

2013年8月15日 全46頁

## 経済社会研究班レポート - No.13 -

## 量的緩和・円安でデフレから脱却できるのか？

## 拡張ドーンブッシュモデルに基づいた構造 VAR 分析

経済調査部 経済社会研究班  
エコノミスト 小林 俊介

## [要約]

- 安倍政権の誕生した2012年末から追加的量的金融緩和が発表された2013年4月を通じて円ドルレートは大きく減価したが、その後5月に直近の最安値を記録して以来方向感を失っている。本稿ではまず、量的緩和政策がもたらしたこの一時的かつ急激な減価のメカニズムを理論と実証の両面から検証する。検証に当たっては短期・長期の為替レートの動きを捕捉できるドーンブッシュモデルに基づいた構造多変量自己回帰（構造VAR）分析を応用した。
- 推計結果は「為替市場は量的緩和に対する期待および政策発表を織り込んで瞬時に反応し、以降は購買力平価条件および金利平価条件に基づいて緩やかに増価する」という理論および今般の現象を支持した。また本稿ではVAR分析の特性を活かし、為替レートのみならず金利・生産・物価に対する量的緩和政策の波及メカニズムについても検証したが、これらはおおむねモデルのインプリケーションに沿う形となった。すなわち、量的緩和は①長期金利やリスクプレミアムを低下させ、その結果②生産活動を刺激し、同時に③為替レートを減価させるという結果が検出された。
- 他方、①量的緩和に伴う為替レートの減価は一時的なものにすぎず、②為替レートの減価は生産活動を有意に拡大させない上に、③生産活動の増加は物価の上昇につながらない、という結果も検出された。これらの結果は、デフレーション克服という目標に対して量的緩和が限定的な効力しか持たないことを示唆している。
- インフレターゲットを導入したことでより強い時間軸効果が期待されることから、量的金融緩和が景気を浮揚する効果は高められていると評価できる。それでもなおインフレ率の本格的なプラス転換を生じさせるような需給の創出効果を期待することは難しい。また、フィリップスカーブの低下によりデフレーション脱却のハードルは高まってしまっている。金融政策に期待できるのは当面、各種名目金利の低下を通じた効果が中心になると見られ、デフレーションを克服する上では供給過剰を解消させるような産業の新陳代謝や、経済活動の生産性を高めるような政策の支援が必要不可欠となるだろう。

## 目次

1.	<u>サマリー</u>	3
2.	<u>量的・質的緩和の効果をめぐる議論</u>	6
3.	<u>理論からのアプローチ</u>	7
	(1) カバーなし金利平価説	7
	(2) 購買力平価説	9
	(3) ドーンブッシュモデル	10
4.	<u>実証面からのアプローチ：推計方法</u>	14
5.	<u>実証面からのアプローチ：推計結果と解釈</u>	17
	(1) 金融政策は物価・生産ギャップに対応	17
	(2) 金利は銀行準備残高の積み増しを受け低下	17
	(3) 為替レートに対する金融政策の効果は一時的	19
	(4) 金融緩和はリスクプレミアム圧縮を通じて産出量増大	20
	(5) 円安に伴う生産増大効果は限定的	22
	(6) デフレ脱却への特効薬なし	22
6.	<u>政策評価</u>	25
	<u>推計結果</u>	31
	推計結果 1 インパルス応答関数：1980-2012年	31
	推計結果 2 インパルス応答関数：1995-2012年	34
	推計結果 3 インパルス応答関数（国債金利を社債金利で代替）：1980-2012年	37
	推計結果 4 インパルス応答関数（CPIをPPI(CGPI)で代替）：1980-2012年	40
	<u>参考文献</u>	43

## 1. サマリー

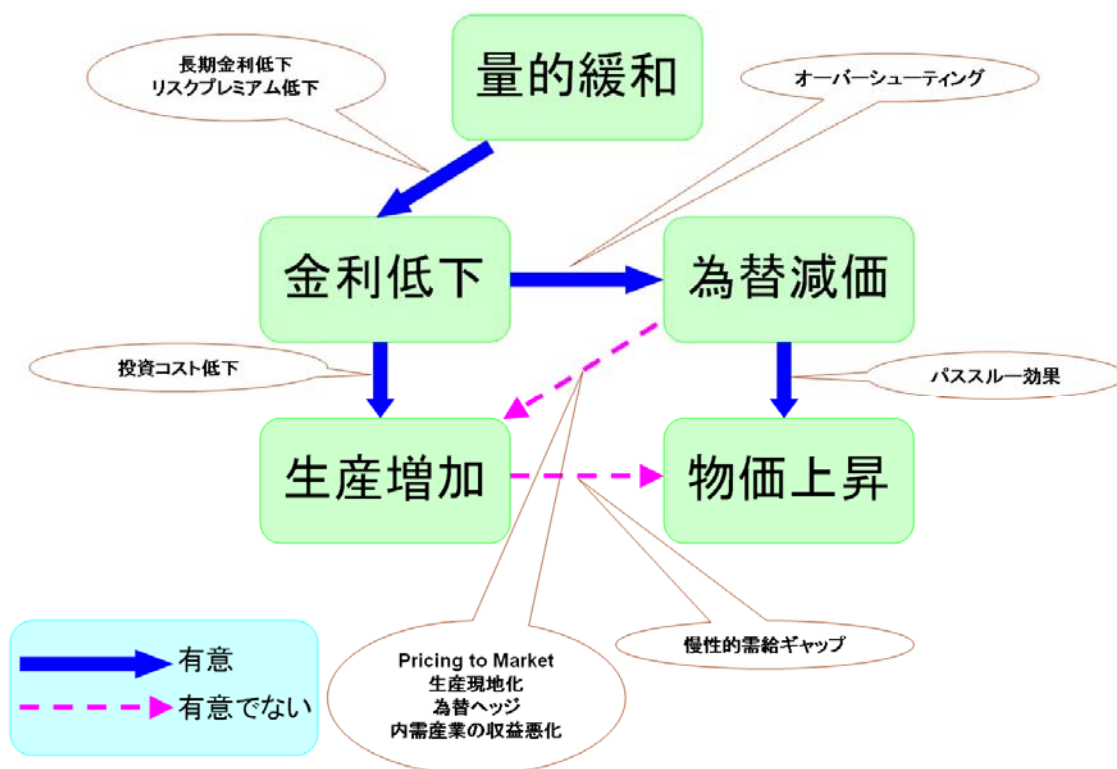
2000年代後半、リーマンショック以降の長い円高トレンドを経たのち、2012年末から2013年5月にかけて円ドルレートは急激な減価を経験した。金融緩和政策に積極的とされてきた安倍新政権が誕生した2012年12月から鋭角的な減価トレンドが形成され、2013年4月に黒田新日銀総裁のもとで「量的・質的金融緩和」が発表されるといっそう円安が進み、この5ヶ月の間に円ドルレートは約25%という急激な減価を経験した。しかしこうした急激な減価は長く続かず、5月以降の円ドルレートは100円/ドル近辺での推移が続いている。市場は新政権誕生とともに大幅な金融緩和を織り込み、想定以上の規模の金融緩和政策の発表を受けてさらなる減価を呼んだものの、以降は特段のニュースフローがない中で方向感を失っているようにも見える。

本稿の主要な目的は、量的金融緩和政策が市場と実体経済に対して波及的に影響するメカニズムを、理論と実証の両面から検証することにある。検証に当たっては短期・長期の為替レートの動きを捕捉できるドーンブッシュモデルに基づいた構造多変量自己回帰（構造VAR）分析を応用した。推計結果は「為替市場は量的緩和に対する期待および政策発表を織り込んで瞬時に反応し、以降は購買力平価条件および金利平価条件に基づいて緩やかに増価する」という理論および今般の現象を支持した。

さらに本稿ではVAR分析の特性を活かし、為替レートのみならず金利・生産・物価に対する量的緩和政策の波及メカニズムについても検証したが、これらはおおむねモデルのインプリケーションに沿う形となった。すなわち、量的緩和は①長期金利やリスクプレミアムを低下させ、その結果②生産活動を刺激し、同時に③為替レートを減価させるという結果が検出された。他方、①量的緩和に伴う為替レートの減価は一時的なものにすぎず、②為替レートの減価は有意に生産活動を有意に拡大させない上に、③生産活動の増加は物価の上昇につながらない、という結果も検出された。これらの結果は、デフレーション克服という目標に対して量的緩和が限定的な効力しか持たないことを示唆している。

以上の推計結果を念頭に置きつつ、2013年4月に導入された「量的・質的金融緩和」を評価すると、まず「量」に関して言えば、量的金融緩和政策発表前に市場が期待していた緩和の規模を大きく上回るものであったと推計される。事実、為替レートに対して大きなインパクトを与えた。しかしデフレーションを克服するという安倍政権の目標に対し、量的金融緩和の持つ効力には限界がある。まず一つに、ドーンブッシュモデルのインプリケーションと同様に推計結果からも示されたように、量的金融緩和政策による為替レート減価の効果は一時的なものにすぎない。よって幾何級数的に銀行準備残高が積み増されない限り、日本円の為替レートが恒常的な減価トレンドを描くことは考えがたい。

## 推計結果のサマリー



出所：大和総研作成

注：因果関係を示す矢印はドーンブッシュモデルのインプリケーションに従って選択した。

しかし上記で示した以外にも、「量的緩和→為替減価」のパスは有意に検出された。これはモデルでも示唆されていることであるが、貨幣供給量の増加が瞬間的に市場で織り込まれ、金利低下と同時並行で為替減価が発生するためであると考えられる。

また、「量的緩和→生産増加」のパスも有意に検出されたが、これはモデルで捕捉される現象ではない。理論的には、流動性の供給が短期金融市場の機能保全や、より高いリスクに対するプレミアムの低減を通じて生産活動を押し上げる効果を持ったと可能性がある。他方、量的緩和の時期が景況感の改善時期に重なったことで、統計的にこのような結果が検出されている可能性も指摘しうることには一定の留意が必要である。

他方、「量的緩和→物価上昇」のパスは有意に検出されなかった。

第二に、推計結果からは為替レートのショックが生産に対して有意な影響を与えないことが示唆されている。構造 VAR の推計結果は、コストプッシュ型のインフレーションについては支持するものの、デマンドプル型のインフレーションは支持していない。その要因として①輸出企業の pricing to market 行動（為替レートの変動を輸出価格にすべては反映しないこと）、②現地生産・多国籍化の加速、③企業の為替ヘッジ能力向上、④円安に伴う輸入価格の押し上げによる内需産業のマージン圧迫などが考えられる。よって為替レートの減価が一国全体の生産を増進させる効果は慎重に見積もることが望ましいだろう。

そして第三に、量的緩和が物価を上昇させる効果は、パススルー効果によるものを除くと弱い。推計結果の示すところによれば、量的金融緩和は長期金利とリスクプレミアムの低下を通じて生産を拡大させるが、経済活動の拡大は物価に対して有意な相関を示していない。これは①総需要が潜在的供給能力を下回っており、恒常的に需給ギャップが発生していることや、②デフレーション期待が定着（インフレーション期待が後退）しており、フィリップスカーブが

下方シフトしていることなどに起因すると考えられる。こうした需給ギャップやデフレーション期待が存在する中では、多少の生産拡大ショックで物価を引き上げることは難しい。実際に1990年代以降の日本の需給ギャップは慢性的にマイナス圏で推移してきたと見られ、リーマンショック後の景気の落ち込みや東日本大震災の影響を受け、現在も需要不足の状態が続いていると見られる。さらに、需給ギャップと物価上昇率の関係は、慢性的な需要不足とデフレーションを経験した1990年代に変化し、2000年代以降のフィリップスカーブは1980年代のそれに比べ、大きく下方シフトした。つまり、おそらく長期的なデフレーションにより予想物価上昇率が低下したことを受け、デフレーションを克服するために求められるハードルが、過去に比べて厳しくなっているということである。そして本稿の構造VARの結果に基づいて試算する限り、2013年4月に発表された量的金融緩和のみでインフレ率の本格的なプラス転換を生じさせるような需給の創出効果を見込むことは難しい。こうした状況下でインフレーションを引き起こせるのは、為替レートの減価等を端緒とする輸入財価格の上昇に伴うパススルー効果くらいしかないが、先述のように今回の量的緩和に伴う為替レートの減価効果は一時的と見られ、このためパススルー効果ですらも短期的なものにとどまる公算が高い。

「量的・質的金融緩和」の「質」に関して言えば、日銀のバランスシートの拡張は、将来金利に対するコミットメントとしての役割を果たし、長期金利およびその期待ボラティリティ（＝リスクプレミアム）の低下を通じて景気浮揚効果を持つことが期待される。加えて、インフレターゲットの導入およびその目標値の引き上げもまた、コミットメントを強化する効力を持つと期待される。つまりより長期間にわたって日銀が低金利政策を続けることを公約し、目標値を持たない場合に比べて将来金利の予見可能性が高まることを通じてリスクプレミアムを減殺しうるだろう。インフレターゲットの導入が予想インフレ率を上昇させ、実質金利を低下させることでより大きな景気浮揚効果を持つとの指摘もある。確かに消費動向指数から算出された予想インフレ率やブレイクイーブンレートは直近で上昇している。しかし前者は足元の実績インフレ率との連動性が高く、その信頼性は限定的と考えられる。また、後者は長期金利に上乘せされているインフレ率であるから、この値の上昇が実質金利の低下につながるわけではない。

そもそも1990年代の長いデフレーションの経験が予想インフレ率（と需給ギャップの関係）を下方シフトさせたことから推察されるように、フィリップスカーブを再度上方シフトさせるには長期間の非デフレ的经验が必要となろう。よって予想インフレ率の上昇が本格的に実質金利の低下を通じて景気を浮揚し始めるのは、経済がデフレを脱却した「後」からとなる可能性が高く、金融政策に期待できるのは当面、各種名目金利の低下を通じた効果を中心としたものとなりそうである。そして金利の低下という経路のみからではインフレ率の本格的なプラス転換を生じさせるような需給の創出効果が見込まれない以上、デフレーションを克服するためには、供給過剰を解消させるべく産業の新陳代謝を促す政策や、経済活動の生産性を高めるような政策の支援が必要不可欠となるだろう。

（※本稿では一部にテクニカルな議論を含むため、実務的なインプリケーションを得るという意味ではまず第6節「政策評価」、ならびに第5節「推計結果と解釈」を一読されたい。）

## 2. 量的・質的緩和の効果をめぐる議論

2000年代後半、リーマンショック以降の長い円高トレンドを経たのち、2012年末から2013年5月にかけて円ドルレートは急激な減価を経験した。金融緩和政策に積極的とされてきた安倍新政権が誕生した2012年12月から鋭角的な減価トレンドが形成され、2013年4月に黒田新日銀総裁のもとで「量的・質的金融緩和」が発表されるといっそう円安が進み、この5ヶ月の間に円ドルレートは約25%という急激な減価を経験した。

しかしこうした急激な減価は長く続かず、5月以降の円ドルレートは100円／ドル近辺での推移が続いている。市場は新政権誕生とともに大幅な金融緩和を織り込み、想定以上の規模の金融緩和政策の発表を受けてさらなる減価を呼んだものの、以降は特段のニュースフローがない中で方向感を失っているようにも見える。しかしこのような見方はどのようにして理論的・実証的に支持されうるのだろうか。こうした傾向は続くのだろうか。今後追加的な量的緩和に対する期待が醸成された場合、もしくは実施が発表された場合、同様の現象が再度起こるのだろうか。また、早ければ今年中に米国のQE3による債券購入額の縮小が見込まれる中で、為替市場はどのように反応するのだろうか。そして金融政策や為替レートの変化は、実体経済にどのような影響を与えていくのだろうか。

図表1 円ドルレートの推移



出所：FRB より大和総研作成

本稿の主要な目的は、量的金融緩和政策が市場と実体経済に対して波及的に影響するメカニズムを、理論と実証の両面から検証することにある。前述したような急激な円安現象の根拠をロジックとデータの両方に基づいて整理することは、今後の市場動向を占う上で、また、今後の金融政策を評価する上での一助となる。先述したように、黒田新総裁による量的・質的金融緩和が実際に発表されるよりもかなり前から急速な円安が進んでいたことから、市場は将来の金融政策を先取りして織り込んでいたとの解釈が可能である。もしこのような期待感が市場を牽引してきたとすれば、その背景にある論理を探り、また、期待の規模を測定することで、今後の政策の効果を推測することが可能となる。ただし注意しなければならないのは、こう

