

## トピックス

## 米国における非伝統的金融政策の有効性

京都学園大学 経済学部講師 澤田吉孝

## 要約

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非伝統的金融政策の有効性を定量化することである。量的金融緩和政策の第1弾(QE1)は2009年3月から2010年3月まで、第2弾(QE2)は2010年11月から2011年6月まで実施されている。しかしながら、米国の非伝統的金融政策の期間は非常に短く、この期間のデータのみを用いて回帰分析を行った場合、推計結果にバイアスを生じる可能性がある。日本経済の量的金融緩和政策(QE)を分析したHonda and Tachibana (2011)は、バイアスを回避するために、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、われわれは米国のケースに彼らの方法を適用し、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(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は株価、住宅価格そして為替レートを通じて生産高を増加させる。第2に、QEはVIX恐怖指数を低下させ、投資家の株式に対するリスク・テイクの向上につながる。第3に、QEは所得・物価水準効果およびフィッシャー効果を通じて、長期的には金利上昇をもたらす。つまり、これらの結果は、米国の非伝統的金融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。

## 1 はじめに

2008年9月15日のリーマン・ショックに対し、米国連邦準備制度理事会(FRB)はFFレートを同年12月16日に0~0.25%まで引下げた後、翌年3月18日に追加の緩和策としてエージェンシー住宅ローン担保証券(MBS)やエージェンシー債等の資産を合計で1.725兆ドルも購入した。FRBは、これらの政策対応を「信用緩和(Credit Easing)」と呼んだ。しかし、実体経済は思ったほど回復しなかったことから、2010年11月に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。その結果、2008年8月と2012年1月を比較すると、ベース・マネーは3倍(約8720億ドルから約2兆6480億ドル)に拡大された。[鉱工業生産指数、FFレート、ベース・マネー、M1]の各推移は、図1を参照されたい。

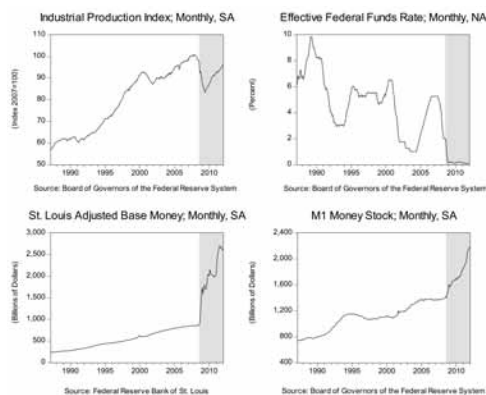


図1：[ 鉱工業生産指数，FF レート，ベース・マネー，M1] の推移

本稿では、構造型ベクトル自己回帰 (SVAR) モデルを用いて、米国の非伝統的金融政策が米国経済の回復に貢献したか否かを調査する。

## 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、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) は最も伝統的な資産 (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、「cash-in-the-market pricing theory」である。Allen and Gale (2007) 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・バリュウから乖離する。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・バリュウ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) のチャンネルとして、(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。

チャンネル (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。チャンネル (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。チャンネル (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、チャンネル (b) が「時間軸効果」を補強する役割を果たしていることに注意していただきたい。

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、チャンネル (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。

もし米国の非伝統的金融政策が、ポートフォリオ・リバランス効果やシグナリング効果を通じて実体経済にプラスの効果を持つのであれば、金融市場の変数は金融政策の波及経路において重要な役割を果たすはずである。そこで本稿では、SVAR モデルに数種類の金融変数を含めることにより、非伝統的金融政策の有効性を調べる。

### 3 データについて

本節では、SVAR モデルの推定に使用するデータの性質を調べる。用いるデータは、生産高 ( $y_t$ )、政策金利 ( $r_t$ )、マネー ( $m_t$ )、金融市場の変数 ( $fv_t$ )、金融不安変数 ( $DV_t$ ) の月次データで、サンプル期間は1987年3月から2012年1月である (ただし、 $vix$ ,  $gs1m$ ,  $gs20$  を含むモデルを除外する)。各変数とそれらに対応する記号を、表1から表

3に示す。

表1：変数のリスト (A)

