



SHIGA UNIVERSITY

CRR WORKING PAPER SERIES J

Working Paper No. J-7

金融政策の効果減衰に関する実証分析

得田 雅章

2009年7月

Center for Risk Research
Faculty of Economics
SHIGA UNIVERSITY

1-1-1 BANBA, HIKONE,
SHIGA 522-8522, JAPAN

滋賀大学経済学部附属リスク研究センター
〒522-8522 滋賀県彦根市馬場 1-1-1

金融政策の効果減衰に関する実証分析

得田 雅章[†]

概要

本論は金融政策当局による政策効果に減衰が確認されるのかを実証分析により定量化するものである。対象は日本のマクロ経済であり、期間はゼロ金利制約や量的緩和政策を含んだ 1986 年以降 2009 年である。実証分析に先立ち、量的緩和政策期に採られた手段と効果について、およびマクロ経済モデルについて若干の整理を行う。そのうえで、金融政策効果の実体経済への影響度がどう変化していったのかを、構造 VAR(Vector AutoRegressive)モデルを用いることで考察する。実証分析によると、2000 年代初頭以降、金融緩和政策の実体経済へ及ぼす効果が減衰していく過程が確認された。

JEL Classification : C32, E52, E58

キーワード : 構造 VAR、金融政策効果

1. はじめに

本論は主に 1980 年代後半以降の日本経済を対象とし、金融政策当局による政策効果の減衰が確認されるのかを実証分析により定量化するものである。この間は従来の金融政策ではみられなかったゼロ金利政策（1999 年 4 月～2000 年 3 月）や量的緩和政策（2001 年 8 月～2006 年 3 月）といった時間軸効果をねらった金融政策が実施された。しかしその成果については、長期金利を押し下げる効果は認められるものの、生産等の実体経済への効果については疑問視されている。

特に量的緩和政策実施期には、派生的あるいは補完的ともいえる数々の金融政策手段が採られ、それらは非伝統的金融政策[水野(2009)]や非標準的金融政策[Bernanke et al. (2004)]と称されている。それらには月ごとに頻繁に変更された長期国債購入額の他に、ロンバート貸出制度の導入、銀行保有株の買入れ、資産担保証券(ABS)の買取り、資産担保 CP 買いオペ等が含まれる。この時期の実証分析に関する研究は着実に蓄積されてきている。以降の金融政策効果に関する論点を整理するためには、エポックメイキングとなった 2001 年 3 月 19 日の日本銀行金融政策決定会合議事要旨を確認するのが有益であろう。これには量的緩和政策の 3 つの観点が以下のようにコンパクトにまとめられている。

[†] 滋賀大学経済学部 Faculty of Economics, Shiga University E-mail :
m-tokuda@biwako.shiga-u.ac.jp

i) 金融市場調節の操作目標の変更

金融市場調節に当たり、主たる操作目標を、これまでの無担保コールレート（オーバーナイト物）から、日本銀行当座預金残高に変更する（所要準備額を大幅に上回る日銀当座預金を供給する¹⁾）。

ii) 実施期間の目処として消費者物価を採用

新しい金融市場調節方式は、消費者物価指数（全国、除く生鮮食品、以下コア CPI）の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上となるまで、継続することとする（以下、コミットメント²⁾と略す）。

iii) 長期国債の買い入れ増額

日本銀行当座預金を円滑に供給するうえで必要と判断される場合には、現在、月4千億円ペースで行っている長期国債の買い入れを増額する。

次節では量的緩和政策の効果について先行研究を確認するとともに、マクロ経済モデルに関するカテゴリズを図る。3節では量的緩和期を含む80年代後半以降の金融政策効果の推移を実証分析により定量化し検証していく。4節はまとめである。

2. 先行研究

2.1. 量的緩和期の金融政策効果

前節 i), ii), iii) による量的緩和期の金融政策効果に関して、□コミットメントによる時間軸効果³⁾(policy duration effect)、□日銀当座預金増額および長期国債購入増によるポートフォリオ再調整効果とシグナル効果、□実体経済への波及効果の観点からそれぞれサーベイを行う。

Baba et al. (2005)は、マクロモデル（IS 曲線、AS 曲線、金融政策ルール）にファイナンス理論の無裁定条件を加えた独自のモデル（マクロ・ファイナンス・モデル）を用い、時間軸効果によるイールドカーブ低下効果を検証した。分析から、ゼロ金利政策時との時間軸効果の比較で効果の程は強まっていると結論付けている。Okina and Shiratsuka(2004)も、時間軸効果によるイールドカーブ低下効果を検証し、ゼロ金利政策時との時間軸効果の比較において強まっているとしている。Bernanke et al. (2004)は VAR モデルを用い、時間軸効果によるイールドカーブ低下効果を検出している。また丸茂他(2003)は Vasicek モデルを改良したイールドカーブモデルを用い、時間軸が 2002 年末に

¹⁾ 具体的には、日本銀行当座預金残高を、直前の残高4兆円強から1兆円程度積み増し5兆円程度に増額するとした。この結果、無担保コールレート（オーバーナイト物）は、これまでの誘導目標である0.15%からさらに大きく低下し、通常はゼロ%近辺で推移するものと予想されたとした。

²⁾ 1999年4月の日銀総裁会見で「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまでゼロ金利政策を継続する」と説明して金融緩和スタンスの将来にわたる継続を市場に織り込ませる政策を初めて採用した。2001年3月のコミットメントはさらに踏み込んだものである。

³⁾ 政策金利がほぼゼロまで低下しても、日本銀行がゼロ金利を将来にわたり継続するとコミットすることで、民間部門の将来の短期金利予想を低下させ更なる緩和効果を生起させる政策。

かけて長期化したことを検出し、時間軸効果によるイールドカーブ低下効果を認めている。

これら先行研究によれば、量的緩和政策下でのコア CPI 実績にリンクさせたコミットメントによるイールドカーブ押し下げ効果が、短期金利から中期金利までを中心に検出されている。しかも、その効果はゼロ金利政策下での将来のデフレ懸念払拭にリンクさせたコミットメントに比べて強力である。こうした結果について、先行研究における見解はほぼ一致している。

次にポートフォリオ再調整効果およびシグナル効果についてまとめる。ポートフォリオ再調整効果とは、銀行保有のポートフォリオのリスクを中央銀行のオペレーションによって減少させると、リスクの総量を一定の限度額以下に抑えるという制約条件のもとで目的を最大化するように最適化行動している市中銀行が新たにリスクをとる結果、マネタリーベースの一部が貸出等のリスク資産に交換される効果を指す。シグナル効果とは、量的拡大により将来の短期金利の経路に関する民間の予想に影響を与える効果のことである。すなわち、超過準備がより積み上がるほど、それを必要準備水準に戻すのにより長い時間がかかるため、人々のゼロ金利予想が長期化するというものである。これらに関する先行研究として Oda and Ueda(2005)がある。Oda and Ueda(2005)はマクロファイナンスモデルを用いて日銀当座預金増額によるポートフォリオ再調整効果を有意でないとしている。シグナル効果については、長期金利の押し下げ効果が有意であることを示している。一方、長期国債購入増によるポートフォリオ再調整効果では、国債データを用いて有意でないとし、シグナル効果も同様に有意でないと結論付けている。

実体経済への波及に関して、Fujiwara(2006)は3変数マルコフスイッチング VAR(Vector AutoRegression)⁴の手法を用いて分析を行っている。1998年までについては、鉱工業生産がプラスに有意であるが、1998年以降では若干プラスであるが有意ではなくなるとしている。さらに、4変数 VAR では、2000年までについては、鉱工業生産がプラスに有意であるが、2000年以降では若干プラスであるが有意ではなくなると報告している。また、貞廣(2005)は6変数の VECM(Vector Error Correction Model) の手法を用いて分析を行っている。1986年1月から1995年4月まででは鉱工業生産がプラスに有意であるが、1996年以降ではごくわずかのプラスであるが有意ではなくなるとしている。こうした結果の解釈としては、ベースマネー増加の効果はもともと小さいため、あるいは金融仲介の機能不全を挙げているものが多い。

上記3つの観点(□コミットメントによる時間軸効果、□日銀当座預金増額および長期国債購入増によるポートフォリオ再調整効果とシグナル効果、□実体経済への波及効果)から整理した先行研究によると、各種の非伝統的金融政策は、短・中期金利の一層の低下を含めた金融システムの更なる悪化を防ぐには一定の効果があったものの、そこから実体