した期待感が本当に妥当なものかどうかということである。期待の妥当性を検証することは、今後の金融政策の効果を推測する上で非常に重要な意味を持つ。金融緩和に対する期待感や、実際の追加政策の発表を受けて円安が進んできたとして、仮にこうした市場の反応が非合理であったり、現実に沿わないものであった場合、いずれ調整を余儀なくされる可能性が高いためである。

このような議論を考慮し、以降ではこれまでの為替レートの動きを、理論と実証の両方から検証する。理論的な裏付けは市場における期待感の存在を支持しうるし、そうした理論の中でも特に実績値との当てはまりの良いものの妥当性が高いと考えられよう。よって本稿ではまずいくつかの為替レートを巡る基礎的な理論を紹介し、その上で実証的な分析を試みる。検証する理論を選択する上では、市場の期待に特に強く働きかけうるものを選択すべく、市場で広く認知されている理論について考える。Cheung et al (2004)は各為替理論の予測能力を検証する際に、同様の理由づけから「(1)経済および政策のコンテキストで著名であること」や「(2)検証が容易であること」(p. 1152)を条件として、①カバーなし金利平価説、②購買力平価説、③ドーンブッシュモデル(1976)、および④フランケルモデル(1979)を挙げている。本稿でもこの条件に従い検証対象の理論を選択するが、④は年次データを必要とする<sup>1</sup>モデルであるため、本稿のように比較的短期の市場を分析することが困難であるため除外し、それ以外の3つの理論についての検証を行った。

本稿の構成は以下のとおりである。第3節では上述した3つのモデルを紹介し、理論的な根拠を検証する。第4節では定量分析の手法について述べる。第5節では推計結果を解釈する。第6節で黒田新日銀総裁の金融政策と市場の反応を評価する。

### 3. 理論からのアプローチ

#### (1) カバーなし金利平価説

貨幣供給量と為替レートのシンプルな関係を検証すべく、まずはカバーなし金利平価説から吟味してみたい。カバーなし金利平価説は効率的市場を仮定した理論であり、この理論では自国通貨の期待減価率が、自国金利の相手国金利に対するプレミアムと一致するように決定される<sup>2</sup>。つまりこのモデルにおいて金利の高い国の通貨は、相手国との金利差に相当する分だけ為替レートが減価すると想定されている。このモデル自体は貨幣数量というファクターを持たないため、本稿では前節で述べた目的に立ち、貨幣供給量の増加が金利を引き下げ（これが貨幣需要を引き上げることで達成される）貨幣市場の需給均衡<sup>3</sup>を想定する。カバーなし金利平価説

<sup>1</sup> たとえば政府債務残高の対GDP比がこのモデルに含まれる。

<sup>2</sup>  $i = i^* + \dot{s}$  ( $i$ 、 $i^*$ はそれぞれ自国および相手国の金利、 $\dot{s}$ は為替レートの変化率。)

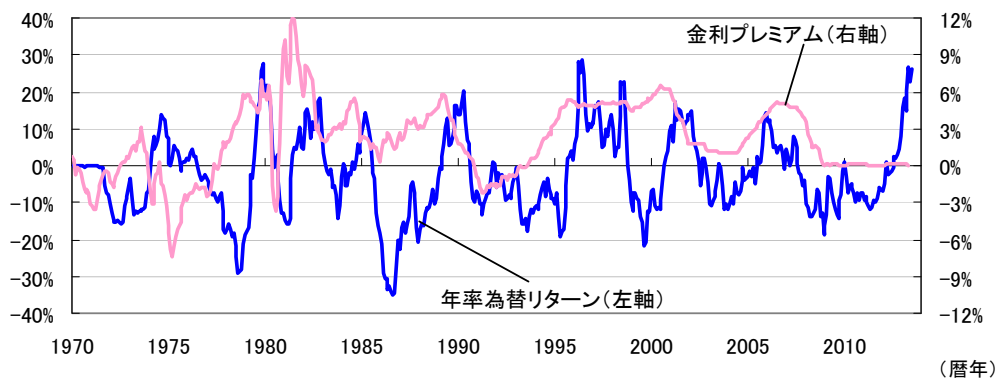
<sup>3</sup>  $m - p = \phi y - \lambda i$  ( $m$ 、 $p$ 、 $y$ はそれぞれマネーストック、物価、産出量の対数値、 $\phi$ 、 $\lambda$ は非負係数。

ゼロ金利制約下で $i$ が変化しない場合、この関係式はフィッシャー方程式となるが、フィッシャー方程式で示されるような関係が成立しないことは広く認識されているとおりでである。このため量的緩和政策がさまざまな金利、たとえば短期金利のみならず長期金利、リスクフリー金利のみならずリスクプレミアム付金利など、に与える影響を考察する形で議論を進める。)

とこの貨幣需要関数を同時に仮定すると、自国貨幣供給量の増加は自国金利の低下をもたらし、相手国の条件が変わらなければ自国通貨が金利プレミアムに応じて増価することが想定される。さらに同様の貨幣需要関数を相手国にも仮定すると<sup>4</sup>、為替レートの変化は自国と他国の貨幣供給量の比率<sup>5</sup>に対し負の相関を持つ（貨幣供給量が相対的に多い国の通貨が**増価**する）と想定される。

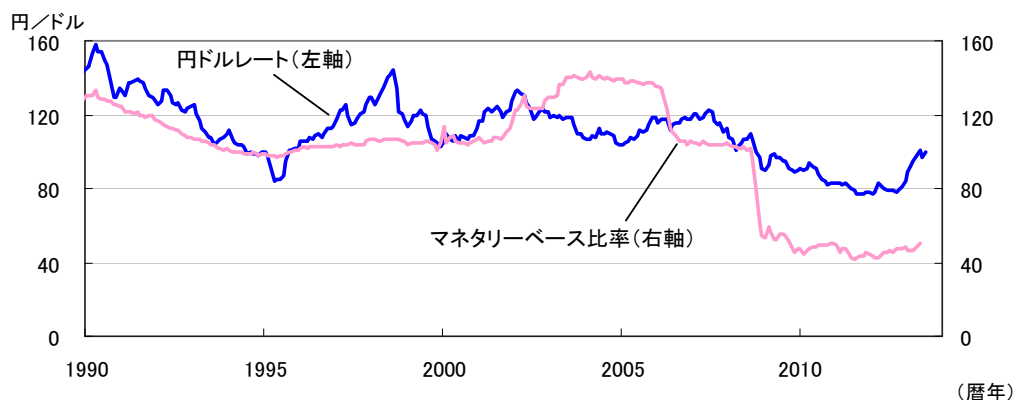
しかし現実データに対するこうした仮定の当てはまりは悪い。図表 2 は米ドルの年間収益率（対円）と金利プレミアム（米国の政策金利－日本の政策金利<sup>6</sup>）を、図表 3 は円ドルレートと日米マネタリーベース比率（日本のマネタリーベース（円建て）÷米国のマネタリーベース（ドル建て））を比較している。いずれも一定程度の相関関係がうかがえるものの、問題は金利プレミアムの上昇にせよマネタリーベース比率の上昇にせよ、日本円の増価ではなく**減価**と連動していることである。これはカバーなし金利平価説のインプリケーションに反する。

図表 2 年率為替リターンと金利プレミアム



出所：日本銀行、FRB より大和総研作成

図表 3 円ドルレートとマネタリーベース比率



出所：日本銀行、FRB より大和総研作成

注：マネタリーベース比率＝(日本の円建てマネタリーベース) / (米国のドル建てマネタリーベース)

<sup>4</sup>  $m^* - p^* = \phi y^* - \lambda i^*$  (\*つきの記号は相手国の数値。)

<sup>5</sup>  $m - m^*$

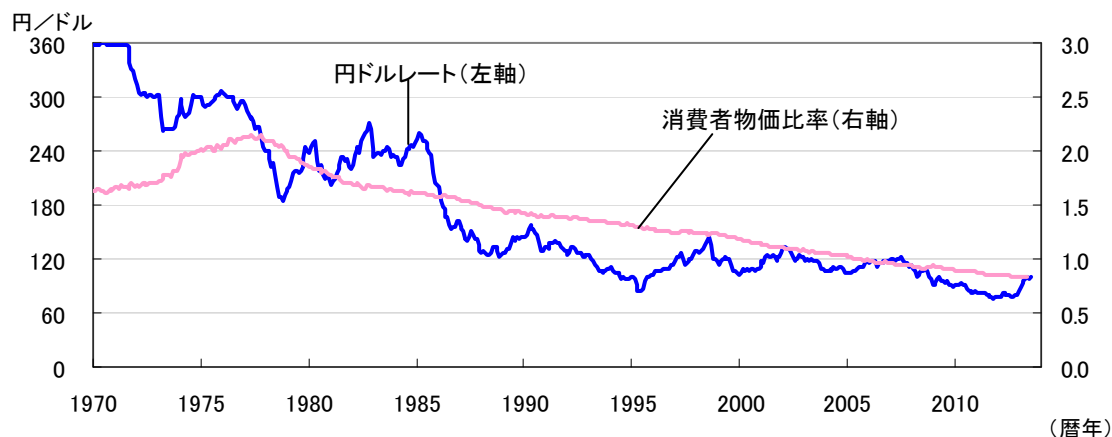
<sup>6</sup> 米国はフェデラルファンドレート、日本は無担保コールレート。



## (2) 購買力平価説

次に購買力平価説だが、この理論は各国の物価と為替レートとの長期的関係を仮定しており、完全市場を前提として各国通貨の購買力が同一となるよう物価と為替レートが並行して変化すると想定している<sup>7 8</sup>。言い換えれば、相対的にインフレ率の高い国の通貨ほど、為替レートの減価が進みやすいということになる。図表 4 に示されるように、円ドルレートと日米の消費者物価比率との間には一定の長期的関係がうかがえる。

図表 4 円ドルレートと消費者物価比率



出所：日本銀行、OECD より大和総研作成

注：消費者物価比率＝（日本の消費者物価指数）／（米国の消費者物価指数）

しかし購買力平価説は為替レートの変動に対して満足な説明力を持たない。それは第一に、このモデルは相対物価と為替レートの長期的関係を捉えるものにすぎず、短期的な為替変動を説明するものでは全くないためである（このことは図表 4 からも見えて取れる）。このため購買力平価だけでは本稿の分析対象である今般の急激な日本円の減価とその終焉を説明することは不可能である。より重要なことに、購買力平価説をベースとして貨幣供給量の変化が為替レートに与える影響を考える場合、（先の金利平価説と同様であるが）追加的な仮説を置かなければならない。ここで必要となる追加的な仮説とは、先述した貨幣供給量の増加が金利を引き下げるという貨幣市場の需給均衡条件、自国の（実質）金利上昇が経済の産出量に与える負の影響<sup>9</sup>、需要の増加に伴う需給ギャップのタイト化が物価に与える正の影響<sup>10</sup>、であり、この3つの経路と購買力平価説を通じてようやく、貨幣供給量の変化が為替レートに影響を与えることになる。

これらの理由から、前節で述べたような目的に沿って金融政策と為替レートとの関係を検証す

<sup>7</sup>  $s = p - p^*$ （ $s$  は名目為替レート）

<sup>8</sup> ただし厳密には購買力平価が実際に成立することは稀である。その原因としては輸送コスト、関税、非関税障壁、非貿易財などの存在や、市場構造および財バスケットの差異、価格粘着性などが挙げられる。

<sup>9</sup> たとえば  $y = f(C, I, EX - IM) = \alpha y - \sigma(i - \dot{p}_e) + \delta(s + p^* - p) + \beta(y^* - y)$ （ $C$ 、 $I$ 、 $EX$ 、 $IM$  はそれぞれ消費、投資、輸出、輸入。 $\dot{p}_e$  は期待物価上昇率、 $\alpha$ 、 $\sigma$ 、 $\delta$ 、 $\beta$  は非負係数。）

<sup>10</sup> たとえば  $\dot{p} = \pi(y - \bar{y})$ （ $\bar{y}$  は潜在供給力、 $\pi$  は非負係数。）

る上では、少なくとも①長期のみならず短期の関係についても説明力を持ち、②貨幣数量、金利、産出量、物価および為替レートの包括的な関係を捕捉することが可能なモデルを用いる必要がある<sup>11</sup>。以下、本稿で検証するドーンブッシュモデルは、量的金融緩和の実施もしくは期待が（金利の低下と価格の硬直性を通じて）即時に為替レートを減価させると想定するため、金融政策と為替レートの短期的な関係を捕捉することが可能である<sup>12</sup>。また、金利平価説、購買力平価説に加えて先述したような貨幣市場の需給均衡条件、金利と産出量の関係や需給ギャップと物価の関係を全て含有したモデルでもあり、上述の二条件を満たすモデルであると考えられる。

### (3) ドーンブッシュモデル

ドーンブッシュモデルは下記の4式で表現される<sup>13</sup>。

- (1) 貨幣の需給均衡  $m - p = \phi y - \lambda i$
- (2) 産出量の決定  $y = f(C, I, EX - IM) = \alpha y - \sigma(i - \dot{p}_e) + \delta(s + p^* - p) + \beta(y^* - y)$
- (3) 財価格の調整  $\dot{p} = \pi(y - \bar{y}) + \dot{s}$
- (4) 金利平価条件  $i = i^* + \dot{s}_e$

このモデルにおいて物価と生産は予期せぬマネーストックの変化に対して即座には反応せず、時間をかけて調整すると仮定されている。また、長期においてマネーは中立（マネーの増減と同じだけ物価と為替レートが調整される）と仮定されている。これらの仮定のもと、マネーストックが増加すると(1)を通じて金利が低下する。そしてこの金利低下は(4)を通じて自国通貨の増加期待を生じさせるが、為替レートは最終的に貨幣供給の増加に応じて減価するため、いったん長期均衡レート以上に減価し、以降は金利平価条件に応じて増価する。金利の低下や自国通貨の減価は(2)を通じて産出量を増大させ、産出量の増大は(3)を通じて物価を上昇させる。

これらの方程式を同時に解く<sup>14</sup>ことで得られる名目為替レート  $s$  と実質為替レート  $q = s - p$  の関係が、図表 5 に表されている。この名目／実質為替レートの動学的な収束経路を示す位相

<sup>11</sup> 被説明変数に対して本来決定要因となるはずの説明変数が回帰式に含まれず、除外された説明変数が回帰式に含まれる他の説明変数と相関を持つ場合、除外変数バイアス (omitted variable bias) が発生して正確な推計結果が得られなくなる。

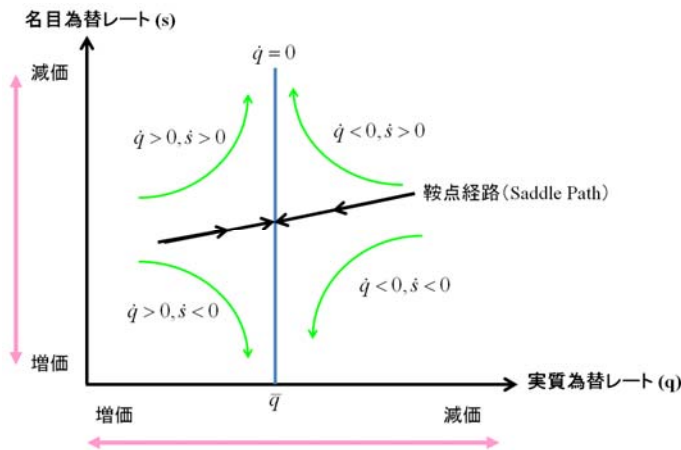
<sup>12</sup> 同モデルは予期されていた政策が実施された／されなかった場合の市場の反応も捕捉できるため、政策インプリケーションを得るうえでも有用性が高い。また、細かい論点となるが、為替介入を政府・中央銀行が行った場合にも、非不胎化されていれば、同モデルの説明変数の一つである貨幣供給量の増加として捕捉されるため、推計の際にダミー変数等を導入して介入の影響をコントロールする必要性が薄れるという利点もある。