$y_t = \ln(\text{Industrial Production Index}) \times 100$
$p_t = \text{Core CPI}$
$r_t = \text{FF Rate}$
$bm_t = \ln(\text{Base Money}/p) \times 100$
$m1_t = \ln(M1/p) \times 100$
$m_t = bm \text{ or } M1$
$ps_t = \ln(SP500/p) \times 100$
$pl_t = \ln(\text{Case Shiller 10 City Home Price Index}/p) \times 100$
$fx_t = \ln(\text{Real Effective Exchange Rate}) \times 100$

表2：変数のリスト (B)

$gs1m_t = 1 \text{ Month Constant Maturity Treasury Rate (CMT Rate)}$
$gs3m_t = 3 \text{ Month CMT Rate}$
$gs6m_t = 6 \text{ Month CMT Rate}$
$gs1_t = 1 \text{ Year CMT Rate}$
$gs2_t = 2 \text{ Year CMT Rate}$
$gs3_t = 3 \text{ Year CMT Rate}$
$gs5_t = 5 \text{ Year CMT Rate}$
$gs7_t = 7 \text{ Year CMT Rate}$
$gs10_t = 10 \text{ Year CMT Rate}$
$gs20_t = 20 \text{ Year CMT Rate}$
$gs30_t = 30 \text{ Year CMT Rate}$
$gsx_t = gs1m, gs3m, gs6m, gs1, gs2, gs3, gs5, gs7, gs10, gs20, \text{ or } gs30$

表3：変数のリスト (C)

$fv_t = ps, pl, fx, \text{ or } gsx$
$ted_t = 3 \text{ Month LIBOR} - 3 \text{ Month Treasury Bill}$
$vix_t = \text{CBOE Volatility Index}$
$DV_t = ted \text{ or } vix$

SVARモデルを推定する前段階として、各変数に対して2種類の単位根検定を行う。1つは単位根を有することを帰無仮説とするDickey-Fuller-GLS (ERS) テストであり、もう1つは定常性があることを帰無仮説とするKwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) テストである。ただし、われわれのモデルに

はダミー変数が含まれるため、SVARモデルを推定する前段階としての共相分検定は行わない。単位根検定の結果を表4に示す。 $vix$ と $ted$ を除く、いずれの変数も非定常であることが示された。これらの結果は、以下のSVARモデルで階差変数を用いることを示唆している。

表4：単位根検定 (1987m03-2012m01)

var.	ERS	lag	KPSS	trend
$y$	0.724941	4	1.875285***	const.
$r$	-2.550244	3	0.067145	trend+const.
$bm$	3.099420	2	1.751906***	const.
$m1$	2.056055	3	0.743068***	const.
$ps$	-0.083517	1	1.443151***	const.
$pl$	-1.678788*	1	1.164354***	const.
$fx$	-0.504090	2	0.333374	const.
$ted$	-3.925513***	0	0.355048*	const.
$vix$	-4.011214***	0	0.382543*	const.
$gs1m$	-0.858186	3	0.369858*	const.
$gs3m$	-2.503452	3	0.064281	trend+const.
$gs6m$	-1.873152	1	0.064719	trend+const.
$gs1$	-2.262908	3	0.066076	trend+const.
$gs2$	-2.223221	1	0.066298	trend+const.
$gs3$	-2.413556	1	0.06476	trend+const.
$gs5$	-2.617721*	1	0.058246	trend+const.
$gs7$	-2.750514*	1	0.06288	trend+const.
$gs10$	-2.887091*	1	0.106523	trend+const.
$gs20$	-2.699121*	1	0.05155	trend+const.
$gs30$	-2.876309*	0	0.233863***	trend+const.

Notes: \*\*\*, \*\* and \* denote significance levels of 1%, 5% and 10% respectively. Lag length for DF-GLS test is decided based on Schwarz Information Criteria (SIC). Maximum Bandwidth for KPSS test is decided based on Newey-West. The sample periods of  $vix$ ,  $gs1m$ , and  $gs20$  are 1990m1-2012m1, 2001m7-2012m1, and 1993m10-2012m1 respectively.

