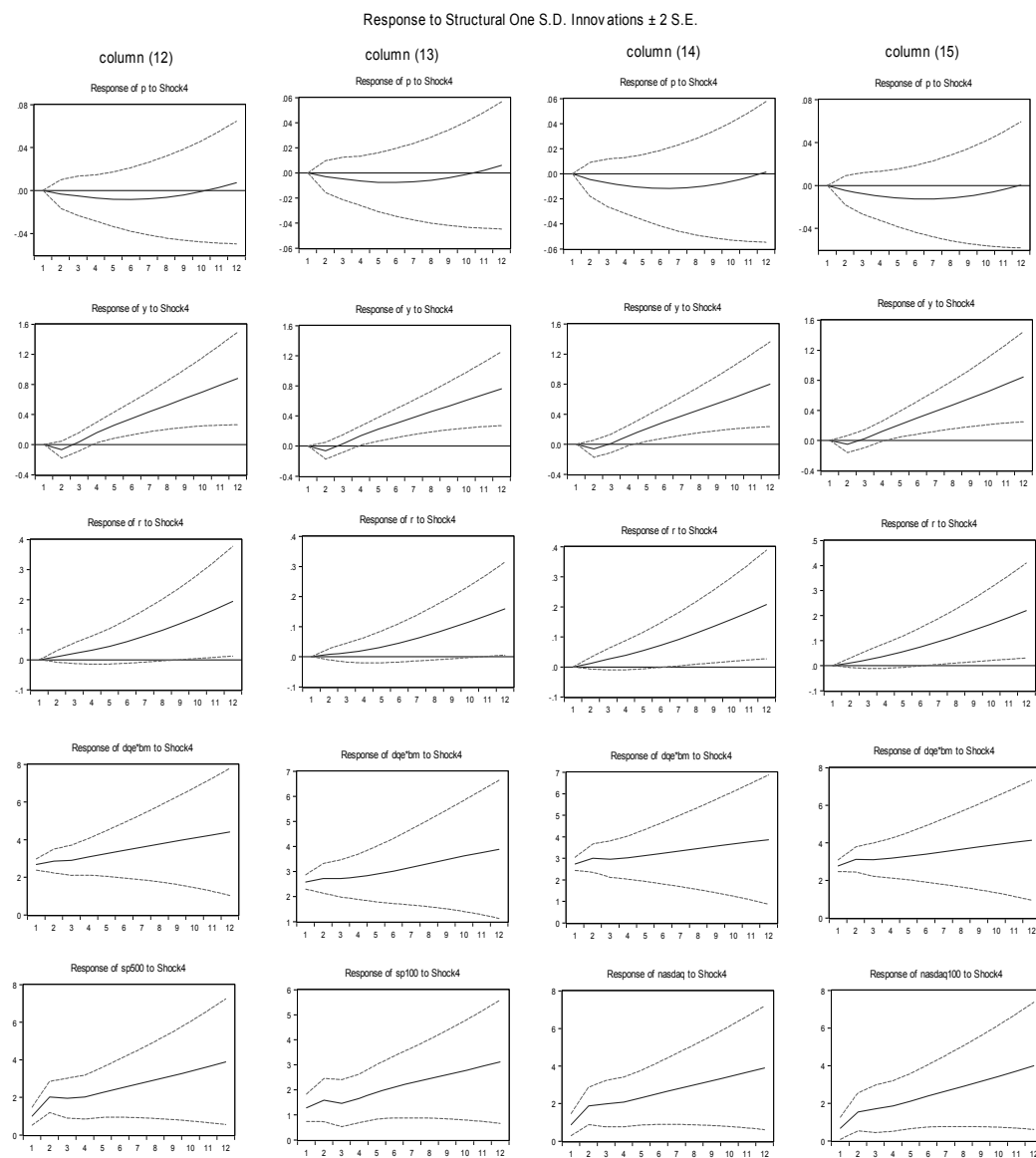


Fig.6 : QE ショックに対するインパルス応答関数 [Model (i)]

まず、SVAR モデル(i)の推定結果について述べる。Fig.6 は、SVAR モデル(i)の推計結果であり、 $dqe \times bm$ の正のショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。 $dqe \times bm$ はベースマネーに QE 政策ダミーを乗じた変数であるため、この変数の正のショックを量的金融緩和ショック(以下、QE ショック)とみなすことができる。

column(12)は内生変数を($p, y, r, dqe \times bm, sp500$)と、column(13)は内生変数を($p, y, r, dqe \times bm, sp100$)と、column(14)は内生変数を($p, y, r, dqe \times bm, nasdaq$)と、column(15)は内生変数を($p, y, r, dqe \times bm, nasdaq100$)としたときの推計結果を掲載している。

コアCPIの動学的反応についてだが、column(12)~(15)のすべてのケースで正の反応を示しておらず、信頼区間がゼロから有意に離れることはなかった。SVARモデル(i)の分析では、QE政策は物価に対して効果が見られない。IIPのインパルス応答関数についてだが、いずれのcolumnについてもQEショックの3カ月後より正の反応を示し、かつ4~5カ月以降に信頼区間がゼロから有意に離れている[column(12)と(13)のケースで4カ月以降、column(14)と(15)のケースで5カ月以降にゼロから有意に離れている]。その影響も、いずれのcolumn間で大差ない結果を得た。

FFレートに関してだが、いずれのcolumnも負の有意な動学的反応を示していないことから、流動性効果は検出できなかった。このFFレートの動学的反応に関して、3つの原因が考えられる。その3つは、景気回復に伴う金利上昇、ゼロ金利政策、オペレーション・ツイストである。1つ目の景気回復による金利上昇に関しては、FFレートとIIPの動学的反応の表れ方によって見て取れる。IIPの動学的反応はQEショック受けてから3ヶ月後に上昇し始め、4~5カ月以降は信頼区間がゼロから有意に離れている。一方、FFレートは3カ月後に上昇し始め、10~11カ月以降は信頼区間がゼロから有意に離れている。FFレートとIIPの動きはほぼ同調しており、景気回復による金利上昇が一因として考えられる。2つ目のゼロ金利政策に関してだが、その実施期間が2008年11月から2015年12月である。SVARモデル(i)に用いられているQE政策のダミー変数(dqe)は、2008年11月から2014年10月を1、それ以外の期間を0とした変数である。このダミー変数が1となっている期間には、ゼロ金利政策の実施期間が含まれるため、短期金利の下限余地はほとんどない状況となり、流動性効果が検出しにくくなると考える。3つ目のオペレーション・ツイストに関してだが、その実施期間は2011年9月21日から2012年12月までである。これもQE政策のダミー変数(dqe)が1となっている期間中に、その実施期間が含まれるため、短期金利が上昇する傾向になると思われる。以上の3点から短期金利が上昇したと考える。この結果は、予備推定(2)~(4)と整合的である。

株価指数の動学的反応を見てみると、いずれの株価指数についても正の反応を示し、かつQEショックの1カ月後に信頼区間がゼロから有意に離れている。このことからQE政策は株価に対して正の有意な影響を持っていることがわかる。QEショックに対する株価指数とIIPの動学的反応の違いを見ると、QEショック後、株価指数は1カ月後に正の反応を示すのに対して、IIPは3カ月後に正の反応を表している。このことから、QE政策は株価を引き上げ、その株価の上昇によって生産が増加したという株価チャネルを示唆する結果を得た。この株価に対する結果は、予備推定(2)~(4)と異なるものである。

5-2. SVAR モデル(ii)の推定結果

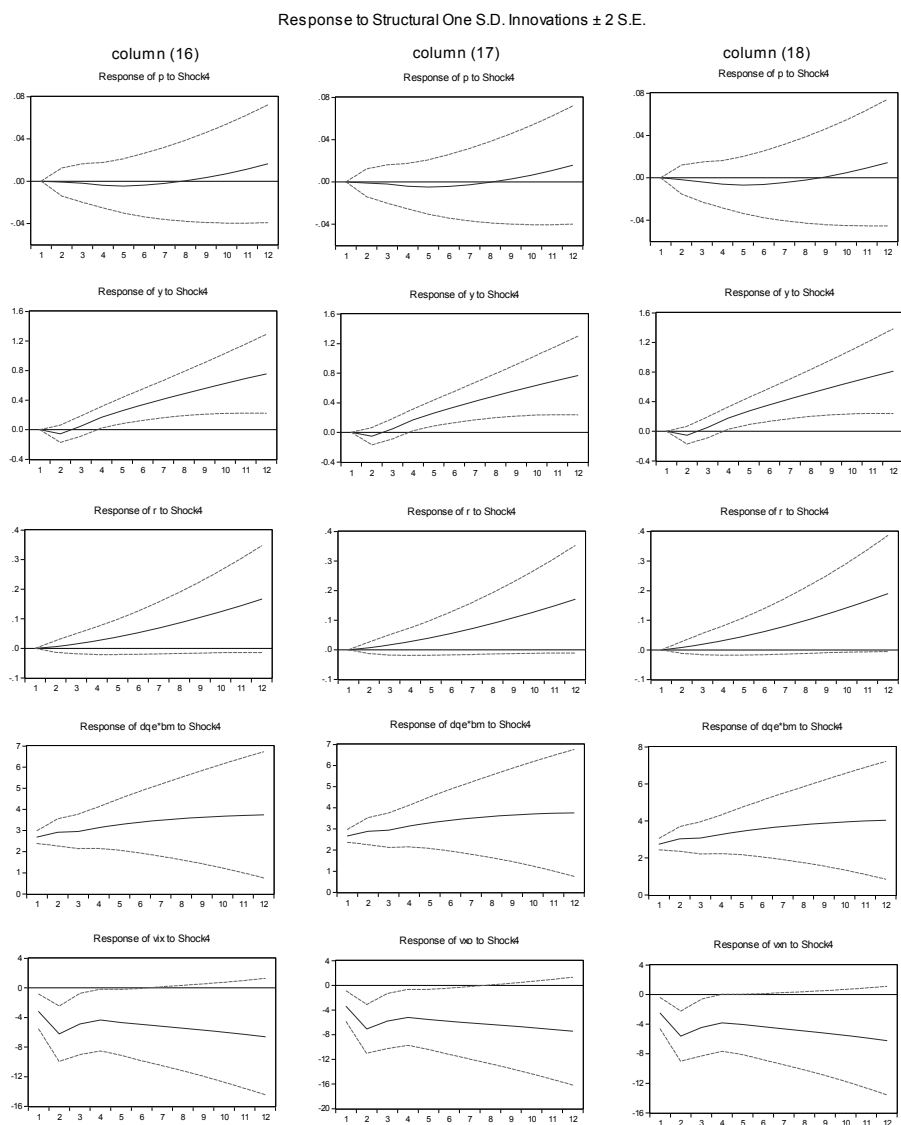


Fig.7 : QE ショックに対するインパルス応答関数 [Model (ii)]