<sup>13</sup> 繰り返しになるが、 $m$ 、 $p$ 、 $y$ 、 $i$ 、 $s$  はマネーストック、物価、産出量、金利、為替レート（日本円／ドル）。 $C$ 、 $I$ 、 $EX$ 、 $IM$  は消費、投資、輸出、輸入。 $\phi$ 、 $\lambda$ 、 $\alpha$ 、 $\sigma$ 、 $\delta$ 、 $\beta$ 、 $\pi$  は非負係数。 $i$  は水準値だが、他の全ての変数は対数値。 $*$ は外国。 $\dot{p}$  はインフレ率。 $\dot{p}_e$ 、 $\dot{s}_e$  は  $\dot{p}$ 、 $\dot{s}$  の期待値。

<sup>14</sup>  $\begin{pmatrix} \dot{q} \\ \dot{s} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\delta\pi & 0 \\ \phi\delta - 1/\lambda & 1/\lambda \end{pmatrix} \begin{pmatrix} q - \bar{q} \\ s - \bar{s} \end{pmatrix}$  ( $\bar{q}$ 、 $\bar{s}$  はそれぞれ定常状態における均衡値。詳細は河合(1994)などを参照されたい。)

図では、名目／実質為替レートが鞍点経路 (saddle path) を通って定常値に収束する過程を示している。粘着価格の仮定のもと、経済は必ずしも長期的な均衡を達成しているわけではないが、他の条件が動かなければこの鞍点経路を経由して収束方向に向かうと想定されている。

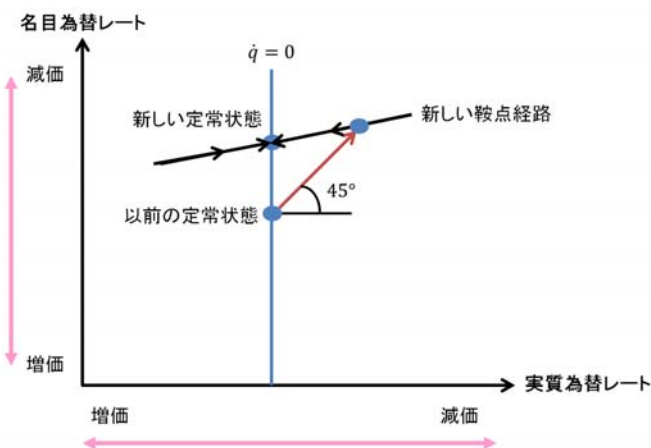
図表5 ドーンブッシュモデル



出所：大和総研

さて、上述したように、予期せぬ貨幣供給の増加（もしくはそうした予想）が発生すると、本国金利の低下を通じて為替レートは即座に減価する（これを「オーバーシュート<sup>15</sup>」と呼ぶ）。短期的には物価が変化しないため、図表6で示すように名目・実質為替レートは同じだけ変化するが、長期的には物価の調整と金利平価条件を通じて、両者は新しい均衡条件へと収斂していく。

図表6 金融緩和に伴う「オーバーシュート」

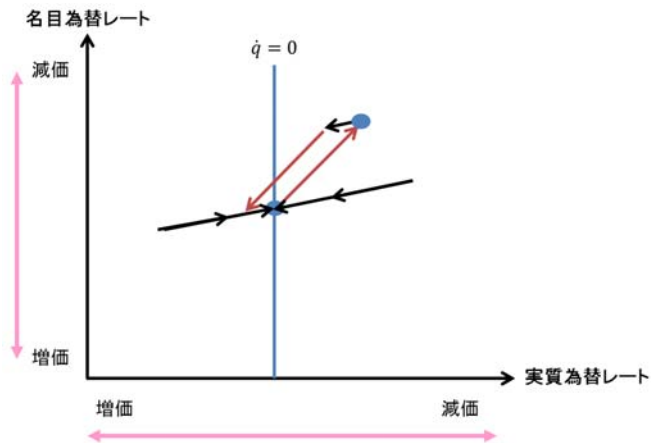


出所：大和総研

<sup>15</sup> オーバーシュートが発生するためには一定の条件が必要であり、モデルの設定次第ではアンダーシュートが発生することもありうるが、本稿ではこの点については扱わない。

逆にもし期待された貨幣供給の増加が実現しなかった場合、図表 7 で示すように、最初の減価を相殺するように全く同じ規模の増価が発生し、初期条件の鞍点経路へと戻る。一方、実現した貨幣供給の増加が予想以上のものであった場合、更なるオーバーシュートが発生し、為替レートはさらに減価する。

図表 7 予想が実現しなかった場合



出所：大和総研

## モデルの拡張

このモデルにおいて、\*つき（外国）の変数は所与のものとして扱われている。こうした仮定下では諸外国の変化を捕捉することができない。しかし実際には、たとえば2000年代後半の住宅バブル崩壊とそれに伴う金融システムの崩壊を受け、米連邦準備理事会（FRB）は大規模な量的金融緩和政策を打ち出し、ドルの為替レートに少なからぬ影響を与えてきた。こうした他国の変化を無視することは、金融政策およびその期待が為替レート（および実体経済）に与える影響を分析するという本稿の目的に照らすと、深刻な欠落となりかねない。よって本稿ではモデルを二大国のモデルへと拡張する。本稿で対象とする為替レートは円ドルレートであるから、日本と米国という二つの大国からなる世界を想定する。下記のように米国についても日本と同様の経済構造を仮定する<sup>16</sup>。

- (1)' 貨幣の需給均衡  $m^* - p^* = \phi^* y^* - \lambda^* i^*$
- (2)' 産出量の決定  $y^* = f^*(C^*, I^*, EX^* - IM^*) = f^*(C^*, I^*, -(EX - IM))$   
 $= \alpha^* y^* - \sigma^*(i^* - \dot{p}_e^*) - \delta(s + p^* - p) - \beta(y^* - y)$
- (3)' 財価格の調整  $\dot{p}^* = \pi^*(y^* - \bar{y}^*) + \dot{s}^*$

(1)と(1)'を接合し、さらに一定の仮定<sup>17</sup>を用いて、下記の式を得る。

<sup>16</sup> (2)'の導出に当たっては、二大国から世界が構成されるという前提のもと、 $EX^* - IM^* = -(EX - IM)$ の関係を利用した。

<sup>17</sup> 日本と米国の両国の全ての変数が全く同じ関数に基づいて決定されると仮定した。

$$(1) \quad \begin{aligned} m - m^* &= (p - p^*) + (\phi y - \phi^* y^*) - (\lambda i - \lambda^* i^*) \\ &= (p - p^*) + \phi(y - y^*) - \lambda(i - i^*) \end{aligned} \quad \because \phi = \phi^*, \lambda = \lambda^*$$

同様にして、

$$(2) \quad \begin{aligned} y - y^* &= (\alpha y - \alpha^* y^*) - (\sigma i - \sigma^* i^*) + (\sigma \dot{p}_e - \sigma^* \dot{p}_e^*) + 2\delta s - 2\delta(p - p^*) - 2\beta(y - y^*) \\ &= (\alpha - 2\beta)(y - y^*) - \sigma(i - i^*) + \sigma(\dot{p}_e - \dot{p}_e^*) - 2\delta(p - p^*) + 2\delta s \end{aligned} \quad \because \alpha = \alpha^*, \sigma = \sigma^*$$

$$(3) \quad \dot{p} - \dot{p}^* = (\pi y - \pi^* y^*) - (\pi \bar{y} - \pi^* \bar{y}^*) + (\dot{s} - \dot{s}^*) = \pi(y - y^*) + (\dot{s} - \dot{s}^*) - const. \quad \because \pi = \pi^*$$

さらに(4)を変形して、

$$(4) \quad i - i^* = \dot{s}_e$$

これらの定式化に基づき、分析の対象は  $m - m^*$ 、 $i - i^*$ 、 $\dot{s}_e$ 、 $s$ 、 $p - p^*$ 、 $\dot{p}_e - \dot{p}_e^*$ 、 $\dot{p} - \dot{p}^*$ 、 $y - y^*$  の8変数となるが、合理的期待を仮定すると、 $\dot{s}_e = \dot{s}$ 、 $\dot{p}_e - \dot{p}_e^* = \dot{p} - \dot{p}^*$  であるため、分析の対象は  $m - m^*$ 、 $i - i^*$ 、 $\dot{s}$ 、 $s$ 、 $p - p^*$ 、 $\dot{p} - \dot{p}^*$ 、 $y - y^*$  の7変数に絞られる<sup>18</sup>。

次節ではこれらの変数を対象に実証分析を行うが、この拡張モデルにおいても、オリジナルのドーンブッシュと同様のインプリケーション<sup>19</sup>（オーバーシュートिंगをはじめとする、先述したような各変数の変化が他の変数に与える限界的な影響）を得られる。

<sup>18</sup> さらに  $\dot{s}$  と  $\dot{p} - \dot{p}^*$  は  $s$  と  $p - p^*$  の変化である。

$$^{19} \quad i - i^* = f_{i-i^*}(m - m^*) \quad \frac{\partial f_{i-i^*}}{\partial(m - m^*)} < 0$$

$$\dot{s}_e = s_{t+1} - s_t = f_{\dot{s}_e}(i - i^*) \quad \frac{\partial f_{\dot{s}_e}}{\partial(i - i^*)} > 0 \quad \text{よって } s_{t+1} = s_t + f_{\dot{s}_e}(i - i^*)$$

$$y - y^* = f_{y-y^*}(i - i^*, p - p^*, s) \quad \frac{\partial f_{y-y^*}}{\partial(i - i^*)} < 0, \quad \frac{\partial f_{y-y^*}}{\partial(p - p^*)} < 0, \quad \frac{\partial f_{y-y^*}}{\partial(s)} > 0$$

$$\dot{p} - \dot{p}^* = (p - p^*)_{t+1} - (p - p^*)_t = f_{\dot{p}-\dot{p}^*}(y - y^*) \quad \frac{\partial f_{\dot{p}-\dot{p}^*}}{\partial(y - y^*)} > 0$$

#### 4. 実証面からのアプローチ：推計方法

本節では実際のデータに基づいて、拡張ドーンブッシュモデルの妥当性を検証する。手法としては、前節でのモデルの定式化に基づいた構造制約を課した VAR 分析を採用する。Clarida and Gali (1994) は既に、ドーンブッシュモデルの進化系<sup>20</sup>である Obstfeld (1985) モデルに基づいた構造 VAR 分析を行っているが、本稿では二つの理由からあくまでオリジナルのドーンブッシュモデルに基づいて分析を進める。それはひとつに、Obstfeld のモデルでは金融変数がランダムウォークに従うと仮定<sup>21</sup>されており、このモデルのもとでは他変数を利用して政策ショックを識別することができない。中央銀行は政策を決定する際に他の指標、とりわけ物価と生産を参照するわけであるから、政策変数であるマネー指標の定式化にこうした他の変数を用い<sup>22</sup>、そこからの残差でショックを抽出した方がリーズナブルであることは議論の余地の少ないところであろう。もうひとつの理由は、Clarida and Gali の手法は産出量、物価水準および実質為替レート of 3 変数のみを用いて、やはり 3 つのショック（マネー、需要および供給）を抽出している点にある。本稿ではより包括的に、量的緩和政策の影響が金利、為替、生産、物価等を通じてどのような経路で波及しているのか推計すべく、あくまでこれらの変数を全て活用し、相互の連関を探ることとする。

しかしながら本稿においては、オリジナルのモデルに対して一つの変数、 $r$ （銀行準備残高）を追加する。これは本稿の主眼が金融政策の影響を検証することにあるからであり、また、日米の金融政策はいずれもまず銀行準備残高をコントロールすることを目指すからである。日米の中央銀行が直接的にコントロールするのはあくまで銀行準備残高であり、マネーストックではない。しかしながらオリジナルのドーンブッシュモデルはこの政策変数を含んでいない。これは暗黙のうちに貨幣乗数<sup>23</sup>の安定を仮定しているためと考えられ、もしこの仮定が成立するのであれば銀行準備残高を新たに変数として加える必要はない<sup>24</sup>。しかし図表 8 に示されるように、貨幣乗数は、特に 90 年代以降、明らかに安定していない。よって本稿の分析では銀行準備残高を変数として新たに追加した上で、マネーストックを中間変数として残したまま推計を行う。

<sup>20</sup> 特に合理的期待(rational expectation)、確率過程(stochastic process)を導入している点でオリジナルのモデルを発展させている。

<sup>21</sup>  $m_t = m_{t-1} + v_t$  ( $v_t$  はショック。)

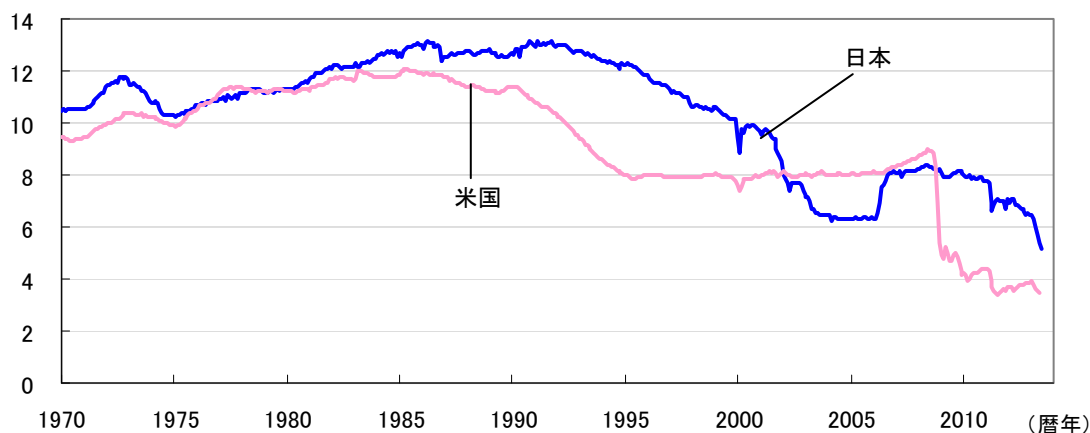
<sup>22</sup> さもなければ脚注 11 で指摘したような除外変数バイアス (omitted variable bias) が発生する。

<sup>23</sup> 
$$\frac{\text{マネーストック}}{\text{マネタリーベース}} = \frac{c+d}{c+r} = \frac{c/d+1}{c/d+r/d}$$
 ( $c$ 、 $d$ 、 $r$  はそれぞれ流通通貨量、預金および銀行準備

であり、 $c/d$ 、 $r/d$  はそれぞれ現金・預金比率および準備・預金比率をさす。)

<sup>24</sup> 貨幣乗数が完全に安定していれば多重共線性の問題が発生し推計不能に陥るため、むしろ追加しないことが望ましい。

図表8 日米の貨幣乗数



出所：日本銀行、FRB より大和総研作成

推計で用いた変数は、円ドルレート、銀行準備残高、長期国債金利、消費者物価指数（総合品目）および鉱工業生産指数（全産業）である。全て月次データであり、ニクソンショック等に代表されるような1970年代の国際為替市場レジームの変化の影響を排除すべく、1980年以降（2012年まで）のデータを対象とした。銀行準備残高のデータは日本銀行およびFRB、その他のデータはInternational Financial Statistics (IFS)のものを用いた。金利については選択の余地があるが、ここではゼロ金利制約から発生する問題を回避すべく、短期ではなく長期の金利を採用した<sup>25</sup>。ゼロ金利制約下において、量的緩和の効果を捕捉できるのは短期金利ではなく長期金利である。また、産出量に影響を及ぼすのもやはり、短期金利の変化ではなく長期金利の変化である。

変数（ $r-r^*$ 、 $m-m^*$ 、 $i-i^*$ 、 $s$ 、 $p-p^*$ 、 $y-y^*$ ）はいずれも強い季節性を帯びており、かつ、Augmented Dickey Fuller Test (ADF 検定) の結果1階の単位根を持つと判明したため、Ilzetzki et al (2010) の手法に基づき X-12 ARIMA による季節調整を施した上で HP フィルターを用いてトレンドを除去した<sup>26 27</sup>。

構造 VAR の定式化は Christiano et al (1997、1999) の手法に従い、①非金融変数は金融変数のショックに対して即時的には反応しない、②金融政策は非金融変数のショックに対して瞬時に反応するが、他の金融変数に対しては瞬時に反応しない、という前提に基づいてコレスキー

<sup>25</sup> ただし長期金利には将来のインフレ期待に関する情報が含まれるため、物価変数との間でマイルドな共線性の問題を引き起こす可能性については一定程度の留意が必要である。