## 4 SVARモデルの推定

本節では、非伝統的金融政策の効果を評価するために、数種類のSVARモデルを推定する。しかしながら、米国の量的金融緩和の第1弾 (QE1) が2009年3月から10年3月まで、QE2が10年11月から11年6月までと、それぞれの政策期間が非常に短く、この期間のデータのみを用いて回帰分析を行った場合、推計結果にバイアスが生じる傾向があ

る。Honda and Tachibana (2011) は日本経済における量的金融緩和政策 (QE) の分析に際し、ダミー変数を用いることで QE 前後の期間も含めて標本期間の拡大を行った。そこで、われわれは米国のケースに彼らの手法を適用し、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。

$$B_0 X_t = b + \sum_{p=1}^3 B_p X_{t-p} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{i.i.d}(0, D) \quad (1)$$

$$X_t = a + \sum_{p=1}^3 A_p X_{t-p} + u_t, \quad u_t \sim \text{i.i.d}(0, \Omega) \quad (2)$$

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

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

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

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

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。

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

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

数種類の SVAR モデルを推定し、それらの一部を以下に示す。

$$\text{ケース (i): } X_t = (\Delta y_t, \Delta r_t, DQE \times \Delta m_t)'$$

$$\text{ケース (ii): } X_t = (\Delta y_t, \Delta r_t, DQE \times \Delta m_t, \Delta f_t)'$$

$$\text{ケース (iii): } X_t = (\Delta y_t, \Delta r_t, DQE \times \Delta m_t, DV_t)'$$

$$\text{ケース (iv): } X_t = (\Delta y_t, \Delta r_t, DQE \times \Delta m_t, \Delta DV_t)'$$

ここでダミー変数 ( $DQE$ ) は、QE1 と QE2 の期間に 1、QE 以外の期間に 0 の値を取る。SVAR モデルによる実体経済への QE の効果を評価するために、われわれは貨幣乗数式に従って 2 段階のアプローチを採用する。具体的には、第 1 にベース・マネーによるマネー・ストック (M1) への影響を推定し、第 2 に実体経済に対するマネー・ストックの効果を推定する。従って、われわれの QE ショックに対する調査は、金融政策の波及経路が「ベース・マネー  $\Rightarrow$  M1」と「M1  $\Rightarrow$  実体経済」に分かれている。

図 2 は、QE 期間におけるベース・マネー 1 標準偏差のショックに対する M1 のインパルス応答関数を示している。実線はインパルス応答関数の点推定値を、点線は  $\pm 2$  標準誤差の信頼区間を表している。結果は、M1 の動学的応答が正の有意な反応であることを示している。つまり、ベース・マネーを増やす QE ショックは、M1 を持続的に増やす効果がある。

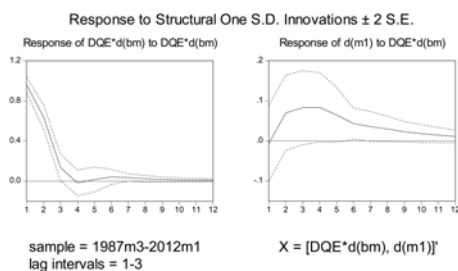


図 2：ベース・マネーに対する M1 のインパルス応答関数

M1 のショックが実体経済に与える影響を図 3 から図 7 に示す。

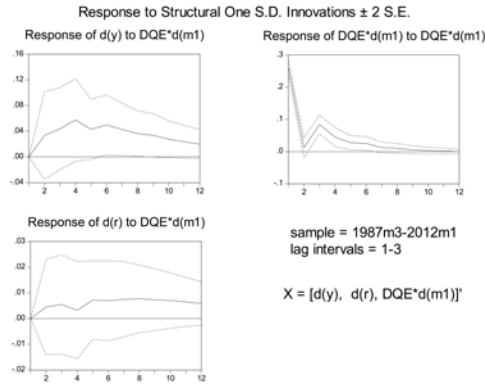


図3：3変数VARのインパルス応答関数

$[d(y), d(r), DQE \times d(m1)]$  からなる3変数SVARモデルのインパルス応答関数を図3に示す。図3には、興味深い点が2つある。第1に、QEショックは生産高の持続的な増加を生み出す。QEショックに対して、鉱工業生産指数（IIP）はショックの1ヶ月後から増加し始め、4ヶ月後にピークを迎える。加えて、IIPの正の応答はショックの6ヶ月後および7ヶ月後で有意にゼロから離れている。第2に、QEショックに対するFFレートの応答は、全期間を通して負の有意な反応を示しておらず、流動性効果を検出していない。おそらく、この結果の理由はQEの期間においてFFレートがほぼ0%となり、下限に達しているからである。