次に、SVARモデル(ii)の推定結果について述べる。Fig.7は、SVARモデル(ii)の推計結果であり、QEショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。column(16)は内生変数を $(p, y, r, dqe \times bm, vix)$ と、column(17)は内生変数を $(p, y, r, dqe \times bm, vxo)$ と、column(18)は内生変数を $(p, y, r, dqe \times bm, vxn)$ としたときの推計結果を掲載している。いずれのパネルについても、 $dqe \times bm$ の正のショックに対する動学的反応を表している。

コアCPIの動学的反応についてだが、column(16)~(18)のすべてのケースで有意な反応を示さなかった。この結果はSVARモデル(i)の分析と同様のものであり、QE政策は物価に対して有効ではない。IIPのインパルス応答関数についてだが、いずれのcolumnについてもQEショックの3カ月後より正の反応を示し、かつ4カ月以降に信頼区間がゼロから有意に離れている。その影響も、いずれのcolumn間で大差ない結果を得た。このIIPの反応はSVARモデル(i)と同様のものである。

FFレートに関してだが、いずれのcolumnでも負の有意な動学的反応を示していないことから、流動性効果は検出できなかった。また、信頼区間がゼロから有意に離れることはなかった。FFレートは上昇傾向にあるが、理由はSVARモデル(i)のときと同様に、景気回復に伴う金利上昇、ゼロ金利政策、オペレーション・ツイストと考える。

ボラティリティ指数の動学的反応を見てみると、いずれのcolumnについてもQEショックの1カ月後より負の反応を示し、かつ7カ月後以内に信頼区間がゼロから有意に離れている。column(16)のVIXのケースでは、QEショックの1~6カ月後の間に信頼区間がゼロから有意に離れている。column(17)のVXOのケースでは、QEショックの1~7カ月後の間に信頼区間がゼロから有意に離れている。また、column(18)のVXNのケースでは、QEショックの1~3カ月後の間に信頼区間がゼロから有意に離れている。これらボラティリティ指数のインパルス応答関数は、予備推定(3)~(4)のものよりも早い反応を示している。これらボラティリティ指数の反応から、QE政策はボラティリティ指数を押し下げ、投資家の相場の先行きに関する不透明感を緩和させる効果があることが示唆される。

5-3. SVAR モデル(iii)の推定結果

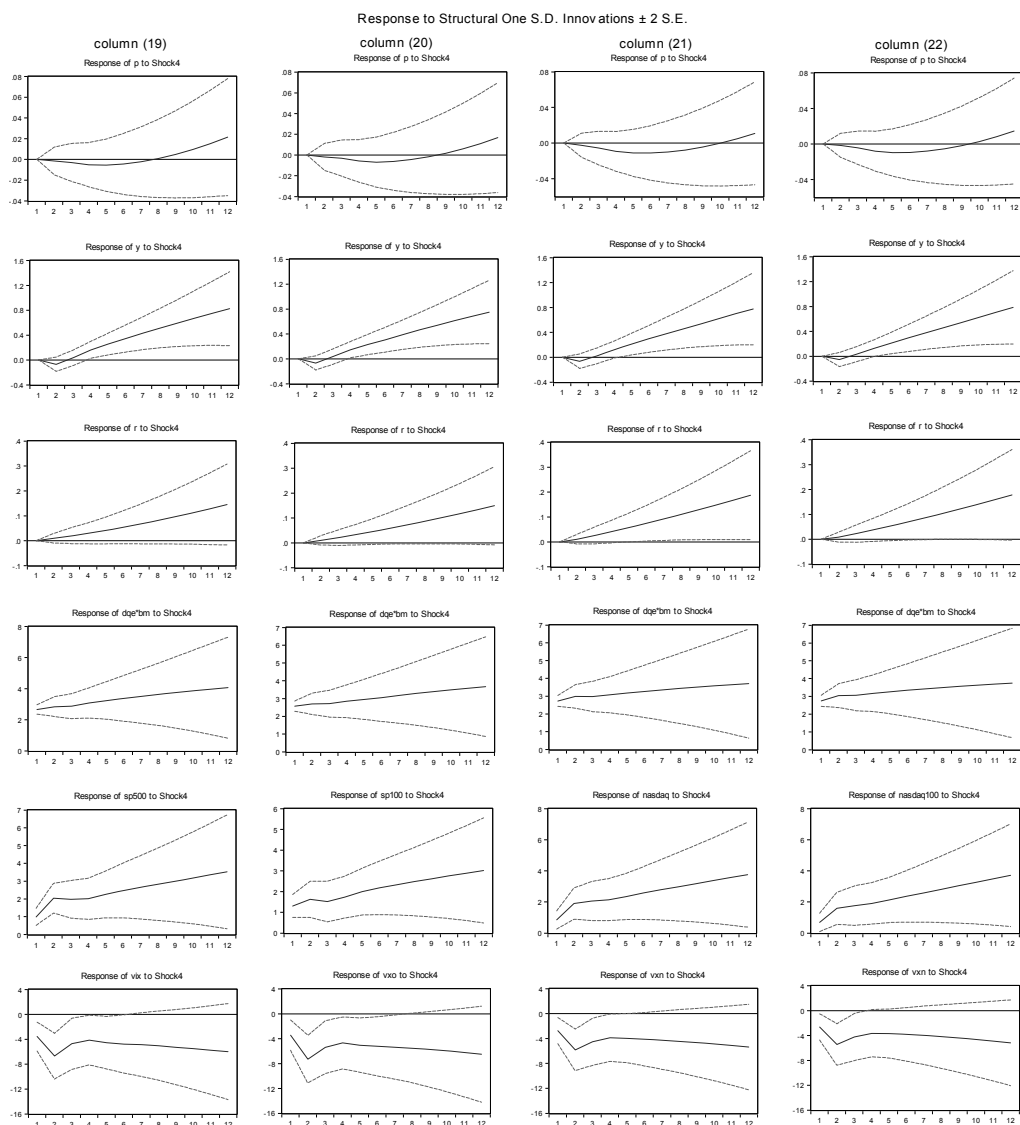


Fig.8 : QE ショックに対するインパルス応答関数 [Model (iii)]

続いて、SVAR モデル(iii)の推定結果について述べる。Fig.8は、SVAR モデル(iii)の推計結果であり、QE ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。column(19)は内生変数を($p, y, r, dqe \times bm, sp500, vix$)と、column(20)は内生変数を($p, y, r, dqe \times bm, sp100, vxo$)と、column(21)は内生変数を($p, y, r, dqe \times bm, nasdaq, vxn$)と、column(22)は内生変数を($p, y, r, dqe \times bm, nasdaq100, vxn$)としたときの推計結果を掲載している。株式市場の回復に伴って投資家心理が改善されることから、SVAR モデル(iii)は予備推定(4)と同様に、株価指数とボラティリティ指数を内生変数として同時に扱っている。

コア CPI の動学的反応についてだが、column(19)~(22)のすべてのケースで有意な反応を示さなかった。この結果は SVAR モデル(i)~(ii)の分析と同様のものであり、QE 政策は物価に対しては効果が見られない。QE ショックに対する IIP の動学的反応を見てみると、いずれの column についても、ショック 3 カ月後より正の反応を示し、5 カ月後以内に信頼区間がゼロから有意に離れている[column(19)と(20)は 4 カ月後に、column(21)と(22)は 5 カ月後にゼロから有意に離れている]。QE ショックに対する IIP の影響は、column(19)~(22)の間で大差ない結果を得た。

FF レートの動学的反応に関してだが、いずれの column でも負の有意な反応を得ていないことがわかる[column(19)、(20)と(22)では信頼区間がゼロから有意に離れることはなかったが、column(21)では QE ショックの 7 カ月後にゼロから離れている]。つまり、FF レートは上昇傾向にあり、流動性効果は検出できない結果となった。このような FF レートの反応の要因は、これまでの推定結果と同様に、景気回復に伴う金利上昇と、ゼロ金利政策、オペレーション・ツイストの影響が考えられよう。

株価指数の動学的反応に関してだが、SVAR モデル(i)の結果と同様に、いずれの株価指数も正の反応を示し、かつ QE ショックの 1 カ月後より信頼区間がゼロから有意に離れている。一方で、ボラティリティ指数の動学的反応は負の反応を示し、かつ QE ショックの 1 カ月後に信頼区間がゼロから有意に離れている。株価指数とボラティリティ指数の反応は、SVAR モデル(i)と(ii)の結果と同じものであった。QE ショックに対する株価指数と IIP の動学的反応の違いを見てみると、株価指数が先に反応し、その反応に 1~2 カ月遅れて IIP が反応している。また、QE ショックに対するボラティリティ指数と IIP の動学的反応の違いを見てみると、ボラティリティ指数が先に反応し、その反応に 1~2 カ月遅れて IIP が反応している。このことから、SVAR モデル(iii)の推計結果でも、量的緩和政策が株価を引き上げ、投資家の市場に対する不安感を緩和させ、そして株価の上昇と市場に対する不透明間を緩和によって生産高が増加するという株価チャネルが示された。

これまでの SVAR モデル(i)~(iii)では、内生変数にベースマナーに QE 政策ダミーを乗じた変数 $dqe \times bm$ を用いて SVAR モデルを推計し、QE 政策の効果を見てきた。この推定方法では、QE1 から QE3 のショックを個別に扱わず、1 つのショックとして見做すことから、QE 政策全体の効果を見ていることになる。米国の量的緩和政策は、政策時期によって QE1、QE2、QE3 と区別され、実施してきたファシリティの内容も異なる。このことから、以下の SVAR モデル(iv)~(vi)では、内生変数に QE1 ダミーを乗じた変数($dqe1 \times bm$)、QE2 ダミーを乗じた変数($dqe2 \times bm$)、QE3 ダミーを乗じた変数($dqe3 \times bm$)をそれぞれ用いて、各 QE 政策の効果を推定する。