⁴ パラメータの可変時期に先験的制約を置かない時変係数 VAR の一種である。

経済への力強いトランスミッションが存在したかについては明確ではないという見解に収斂していくようにみえる。

3節では金融政策の実体経済に与える効果が、1990年代から2000年代にかけて減衰してきたのではないかという疑問を、実証分析により検証する。分析期間は1986年1月から2009年3月までである。月次データを対象としたのはサンプル数確保のためであり、始期はデータセットへのアクセシビリティおよび連続性の観点から選定した。

2.2. マクロ経済モデルに関するカテゴライズ

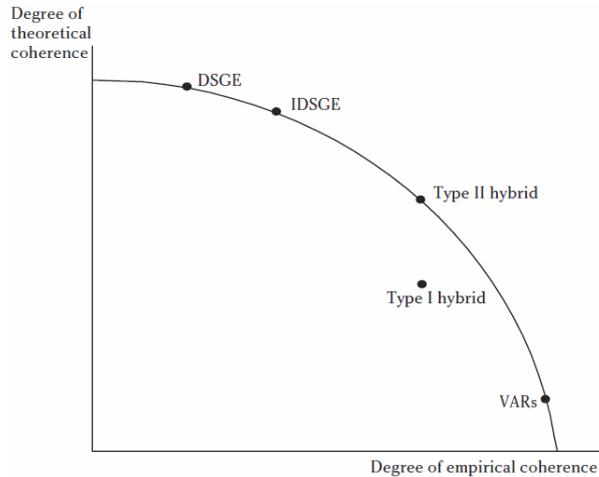
実証分析に先立ち、昨今のマクロ金融経済における実証分析のツールに関して若干の整理を行っておくことは有益であろう。図1はイングランド銀行の四半期報から抜粋したものでパーガン・フロンティア(Pagan Frontier)といわれる。実証モデル構築上、理論的整合性を重視するか観測データとの整合性を重視するかで用いるモデルをカテゴライズしたものである。縦軸は理論との整合度合いを示し、横軸は観測データとの整合度合いを示す。図中の用語は経済モデルを表し、その意味するものは次の通りである。

- **DSGE** : RBC 理論を基礎とするミクロ的基礎付けを重視した動学的確率一般均衡 (Dynamic Stochastic General Equilibrium)モデルである。他にデータとの整合性を加味したタイプとして **IDSGE (Incomplete DSGE)**モデルがある。
- **Type I hybrid** : 伝統的なケインジアンマクロ計量モデルであり、ミクロ的基礎付けに弱くルーカス批判をかわせない。誤差修正項等の利用で長期均衡に向かうパスを明示したのが **Type II hybrid** である。
- **VARs** : 観測データとの整合性を重視するタイプ。経済構造をブラックボックスとする誘導型 **VAR** に対して、同時点係数行列に制約をおき構造が明示できる構造型 **VAR** が近年はよく用いられている⁵。

アカデミアは左上を選好する傾向が強い一方、実務家やポリシーメーカーは右下を選好する傾向がある。

⁵ ショックの累積的影響が長期的にゼロとなるような長期制約を付すものもある。代表的な研究として Blanchard and Quah (1989)がある。

図 1 ペーガン・フロンティア



(出典) BOE Quarterly Bulletin 2003 Spring p.68

理論とデータどちらの整合性を重視するかはトレードオフの関係にあり統一的な手法はない。各モデルの特性や限界などを十分に理解したうえで、予測や分析に関する頑健性の確認等を目的に複数のモデルを用いるべきという考えは“Suite of Models”と言われ、特にポリシーメーカーの間で共通認識となっているようである。ニュージーランド準備銀行と日銀を比較しつつ DSGE ベースの各国中央銀行のマクロ計量モデルをサーベイしたものに佐藤(2009)があり、日本経済の実証分析を行ったものとして Yano(2009)がある。

本論は観測データとの整合性を重視しかつ短期制約を考慮した構造 VAR モデルを用いて分析を進めていく。同様の手法でマクロ経済政策効果の動学的特徴を分析したものとして Iida and Matsumae(2009)があり、2006 年までのサンプルを用いた結果、短期利子率の実体経済への影響力に大きな変化はないと結論付けている。変数は生産量、物価指数、為替レートおよび別途推計した金融政策代理変数を使用している。近年、生産量あるいは GDP ギャップ、物価あるいはインフレ率、それと金利の 3 変数を用いて、比較的単純な 3 本の方程式で組んだダイナミックモデルは“Today’s consensus” [Meyer(2001)]や“New consensus” [Arestis and Sawyer(2002)]と称され、マクロ金融経済分析の主要変数として位置づけられている。本論もこうした流れを酌み、使用変数を選択した。

金融政策代理変数とは銀行貸出金利と日銀短観 DI 項目である貸出態度判断 DI を説明変数とする推計式から作成した変数である。分析期間には金融政策手段がコールレートを主とする金利であった時期と、日銀当座預金を主とする量的指標⁶であった時期が含まれている。また、ゼロ金利政策採用時以降、コールレートが下限にほぼ張り付いているため、コールレートを内生変数としてそのまま採用すると、当局が下した政策判断に対する認識を誤ってしまう可能性がある。そこで中間変数としての金融政策代理変数を定義することで、金利や量といった異なる質の政策手段を統一的に扱えるように工夫した。一方、中間変数

としての位置づけになるため、若干のトランスミッション・ラグを生じる可能性には留意せねばならない。金融政策代理変数の特徴や活用意義を詳述した先行研究としては鎌田・須合（2006）が挙げられる。

3. 実証分析

本節では、実証モデルを構築したうえで、金融政策が生産量に与える効果を時系列的に定量化していく。モデルは金融政策の効果を分析する標準的な手法である構造 VAR(Vector Auto Regressive)モデルを用いる。最もコアなマクロ変数としては生産量、物価指数、金利が挙げられるが、本論ではさらに以下の3点について考慮する。

- ▶ 海外部門の影響を考慮するため、為替レートを導入する。
- ▶ ゼロ金利制約にバインドされない、金融当局が独自に操作できる金融政策変数を考える。

金融政策変数には伝統的にはコールレートが該当するだろう。ただし、1990年以降はゼロ金利に向かって下げ幅が制約された期間があったばかりか、コミットメントに訴える政策や、量的緩和政策の一環として採択された日銀当座預金残高の増額、長期国債購入額の増額等、非伝統的政策が数多く採用された。

これら量的緩和政策の一環として採択された非伝統的金融政策の個別効果に関しては、第2節でみたように数多くの先行研究がある。本論では鎌田・須合(2006)に倣い、政策スタンスの変化を識別する際、コールレートのようにゼロ金利制約を受けていない中間変数を用いることで、各政策手段による効果を包括的に捉え、これを金融政策“代理”変数とする。なお、個別効果すなわち波及経路ごとの分析を行わないのは、制約により効果を過小とするリスクの回避のためである。

3.1. 金融政策代理変数の作成

短期金融市場を中心とする金融政策当局による数々の政策が、総合的にみて有効であり、長期金融市場あるいは貸出市場に波及するとすれば、これら市場間にはなんらかの正の関係性を持つはずである。また、そうした関係性を援用し、バインドされたコールレートに代わる代理変数が作成できるであろう。

こうした観点から、被説明変数をコールレート、説明変数を銀行貸出金利および貸出態度判断 DI とした回帰分析を行った。データは月次である。コールレートは無担保 ON 値を用い、データが提供されていない時期においては適宜有担保データを連結した。貸出金利は貸出約定平均金利を用い、貸出態度は貸出態度判断 DI を用いた。その際四半期データを線形補間した。推計は OLS を用いた。この手法により、特に企業金融面で、ゼロ制約にバインディングされた期間においても、政策効果を過小評価することなく、効果的に金融政策のインパクトを抽出することができる。

$$r_t^c = -2.650 + 1.365r_t^l + 0.014DI_t$$

(-11.77) (33.42) (6.74)