<sup>26</sup> ただしこの加工により最初と最後の24ヶ月分のデータの信頼性が下がることには留意が必要である。本稿ではより長いデータを用いることで最初の24ヶ月分に関する問題を軽減している。最後の24ヶ月分に関してはこうした処置を行うことができないため、推計結果の頑健性を確認すべく、これらのデータを除いた期間においても同様の推計を行い、ほぼ同様の推計結果を得た。なお、こうして最後の24ヶ月分のサンプル期間を除外することは、2011年に発生した東日本大震災の影響を排除できるという利点も有している。

<sup>27</sup> 加工の結果、全ての変数が定常化されたことがADF検定により確認できた。

分解を行った<sup>28</sup>。したがって本稿で用いた構造 VAR は下記のように定義される。

$$\text{構造方程式: } \begin{pmatrix} y_t - y_t^* \\ p_t - p_t^* \\ r_t - r_t^* \\ m_t - m_t^* \\ i_t - i_t^* \\ s_t - s_t^* \end{pmatrix} = \alpha + \beta_0 \begin{pmatrix} y_t - y_t^* \\ p_t - p_t^* \\ r_t - r_t^* \\ m_t - m_t^* \\ i_t - i_t^* \\ s_t - s_t^* \end{pmatrix} + \sum_{s=1}^S \beta_s \begin{pmatrix} y_t - y_{t-s}^* \\ p_t - p_{t-s}^* \\ r_t - r_{t-s}^* \\ m_t - m_{t-s}^* \\ i_t - i_{t-s}^* \\ s_t - s_{t-s}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{y_t - y_t^*} \\ u_{p_t - p_t^*} \\ u_{r_t - r_t^*} \\ u_{m_t - m_t^*} \\ u_{i_t - i_t^*} \\ u_{s_t - s_t^*} \end{pmatrix}$$

$$\text{誘導形: } (I - \beta_0) \begin{pmatrix} y_t - y_t^* \\ p_t - p_t^* \\ r_t - r_t^* \\ m_t - m_t^* \\ i_t - i_t^* \\ s_t - s_t^* \end{pmatrix} = \alpha + \sum_{s=1}^S \beta_s \begin{pmatrix} y_t - y_{t-s}^* \\ p_t - p_{t-s}^* \\ r_t - r_{t-s}^* \\ m_t - m_{t-s}^* \\ i_t - i_{t-s}^* \\ s_t - s_{t-s}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{y_t - y_t^*} \\ u_{p_t - p_t^*} \\ u_{r_t - r_t^*} \\ u_{m_t - m_t^*} \\ u_{i_t - i_t^*} \\ u_{s_t - s_t^*} \end{pmatrix}$$

誘導形を変形して、

$$\begin{pmatrix} y_t - y_t^* \\ p_t - p_t^* \\ r_t - r_t^* \\ m_t - m_t^* \\ i_t - i_t^* \\ s_t - s_t^* \end{pmatrix} = (I - \beta_0)^{-1} \alpha + (I - \beta_0)^{-1} \sum_{s=1}^S \beta_s \begin{pmatrix} y_t - y_{t-s}^* \\ p_t - p_{t-s}^* \\ r_t - r_{t-s}^* \\ m_t - m_{t-s}^* \\ i_t - i_{t-s}^* \\ s_t - s_{t-s}^* \end{pmatrix} + (I - \beta_0)^{-1} \begin{pmatrix} u_{y_t - y_t^*} \\ u_{p_t - p_t^*} \\ u_{r_t - r_t^*} \\ u_{m_t - m_t^*} \\ u_{i_t - i_t^*} \\ u_{s_t - s_t^*} \end{pmatrix}$$

$$= \hat{\alpha} + \sum_{s=1}^S \hat{\beta}_s \begin{pmatrix} y_t - y_{t-s}^* \\ p_t - p_{t-s}^* \\ r_t - r_{t-s}^* \\ m_t - m_{t-s}^* \\ i_t - i_{t-s}^* \\ s_t - s_{t-s}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{y_t - y_t^*} \\ \varepsilon_{p_t - p_t^*} \\ \varepsilon_{r_t - r_t^*} \\ \varepsilon_{m_t - m_t^*} \\ \varepsilon_{i_t - i_t^*} \\ \varepsilon_{s_t - s_t^*} \end{pmatrix}$$

最後に、先述の前提に基づいて下記のような短期的制約を施した。

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{y_t - y_t^*} \\ \varepsilon_{p_t - p_t^*} \\ \varepsilon_{r_t - r_t^*} \\ \varepsilon_{m_t - m_t^*} \\ \varepsilon_{i_t - i_t^*} \\ \varepsilon_{s_t - s_t^*} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & a_{66} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{y_t - y_t^*} \\ u_{p_t - p_t^*} \\ u_{r_t - r_t^*} \\ u_{m_t - m_t^*} \\ u_{i_t - i_t^*} \\ u_{s_t - s_t^*} \end{pmatrix}$$

<sup>28</sup> Clarida and Gali は Blanchard and Quah (1989) の手法を用いて「実質為替レートは長期的に均衡する」という長期制約を付加しているが、本稿では名目為替レートと物価を別個に扱っているため、短期制約のみを付加する。



## 5. 実証面からのアプローチ：推計結果と解釈

### (1) 金融政策は物価・生産ギャップに対応（図表 9<sup>29</sup>）

構造 VAR による結果は、P. 31 の推計結果 1 にまとめたとおりである。まず政策変数である銀行準備残高は生産と物価のショック<sup>30</sup>に対して負の反応<sup>31</sup>を示しており、これは中央銀行が生産ギャップを修正し<sup>32</sup>、物価レベルを安定させることを目指して量的金融政策を調整するとの前提と整合的である。マネーストックは銀行準備残高のショックに対して正の反応を示しているが、その反応は小さく、貨幣乗数的な発想<sup>33</sup>を支持するものではない。

マネーストックの反応は物価ショックに対して負の関係を示しているものの、他方で生産ショックに対する相関は統計的に有意でない。これは2つの経路を通じて正と負の両方の効果が混在しているためと考えられる。すなわち、先の数式(1)で示したような貨幣数量説的な観点に立てばマネーストック（貨幣需要）は生産ショックに対して正の相関を持つと推量される。一方で先述したような中央銀行の政策反応を考えると、生産に対し政策変数である銀行準備残高は負の反応を示し、その銀行準備残高の増加（減少）がマネーストックを増加（減少）させる<sup>34</sup>ため、この経路を通じてマネーストックは生産ショックに対し負の反応を示すことになる。こうした2つの相反する効果が混在しているために、マネーストックと生産ショックの関係が統計的に有意な水準で検出されないものと考えられる。

### (2) 金利は銀行準備残高の積み増しを受け低下（図表 10、11）

マネー指標と金利の関係について見ると、金利は銀行準備残高のショックに対して負の反応を示しており、先の数式(1)で示したような金利と貨幣量の関係に関する前提を支持している。

しかし他方で、マネーストックのショックに対する金利の反応は正であり、その規模は小さく統計的に有意ではないものの、この結果は理論にも直感にも反している。これは前段で述べたようにマネーストックと生産が正の相関を持つために、マネーストック増加→金利低下の効果をマネーストック増加⇔生産増加→金利上昇の効果が相殺しているためと考えられる。生産の増加はマネーストックの増加と金利の上昇を伴い、他方で同時に、マネーストックの増加は金利に低下圧力を加えるためである。このため前者の効果が後者の効果を上回る場合、直感に反して今回得られたように、マネーストックのショックに対し金利が正の反応を示しうる。逆もまた然りであり、推計結果は両効果の大小関係により決定されると考えられる。

<sup>29</sup> 青い太線は1標準偏差のショックに対する反応を示す。赤い破線はインパルス応答の推計値の±2標準偏差の区間を示す。

<sup>30</sup> ここで「ショック」とは、過去の実績から得られた係数と他変数の数値により算出される銀行準備残高の水準からの乖離をさし、必ずしもその時点の市場予想等からの乖離と一致するものではない。

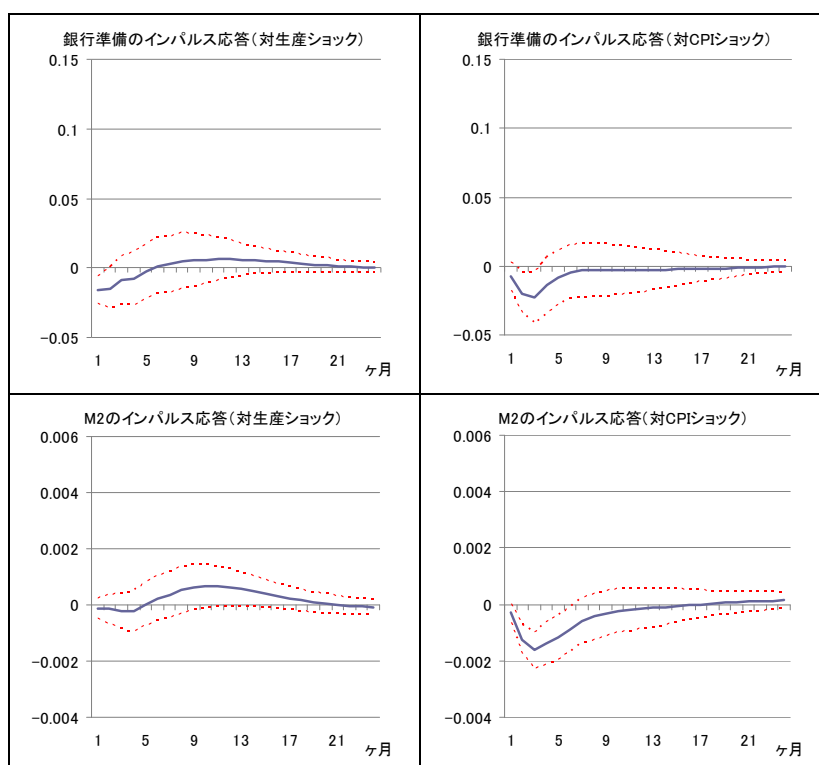
<sup>31</sup> 生産や物価の予期せぬレベル低下に対して、銀行準備残高が積み増される（量的緩和）という反応。

<sup>32</sup> 政策目標として失業率の低位安定を明言しているFRBと異なり、日銀は産出量ギャップに関する明示的な目標を有しているわけではない。

<sup>33</sup> 実際に貨幣乗数が90年代以降低下していることは、前節で述べたとおりである。

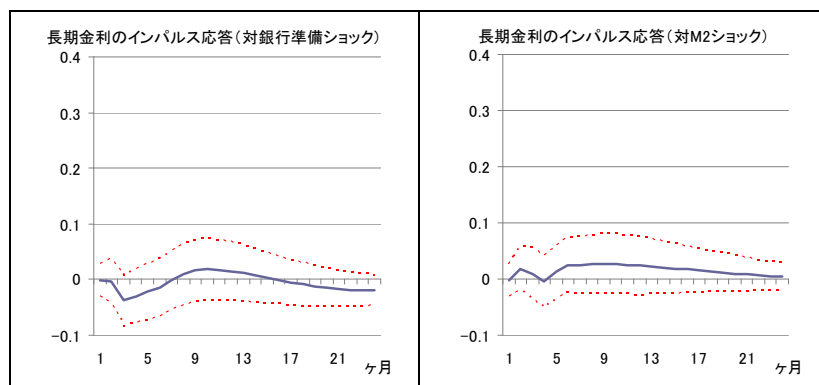
<sup>34</sup> この効果は貨幣乗数の大きさにより左右される。

図表 9 実体経済変数→金融政策変数のインパルス応答関数（推計結果 1 より抜粋）



出所：大和総研

図表 10 金融政策変数→金利のインパルス応答関数（推計結果 1 より抜粋）

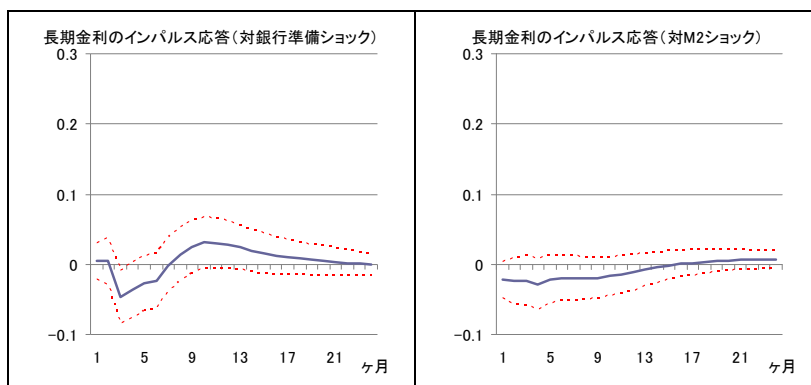


出所：大和総研

こうした解釈は分析対象期間を限定して行った同じ構造 VAR に基づく推計結果によって支持されている。P. 34 の推計結果 2 は、日銀がゼロ金利制約に直面した 1995 年以降に分析対象期間を限定して行った構造 VAR の推計結果である。この期間においてはマネーストックのショックが金利に与える影響は生産ショックのそれに比して大きなものであったと考えられ<sup>35</sup>、実際、構造 VAR による推計結果は、統計的に有意ではないものの、金利とマネーストックのショックの負の相関を示している。

<sup>35</sup> FRB も量的緩和政策を開始して以来、この負の効果はさらに大きくなっていると考えられる。しかしこの期間に分析対象期間を限定すると、現時点ではサンプル数が不十分であり、自由度の低さの問題から精度の高い推計結果を得ることは難しい。

図表 1 1 1995 年以降の金融政策変数→金利のインパルス応答関数（推計結果 2 より抜粋）



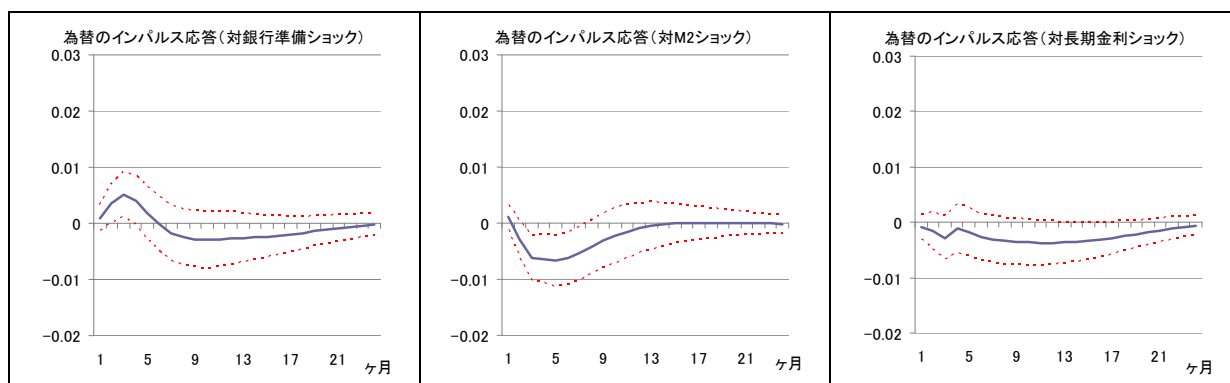
出所：大和総研

### （3）為替レートに対する金融政策の効果は一時的（図表 12）

銀行準備残高のショックに対する円ドルレートの反応は、ドーンブッシュモデルのインプリケーションときわめて整合的であった。銀行準備残高比率の予期せぬ増加<sup>36</sup>は速やかに日本円の鋭角的な減価を発生させ、しかしその効果は数ヶ月で薄れ、時間の経過とともに反転・緩やかな増価を発生させている。この結果は量的金融緩和の政策効果を評価する上できわめて示唆に富んでいる。すなわち、量的金融緩和の為替減価効果は一時的なオーバーシュートिंगの産物にすぎない可能性が高い。こうした政策効果の限界は理論とデータの両方から支持されている。

分析結果からは、金利ショックに対して円ドルレートが負の反応<sup>37</sup>を持つことも示唆されている。マネーストックのショックも本来銀行準備残高のショックと同様に円ドルレートに影響することが理論上予想されるものの、前段まで指摘したような関係から、推計結果上は逆の反応が示されている。

図表 1 2 金融政策・金利→為替レートのインパルス応答関数（推計結果 1 より抜粋）



出所：大和総研

<sup>36</sup> 銀行準備残高比率 = (日本の銀行準備残高) / (米国の銀行準備残高) であり、この数値の増加は日本の銀行準備残高の相対的な増加をさす。なお、「予期せぬ増加」とは、先の脚注 30 で定義した「ショック」と同義である。