5-4. SVAR モデル(iv)の推定結果

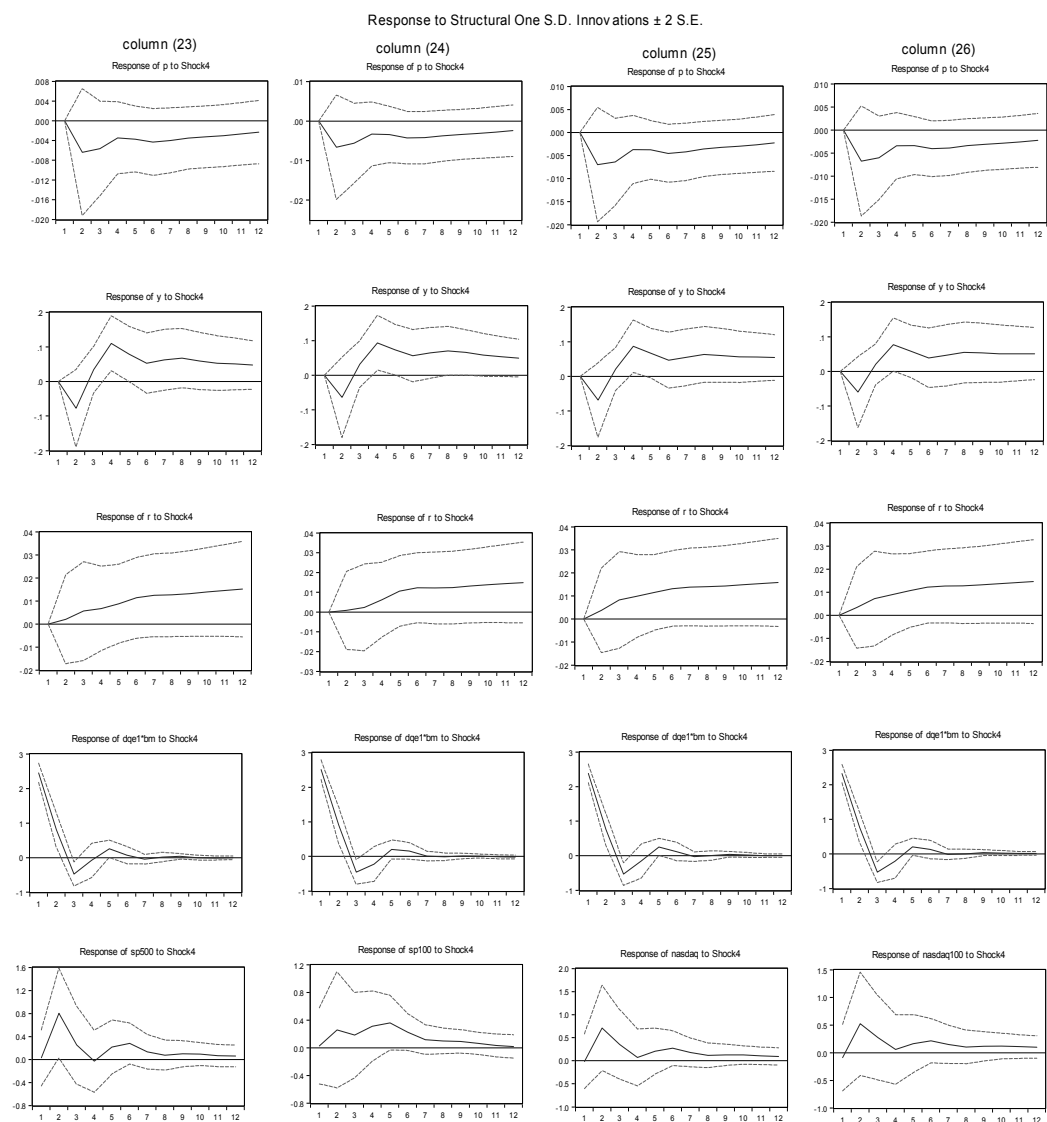


Fig.9 : QE1 ショックに対するインパルス応答関数 [Model (iv-1)]

SVAR モデル(iv)の推定結果を、Fig.9～11 に示す。Fig.9 は、SVAR モデル(iv)における QE1 ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。column(23)は内生変数を($p, y, r, dqe1 \times bm, sp500$)と、column(24)は内生変数を($p, y, r, dqe1 \times bm, sp100$)と、column(25)は内生変数を($p, y, r, dqe1 \times bm, nasdaq$)と、column(26)は内生変数を($p, y, r, dqe1 \times bm, nasdaq100$)としたときの推計結果を掲載している。いずれのパネルについても、 $dqe1 \times bm$ の正のショックに対する動学的反応を表している。

コア CPI の動学的反応についてだが、column(23)～(26)のすべてのケースで正の有意な反応を示さなかった。この結果は SVAR モデル(i)～(iii)の分析と同質のものであり、QE1 は物価に対して有効な政策ではなかったことが示唆される。

IIP のインパルス応答関数だが、いずれの column も正の反応を示し、かつ QE1 ショック後の半年以内の期間については一部で有意な推定結果が得られた(すべての column で、4 カ月後には信頼区間がゼロから有意に離れている)。4 カ月後における IIP の反応の大きさをみると、column(23)は 0.11、column(24)と(25)は 0.09、column(26)は 0.08 となり、大差ない結果を得た。また、4 カ月後における IIP の反応の大きさを SVAR モデル(i)と比べてみると、column(12)が 0.16、column(13)が 0.14、column(14)と(15)が 0.12 と SVAR モデル(iv-1)の結果と大きく変わることはなかった(ただし、SVAR モデル(iv-1)と SVAR モデル(i)における IIP の反応の形状は異なる)。

FF レートに目を移すと、いずれの column についても、QE1 ショックに対し FF レートは負の有意な反応を示しておらず、流動性効果は検出できなかった。その反応はむしろ上昇傾向にあるが、その信頼区間がゼロから有意に離れることはなかった。流動性効果が見られない一因として、本稿で設定した QE1 の期間が 2008 年 11 月から 2010 年 10 月であり、その期間にはゼロ金利政策によって FF レートはほぼゼロ%(0.4～0.2%)の下限に達していたことがあげられよう。この結果は、これまでの推定結果ものと整合的である。

株価指数のインパルス応答関数についてだが、株価指数によってその動学的反応は異なる結果となった。QE1 ショックに対して S&P500 は正の反応を示し、かつショック後の半年以内の期間については一部で有意な推定結果が得られた(ショックの 2 カ月後には、信頼区間がゼロから有意に離れている)。しかし、S&P100、NASDAQ-composite や NASDAQ-100 においては、正の反応を示すものの、信頼区間がゼロから有意に離れることはなかった。S&P500 は、NYSE、NYSE MKT、NASDAQ に上場している銘柄から代表的な 500 銘柄をもとに算出される指数であることから、S&P500 の動学的反応は株式市場全体の動きを捉えているといえる。このことから、QE1 ショックに対して株式市場全体は正の反応を示すものの、銘柄(あるいは個別市場)によっては反応に違いが生じたと考える。QE1 ショックに対する株価指数と IIP の反応の違いを見てみると、株価指数はショック後 2 カ月後にピークを迎えるのに対して、IIP は 4 カ月後にピークを迎える。このことから、QE1 は株価を引き上げ、その株価上昇によって生産高が増加したという株価チャネルを示唆する結果を得た。

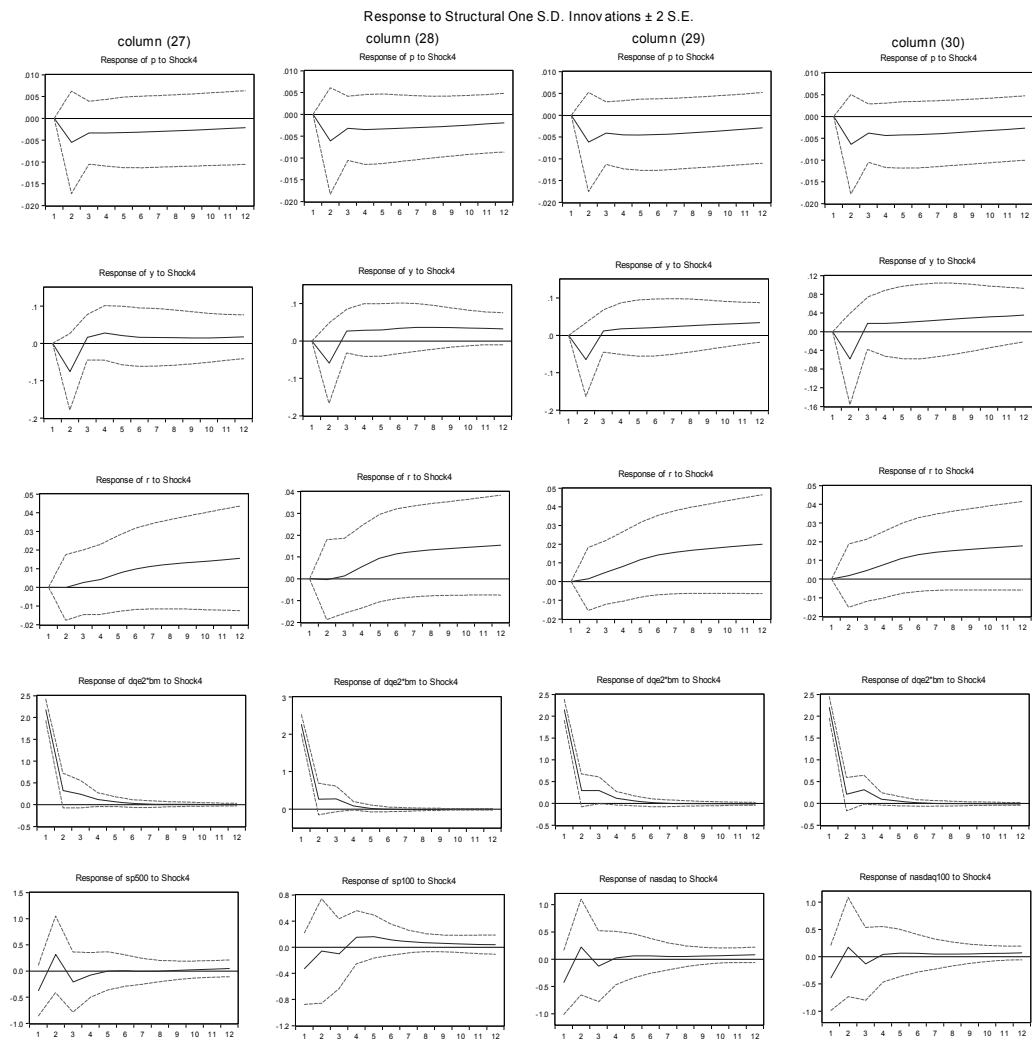


Fig.10 : QE2 ショックに対するインパルス応答関数 [Model (iv-2)]