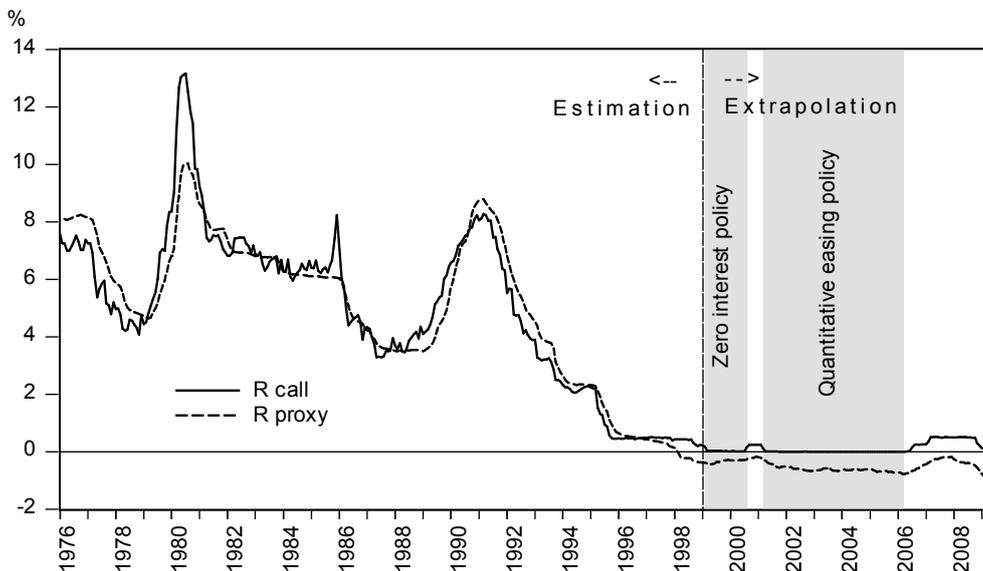
sample 1976M3-1999M1 $\bar{R}^2 = 0.91$ S.E. = 0.84 Prob(F-statistic)=0

※ r_t^c はコールレート、 r_t^l は銀行貸出金利、 DI_t は貸出態度判断 DI であり、カッコは t 値を示す。

この推計式により、コールレートの動きの 91% を説明することができる。このようにして作成された金融政策代理変数は図 2 に見られるように、推計期間の 1995 年まではコールレートの動きを十分トレースしている。ゼロ金利政策が開始された 1999 年以降を外挿してみると、コールレートがゼロ制約にバインディングされているのに対し、制約のない代理変数はコールレート換算でマイナスの水準まで低下していることがわかる。なお、2000 年の一時期や量的緩和政策が解除された 2006 年から 2008 年にかけてコールレートが若干上昇していた時期はあるものの、金融政策代理変数に基づいたコールレート換算値では依然として非常に強い緩和スタンスであったことがうかがえる。

したがって、ゼロ金利政策採用以降の金融政策スタンスというのは、名目金利がバインディングされているものの、実際はより緩和的なスタンスをとっていたことになる。なお、このスタンスは直近でも依然継続されていることが示されている。本論では個々の政策手段による効果を明らかにするものではないが、日本銀行が金融市場の安定的な機能の確保や企業金融の円滑化を企図して実施してきた様々なメニュー方式による政策が、総合的にみて一定の金融緩和効果を発揮してきたことを示す証左であると考えられる。

図 2 コールレートと金融政策代理変数



※ R call : コールレート、R proxy : 金融政策代理変数

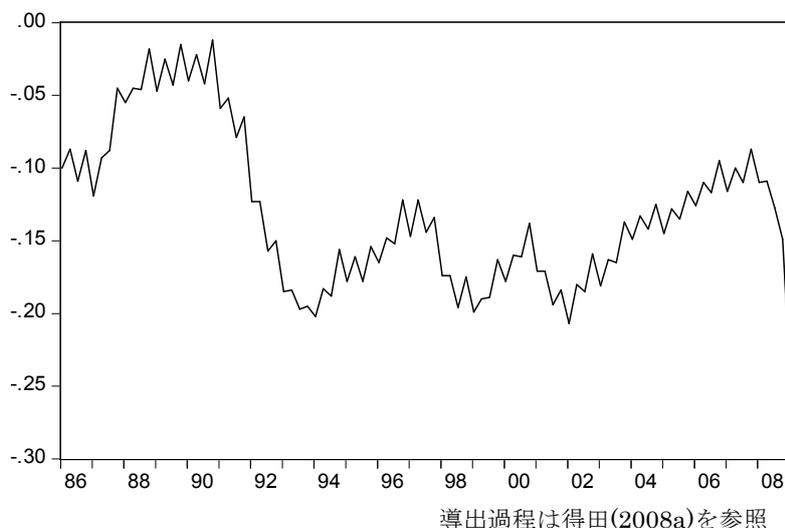
3.2. 4 変数構造 VAR モデル

前節で作成した金融政策代理変数を含めた構造 VAR モデルを構築する。使用変数は 4

変数で、順に生産量、物価指数、為替相場、金利とする。具体的には GDP ギャップ、消費者物価指数（除く食品：コア CPI）、円ドル為替相場、そして 3.1 節で推計した金融政策代理変数である。月次データを使用し期間は 1986 年 1 月から 2009 年 3 月までである。為替相場変数には対数変換処理を行った。

GDP ギャップは統計データとして整備されていないため、コブ・ダグラス (Cobb-Douglas) 型生産関数アプローチにより別途推計した四半期値を月次値に線形補間した値を利用した (図 3)。GDP ギャップの詳しい導出過程は得田(2008a)を参照されたい。

図 3 推計した GDP ギャップ



なお、事前的分析として使用変数の共和分検定は済ませてあり、共和分の関係がないことを確認している。構造 VAR モデルおよびインパルスレスポンスの基本的考え方は Christiano(1996)や得田(2007, 2008b)を参照されたい。

ラグは自由度確保の観点から最大で 10 までとし、赤池情報基準量 (AIC) およびシュワルツ情報基準量 (SBIC) を計算し、最小値を選択した。結果は表 1 に示される。AIC によるとラグ 3、SBIC によるとラグ 2 の採用が支持される。ラグが 2 から 5 くらいまでというのは多くの VAR 分析で採用されている。以下ではラグ 2 を付した VAR モデルを採用することにした⁷。

⁷ 派生的分析としてラグ次数 3 でも同様の分析を行ったが本質的な違いは確認されなかった。

表 1 ラグ次数決定のための各情報基準量

Lag	AIC	SBIC
1	-20.649	-20.390
2	-22.189	-21.722※
3	-22.223※	-21.548
4	-22.207	-21.324
5	-22.196	-21.106
6	-22.211	-20.913
7	-22.190	-20.684
8	-22.163	-20.449
9	-22.135	-20.214
10	-22.123	-19.994

※各基準量により選ばれた次数を示す

AIC : 赤池情報基準量

SBIC : シュワルツ情報基準量

インパルス反応関数

前節で特定化した VAR モデルに対し、同時点係数行列に制約を与えることで構造 VAR とした。そのうえで、各コンポーネントショックを与えた際に、それぞれの変数がどう変動していくのかを、インパルス反応関数により検証する。なお、本論では制約により各コンポーネントショックを識別する手法としてコレスキー分解(Cholesky decomposition)を用いた。これは、経済変数に影響を及ぼすトランスミッションから生じるタイムラグに着目して、様々な構造ショックを識別するという手法である。需要ショックや供給ショックは、同時点で生産や物価指数に影響を及ぼす一方、金融政策ショックでは、政策スタンスの変更がラグを伴って生産や物価指数に影響を与えるというものである。モデルでの序列が下位の変数ほど、他の変数から同時点で影響を受けやすいのが特徴である。

得られた全内生変数のインパルス反応は図 4 に示される。各コンポーネントショックには列ごとにまとめられている。 Y は正の実物ショック (ダイヤモンドショック)、 P は正の物価ショック (サプライショック)、 E は円安ショック、 R は金融政策引き締めショックをそれぞれ表す。行はそれぞれの変数の反応 (レスポンス) を示している。 E については増加が円安を、減少が円高を表す。反応期間は 60 ヶ月までとした。なお点線は ± 2 標準偏差バンドを表している。

1 列目の実物ショックでは、物価指数がダイヤモンド・プル・インフレにより上昇している。為替レートは若干円安方向に振れているが判断はつかない。政策代理変数は需給逼迫圧力を緩和させるため上昇している。2 列目の物価ショックでは、生産量の低下が生じている。為替レートについては若干円高に振れているようである。日本国内要因より海外要因の方が強く効いているためかもしれない⁸。金融政策代理変数は物価高による景気減速を緩和する方向に反応しているものの、実物ショックに対する反応に比べ弱い。3 列目は円