<sup>37</sup> 日本の金利の予期せぬ上昇に対する日本円の増価。

#### (4) 金融緩和はリスクプレミアム圧縮を通じて産出量増大 (図表 13、14)

実体経済に目を移すと、生産活動は金利ショックというよりもマネーのショックから、より大きく影響を受けていることが示唆されている。銀行準備残高とマネーストックのショックはいずれも、統計的に有意なレベルで生産に対して正の効果を与えている。すなわち、こうしたマネー変数の予期せぬ増加が生産活動の増加を誘発していることが示唆されている。

他方、金利ショックは生産に対して有意な（負の）影響を与えていない。これに対しては2つの解釈を与えることが可能であろう。ひとつには、統計的な観点から見れば、金利と他のマネー指標とのショックの相関関係により、生産に対する金利ショックの影響がすでに他のショックで説明されてしまっている可能性が示唆される。だとすれば金利ショックが生産活動に与える効果の推計結果は、マネー指標で説明される効果の残差部分ということになるため、この効果が統計的に有意でないことにも納得がいく。

もうひとつは、関連した議論になるが、リスクフリーな金利<sup>38</sup>のショックは、（先述したようにマネーショックで説明できる部分を除いてしまうと）生産活動に対してさほどの効果を与えないことが考えられる。企業や消費者が借入れに際して支払う金利はリスクフリーレート＋リスクプレミアムで決定されるわけだから、生産活動はリスクフリー金利というよりもむしろ、リスクプレミアムの乗った金利によって左右されると考えられよう。

リスクフリーレートはその大部分が中央銀行によってコントロールされ、中央銀行は産出量ギャップを修正すべく金利を調整するため、生産ショックとリスクフリーレートの間には正の相関が発生することになる。しかしながら一方で、景気後退局面で貸し倒れリスクの高まりがリスクプレミアムを引き上げることを踏まえると、生産ショックとリスクプレミアムは負の関係を持つと考えられる。

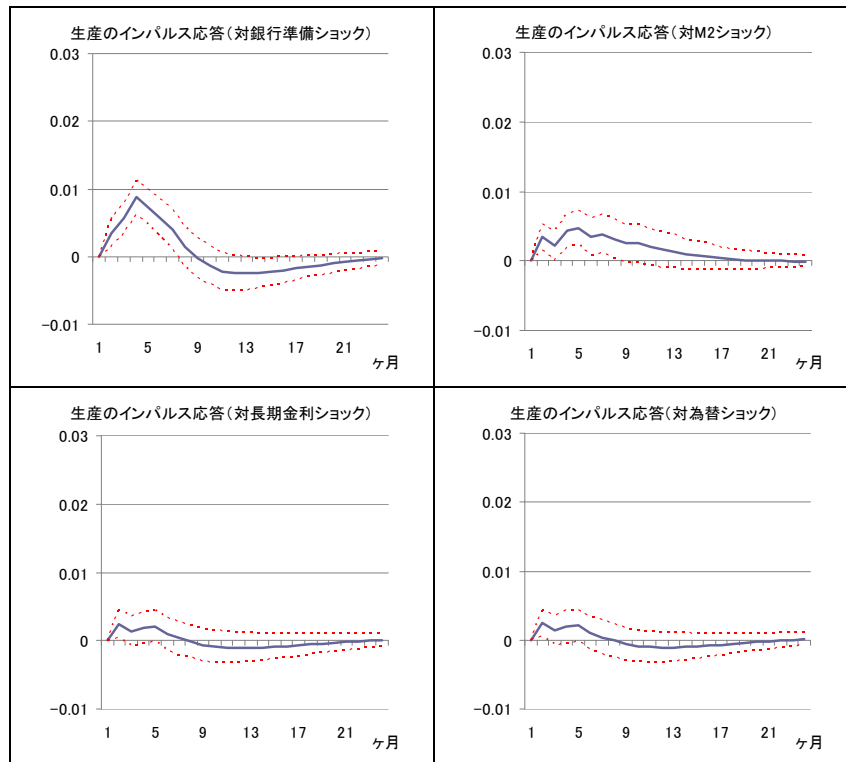
こうした相反する相互関係のために、リスクフリー金利を変数として用いた構造 VAR の推計結果からは金利ショックが生産活動に対して与える影響が見えにくくなっていると考えられ、この観点から、リスクフリーでない金利を用いて推計を行うことがより望ましいと考えられる。

こうした理由から、金利指標を国債金利から社債金利<sup>39</sup>に変更して行った構造 VAR の結果を、P. 37 の推計結果 3 にまとめた。ここで示されているとおり、社債金利のショックは生産活動に対して負の効果を与えており、かつ、その効果は統計的に有意である。他のインパルス応答関数は、僅かな数値の変化はあるものの、金利指標を入れ替える前の構造 VAR と全て同じ形状を示しており、推計結果の頑健性を支持している。中でもマネー指標のショックが、社債金利を変数としてコントロールしてなお、生産に対して有意に正の効果を持っていることは示唆的である。流動性の供給が短期金融市場の機能保全や、より高いリスクに対するプレミアムの低減を通じて生産活動を押し上げる効果を持ったと解釈することが可能であろう。

<sup>38</sup> 第3節で述べたとおり、金利指標として国債金利を用いている。

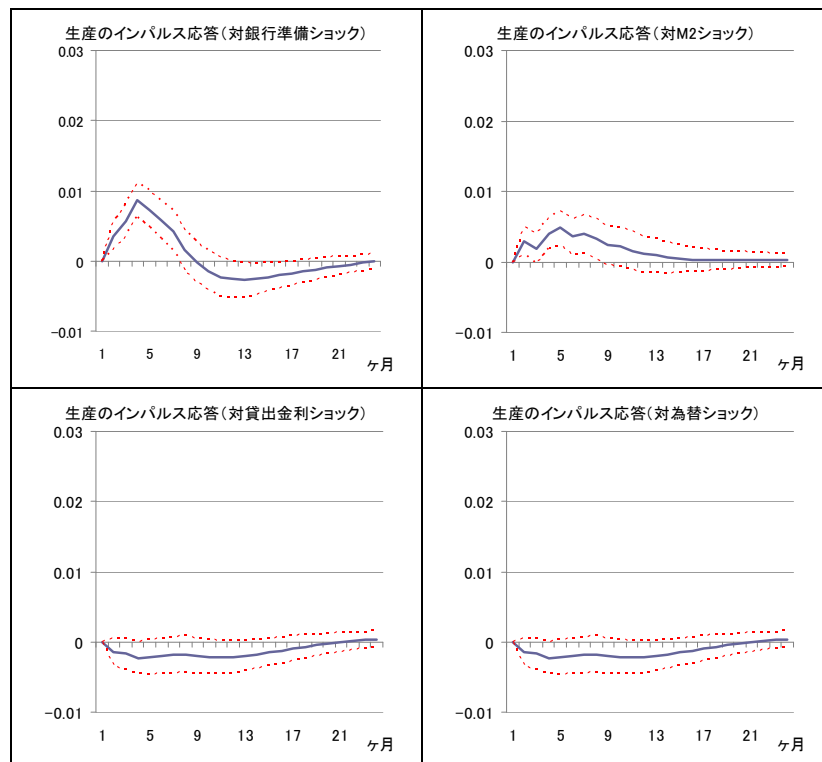
<sup>39</sup> 日経公社債インデックス（長期債）、ムーディーズ AAA 社債利回り

図表 1 3 金融変数・長期金利→生産のインパルス応答関数（推計結果 1 より抜粋）



出所：大和総研

図表 1 4 金融変数・貸出金利→生産のインパルス応答関数（推計結果 3 より抜粋）

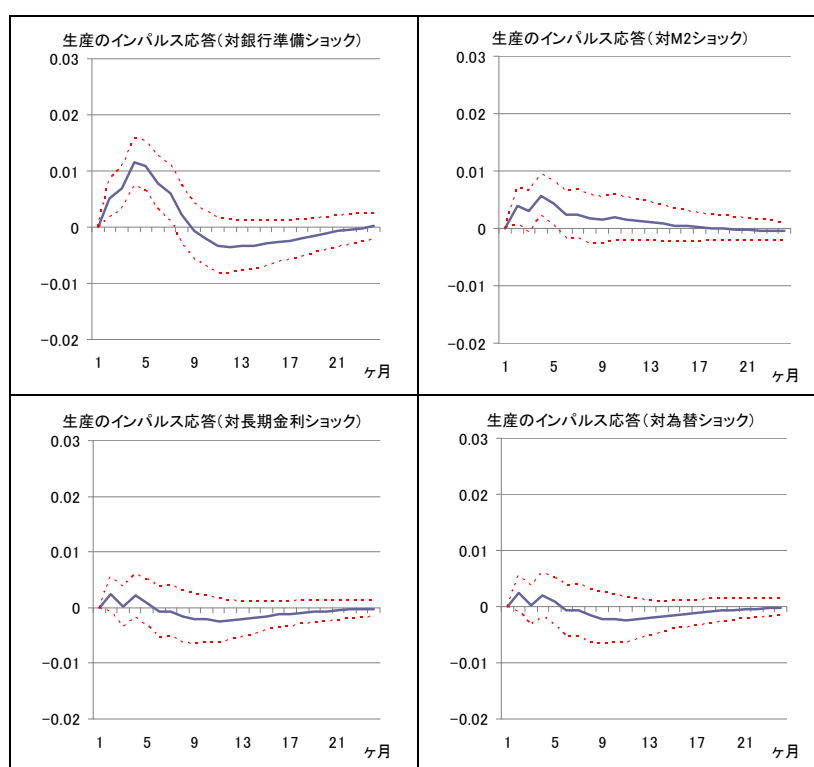


出所：大和総研

### (5) 円安に伴う生産増大効果は限定的（図表 15）

興味深いことに、円ドルレートのショックが生産活動に与える影響は小さい。この点については次節で詳しく議論するが、生産活動の国際分散が進んだことや、企業が為替レートをヘッジする能力が向上したことなどがこの推計結果の大きな要因と考えられよう。実際、先の推計結果 2 で示した 1995 年以降を分析対象期間とした構造 VAR の結果からは、円ドルレートのショック（予期せぬ日本円の減価）の生産活動に対する影響はほぼ検出されず、統計的に有意でない。円安は輸入価格の押し上げを通じて内需産業のマージン圧迫要因ともなりうるため、一概に円安が一国経済全体の生産活動を拡大する効果を持つとは言い切れないことには留意が必要だろう。

図表 15 1995 年以降の金融・為替変数→生産のインパルス応答関数（推計結果 2 より抜粋）

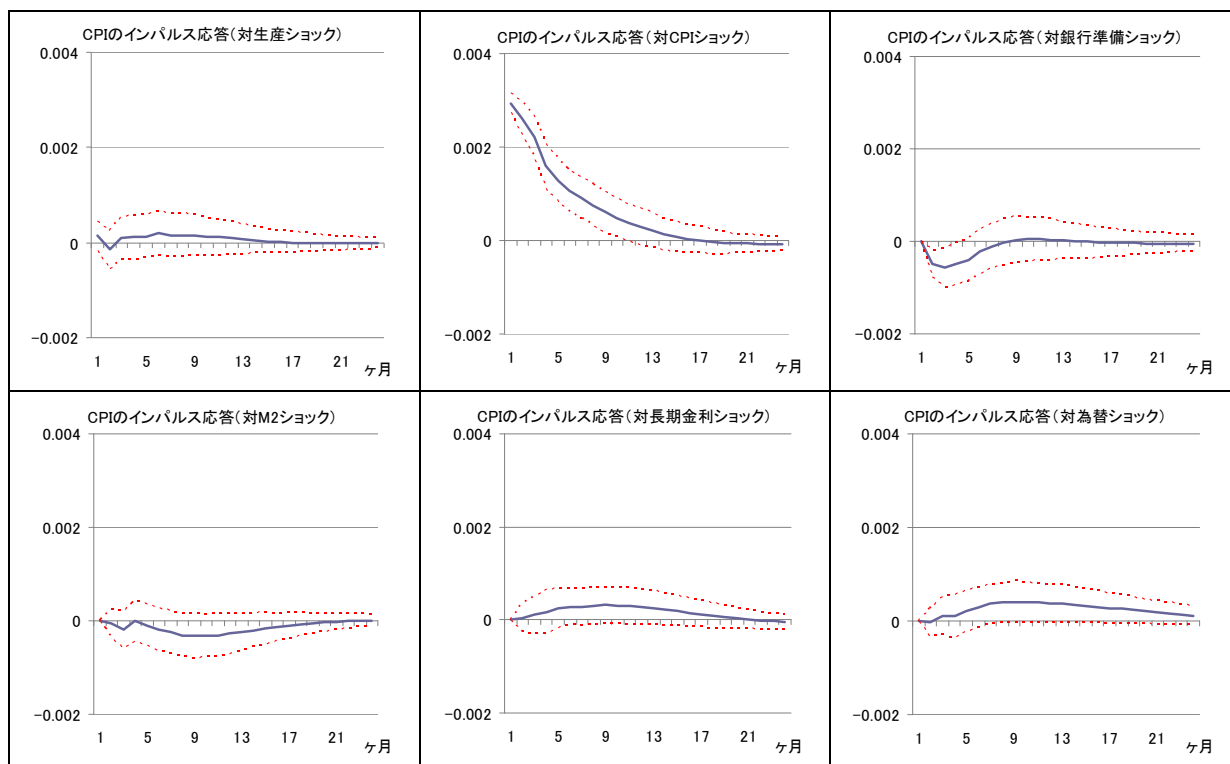


出所：大和総研

### (6) デフレ脱却への特効薬なし（図表 16、17）

最後に物価への影響について見てみると、統計的に有意な正の効果を及ぼしているのは円ドルレートのショックのみである。これはパススルー効果（為替レート変動による輸出入・国内価格の変化）によるものと解釈できよう。他方、統計的に有意ではないものの物価はマネー指標のショックに対して負の反応を示し、金利ショックに対しては正の反応を示している。これは緩和的／引締的な金融政策が生産活動に対して正／負の影響を与えるという一般的認識と矛盾する。

図表 16 消費者物価への波及効果（推計結果 1 より抜粋）

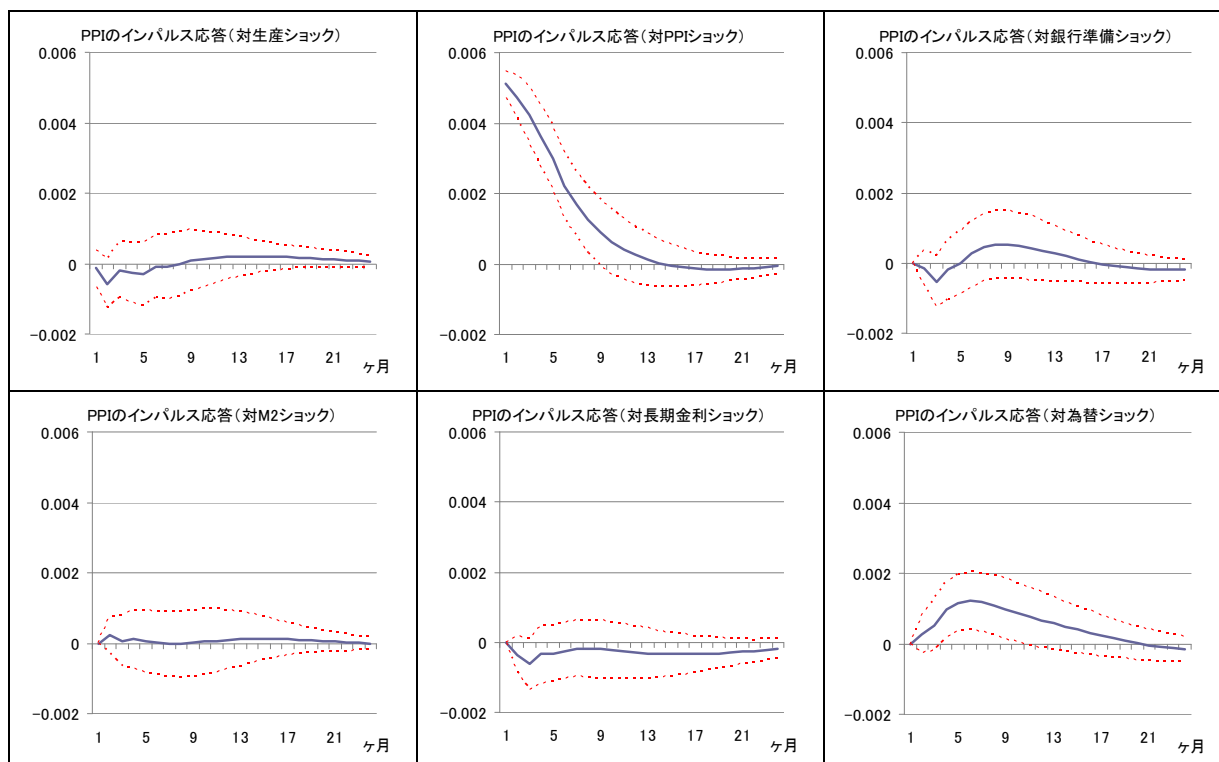


出所：大和総研

このように物価に関して理論と直感に矛盾する結果が生じる現象は、VAR 分析のコンテキストでは「物価パズル」と呼ばれるものであるが、この原因として政策変数ショックの定式化が正確でないことが挙げられる。Sims (1992) の指摘するように、中央銀行が政策の決定に際して参照する物価は現在および過去の消費者物価に限られず、将来の消費者物価レベルを予測する上で物価の先行指標が参照されている。よってこうした先行指標を加えない VAR により政策変数（本稿では銀行準備残高）のショックを定式化すると正しい結果が得られない危険がある。Sims は資源価格などの先行指標を加えることでこの物価パズルを克服しているが、本稿の構造 VAR が理論的ベースとしているドーンブッシュモデルは他変数が資源価格に与える影響やその順序を定式化するものではないため、代わりに先行物価指標的な要素を含んだ生産者物価指数（日本では企業物価指数）を消費者物価指数と入れ替えて再度、構造 VAR 分析を行った。