図3の結果から、以下ではQEショックがIIPを増加させるまでの波及経路を調べる。

ケース(i)に金融変数 $[d(fv)]$ を1つずつ加えた4変数SVARモデルのインパルス応答関数を図4に示す[ただし、推計に際し、 $d(gsx)$ は除いている]。図4のすべてのコラムで、QEショックはIIPを持続的に増加させている。一方、QEショックに対する金利の反応は統計的に有意でなく、流動性効果は検出されていない。

図4のコラム（A）では、QEショックによって米ドルが減価することを示している（実質実効為替レート $[d(fx)]$ の下落は、米ドルの減価を意味することに注意されたい）。QEショックに対して、実質実効為替レートはショックの1ヶ月後から下落し始め、2ヶ月後にボトムを迎える。さらに、実質実効為替レートの負の応答は、ショックの2ヶ月後にゼロから有意に離れている。

コラム（B）では、QEショックによって住宅価格が上昇することを示している。QEショックに対して住宅価格指数 $[d(pl)]$ は、ショックの1ヶ月後から上昇し始め、3ヶ月後にピークを迎える。加えて、住宅価格指数の正の応答はショックの2～5ヶ月後にかけてゼロから有意に離れている。

図4の中で最も注目すべき結果は、QEショックが株価を持続的に上昇させることで

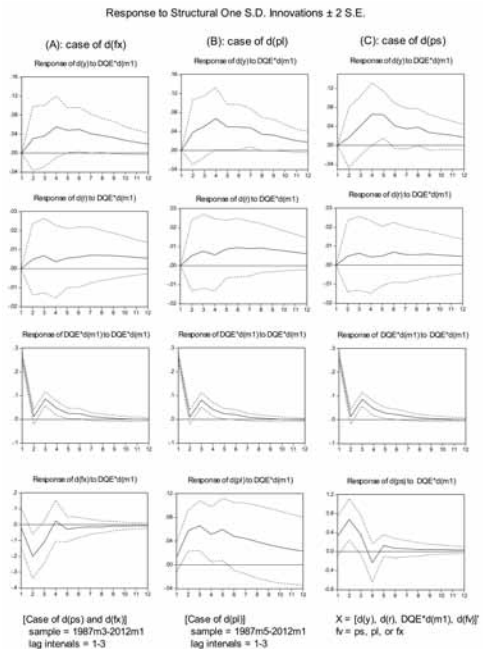


図4：金融変数を追加した4変数VARのインパルス応答関数 $[d(gsx)$ を除く]

ある[コラム(C)を参照されたい]。QEショックを受けて、株価 $[d(ps)]$ はショックの1ヶ月後から上昇を始め、そして2ヶ月後にピークを迎える。また株価の正の応答は、ショックの2ヶ月後および3ヶ月後に、ゼロから有意に離れている。

興味深いことに、QEショックに対して各IIPは、名目金利を除く金融変数よりも遅い応答を示している。例えば、IIPの応答はQEショックの5ヶ月後にピークを迎えるのに対し、株価の応答は2ヶ月後にピークを迎える。この結果は、QEショックが金融変数に影響を与え、その後それらの影響が生産高を増加させるという、ポートフォリオ・リバランス効果のシナリオと整合的である。

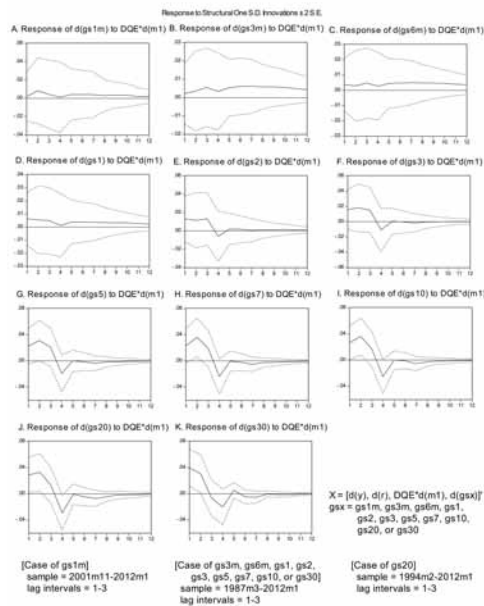


図5：QEショックに対する名目金利の応答

ケース(i)に様々な満期の名目金利 $[d(gsx)]$ を1つずつ加えた4変数VARモデルのインパルス応答関数を図5に示す。ただし、スペースの節約のために、QEショックに対