Fig.10 は、SVAR モデル(iv)における QE2 ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。column(27) は内生変数を $(p, y, r, dqe2 \times bm, sp500)$ と、column(28) は内生変数を $(p, y, r, dqe2 \times bm, sp100)$ と、column(29) は内生変数を $(p, y, r, dqe2 \times bm, nasdaq)$ と、column(30) は内生変数を $(p, y, r, dqe2 \times bm, nasdaq100)$ としたときの推計結果を掲載している。いずれのパネルについても、 $dqe2 \times bm$ の正のショックに対する動学的反応を表している。コア CPI の動学的反応についてだが、column(27)~(30) のすべてのケースで正の有意な反応を示さなかった。この結果は SVAR モデル(i)~(iv-1) の分析と同質のものであり、QE2 も物価に対して有効な政策ではなかったことが示された。IIP のインパルス応答関数だが、いずれの column も正の反応は見られるものの、その大きさは小さく、また信頼区間がゼロから有意に離れることはなかった。このことから、QE2 によって生産高は回復基調がみられるものの、その影響はあまり大きくないことが示唆される。QE2 ショックに対する FF レートの反応を見てみると、いずれの column も負の有意な反応は示さなかった。このような結果になった一因は、ゼロ金利政策とオペレーション・ツイストの影響からであろう。

株価指数の動学的反応に目を移すと、S&P100 を除く株価指数においてショックの 2 カ月後に正の反応を示すものの、信頼区間がゼロから有意に離れることはなかった。この結果の一因には、ギリシャ危機に伴うリスクマネーの安全資産へのシフトが関係している。QE2 の実施時期には、ギリシャ危機が起こっている。2009 年 10 月にギリシャ共和国において政権交代が行われ、旧政権が行ってきた財政赤字の隠ぺいが明らかになった。従来、ギリシャの財政赤字は GDP の 5% 程度と公表していたが、実際は 12.7%(2010 年 4 月に 13.6% に修正) に膨らんでいた。2010 年 1 月には、欧州委員会がギリシャの統計上の不備を指摘したことが報道され、同国の財政状況の悪化が世界的に報道されることになった。これに対して、ギリシャ政府は財政再建化計画を発表したが、その前提となっていた経済成長があまりにも楽観的であったため、格付け会社はこぞってギリシャ国債の格付けを引き下げ、マーケットでは債務不履行の不安からギリシャ国債は暴落した。また、株式市場も影響を受けて、世界各国の平均株価が低下し、外国為替市場ではユーロも下落した。2011 年 6 月にはギリシャ債務問題に加えて、イタリアの銀行株が下落したことで欧州金融システムへの不安が強まっていった。また、米国の QE2 の終了や景気減速懸念から、ヘッジファンドなどは資金を商品や株式などのリスク資産から国債などの安全資産に、緩やかではあるがシフトさせていった。QE2 では米国債を 1 カ月あたり約 750 億ドルのペースで合計 6000 億ドル分購入しているため、長期金利は政策的に引き下がる傾向にある(Fig.2 を参照)。しかし、ボラティリティ指数を見ると、QE2 実施期間中には高まっていることから、米国株式投資家の株式市場に対する不透明感が増している。米国の景気後退懸念や欧州の債務危機などにより、投資家の不安心理の高まりが、株式市場から債券市場にマネーシフトを起こさせたと考える。以上のことより、QE2 では、株価上昇による IIP の増加は見られず、株価チャネルはなかったと思われる。

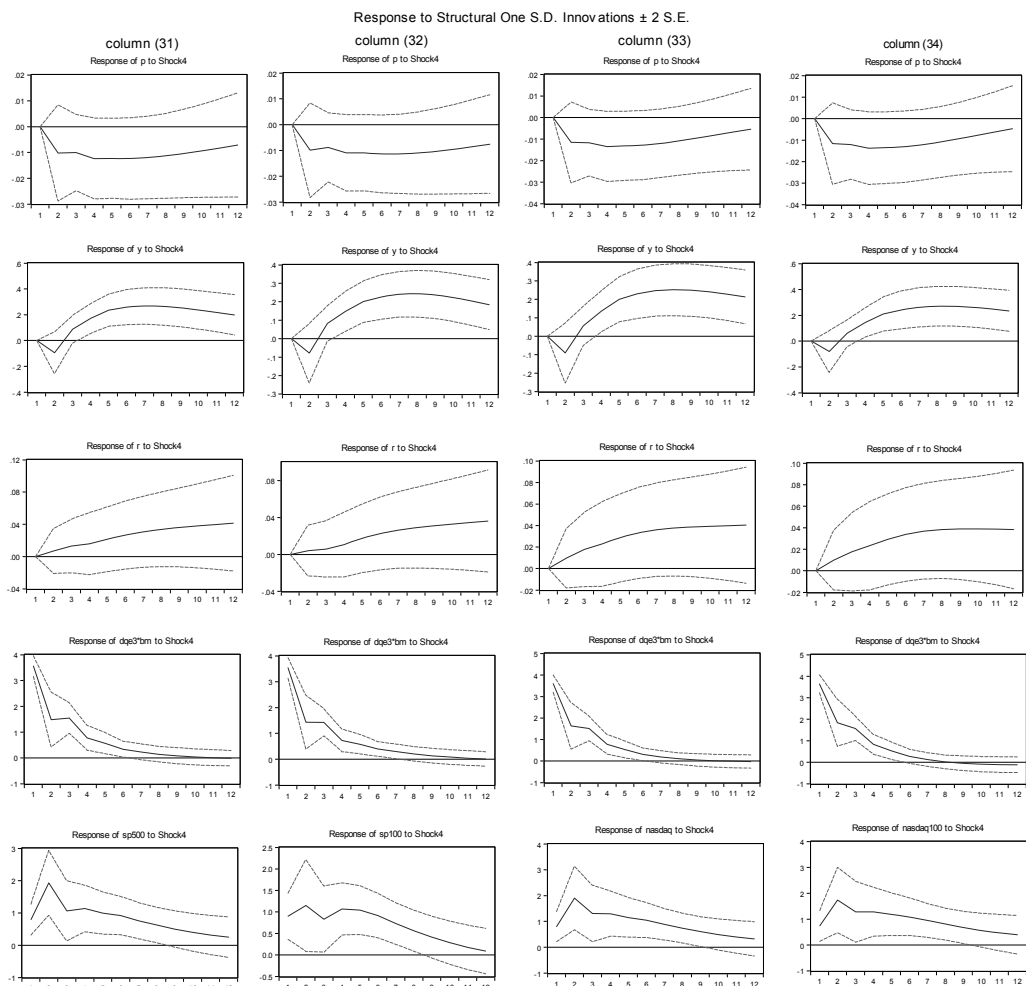


Fig.11 : QE3 ショックに対するインパルス応答関数 [Model (iv-3)]

Fig.11 は、SVAR モデル(iv)における QE3 ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。column(31) は内生変数を $(p, y, r, dqe3 \times bm, sp500)$ と、column(32) は内生変数を $(p, y, r, dqe3 \times bm, sp100)$ と、column(33) は内生変数を $(p, y, r, dqe3 \times bm, nasdaq)$ と、column(34) は内生変数を $(p, y, r, dqe3 \times bm, nasdaq100)$ としたときの推計結果を掲載している。いずれのパネルについても、 $dqe3 \times bm$ の正のショックに対する動学的反応を表している。コア CPI のインパルス応答関数を見てみると、これまでの分析結果と同様に、column(31)~(34) のすべてのケースで正の有意な反応が表れず、QE3 も物価に対して有効な政策ではなかったことが示唆される。

IIP に関しては、いずれの column も正の反応が見られ、また半年以降の期間で信頼区間がゼロから有意に離れている。QE3 ショックに対する IIP の動学的反応は多くのケースで 7 カ月後にピークを迎える。QE3 と QE2 ショックに対する IIP の動学的反応の大きさをピーク時で比較した場合、QE3[column(31)]では 0.27(ピークはショック 7 カ月後)、QE2[column(27)]では 0.03[ピークはショック 4 カ月後]であり、QE3 は QE2 に比べて IIP を 9 倍増加させる効果があったことが分かった。同様に、QE3 と QE1 ショックに対する IIP の点推定をピーク時の大きさと比べると、QE3 は QE1 に比べて IIP を約 2.5 倍増加させる効果があったことがわかった[column(31)と(23)を比較した]。これらのことから、IIP に対する政策効果は QE3 が最も大きく、次いで QE1 で、QE2 が最も効果が低かったといえる。

FF レートに目を移すと、QE1 と QE2 の分析結果と同様に、QE3 ショックに対して負の有意な反応を示しておらず、流動性効果はない。事実上のゼロ金利政策を 2014 年終盤から 2015 年半ばまで延長しており、本稿で設定した QE3 の期間には FF レートの下限余地はない。また、オペレーション・ツイストも 2012 年末まで QE3 と並行して行っていることから、流動性効果が見られないことは当然である。

株価指数のパネルを見ると、すべての株価指数で正の有意な反応が見られ(ピークは QE3 ショック 2 カ月後である)、QE3 ショック 1~8 月後の期間で信頼区間がゼロから有意に離れていることが確認できる。株価指数と IIP の動学的反応の違いを確認すると、QE3 ショックに対して株価指数が先に反応し、2 カ月遅れて IIP が正の反応を示している。このことから、QE3 は株価を引き上げ、その株価の上昇によって生産高を増加するという株価チャネルを示唆する結果が得られた。