P. 40 の推計結果 4 が示すように、生産者物価指数を代替的に用いることで「物価パズル」の問題が解消されている。インパルス応答関数が示すように、生産者物価はマネー指標のショックに対し正の反応を示し、金利のショックに対しては負の反応を示している。他のインパルス応答関数は、僅かな数値の変化はあるものの、物価指標を入れ替える前の構造 VAR と全て同じ形状を示しており、推計結果の頑健性を支持している。

図表 17 生産者物価への波及効果（推計結果 4 より抜粋）



出所：大和総研

しかしここでもなお、生産者物価のマネー指標および金利のショックに対する反応はいずれも統計的に有意でない。これに対しては3つの解釈が可能であろう。ひとつに、生産者物価指数では中央銀行が参照している物価に関する情報を捕捉し切れていない可能性が指摘できる。もしこれが有意でない結果の原因だとすれば、適切な物価指数、たとえば予想インフレ率などを代わりに用いることで「物価パズル」が解消されよう<sup>40</sup>。

もうひとつの解釈は「leaning-against-the-wind (Kim 2005, p.776)」である。量的金融緩和が導入されるのは総じて経済がデフレーションに陥っている状況下においてであり、実際に緩和が実施された後も当面はこうしたデフレーション傾向が続く。こうした慣性的なデフレーションにより、統計結果上は金融緩和政策の物価浮揚効果が検出されにくくなっている可能性が指摘しうる。

しかしこうしたテクニカルな問題のみならず、デフレーションの下では金融緩和が物価を浮揚する上で決定的な効力を持たない可能性が示唆される。潜在的供給能力を需要が恒常的に下回っている場合、この需給ギャップ（需要不足／供給過剰）が解消しない限り、金融政策のみでデフレーションを解消することは困難であろう。この点についても次節で詳細に議論する。

<sup>40</sup> 実際、アメリカではインフレ連動債やサーベイなどから予想インフレ率を計算することが可能であるが、日本においてはこうした数値の長期系列を取得することはきわめて困難である。



## 6. 政策評価

以上の推計結果を念頭に置きつつ、本節では2013年4月に導入された「量的・質的金融緩和」を評価する。日銀はこの量的・質的金融緩和政策の導入に当たって、2年程度を目処に消費者物価の前年比上昇率2%を達成することを目標とし、①マネタリーベースが年間約60～70兆円に相当するペースで増加するよう金融市場調節を行うこと、②長期国債買入れの拡大と年限長期化、③ETF、J-REITの買入れの拡大、および④量的・質的金融緩和を2%の物価目標を実現し、安定的に持続するために必要な時点まで継続する、ことを発表した。

図表18 量的・質的金融緩和の概要<sup>41</sup>

国債種類・残存期間による区分別の買入金額  
(単位:兆円)

利付国債(変動利付債、物価連動債を除く)				変動利付債	物価連動債
残存期間					
1年以下	1年超 5年以下	5年超 10年以下	10年超		
月間 0.22	月間 3.0	月間 3.4	月間 0.8	隔月 0.14	隔月 0.02

マネタリーベースの目標とバランスシートの見通し  
(単位:兆円)

	12年末 実績	13年末 見通し	14年末 見通し
マネタリーベース	138	200	270
バランスシート項目の内訳			
長期国債	89	140	190
CP等	2.1	2.2	2.2
社債等	2.9	3.2	3.2
ETF	1.5	2.5	3.5
J-REIT	0.11	0.14	0.17
貸出支援基金	3.3	13	18
資産合計(その他含む)	158	220	290
銀行券	87	88	90
当座預金	47	107	175
負債・純資産合計(その他含む)	158	220	290

出所：日本銀行資料

まず「量」に関して言えば、量的金融緩和政策発表前に市場が期待していた緩和の規模を大きく上回るものであったと推計される。事実、為替レートに対して大きなインパクトを与えた。しかしながら、前節でも幾度か指摘したが、デフレーションを克服するという安倍政権の目標に対し、量的金融緩和の持つ効力には限界がある。まず一つに、ドーンブッシュモデルのインプリケーションと同様に推計結果からも示されたように、量的金融緩和政策による為替レート減価の効果は一時的なものにすぎない。よって幾何級数的に銀行準備残高が積み増されない限り、日本円の為替レートが恒常的な減価トレンドを描くことは考えがたい。

<sup>41</sup> 数値は発表時時点のもの。

第二に、推計結果からは為替レートのショックが生産に対して有意な影響を与えないことが示唆されている。Bernanke(2000)や Svensson(2001)によれば、金融緩和は自国通貨の減価を通じて輸出の増進（とそれに伴うデマンドプル効果）および輸入財価格の上昇を通じたコストプッシュ型のインフレーションを生じさせ、デフレーション圧力を緩和する力を持つと指摘されている。しかしながら、構造 VAR の推計結果は、後者（コストプッシュ型のインフレーション）の経路については支持するものの、為替レートのショックが生産に対して有意な影響を与えないため、前者（デマンドプル型のインフレーション）の経路は支持していない。

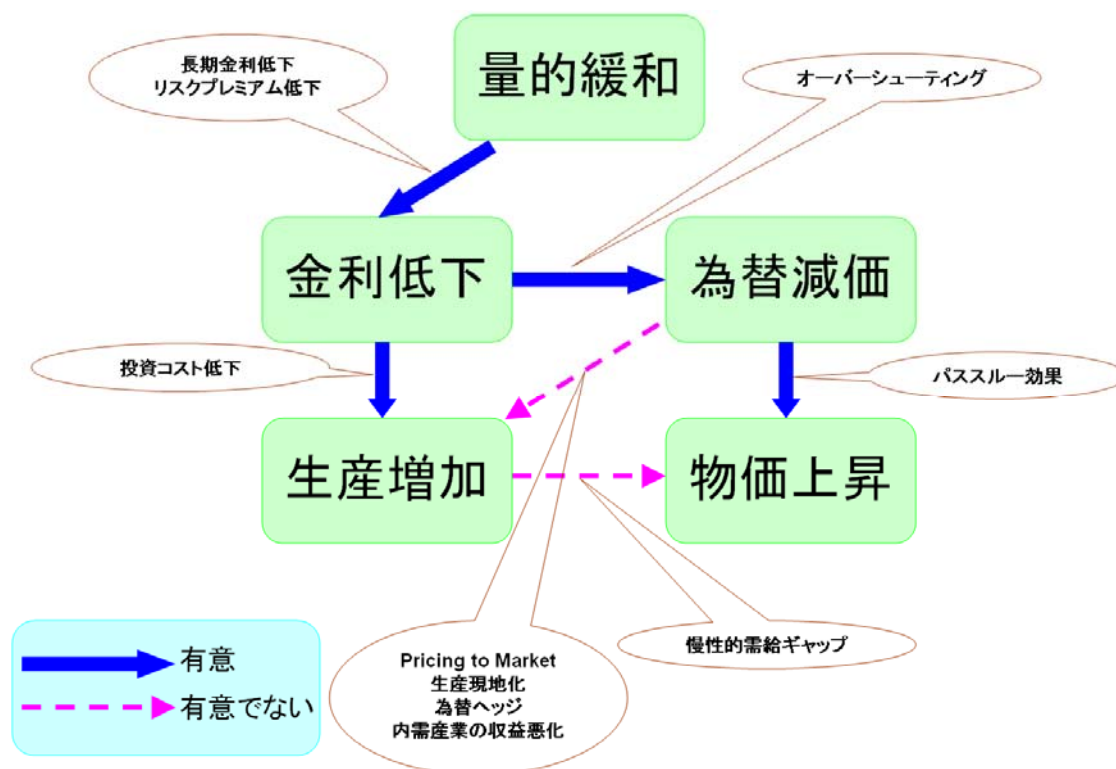
同様の結果を得た先行研究として宮尾(2006)があるが、1975年から2001年の日本を対象とした VAR 分析の結果、「為替レート変動は、輸入に対しては一貫して有意な影響を及ぼすが、輸出への効果は全期間でみて控えめであり、特にプラザ合意以降、その効果は顕著に弱まっている(p.157)」と指摘している。その要因として①「輸出企業が取引相手先の通貨で輸出価格を設定し、為替レート変動に応じてマークアップの調整を行うという pricing to market (PTM) 行動(p.157)」や、②「プラザ合意以降の急激な円高によって、輸出企業はサックコストを支払って現地生産・多国籍化を加速させ、その結果、一定範囲内の為替変動では市場構造や貿易構造に影響を与えなくなる可能性」を指摘している。

前者が推計結果の主因だとすれば、確かに短期的には為替レートの変化が短期的な生産活動に影響を及ぼさないという推計結果と整合的ではあるが、マークアップの変化は企業収益の変化を通じて企業の生産計画を変化させるため、VAR 分析でこうした長期の影響を捕捉し切れていない可能性は否定できない。一方、後者が主因であれば長期においても為替レートの変動が生産に与える直接的な影響は軽微<sup>42</sup>であると考えられ、加えてさらに③企業の為替ヘッジ能力が向上しているとすれば、そうした影響はさらに低まると考えられる。その上、④円安は輸入価格の押し上げを通じて内需産業のマージン圧迫要因ともなりうるため、為替レートの減価が一国全体の生産を増進させる効果は慎重に見積もることが望ましいだろう。

そして第三に、最も重要なことであるが、量的緩和が物価を浮揚させる効果は、推計結果から確認することはできない。推計結果の示すところによれば、量的金融緩和は長期金利とリスクプレミアムの低下を通じて生産を拡大させるが、生産活動の拡大は物価に対して有意な相関を示していない。これは先述したように、①総需要が潜在的供給能力を下回っており、恒常的に需給ギャップが発生していることや、②デフレーション期待が定着（インフレーション期待が後退）しており、フィリップスカーブが下方シフトしていることなどに起因すると考えられる。こうした需給ギャップやデフレーション期待が存在する中では、多少の生産浮揚ショックで物価を引き上げることは難しい。

<sup>42</sup> ただし為替レートの極端な増価/減価やボラティリティの上昇は国際的な生産アロケーションに少なからず影響を与え、また、ヘッジ手数料や保険料の上昇を通じて企業業績を圧迫しうる点には留意が必要である。

図表 19 推計結果のサマリー



出所：大和総研作成

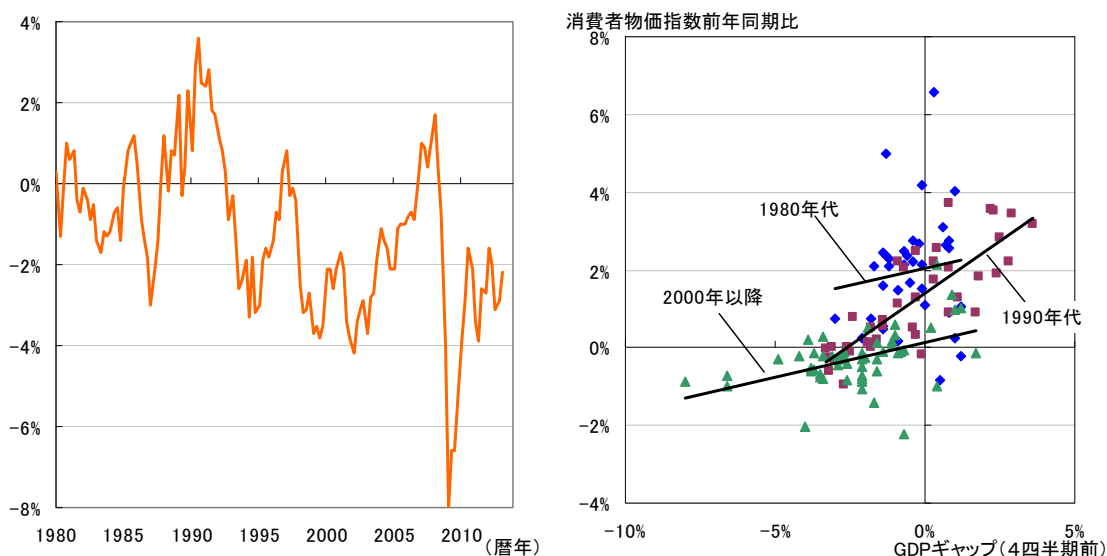
図表 20（左）に示すとおり、1990 年代以降の日本の需給ギャップは慢性的にマイナス圏で推移してきたと見られ、リーマンショック後の景気の落ち込みや東日本大震災の影響を受け、現在も需要不足の状態が続いていると見られる。

さらに、長引く需要不足とそれに伴う継続的なデフレーションにより、需給ギャップと物価の関係も変化してきたと見られる。図表 20（右）は需給ギャップと物価上昇率の関係をプロットした、いわゆるフィリップスカーブである。このプロット図から確認されるように、需給ギャップと物価上昇率の関係は、慢性的な需要不足とデフレーションを経験した 1990 年代に変化し、2000 年以降のフィリップスカーブは 1980 年代のそれに比べ、大きく下方シフトしたことが確認される。これは換言すれば、おそらく長期的なデフレーションにより予想物価上昇率が低下したことを受け、デフレーションを克服するために求められるハードルが、過去に比べて厳しくなっているということである。

2000 年以降のフィリップスカーブによれば、デフレーションを克服するためには需給ギャップをゼロ近傍まで縮小する必要があることが示唆されている。内閣府の試算によれば 2013 年第一四半期の需給ギャップは-2.2%であるから、2000 年以降のフィリップスカーブを前提としながら大まかに計算すると、約 10 兆円分の需要不足を（需要の創出もしくは供給能力のスクラップにより）解消することがデフレーション脱却に求められていると考えられる。また、目標値である 2%のインフレーションを達成するために求められている需要超過の規模を計算すると、GDP 比約 10.7%となる。これと現実の需給ギャップを合計した GDP 比 12.9%（約 60 兆円相当）の需

要の創出（および供給能力の削減）がインフレ目標の達成に求められることが示唆されるが、2013年4月に発表された量的金融緩和のみでこれだけの規模の需要を創出することは期待できない。

図表20 日本の需給ギャップ（左）とフィリップスカーブの変遷（右）



出所：内閣府資料、総務省、消費者物価指数は食料・エネルギーを除くベース。

こうした状況下でインフレーションを引き起こせるのは、為替レートの減価等を端緒とする輸入財価格の上昇に伴うパススルー効果くらいしかないが、先述のように今回の量的緩和に伴う為替レートの減価効果は一時的と見られ、このためパススルーも短期的なものにとどまる公算が高い。