⁸ たとえば 2007 年中頃から 2008 年 3 月にかけて急速な円高が進んだが、これは日本国内要因によるよりも、アメリカのサブプライムローン問題に端を発した欧米金融機関に対する信用不安から生じたものだろう。この時期の原油等資源や穀物価格高騰の動きを考え合わせれば、本論で示されたインパルス反応は説明できる。

安ショックである。生産量と金融政策代理変数はやや上昇傾向を示している。円安に伴う景気過熱とそれに対する金利の反応ととらえれば、これらの動きは説明できよう。なお物価については不明である。

最後に4列目の政策引き締めショックの反応をみる。政策緩和ショックに対する生産量の反応については別途詳しく考察することとし、ここではアノマリーとしての「物価パズル」と「生産パズル」について考察する。金融政策引き締めショックの物価に及ぼす影響について、引き締めが財の需給逼迫圧力を減じさせることで物価下落が促されるというのが通説であろう。しかしインパルス反応では逆に物価が有意に上昇している。これは「物価パズル(price puzzle)」といわれる現象であり、VARモデル分析で度々確認されるものである⁹。物価パズルについては次の解釈が可能である。金融政策当局が将来のインフレを予想した場合、中央銀行は将来のインフレ圧力を相殺するように、現時点において金融引き締め政策を採るであろう。しかし政策効果の不確実性やブレイナードの保守主義(Brainard Conservatism)¹⁰により、完全にインフレ圧力を相殺するほどに金利を引き上げないとすれば、金融引き締めと物価上昇が同時に出現することになる。

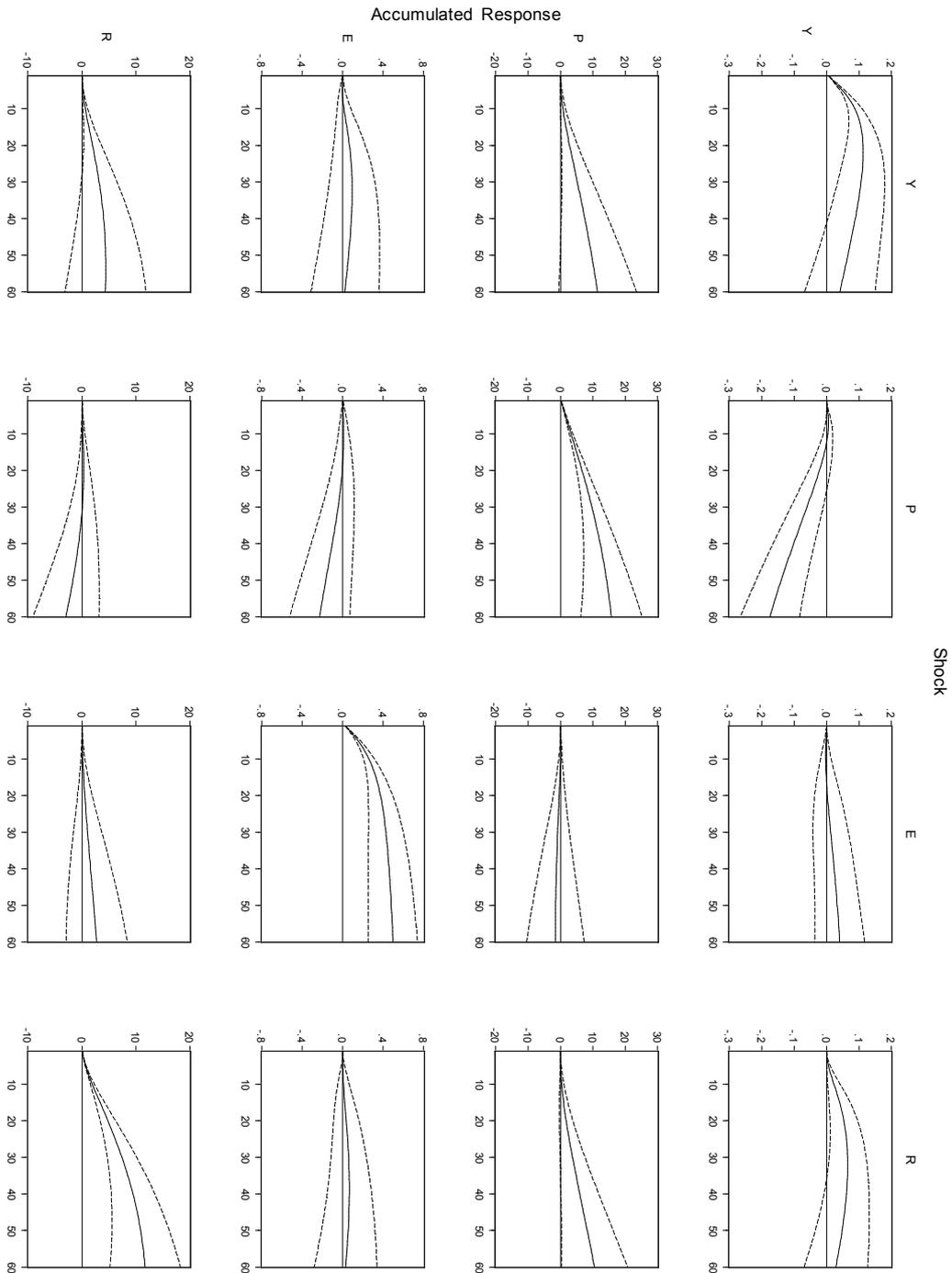
また、政策引き締めショック後しばらく生産が上昇する現象は「生産パズル(output puzzle)」と言われる現象であり、本インパルス反応で確認された。これも物価パズルと同様の解釈が可能である。金融政策当局が将来の景気過熱を予想した場合、過熱圧力を相殺するために、現時点において金融引き締め政策を採ることが予想される。しかし、完全に景気過熱圧力を相殺するほどに金利を引き上げないとすれば、金融引き締めと景気拡大が同時に発生することになる。

このように全ての変数を確認したところ、為替レートの反応はバンドがゼロをまたぎ、その方向性を判断できないものが多かった。これは日本固有の要因よりもパートナーカントリーであるアメリカ側の要因に強く影響を受けていることの表れであると考えられる。しかし、その他の変数についてはおおそ説明可能な反応を示していることから、構造VARモデルの妥当性が支持されたと考えられる。次節では本VARモデルをもとに、金融政策緩和ショックに対する生産量の反応を、サンプル期間を変化させることで、より詳細に分析していく。そして、1990年代以降の金融政策の実体経済への影響を考察していく。

⁹ 物価パズルを解消する手法として、物価の先行指数(商品先物指数等)をモデルに導入することが知られている。

¹⁰ 不確実性が存在する場合に、小幅の政策対応にとどめることが経済の安定化にとって望ましいというもの[Brainard(1967)]。

図 4 4変数VAR 累積インパルス反応

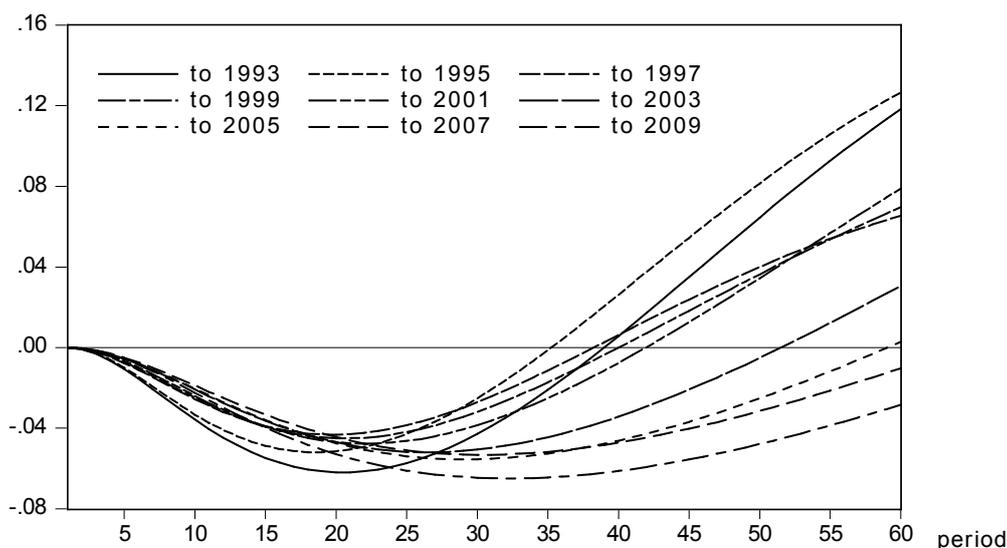


※₁ サンプル期間は1986年1月～2009年3月である。
 ※₂ 点線は ± 2 標準偏差バンドを示す。
 ※₃ Y：生産量、P：物価指数、E：為替相場、R：金融政策代理変数で、それぞれのショックは実物ショック、物価ショック、円安ショック、政策引締めショックを示す。