5-5. SVAR モデル(v)の推定結果

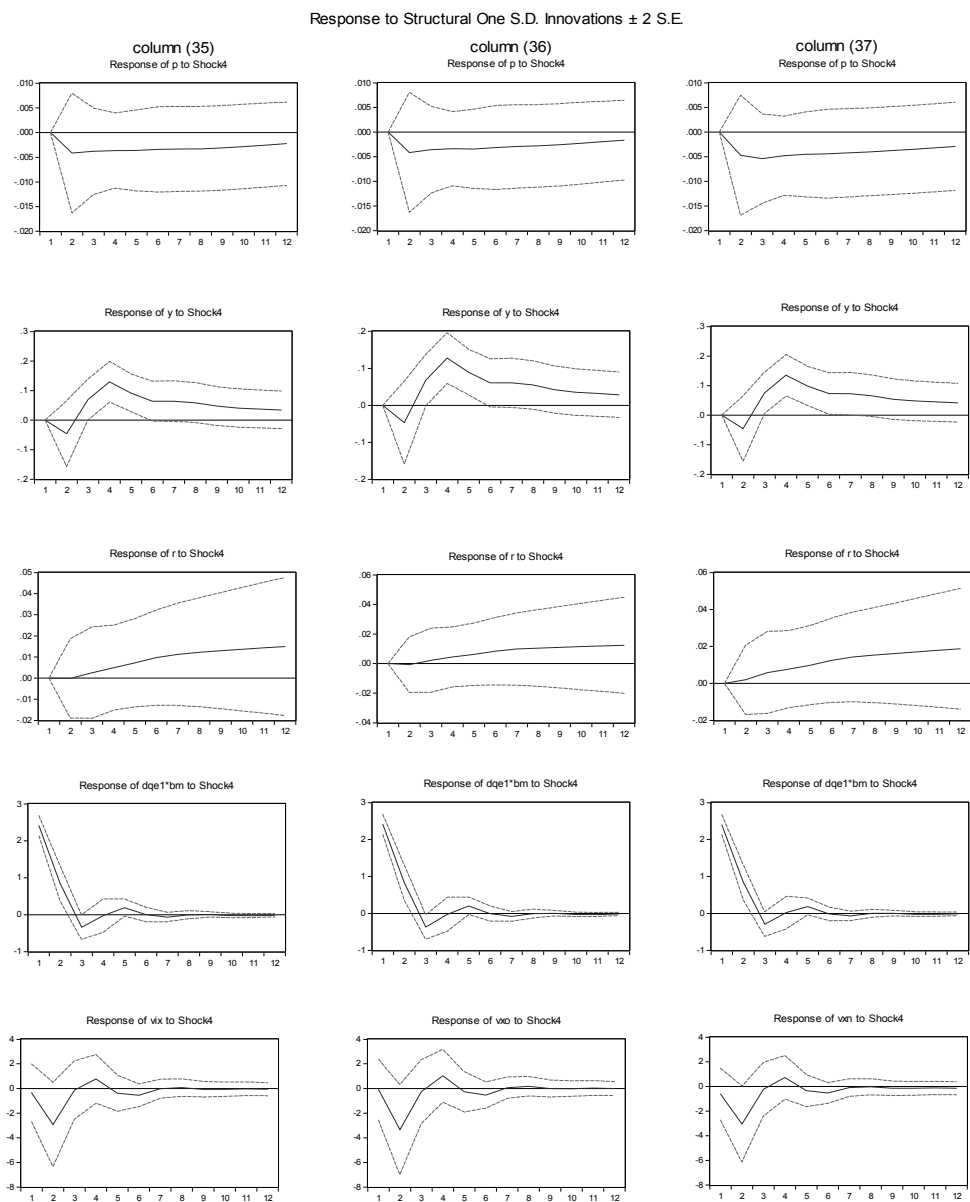


Fig.12 : QE1 ショックに対するインパルス応答関数 [Model (v-1)]

SVAR モデル(v)の推定結果を、Fig.12～14 に示す。Fig.12 は、SVAR モデル(v)における QE1 ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。column(35)は内生変数を($p, y, r, dqe1 \times bm, vix$) と、column(36)は内生変数を($p, y, r, dqe1 \times bm, vxo$) と、column(37)は内生変数を($p, y, r, dqe1 \times bm, vxn$) としたときの推計結果を掲載している。いずれのパネルについても、 $dqe1 \times bm$ の正のショックに対する動学的反応を表している。

コア CPI の動学的反応についてだが、column(35)～(37)のすべてのケースで正の有意な反応を示さなかった。この結果は SVAR モデル(iv - 1)の分析と同質のものであり、QE1 は物価に対して有効な政策ではなかったことが示唆される。

IIP のインパルス応答関数だが、いずれの column も正の反応を示し、かつ QE1 ショック後の半年以内の期間については一部で有意な推定結果が得られた(すべての column で、3～6 カ月後の期間中に信頼区間がゼロから有意に離れている)。反応のピーク時である 4 カ月後における IIP の反応の大きさをみると、すべての column で 0.13 であり、SVAR モデル(iv-1)の時と大差ない結果を得た。

FF レートに目を移すと、いずれの column についても、QE1 ショックに対して負の有意な反応を示しておらず、流動性効果は検出できなかった。流動性効果が見られない一因として、ゼロ金利政策によって FF レートはほぼゼロ%(0.4～0.2%)の下限に達していたことであり、SVAR モデル(iv-1)の結果と同質である。

ボラティリティ指数の動学的反応を見てみると、いずれの column についても QE ショックの 1 カ月後より負の反応を示すものの、信頼区間がゼロから有意に離れたか否かはボラティリティ指数間で差が出た。VIX および VXO は信頼区間がゼロから有意に離れることはなかったが、VXN は QE1 ショック 2 カ月後に有意に離れている。いずれのボラティリティ指数の反応のボトムは QE1 ショック 2 カ月後である。

これらボラティリティ指数の動学的反応は、予備推定(3)～(4)のものよりも早く、SVAR モデル(iii)と同じであった(ただし、形状は SVAR モデル(iii)のものとは異なる)。これらボラティリティ指数の反応から、QE 政策はボラティリティ指数を押し下げ、投資家の相場の先行きに関する不透明感を緩和させる効果があることが示唆される。

Response to Structural One S.D. Innovations ± 2 S.E.

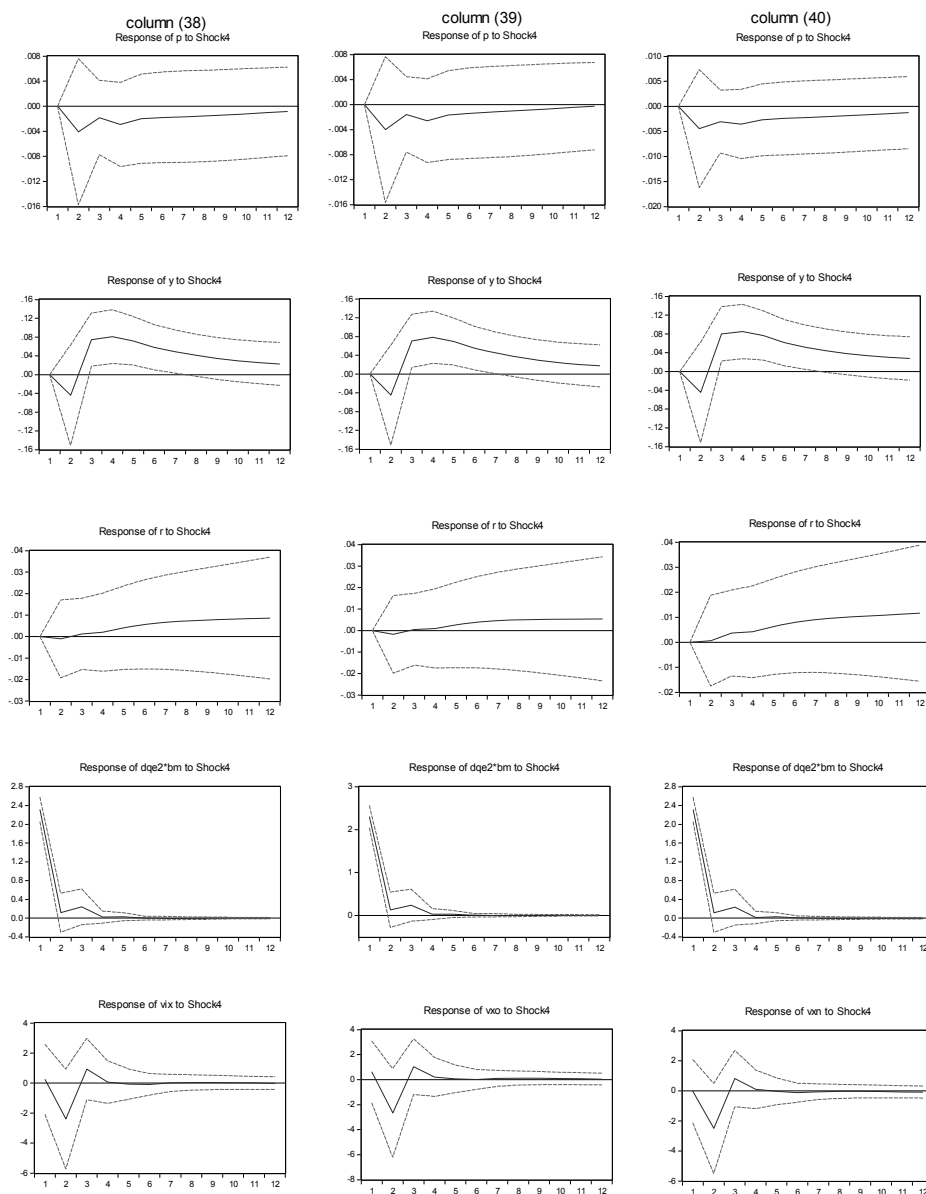


Fig.13 : QE2 ショックに対するインパルス応答関数 [Model (v-2)]

Fig.13 は、SVAR モデル(v)における QE2 ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。column(38)は内生変数を($p, y, r, dqe2 \times bm, vix$)と、column(39)は内生変数を($p, y, r, dqe2 \times bm, vxo$)と、column(40)は内生変数を($p, y, r, dqe2 \times bm, vxn$)としたときの推計結果を掲載している。いずれのパネルについても、 $dqe2 \times bm$ の正のショックに対する動学的反応を表している。

コア CPI の動学的反応についてだが、すべての column で正の有意な反応を示さなかった。この結果は SVAR モデル(iv-2)の分析と同質のものであり、QE2 は物価に対して有効な政策ではなかったことが示された。IIP のインパルス応答関数だが、いずれの column も正の反応を示し、かつ QE2 ショック後の半年以内の期間については一部で有意な推定結果が得られた(すべての column で、3~7 カ月後の期間中に信頼区間がゼロから有意に離れている)。この結果は、SVAR モデル(iv-2)のものとは異なるものであった。また、反応のピーク時である 4 カ月後における IIP の点推定の大きさを、column(38)~(40)間で比べると、0.078~0.085 の範囲の値が計測され、SVAR モデル(iv-2)の時と比べると約 2 倍の値である。ただし、QE2 ショックに対する IIP の点推定の数値は、SVAR モデル(v-1)のものの 1/2 の大きさであるため、その影響は QE1 比べてあまり大きくないことが示唆される。