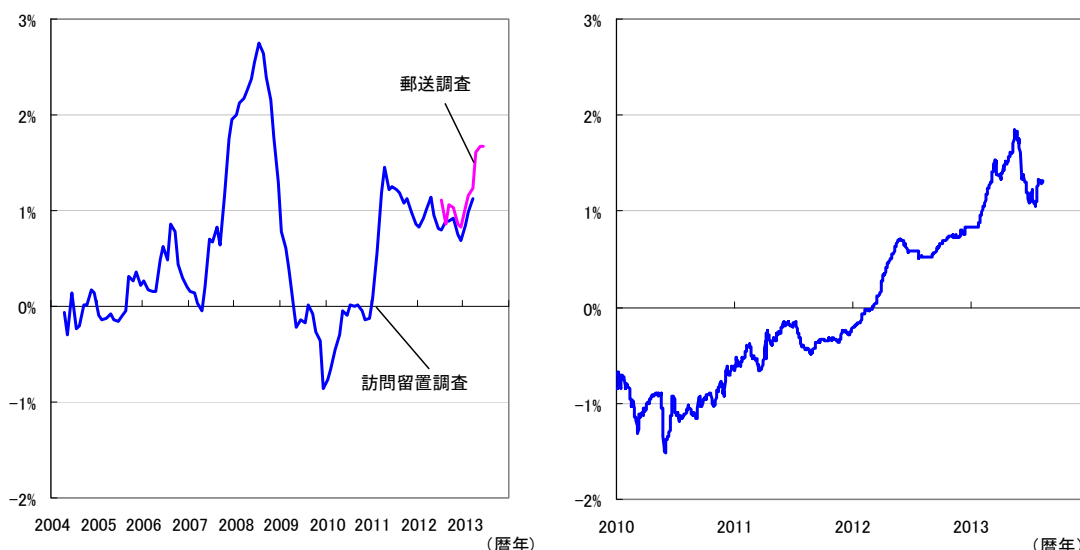
次に「量的・質的金融緩和」の「質」を評価する。Bernanke and Reinhart (2004)が指摘するように、「政策金利がゼロ近傍にある中でさえ、予想されているよりも長い期間金利を引き上げないというコミットメントを行うことで、追加的な景気刺激を行うことが可能」である。このようなコミットメントには、中央銀行のバランスシートを拡張することも含まれる。バランスシートの拡張は、単なる口約束に比べてより可視的で信頼に足る、将来金利に対するコミットメントとしての役割を果たす。というのも、中央銀行は利上げを再開する前にバランスシートを圧縮しておく必要がある（さもなければ金利上昇に伴うキャピタルロスを中心銀行が被ることになり<sup>43</sup>、中央銀行の政府への財政移転(国庫納付金)が減少する)ためである。鶴飼(2006)は2000年代の日本の量的金融緩和の効果に関する実証研究をサーベイし、こうしたコミットメントの効果を確認している。この点を踏まえれば、今般導入された新しい量的金融緩和も、長期金利およびその期待ボラティリティ(=リスクプレミアム)の低下を通じて景気浮揚効果を持つことが期待できよう。

<sup>43</sup> ただし購入債券を満期保有することや、準備預金に付利することなどによってバランスシートを維持したまま金融引き締めを開始することは可能である。

加えて、インフレターゲットの導入およびその目標値の引き上げもまた、コミットメントを強化する効力を持つと期待される。日本銀行の経済予測モデル<sup>44</sup>を確認する限り、金融政策の決定においてはある程度テイラールール<sup>45</sup>を参照していると目される。これはインフレ目標値が低いよりも高い方が、より長期間にわたって日銀が低金利政策を続けることを意味するし、目標値を持たない場合に比べて将来金利の予見可能性が高まることを通じてリスクプレミアムを減殺する要因ともなりうる。

インフレターゲットの導入が予想インフレ率を上昇させ、実質金利を低下させることでより大きな景気浮揚効果を持つとの指摘もある。予想インフレ率の推定は困難であるが、たとえば図表 21 で示すように消費動向指数から算出された予想インフレ率（左）やブレイク・イーブン・インフレ率（BEI）（右）は直近で確かに上昇している。しかし前者は足元の実績インフレ率との連動性が高く、その信頼性は限定的と考えられる。また、後者は長期金利に上乗せされているインフレ率であるから、この値の上昇が実質金利の低下につながるわけではない。

図表 21 消費動向指数から算出された予想インフレ率（左）と BEI（右、5 年物国債ベース）



出所：内閣府資料<sup>46</sup>、Bloomberg

そもそも 1990 年代の長いデフレーションの経験が予想インフレ率（と需給ギャップの関係）を下方シフトさせたことから推察されるように、フィリップスカーブを再度上方シフトさせるには長期間の非デフレ的经验が必要となろう。よって予想インフレ率の上昇が本格的に実質金利の低下を通じて景気を浮揚し始めるのは、経済がデフレを脱却した「後」からとなる可能性

<sup>44</sup> Fukunaga et al(2011)

<sup>45</sup>  $i_t = \max\{\theta i_{t-1} + (1-\theta)[\bar{i}_t + 0.5(y_t - \bar{y}_t) + 1.5(\pi_t - \bar{\pi}_t)], 0\}$  ( $i_t$ は政策金利（無担保オーバーナイト金利）、 $\bar{i}_t$ は「均衡」金利、 $\theta$ はスムージングパラメーター、 $(y_t - \bar{y}_t)$ は需給ギャップ、 $(\pi_t - \bar{\pi}_t)$ はインフレーションギャップ。インフレ目標が 2%の場合、 $\bar{\pi}_t = 2\%$ 。)

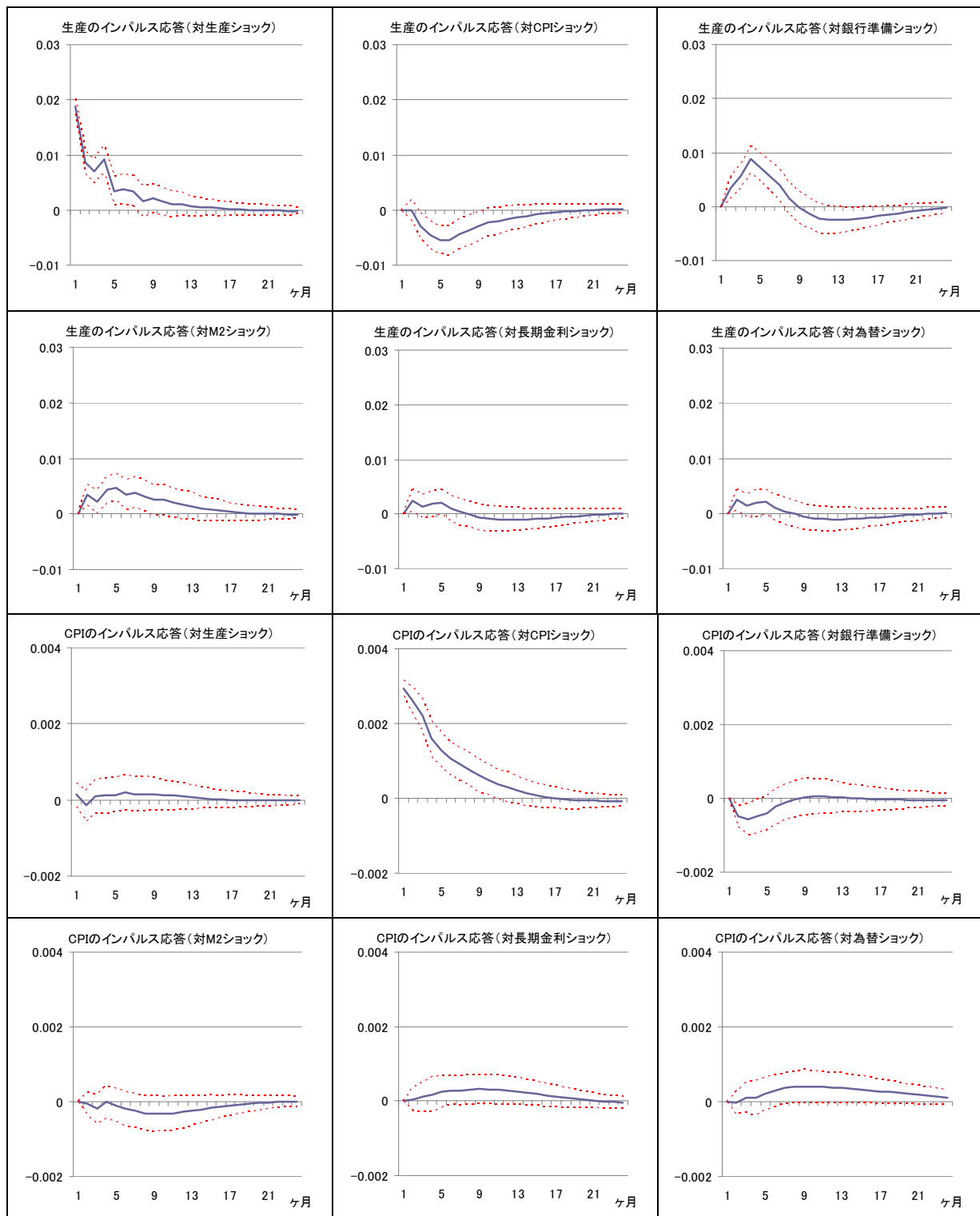
<sup>46</sup> 算出方法は下記ウェブサイトを参照。

<http://www5.cao.go.jp/keizai3/2010/1210nk/n10-a/n10-an-3-01.html>

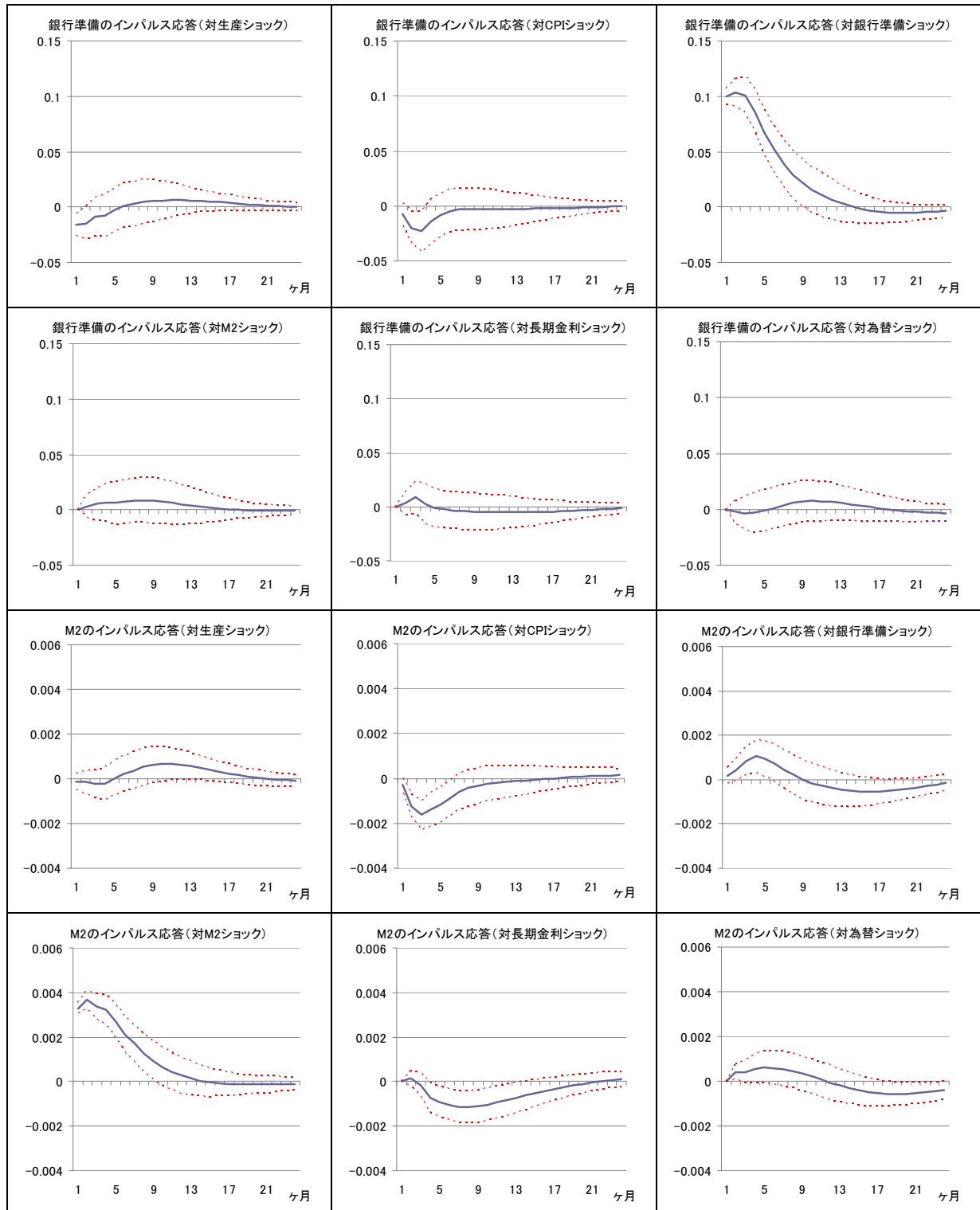
が高く、金融政策に期待できるのは当面、各種の名目金利低下を通じた効果を中心としたものとなりそうである。そして金利低下という経路のみからではインフレ率の本格的なプラス転換を生じさせるような需要の創出効果が見込まれない以上、デフレーションを克服するためには、供給過剰を低下させるべく産業の新陳代謝を促す政策や、経済活動の収益率を高めるような政策の支援が必要不可欠となるだろう。

－ 以 上 －

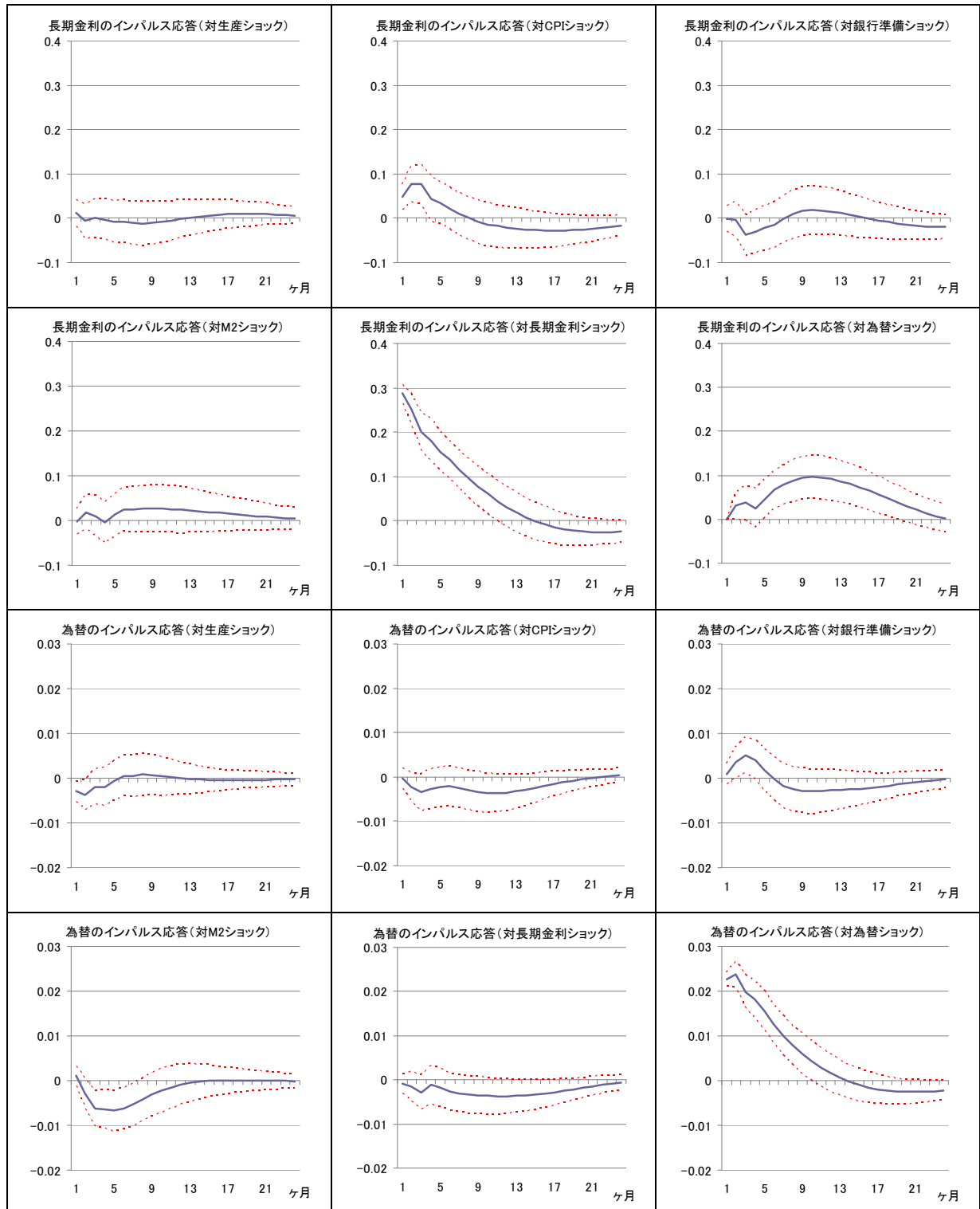
### 推計結果 1 インパルス応答関数<sup>47</sup>: 1980-2012 年