金融緩和政策の効果減衰の検証

ここでは金融政策代理変数 R に 1 標準偏差の金融緩和ショックを加えることで、生産量 Y に与える効果についてサンプル期間を拡張しつつ、その変化を検証していく（インパルス反応関数）。サンプルの始期は 1986 年 1 月に統一した。終期は 93 年、95 年、97 年、99 年、01 年、03 年、05 年、07 年（それぞれ 12 月まで）、09 年 3 月までの 9 シナリオに分け、それぞれについての反応を調べた。結果は図 5 に示されている通りである。

図 5 金融緩和ショックの生産に対する影響推移（4 変数 VAR） a



※サンプルの始期は全て 86 年 1 月である。

サンプル終期が 95 年までは、金融緩和ショックに対し、生産は当初若干の落ち込みがみられるものの、ほぼ 3 年でプラスに転じた後は力強く増加している。一方、サンプル終期が 97 年から 01 年までのモデルでは、回復の勢いが相対的に弱くなる。さらに 03 年以降を用いたモデルでは、最低値をマークする時期および累積効果がゼロレベルに回復する期間がさらに長期化する。07 年以降では 60 カ月後でもゼロレベルにすら届かなくなるほど弱くなる。全体的に 90 年代以降、金融緩和政策の実体経済へ及ぼす効果が減衰しく過程が確認された。

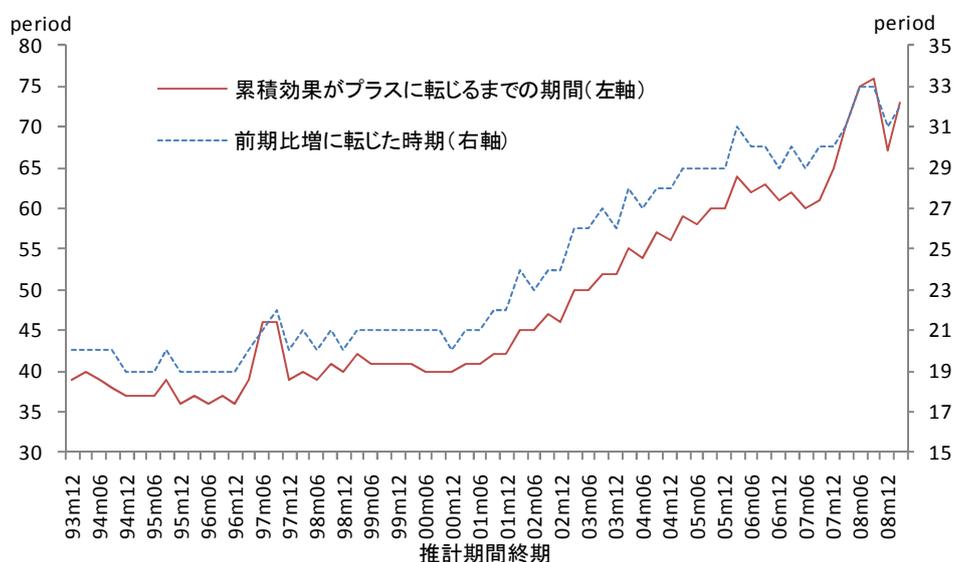
次に上記分析の終期をさらに細かく 3 ヶ月ごとに区切った推計を順次行い、効果がプラスに転じるまでの期間（効果反転期）および累積効果がプラスに転じるまでの期間（累積効果期）を調べた。結果は図 6 に示される¹¹。01 年前半頃までは効果反転期は 20 期前後、

¹¹ 図 5 同様に表すとこのようになる。これから効果反転期と累積効果期をまとめたものが図 6 である。

累積効果期は 40 期前後であり、両方とも安定していた。なお 97 年のみ一時的に大きく増加しているが、これは大型金融機関が連続破綻した時期にあたり、インターバンク市場並びに短期金融市場が混乱をきたした影響を反映しているものと考えられる。01 年後半から 06 年前半にかけては、両方ともプラス効果現出までの期間の長期化が認められる。すなわちこの時期は金融政策の実体経済に与える効果が減衰していった時期であるといえよう。その後 06 年後半以降は、効果がプラスに転じるまでの期間は 30 期前後で安定してきたものの、累積効果については大きく変動し、より長期化の傾向を示している。

金融政策発動から実体経済に波及するトランスミッションの重要な連結部である金融システムが、2000 年代初頭以降に毀損し、その構造的修正が未だ不十分なままなのか、あるいは構造的変質が生じた可能性が強いことが示唆される。

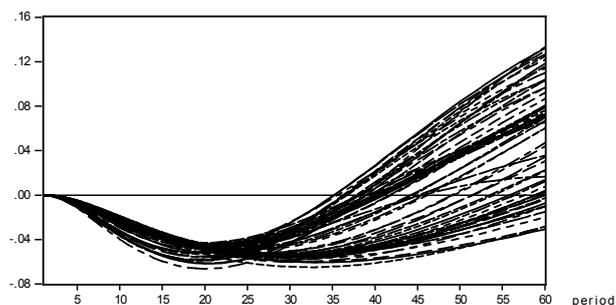
図 6 金融緩和ショックの生産に対する影響推移 (4 変数 VAR) b



※サンプルの始期は全て 86 年 1 月である。

3.3 5 変数構造 VAR モデル

前節の 4 変数構造 VAR モデルを用いた分析から、金融政策発動から実体経済に波及するトランスミッションが 2000 年代初頭以降毀損し、政策効果を減衰させている可能性を



見出した。この結果をさらに補強させるため、長期金利を追加した 5 変数構造 VAR モデルを用いて同様の分析を行ってみる。他 4 変数および推計期間は同じであり、変数順序は生産量、物価指数、為替相場、長期金利、(金利) 金融政策代理変数である。AIC および SBIC ではラグ 5 が支持されたが、4 変数構造 VAR モデルとの比較の観点から、ラグ 2 のモデルでも検証を行った。

図 7 はラグ 5 を付した 5 変数 VAR モデルの累積インパルス反応である。各変数の反応に 4 変数と比べて大きな変化は見られない。政策引締めショックに対する長期金利の反応は正でありこれは時間軸効果を示している。一方、生産量が有意に反応しているのは政策引締めショックではなく長期金利上昇ショックの方であった。これは短期金利が生産に直接影響を与えるというよりも、むしろ時間軸効果により長期金利に波及した後に影響を与えるというトランスミッションが表れたものととらえることができる。なお、物価パズルおよび生産パズルはここでも解消されなかった。