FF レートに目を移すと、いずれの column についても、QE2 ショックに対して負の有意な反応を示しておらず、流動性効果は検出できなかった。これまでの QE2 の分析結果と同様に、流動性効果が見られない要因は、FF レートの下限余地のなさとおペレーション・ツイストであろう。

ボラティリティ指数の動学的反応を見てみると、いずれの column についても負の反応を示し、QE2 ショックの 2 カ月後にボトムを迎える。ただし、すべてのボラティリティ指数で、信頼区間がゼロから有意に離れることはなかった。このような結果を得た一因は、ギリシャ危機を端に発する欧州債務危機が関係しているかもしれない。QE2 の実施で投資家の市場に対する不安は緩和されるが、欧州債務危機による欧州金融システムへの不安、米国の QE2 の終了や景気減速懸念から、市場に対する不安感が強まる結果となったと考える。

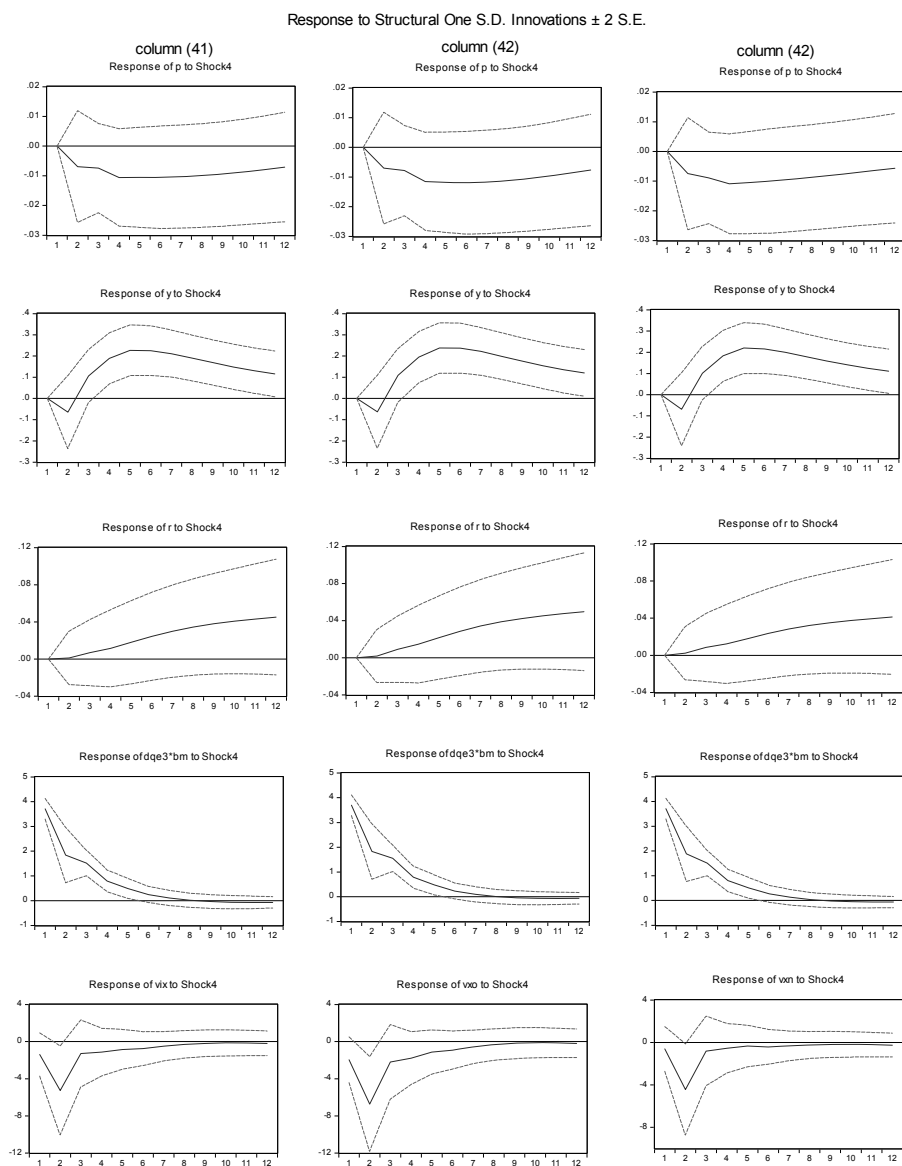


Fig.14 : QE3 ショックに対するインパルス応答関数 [Model (v-3)]

Fig.14 は、SVAR モデル(v)における QE3 ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。column(41)は内生変数を($p, y, r, dqe3 \times bm, vix$)と、column(42)は内生変数を($p, y, r, dqe3 \times bm, vxo$)と、column(43)は内生変数を($p, y, r, dqe3 \times bm, vxn$)としたときの推計結果を掲載している。いずれのパネルについても、 $dqe3 \times bm$ の正のショックに対する動学的反応を表している。

コア CPI の動学的反応についてだが、すべての column で正の有意な反応を示さなかった。この結果は SVAR モデル(iv-3)の分析と同質のものであり、QE3 は物価に対して有効な政策ではなかったことが示された。

IIP に関しては、いずれの column も正の反応が見られ、また 4~11 カ月後の期間で信頼区間がゼロから有意に離れている。QE3 ショックに対する IIP の動学的反応はすべてケースで 5 カ月後にピークを迎える。QE3 と QE2 ショックに対する IIP の動学的反応の大きさをピーク時で比較した場合、QE3[column(41)]では 0.23(ピークはショック 5 カ月後)、QE2[column(38)]では 0.081(ピークはショック 4 カ月後)であり、QE3 は QE2 に比べて IIP を約 2.8 倍増加させる効果があったことが分かった。同様に、QE3 と QE1 ショックに対する IIP の点推定をピーク時の大きさと比べると、QE3[column(41)]は先ほどと同じ 0.23(ピークはショック 5 カ月後)、QE1[column(35)]は 0.13 の値(ピークはショック 4 カ月後)をつけており、QE3 は QE1 に比べて IIP を約 1.8 倍増加させる効果があったことがわかった。これらのことから、IIP に対する政策効果は QE2、QE1、QE3 の順に大きくなることが示され、SVAR モデル(iv)の時と同質の結果となった。

FF レートは、いずれの column についても、QE3 ショックに対して負の有意な反応を示しておらず、流動性効果は検出できなかった。このような流動性効果が見られない要因は、ゼロ金利政策とオペレーション・ツイストであろう。

ボラティリティ指数の動学的反応を見てみると、いずれの column についても負の有意な反応を示し、QE2 ショックの 2 カ月後にボトムを迎える。また、すべてのボラティリティ指数で、QE3 ショック 2 カ月後に、信頼区間がゼロから有意に離れている。このことから、QE3 は、投資家の市場に対する不安を緩和させる効果があることが示された。

SVAR モデル(iv)および(v)では、株価指数とボラティリティ指数を内生変数として同時に扱わずに、分析を進めてきた。しかしながら、株価の値動きとボラティリティ指数で表される投資家心理は裏表の関係にあるため、内生変数として同時に扱う必要がある。このため、以下の SVAR モデル(vi)では、予備推定(4)および SVAR モデル(iii)と同様に、株価指数とボラティリティ指数を同時に扱った 6 変数 SVAR モデルを推定する。

5-6. SVAR モデル(vi)の推定結果

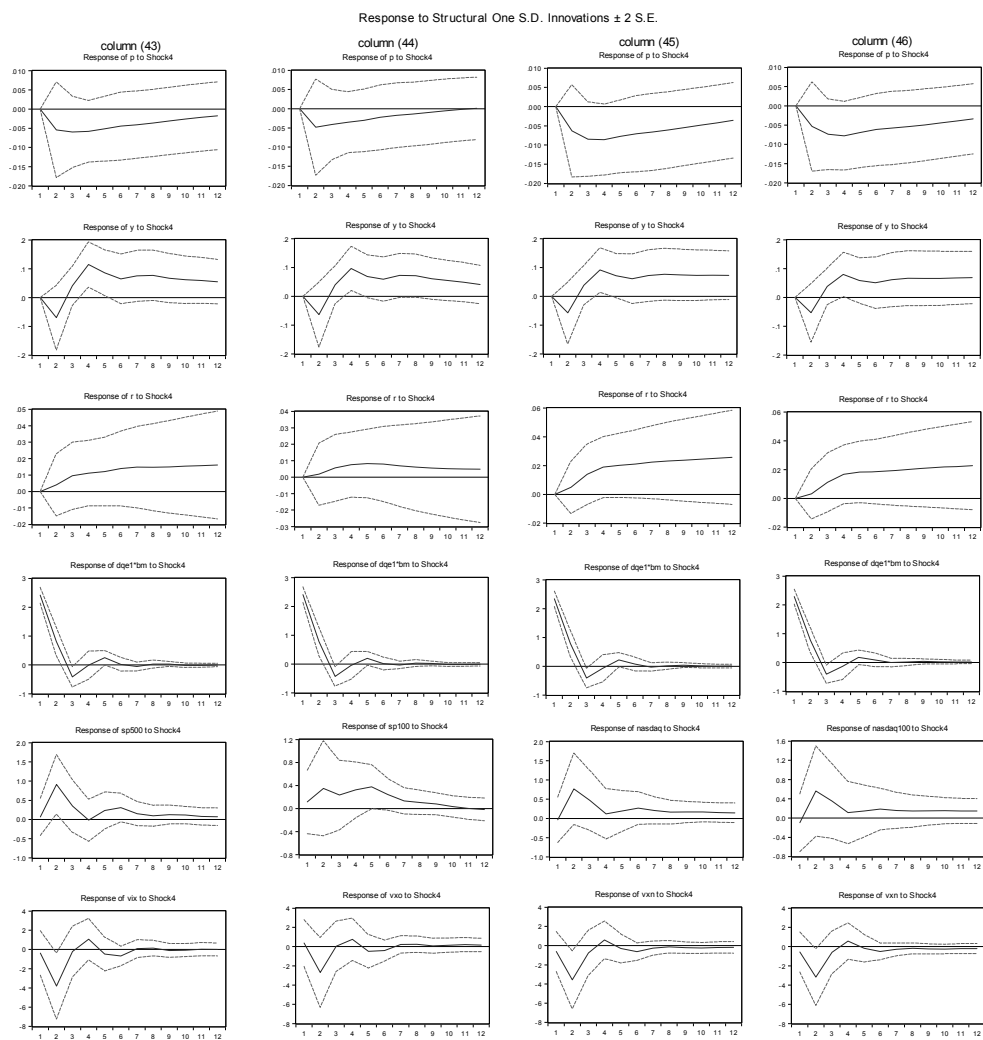


Fig.15 : QE1 ショックに対するインパルス応答関数 [Model (vi-1)]