する名目金利の応答部分のみを示している。

図5を見ると、QEショックに対して名目金利が下落していない(各長期金利はショックの4ヶ月後に低下するが、それらの応答は統計学的に有意でない)。むしろ、長期金利に関しては正の応答が観察され、満期が長ければ長いほど、その応答は大きくなる。もし時間軸効果およびシグナリング効果が発生すれば、より長期の名目金利がQEショックに応じて低下するはずである。しかし、推定結果はその逆であり、時間軸効果、特にシグナリング効果について疑問を投げかけるものである。

QEショックに対する長期金利の反応に関しては、次のような解釈が考えられる。金融緩和政策によってマネー・ストックが過剰になれば、利子率は低下する。この効果は、流動性効果またはポートフォリオ効果と呼ばれている。金利の低下によって耐久財や資産の購入が刺激され、それは実質所得の増加や物価水準に上昇として表れる。実質所得の上昇は取引需要に基づく貨幣需要の増加をもたらす、そして一般物価水準の上昇は実質貨幣残高を減少させる。したがって、利子率は上昇する。この効果は、所得・物価水準効果と呼ばれている。加えて、フィッシャー効果も起こる。この効果は、現実の物価水準の上昇に伴う人々のインフレに対する期待が名目金利に織り込まれていることを意味している。マネー・ストックを増やせば、長期的にみると人々のインフレ期待の高まりとともに実質金利が上昇して、フィッシャー方程式から名目金利も上昇する。したがって、長期的にみるとQEは、これらの効果を通じて名目金利を引上げる。

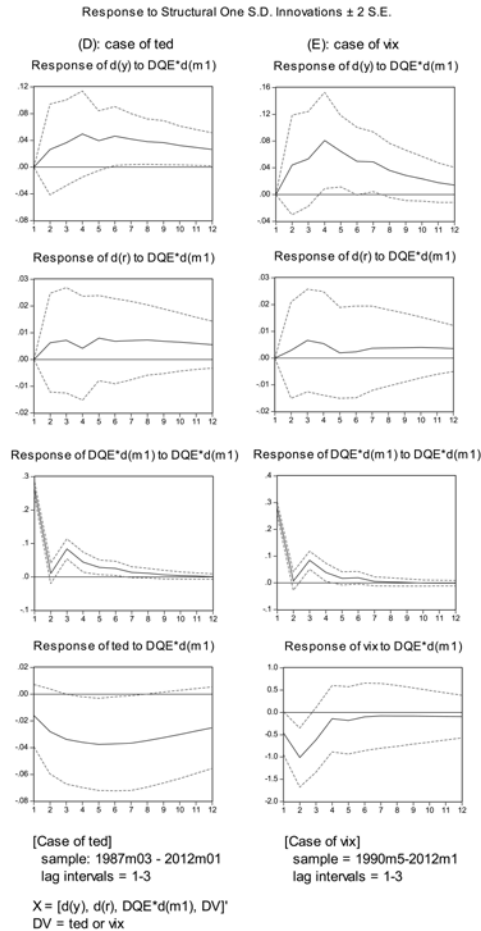


図6：金融不安変数を追加した4変数VARのインパルス応答関数

ケース(i)に金融不安変数(DV)を1つずつ追加した4変数VARのインパルス応答関数を図6に示す。図6の興味深い点は、QEショックが金融不安変数の持続的な低下を生じ出すことである。コラム(D)を見ると、QEショックを受けてTEDスプレッド(*ted*)は、ショックの1ヶ月後から低下し始め、5ヶ月後にボトムを迎えている。さらにTEDスプレッドの負の応答は、ショックの4~7ヶ月後にかけて、ゼロから有意に離れている。TEDスプレッドは、3ヶ月物LIBORと3ヶ

月物短期国債の金利差として計算され、一般経済の中で信用リスクを表す指標として認知されている。金融市場で信用不安が拡大している場合、銀行間取引金利は信用リスクを反映して上昇し、一方で短期国債は高い信用のために購入されて利回りが下落する。その結果、TEDスプレッドは拡大する。その逆に、金融市場の信用不安が後退すると、TEDスプレッドは縮小する。コラム(D)で見ると、QEショックに対してTEDスプレッドが縮小しており、QEショックは金融機関の信用リスクを低下させる。