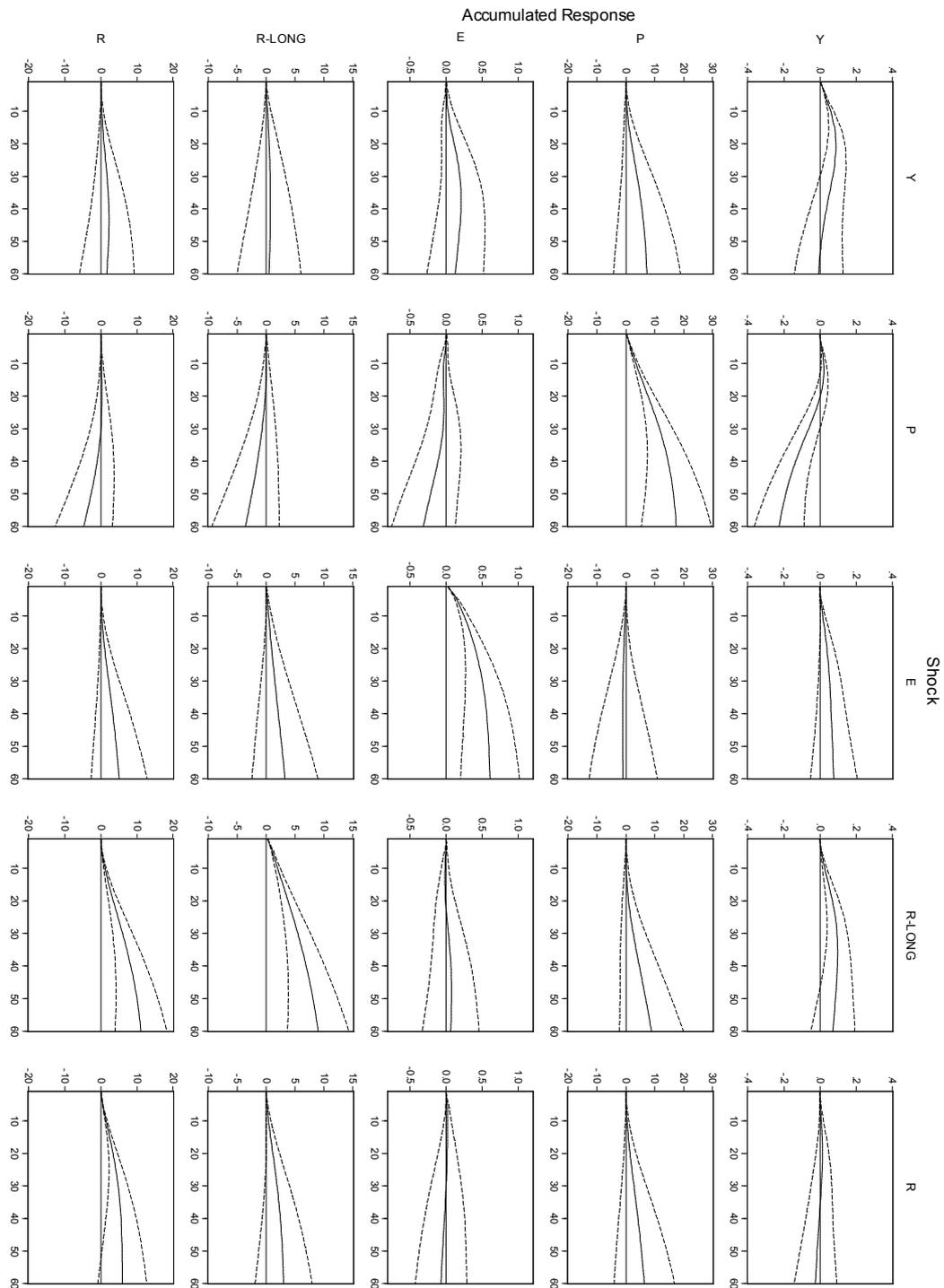
次に、金融政策代理変数 R に 1 標準偏差の金融緩和ショックを加え、生産量 Y に与える効果についてサンプル期間を拡張しつつ、その変化を検証した。結果は図 8 (上段ラグ 2、下段ラグ 5) に示されている通りである。両ラグとも 93 年から 99 年では強い反応が見られる一方、01 年以降の反応は弱々しいものに変化してきている。

さらに長短 2 つの金利をモデルに導入することにより 2.1 節でみてきた時間軸効果の検証が可能となる。金融政策代理変数 R のショックに対する長期金利 $R-LONG$ に与える効果についても検証した。結果は図 9 (上段ラグ 2、下段ラグ 5) に示されている。ラグ 5 モデルのほうが若干大きな反応を示すものの、全体の推移曲線の形状として大きな差異は見られない。やはりサンプル期間の短いものすなわち 1990 年代初めから 2000 年代初頭の反応の方がより敏感に反応し、その後の景気回復を受けての反転上昇も早い。このことをさらに詳しくみるため、金融緩和ショックの長期金利に対する影響を、推計期間終期を 3 ヶ月毎延長し、マイナス 1%ポイントに達した時期および前期比増に転じた時期をチェックしてみた (図 10)。反応する長期金利がマイナス 1%ポイントに達するまでの時期は、ラグ 2 モデルで 00 年代初頭から、ラグ 5 モデルで 90 年代末から急激に長期化している。この長期化の傾向は両モデルとも 03 年頃まで続き、その後は 19 期から 20 期で安定している。一方、前期比増に転じた時期は両モデルとも 97、98 年に 40 期前後に急に長期化した後、緩やかな長期化傾向を示している。07、08 年にはさらに急激な長期化がみられ、終期が 08 年 6 月では 94 期もの長期に達している。直近では若干戻しているが以前高い水準を保っている。

景気低迷期に長期金利が速やかに低下することは企業金融や民間住宅設備投資にとって望ましいことであり、その後の景気回復による長期金利上昇が早期に確認できればできるほど、金融政策当局の政策効果が高い証といえるだろう。図 10 からは両指標が 1990 年代末 2000 年代初頭にかけて急速に長期化しつつ、トレンドとしても長期化の傾向にあ

ることが示された。こうした点から金融政策効果の減衰の過程が確認でき、これは4変数VARモデルの結果と同様であった。

図 7 5変数 VAR 累積インパルス反応 (ラグ 5)



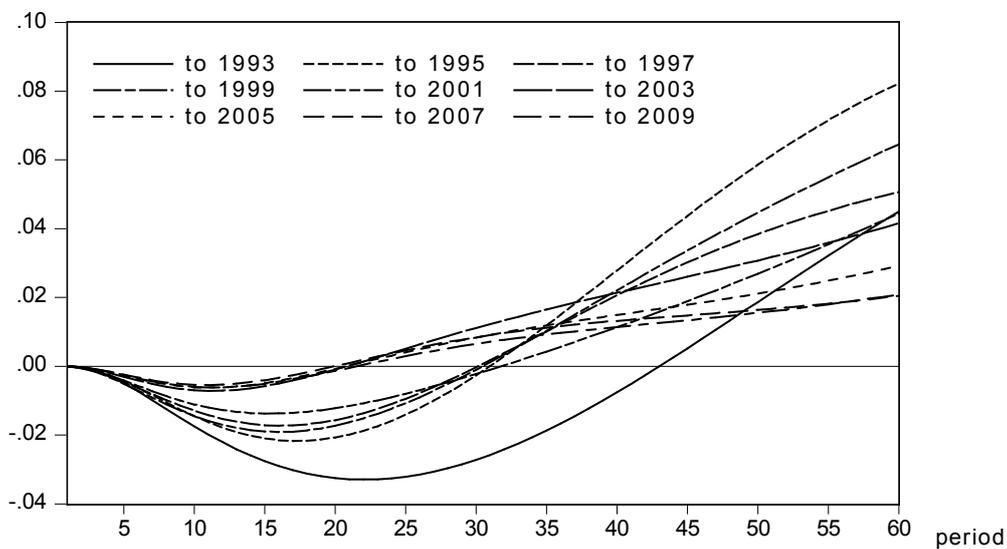
※₁ サンプル期間は1986年1月～2009年3月である。

※₂ 点線は ± 2 標準偏差バンドを示す。

※₃ Y：生産量、P：物価指数、E：為替相場、R-LONG：長期金利、R：金融政策代理変数で、それぞれのショックは実物ショック、物価ショック、円安ショック、長期金利上昇ショック、政策引締めショックを示す。

図 8 金融緩和ショックの生産に対する影響推移 (5 変数 VAR)