SVAR モデル(vi)の推定結果を、Fig.15～17 に示す。Fig.15 は、SVAR モデル(vi)における QE1 ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。column(43)は内生変数を($p, y, r, dqe1 \times bm, sp500, vix$)と、column(44)では内生変数を($p, y, r, dqe1 \times bm, sp100, vxo$)と、column(45)では内生変数を($p, y, r, dqe1 \times bm, nasdaq, vxn$)と、column(46)では内生変数を($p, y, r, dqe1 \times bm, nasdaq100, vxn$)としたときの推計結果を掲載している。いずれのパネルについても、 $dqe1 \times bm$ の正のショックに対する動学的反応を表している。

コア CPI の動学的反応についてだが、すべての column で正の有意な反応を示さなかった。この結果は SVAR モデル(iv-1)および(v-1)の分析と同質のものである。つまり、物価に対して QE1 の有効性を示すことができなかった。

IIP の動学的反応に関しては、いずれの column も正の有意な反応が見られ、QE1 ショックの 4 カ月後には信頼区間がゼロから有意に離れていることが確認できる。IIP の動学的反応のピーク時における点推定の値は、0.08～0.11 までの範囲であり、column(43)～(46)の間で大きな差は無かった。また、SVAR モデル(vi-1)における IIP の動学的反応の大きさと、SVAR モデル(iv-1)と(v-1)の点推定の大きさを比べてみたところ、大きな差はなく整合性のある結果を得た。

FF レートの推定結果は、いずれの column についても、負の有意な反応を示しておらず、流動性効果は検出できなかった。このような流動性効果が見られない要因は、これまで同様にゼロ金利政策であろう。

株価指数に目を移すと、すべての株価指数で正の反応が見られるが、QE1 ショック後半年以内の期間について信頼区間がゼロから有意に離れたのは S&P500 のみであった。この結果は SVAR モデル(iv-1)のものと同質であり、整合性のある結果を得た。SVAR モデル(iv-1)のところでも記述したが、S&P500 の動学的反応は株式市場全体の動きを捉えているといえる。このことから、QE1 ショックに対して株式市場全体は正の反応を示すものの、銘柄によって反応に違いが生じたと考える。

ボラティリティ指数の動学的反応を見てみると、いずれの column についても負の反応を示し、QE1 ショックの 2 カ月後にボトムを迎える。また、VXO を除くボラティリティ指数で、QE1 ショック 2 カ月後に、信頼区間がゼロから有意に離れている。このことから、QE1 は、投資家の市場に対する不安を緩和させる効果があることが示された。株価指数とボラティリティ指数の動学的反応を見比べると、S&P100 と VXO の組合せ以外は真逆の動きを示しており、QE1 の実施によって投資家の市場に対する不安感が改善され、その不安の払しょくによって投資家がリスクテイクした結果、株価が上昇したと考える。

株価指数と IIP の動学的反応を見比べると、株価は QE1 ショックの 2 カ月後にピークを迎え、一方 IIP はショック 4 カ月後にピークを迎える。以上のことから、QE1 は株価を上昇させ、その株価上昇によって生産高が増加するという株価チャネルが確認された。

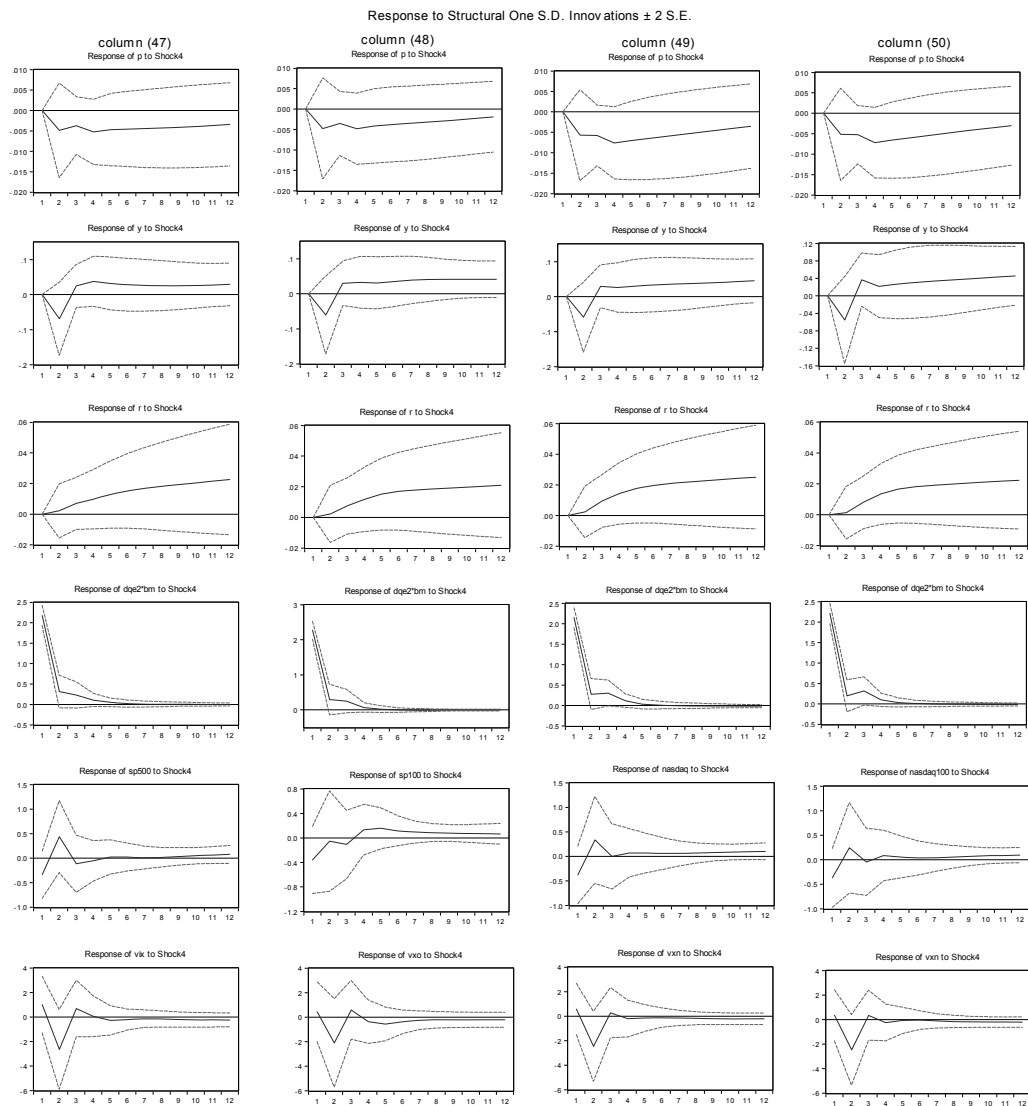


Fig.16 : QE2 ショックに対するインパルス応答関数 [Model (vi-2)]

Fig.16 は、SVAR モデル(vi)における QE2 ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。column(47)は内生変数を $(p, y, r, dqe2 \times bm, sp500, vix)$ と、column(48)は内生変数を $(p, y, r, dqe2 \times bm, sp100, vxo)$ と、column(49)は内生変数を $(p, y, r, dqe2 \times bm, nasdaq, vxn)$ と、column(50)は内生変数を $(p, y, r, dqe2 \times bm, nasdaq100, vxn)$ としたときの推計結果を掲載している。いずれのパネルについても、 $dqe2 \times bm$ の正のショックに対する動学的反応を表している。

コア CPI のインパルス応答関数は、すべての column で正の有意な反応を示さなかった。このような結果はSVAR モデル(iv-2)および(v-2)の分析と同様であった。つまり、物価に対して QE2 の有効性は示されなかった。

IIP の動学的反応は、いずれの column も正の反応は見られるものの、その大きさは小さく、また信頼区間がゼロから有意に離れることはなかった。すべての column で QE2 ショック 4 カ月後にピークを迎えるが、その点推定値は 0.03~0.04 の範囲であり、SVAR モデル(iv-2)と大差がなかった。これらのことから、SVAR モデル(iv-2)の分析でも記述したことだが、QE2 によって生産高は増加するものの、その影響はあまり大きくないことが示唆される。

FF レートの推定結果は、いずれの column についても、負の有意な反応を示しておらず、流動性効果は検出できなかった。このような結果になった要因として、これまでの QE2 ショックの分析結果同様に、ゼロ金利政策とオペレーション・ツイストが影響しているであろう。

株価指数の動学的反応だが、S&P100 を除く株価指数において QE2 ショックの 2 カ月後に正の反応を示しているが、それら信頼区間はゼロから有意に離れていない。この QE2 ショックに対する株価指数の動学的反応は、SVAR モデル(iv-2)と同質であり、これまでの推定結果と整合性が取れている。つまり、SVAR モデル(vi-2)の推定結果でも、QE2 による株価浮揚効果は弱く、その結果、生産高を増加させる効果は限定的であったことが示された。

ボラティリティ指数のインパルス応答関数を見ると、いずれの column についても負の反応を示すものの、その信頼区間がゼロから有意に離れてはいない。それら動学的反応をよく見ると、一部の点推定で正の反応を示している。このことから、QE2 は、投資家の市場に対する不安をやや緩和させる効果があったが、他の要因によってその効果が表れにくくなってのではないかと考える。以上のことから、QE2 では株価を上昇させる効果は弱く、株価チャネルは確認しにくい結果となった。