一方、コラム(E)を見ると、QEショックに対してVIX恐怖指数(*vix*)はショックの1ヶ月後から低下し始め、2ヶ月後にボトムを迎えている。さらに、VIX恐怖指数の負の応答は、ショックの2ヶ月後にゼロから有意に離れている。VIX恐怖指数を含む4変数SVARモデルの推定結果は、特に注目する必要がある。VIX恐怖指数の低下は、株式市場の金融不安が緩和され、その後に投資家が積極的にリスクを取るようになることを意味している。コラム(E)が示すように、QEショックは株式市場における金融不安を緩和させる効果がある。

ケース(i)に1回階差の金融不安変数[*d*(DV)]を1つずつ追加した4変数VARのインパルス応答関数を図7に示す。QEショックに対して、1回階差のVIX恐怖指数[*d*(*vix*)]は、ショックの1ヶ月後から低下し始め、2ヶ月後にボトムを迎える(ショックの3~5ヶ月後にかけて、1回階差のVIX恐怖指数は正の応答を示すが、統計学的に有意でない)。さらに1回階差をとったVIX恐怖指数の負の応答は、ショックの1ヶ月後および2ヶ月後に、ゼロから有意に離れている。一方、QEショックに対して、1回階差の



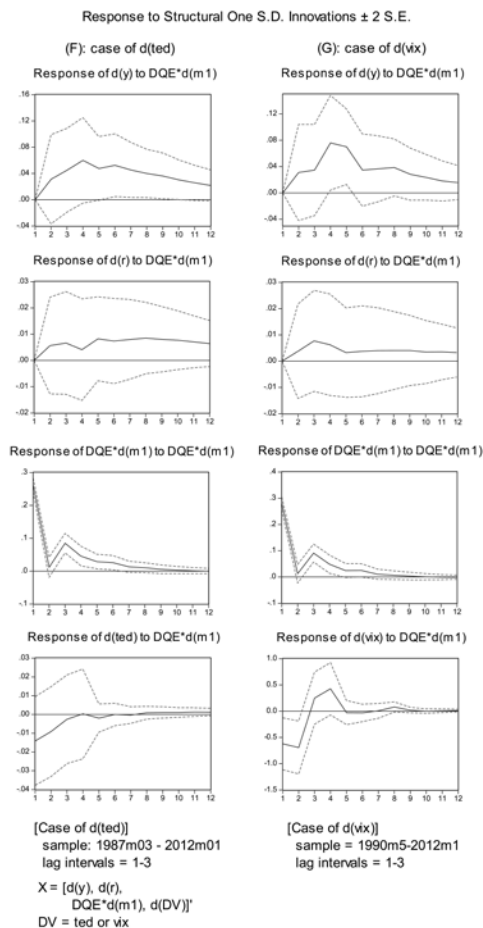


図7：1回階差の金融不安変数を追加した  
4変数VARのインパルス応答関数

TED スプレッド [ $d(ted)$ ] は全期間を通してゼロから有意に離れていない。

これまでの結果をまとめると、QE ショックは、金融不安を緩和させ（特に、株式市場に対する不安を軽減させる）、株価や住宅価格を上昇させ、米ドルを減価させ、これらすべての効果が経済活動を刺激する。一方で、QE ショックは名目金利を上げる効果があり、この上昇は経済を全く刺激しない。

## 5 結論

以下の3点は、これまでの分析結果から明らかになったものである。第1に、QE1とQE2は、株価、住宅価格や為替レートという波及経路を通じて、生産高を増加させる。第2に、QEは株式市場の金融不安を緩和させて、その結果、投資家は株式取引でリスクをより多く取るようになる。第3に、QEは所得・物価効果やフィッシャー効果を通じて、より長期の名目金利を引上げる。

これらの結果は、米国の非伝統的な金融政策が経済に効果的な影響を及ぼし、景気低迷の改善に寄与することを示唆している。

## 参考文献

- [1] Allen, Franklin and Douglas Gale (2007), *Understanding financial crises*, Clarendon Lectures in Finance, Oxford University Press.
- [2] 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.
- [3] 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.
- [4] Modigliani, Franco and Richard Sutch (1966), "Innovations in Interest Rate Policy," *American Economic Review*, Vol. 56, No. 1/2, pp.178-197.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] 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.
- [8] Tobin, James (1969) , “A General Equilibrium Approach to Monetary Theory,” *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 1(1), pp.15-29.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 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.

E-mail: sawada@kyotogakuen.ac.jp