ラグ 2



ラグ 5

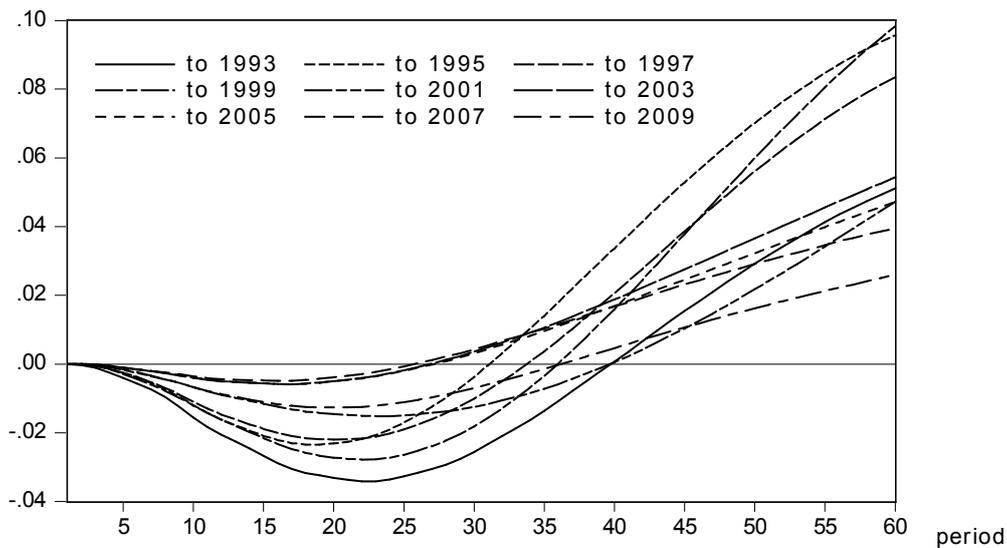
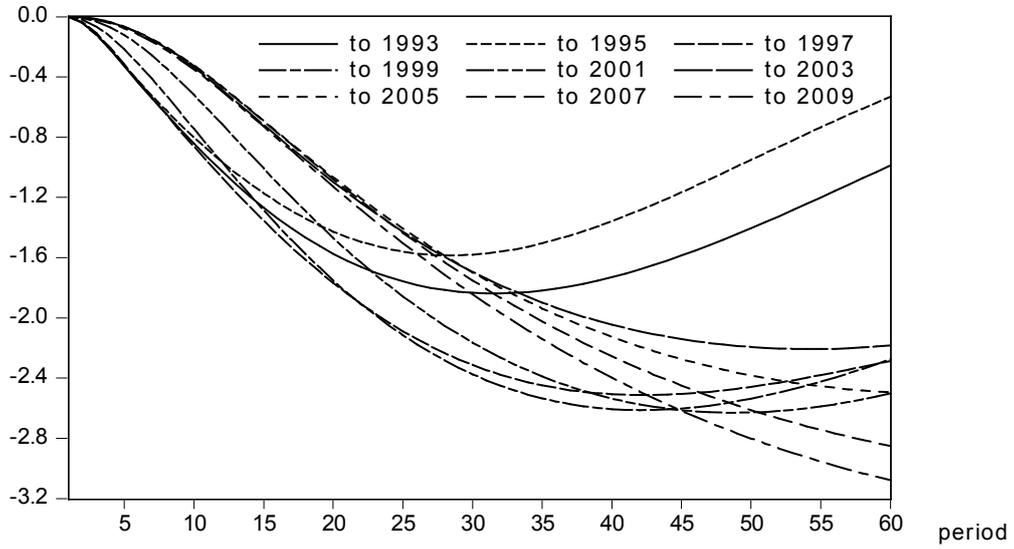


図 9 金融緩和ショックの長期金利に対する影響推移 (5変数 VAR) a

ラグ 2



ラグ 5

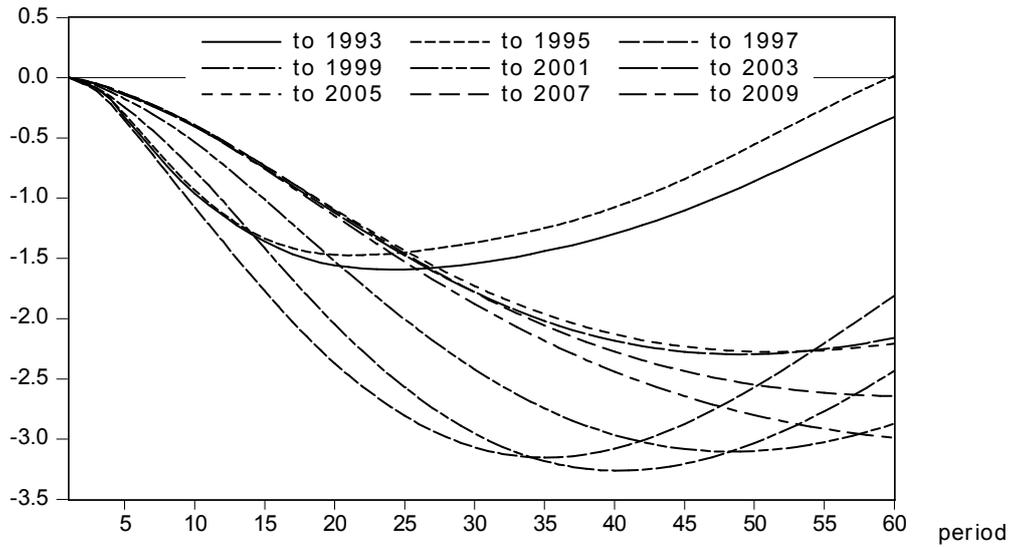
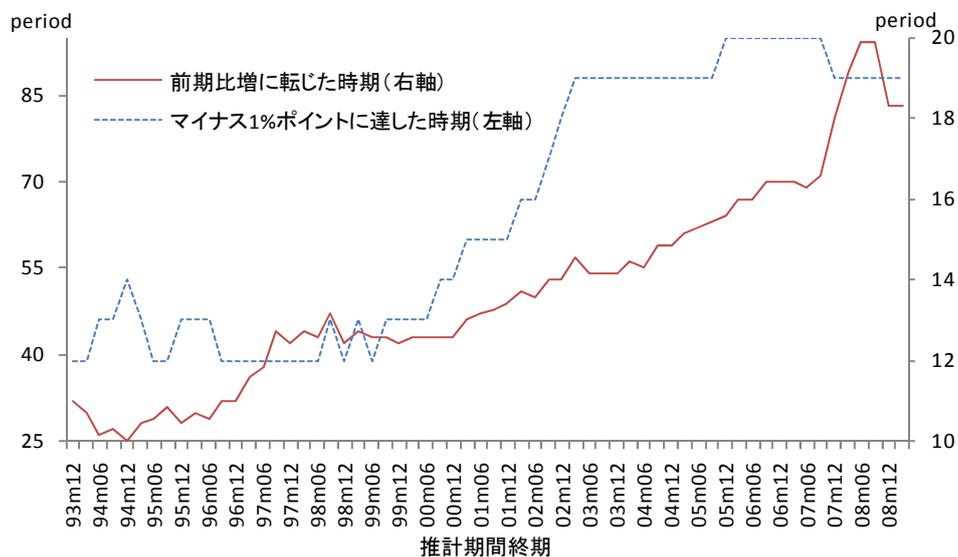
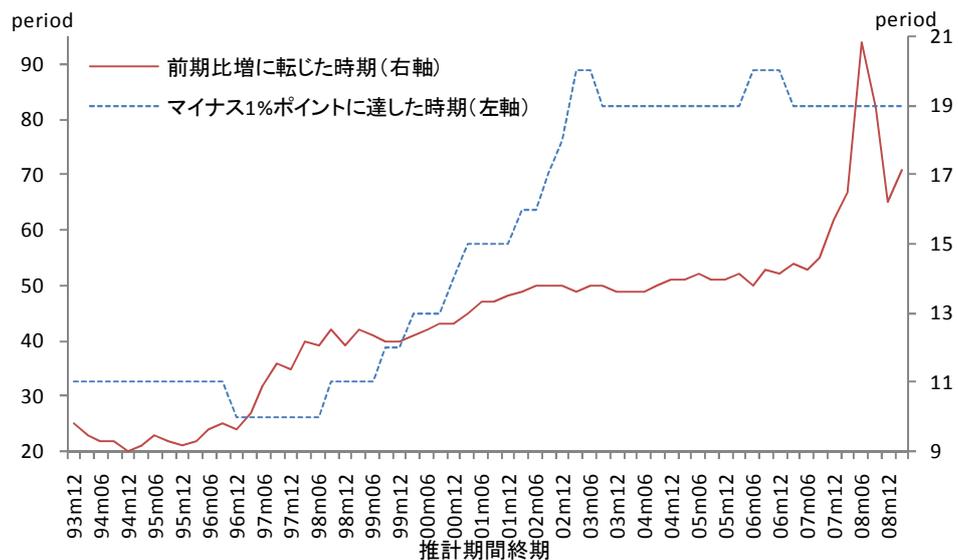


図 10 金融緩和ショックの長期金利に対する影響推移 (5変数 VAR) b
ラグ 2



ラグ 5



※サンプルの始期は全て 86年1月である。

4. まとめ

本論ではまず量的緩和政策期に実施された非伝統的金融政策手段の効果について先行研究を整理したうえで、近年のマクロ金融経済モデルの実証分析において用いられる手法をカテゴライズした。そのうえで金融政策当局による政策効果を実証分析により定量化し、