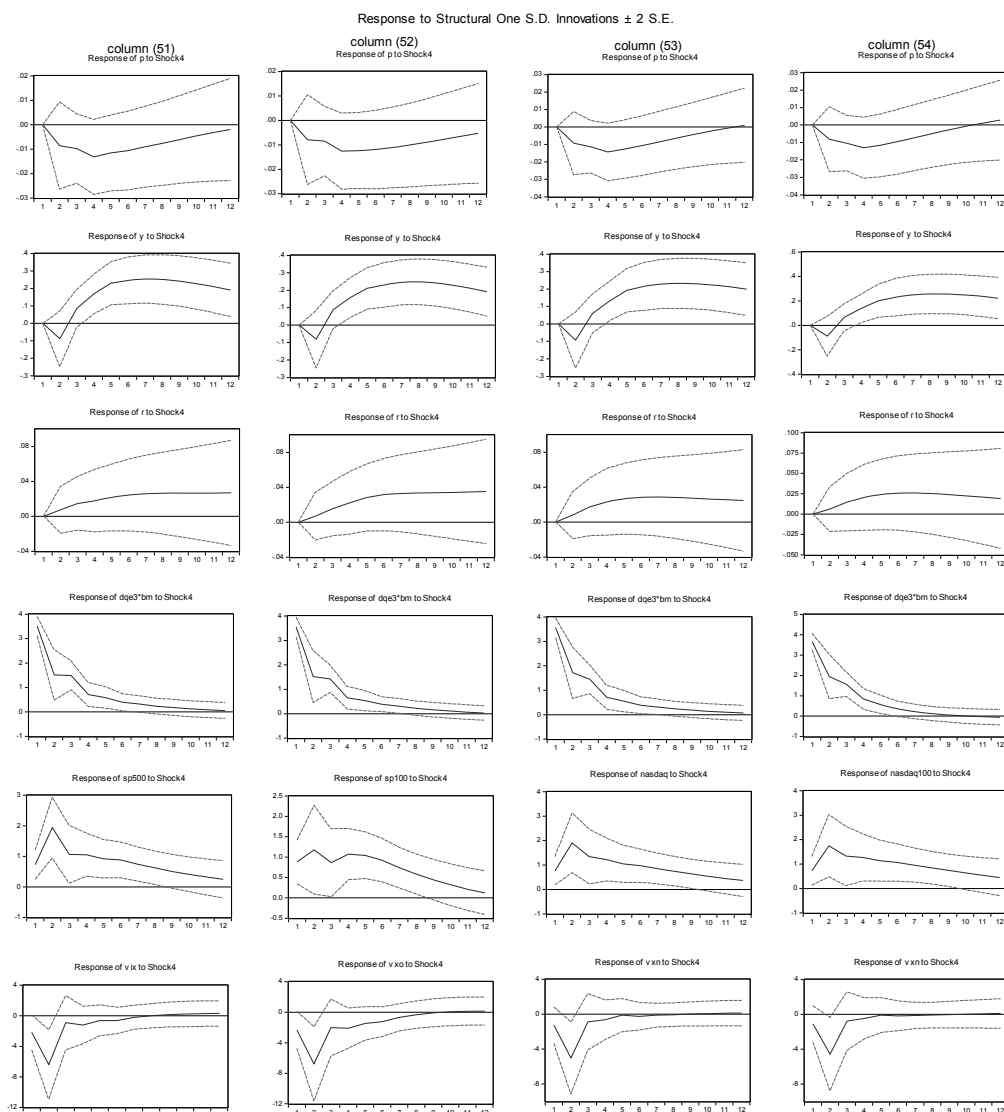


Fig.17 : QE3 ショックに対するインパルス応答関数 [Model (vi-3)]

最後に、Fig.17 は、SVAR モデル(vi)における QE3 ショックに対する各変数のインパルス応答関数を表している。column(51)は内生変数を($p, y, r, dqe3 \times bm, sp500, vix$)と、column(52)は内生変数を($p, y, r, dqe3 \times bm, sp100, vxo$)と、column(53)は内生変数を($p, y, r, dqe3 \times bm, nasdaq, vxn$)と、column(54)は内生変数を($p, y, r, dqe3 \times bm, nasdaq100, vxn$)としたときの推計結果を掲載している。いずれのパネルについても、 $dqe3 \times bm$ の正のショックに対する動学的反応を表している。

コア CPI の動学的反応は、これまでの推定結果と同じく、正の有意な反応が示されなかった。SVAR モデル(vi-3)の推定結果から、QE3 は物価を引き上げる効果は弱いと考える。IIP のインパルス応答関数を見ると、正の有意な反応が示され、その信頼区間は QE3 ショック 4~12 カ月後の期間で有意にゼロから離れている。また、その動学的反応のピークはショック 6~8 カ月後に迎え、その点推定の値は

0. 23~0.26 の範囲にあった。SVAR モデル(vi-3)における IIP の点推定の値は、SVAR モデル(iv-3)および(v-3)と推定値とほぼ同じであったことから、これまでの分析結果と整合的な結果を得たといえる。

FF レートの動学的反応を見ると、負の有意な動きを示しておらず、流動性効果が見られない。この要因としては、これまでと同様にオペレーション・ツイストとゼロ金利政策が関係していると考えられる。

株価指数のインパルス応答関数を見ると、QE3 ショックに対して正の有意な反応が示され、ショック 1~9 カ月後の期間でゼロから優位に離れていた(点推定のピークは、ショック 2 カ月後で、1.18~1.9 までの値をつけている)。一方、ボラティリティ指数の動学的反応に目を移すと、株価指数の動きとは逆に、ショック 1 カ月後から負の有意な反応が見られ、その点推定のボトムは 2 カ月後に迎える[ボトム時の点推定の値は、(-4.6)~(-6.8)の範囲であった]。このことから、QE3 の実施によって、投資家心理が改善され、その改善とともに投資家がマネーをリスク資産である株式にシフトさせたと考える。投資家のリスク資産へのシフトは株価を上昇させ、その株価上昇によって IIP が増加した。つまり、QE3 は、株価チャネルを通じて生産高を増加させる効果が確認できた。

6. むすびに

本稿の目的は、SVAR モデルを用いて、米国の QE 政策の有効性を示すことはもちろんだが、如何に米国経済の回復に如何に貢献したかを分析することであった。ただ、QE1 と QE2 および QE3 の実施期間がそれぞれ長くても 2 年ほどのため、この期間のデータのみを用いて回帰分析を行った場合には推計結果にバイアスを生じる可能性があった(小標本問題)。そこで小標本の問題を克服するために、Honda and Tachibana (2011)のモデルを米国に応用することを考えた。ただし、内生変数と外生変数の扱いに関して、Honda and Tachibana (2011)とは異なる手法を用いた。その理由は次の通りであった。まず、QE 政策の採用前と採用期間では、明らかにベースマネーの位置づけが異なっており、また QE 採用期間のベースマネーのショックが採用前のベースマネーに影響を与えるわけではない。加えて、QE1、QE2、QE3 はそれぞれファシリティの内容が異なり、それぞれの QE 政策の影響を区別する必要がある。よって、本稿ではショックを与えるベースマネーは内生変数とし、それ以外のベースマネーは外生変数とした。このようにすることで、各 QE 政策の固有の効果を抽出することができると考えたからであった。

分析を通じて明らかになったことは、以下の 3 点であった。第 1 に QE 政策は、株価チャネルを通じて生産高を増加させる。第 2 に、QE 政策はボラティリティ指数で表す投資家の市場に対する不安感を緩和させ、その結果、投資家は株式取引でリスクをより多くとるようになる。第 3 に、QE1 と QE3 は株価上昇・投資家心理の改善によって生産高を増加させる効果が示されたが、QE2 はその効果があまり見られなかった。また、生産高を増加させる効果を各 QE 政策で比べた場合、QE3 が最も大きく、次いで QE1 が続いた。つまり、これらの結果は、米国の QE 政策が景気低迷を緩和する手段として有効であったことを示唆している。ただし、QE 政策は、消費者物価にあまり影響を与えないことに留意する必要があるだろう。

参考文献

- Allen, Franklin and Douglas Gale (2007), *Understanding financial crises, Clarendon Lectures in Finance*, Oxford University Press.
- Bernanke, Ben S. (2009), "The Crisis and the Policy Response," Speech at the Stamp Lecture, London School of Economics, January 13, (<http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20090113a.htm>).
- Bernanke, Ben S. and Vincent R. Reinhart (2004), "Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates," *American Economic Review*, 94, pp.85-90.
- Bernanke, Ben S., Vincent R. Reinhart, and Brian P. Sack (2004), "Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment," *Brookings Papers on Economic Activity*, pp.1-100.
- Brunner, Karl and Allan H. Meltzer (1963), "The Place of Financial Intermediaries in the Transmission of Monetary Policy," *American Economic Review*, 53: (May), pp.372-82.
- Clouse, J., D. Henderson, A. Orphanides, D.H. Small, and P.A. Tinsley (2003), "Monetary Policy When the Nominal Short-Term Interest Rate is Zero," *Topics in Macroeconomics*, 3 (1), article 12.
- Cúrdia, Vasco and Michael Woodford (2011), "The Central-Bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics, Elsevier*, vol. 58(1), pp. 54-79, January.
- Eggertsson, Gauti B. and Michael Woodford (2003), "The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp.39-211.
- Modigliani, Franco and Richard Sutch (1966), "Innovations in Interest Rate Policy," *The American Economic Review*, Vol. 56, No. 1/2, pp.178-197.
- Harada, Yutaka and Minoru Masujima (2009), "Effectiveness and Transmission Mechanisms of Japan's Quantitative Monetary Easing Policy," *Japanese Economy*, 36, issue 1, p. 48-105.
- Hicks, John.R. (1937) "Mr. Keynes and the classics", *Econometrica*.
- Honda, Yuzo, Yoshihiro Kuroki and Minoru Tachibana (2007), "An Injection of Base Money at Zero Interest Rates: Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001-2006," *Osaka University, Discussion Papers in Economics and Business*, No.07-08.
- Honda, Yuzo and Minoru Tachibana (2011), "Quantitative Easing in Japan from 2001 to 2006 and the World Financial Crisis," *Osaka University, Discussion Papers in Economics and Business*, No. 11-18.
- Krugman, Paul R. (1998), "It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp.137-187.
- Tobin, James (1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 1(1), pp.15-29.
- Ueda, Kazuo (2011), "The Effectiveness of Non-traditional Monetary Policy Measures: The Case of the Bank of Japan," *Tokyo University, CARF Working Papers*, CARF-F-252.

- Woodford, Michael (1999), “Commentary: How should monetary policy be conducted in an era of price stability?” *New Challenges for Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- 荒井 俊行・大越 利之 (2014) 「米国の量的金融緩和政策の動向について」 リサーチメモ, 一般財団法人 土地総合研究所.
- 白塚重典 (2010) 「わが国の量的緩和政策の経験: 中央銀行バランス・シートの規模と構成を巡る再検証」『フィナンシャル・レビュー』2010 年(1), 財務省財務総合政策研究所, 35-58 頁.
- 中澤正彦・吉川浩史 (2011) 「デフレ下の金融政策: 量的緩和政策の検証」 PRI Discussion series No. 11 A-03, 財務省財務総合研究所.