効果が減衰していく過程を確認した。

イールドカーブへの影響に焦点を当てた時間軸効果については、コミットメントによるイールドカーブ押し下げ効果が、短・中期金利までを中心に検出され、この点については政策効果があったと言えよう。日銀当座預金増額によるポートフォリオ再調整効果とシグナル効果の有無や程度は不確実であり、長期国債購入増の効果についても金融政策の緩和期待を強める方向に働きかけたことを示す実証結果は報告されていない。生産面への波及効果では、識者により時期に差があるものの、1990年代後半から2000年代初めにかけて政策効果が弱くなっていったことが報告されている。実証分析に利用されるマクロ金融経済モデルは、そのフロンティアとして理論重視からデータ整合性重視まで4つに大別できる。その中で本論はデータ重視のスタンスを採用した。

実証分析では、政策金利としてのコールレートのゼロ金利制約の有無にかかわらず、総合的に政策スタンスの変化を示すような金融政策代理変数を用い、金融政策が実体経済に与える効果が1990年代以降どう変化していったのかを、構造VARモデルを用い定量的に評価してきた。金融政策は不況の悪化を防止するという観点では効果があったといえるかもしれない。しかし、そこからさらに景気を浮揚させるという点では、2000年代初頭以降次第にその効力を減衰させ続けてきていることが明らかとなった。さらに重要なことは、金融システムショックが終息した後、景気基準日付¹²の第13循環(1999年1月~2002年1月)や第14循環(2002年1月~[景気の山は2007年10月])の回復局面においてさえ、政策効果の回復が見られなかったことである。こうした結果は4変数VARおよび5変数VARの両モデルで確認できた。政策効果減衰という観点に立脚するならば、1997、8年に発現した金融システムショック期以降の景気回復局面では、金融政策というよりは外的要因による輸出の増加あるいは技術革新による自律的な民間投資回復のほうが高く寄与していたという推察が可能となる。

金融政策効果減衰の原因としては、市中銀行を中心とする金融仲介システムが有効に機能しなかったことが考えられる。先行研究の多くが主張するように、また本論での5変数VARモデルによるインパルス反応で確認されたように、確かに時間軸効果により日本銀行は長期金利を押し下げること成功したといえよう。しかし、不良債権問題や金融不安定性増大により毀損してしまった金融システムが、低金利環境構築に続く、企業の設備投資や家計の消費を力強く後押しすることはなかった。金融政策(代理)変数から実体経済へ向かう連結節としての金融システムはその機能を十分果たしている証拠は本論の実証モデルからは確認できなかった。

金融システムの不安定化が金融政策と実体経済の連結節を毀損させたのだとすれば、

- i) 金融システム不安定度そのもの定量化

¹² 内閣府経済社会総合研究所による (<http://www.esri.cao.go.jp/stat/>)。

ii) i)変数を含めたマクロ経済モデルにおけるパラメータの時系列的変化の検証が有益であろう。こうした観点に基づいた実証分析は今後の課題とする。

[本論は、滋賀大学経済学部学術後援基金（リスク研究センター研究助成：課題番号 CRR Research Grant 0801）の助成を得て行われた研究成果の一部である。]

補論 使用データ

本論で使用したデータの本論中での名称、正式名称および出所は以下にまとめてありである。金融政策代理変数作成データは1976年3月～2009年3月の月次データを用いた。GDPギャップ推計（四半期値）では、四半期データについては1983年第2四半期～2009年第1四半期を、月次データについては1983年4月～2009年3月を用いて推計した（その後線形補間することで月次変換している）。VARモデル構築では1986年1月～2009年3月の月次データを利用した。

本論中名称	正式名称	出所
§ 金融政策代理変数作成 §		
コールレート	無担保 ON コールレート	日本銀行 http://www.boj.or.jp/
銀行貸出金利	貸出約定平均金利	
貸出態度判断 DI	貸出態度判断 DI	
§ GDP ギャップ推計（詳細は得田（2008a）参照） §		
	設備判断 BSI	財務省 http://www.mof.go.jp/
	その他の有形固定資産(当期末固定資産)	
	製造工業稼働率指数	経済産業省 http://www.meti.go.jp/
	資本ストック	内閣府 http://www.cao.go.jp/
	雇用者報酬	
	国民総所得	
	実質 GDP	
	労働人口	総務省 http://www.soumu.go.jp/
	毎月勤労統計調査	厚生労働省 http://www.mhlw.go.jp/
	所定内労働時間	
	所定外労働時間	
	就業者数	
§ VAR モデル構築 §		
物価指数	消費者物価指数（除く食品：コア CPI）	総務省
為替レート	円ドル為替相場	日本銀行
長期金利	長期国債利回り	

参考文献

- Arestis, P. and M. Sawyer, (2002), "'New Consensus,' New Keynesianism, and the Economics of the 'Third Way'," *Economics Working Paper Archive* No.364, pp.1-10.
- Baba, N., S. Nishioka, N. Oda, M. Shirakawa, K. Ueda, and H. Ugai (2005), "Japan's Deflation, Problems in the Financial System and Monetary Policy," *Monetary and Economic Studies* Vol.23, No.1, IMES Bank of Japan, pp.47-111.
- Bank of England (2003), Quarterly Bulletin 2003 Spring.
- Bernanke, B.S., V.R. Reinhart, and B.P. Sack (2004), "Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment," *Brookings Papers on Economic Activity* 2:2004, pp.1-78.
- Blanchard, O.J. and D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *The American Economic Review* Vol.79, No4, pp.655-673.
- Brainard, W.C. (1967), "Uncertainty and the Effectiveness of Policy," *American Economic Review* Vol.57, No.2, pp. 411-425.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum and C.L. Evans. (1996), The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from The Flow of Funds, *Review of Economics and Statistics* 78(1), pp.16-34.
- . (1999), *Money Policy Shocks: What Have We Learned and to what End?* Handbook of Macroeconomics 3A, Amsterdam: Elsevier Science B. V., pp.65-148.
- Fujiwara, I. (2006), "Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates are Almost Zero," *Journal of the Japanese and International Economies* No.20 (3), pp.434-453.
- Iida, Y., and Matsumae, T. (2009), "The Dynamic Effects of Japanese Macroeconomic Policies: Were There Any Changes in the 1990s?" *ESRI Discussion Paper Series* No.209, pp.1-22.
- Meyer, L.H. (2001), "Does Money Matter?" *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* Vol. 83, No. 5, pp.1-16.
- Oda, N., and Ueda, K. (2005), "The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach," *Bank of Japan Working Paper Series* No.05-E-6, pp.1-34.
- Okina, K., and S. Shiratsuka (2004), "Policy Commitment and Expectation Formation: Japan's Experience under Zero Interest Rates," *North American Journal of Economics and Finance* Vol.15, No.1, pp.75-100.
- Yano, K. (2009), "Dynamic Stochastic General Equilibrium Models Under a Liquidity Trap and Self-organizing State Space Modeling," *ESRI Discussion Paper Series* No.206, pp.1-47.
- 鎌田康一郎・須合智広 (2006)、「政策金利ゼロ制約下における金融政策効果の抽出」、『日

- 本銀行ワーキングペーパーシリーズ』 No.06-J-13、 pp.1-26.
- 貞廣彰 (2005)、『戦後日本のマクロ経済分析』第9章、東洋経済新報社
- 佐藤綾野(2009)、「各国中央銀行のマクロ計量モデルサーベイ～FPS と JEM の比較を中心として～」、『ESRI Discussion Paper Series』 No.211、 pp.1-23.
- 得田雅章 (2007)、「構造 VAR モデルによる金融政策効果の一考察」、『滋賀大学経済学部研究年報』 No.14、 pp.103-119.
- (2008a)、「GDP ギャップの推計」、『彦根論叢』 No.375、 pp.67-85.
- (2008b)、「金融政策の効果：日本のデータを用いた実証分析」、『金融・通貨制度の経済分析』、早稲田大学出版部、 pp.93-122.
- 丸茂幸平・中山貴司・西岡慎一・吉田敏弘 (2003)、「ゼロ金利政策下における金利の期間構造モデル」、『金融市場局ワーキングペーパーシリーズ』、2003-J-1
- 水野温(2009)、「最近の経済情勢と中央銀行の政策対応」、日本銀行アジア金融協力センター主催セントラルバンキング・セミナーにおける講演要旨、日本銀行 [Available at www.boj.or.jp/type/press/koen07/]