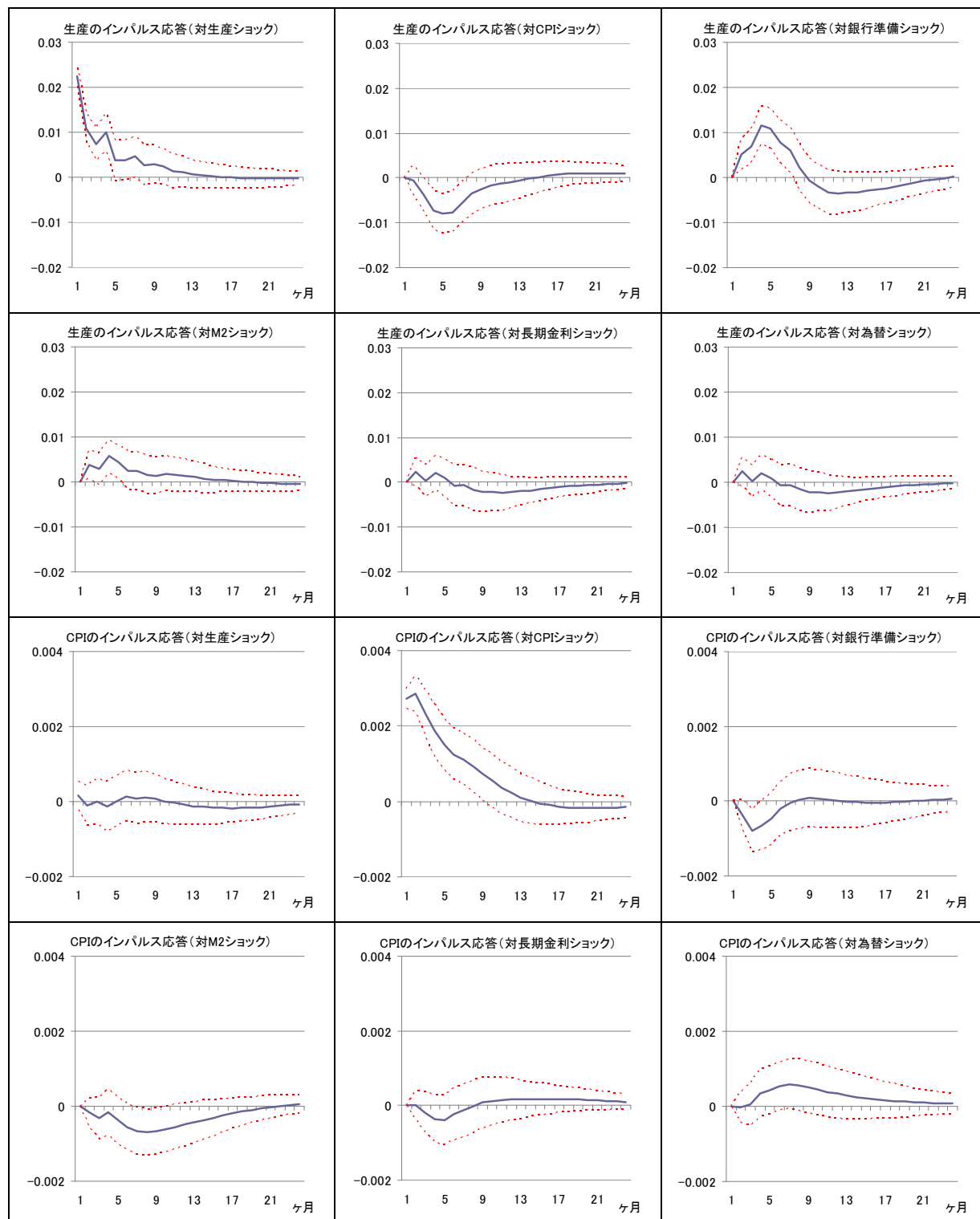
<sup>47</sup> 青い太線は1標準偏差のショックに対する反応を示す。赤い破線はインパルス応答の推計値の±2標準偏差の区間を示す。赤池情報量基準 (AIC) に基づき、ラグは4とした。



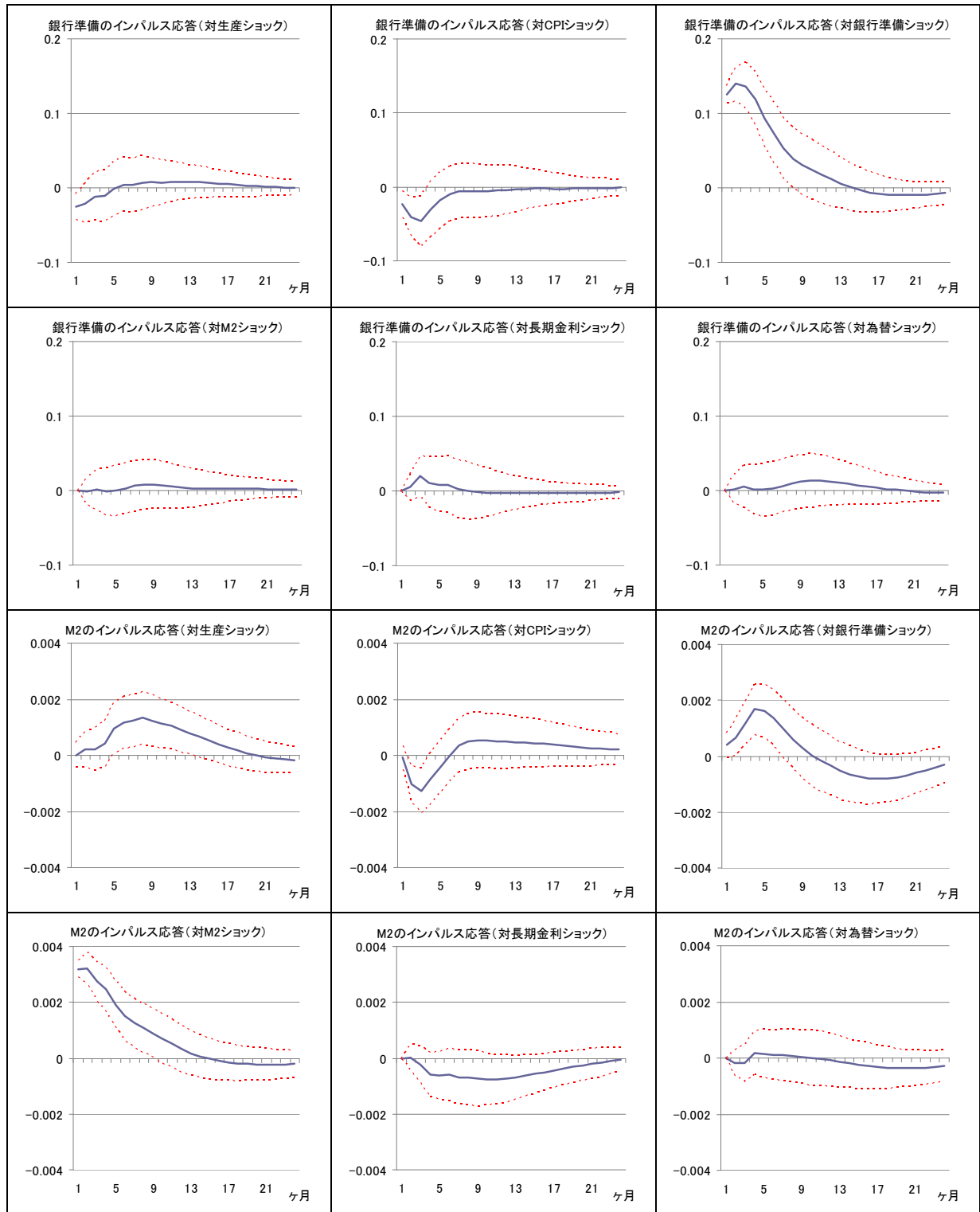


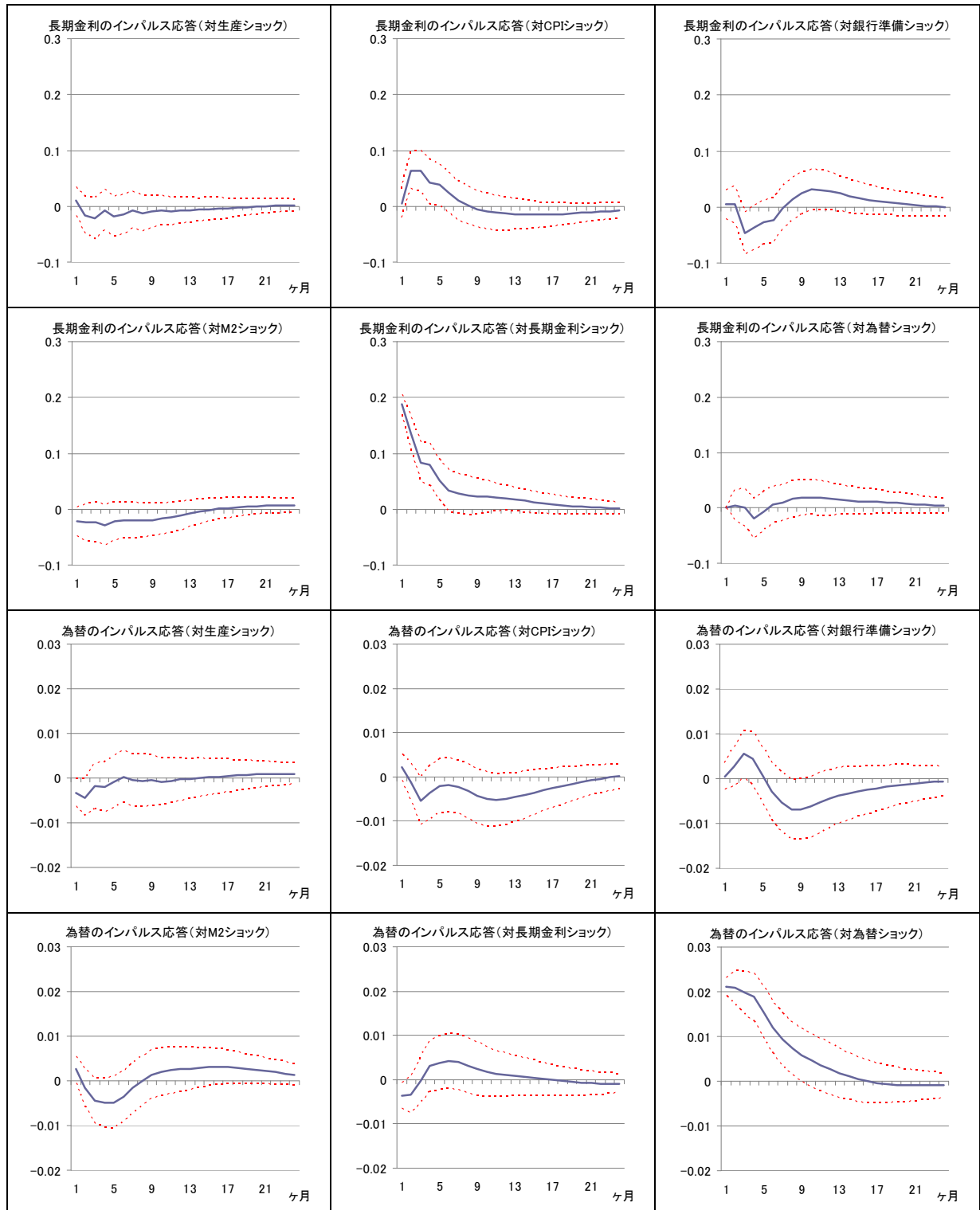


## 推計結果 2 インパルス応答関数<sup>48</sup>: 1995-2012 年

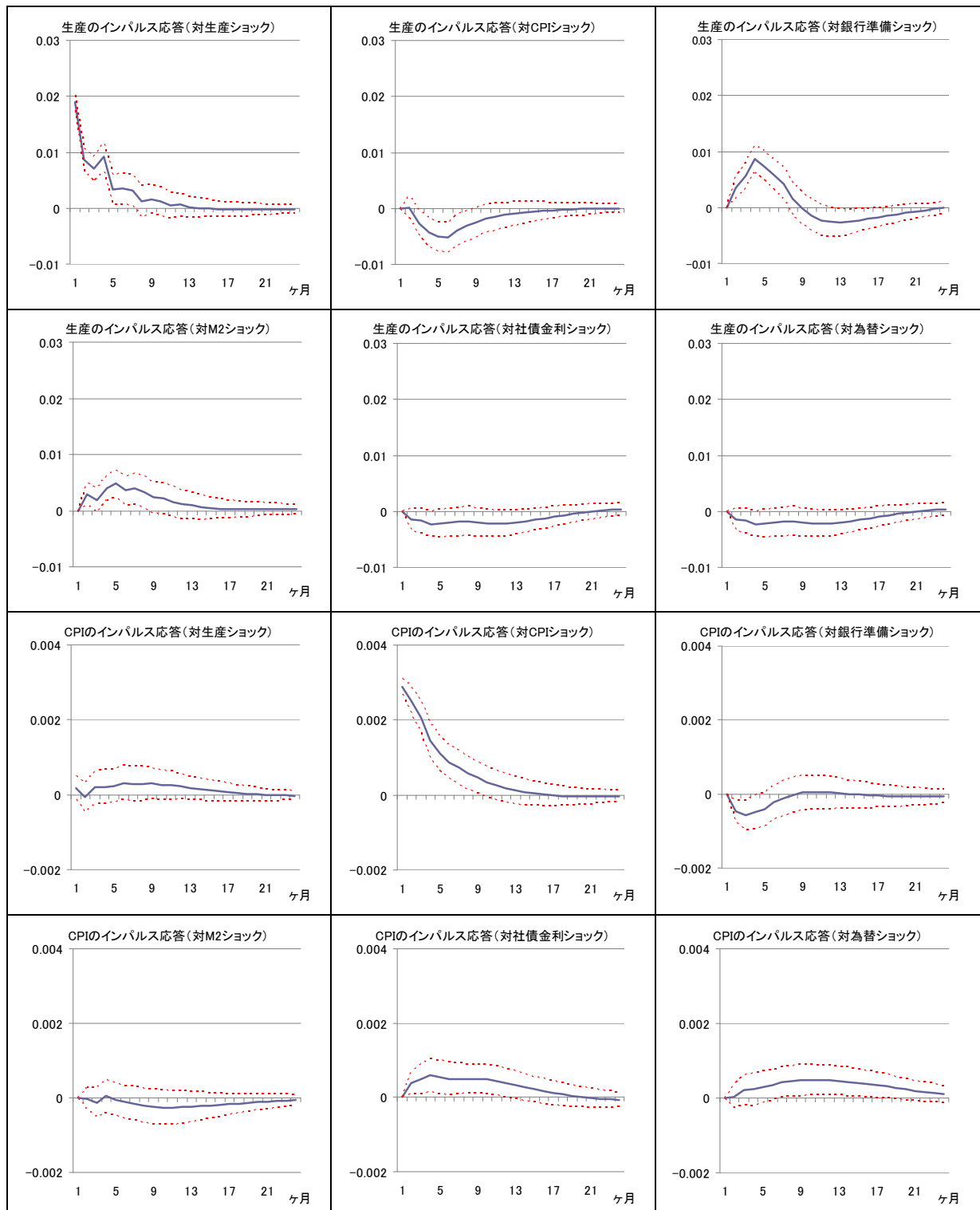


<sup>48</sup> 青い太線は1標準偏差のショックに対する反応を示す。赤い破線はインパルス応答の推計値の±2標準偏差の区間を示す。赤池情報量基準 (AIC) に基づき、ラグは4とした。

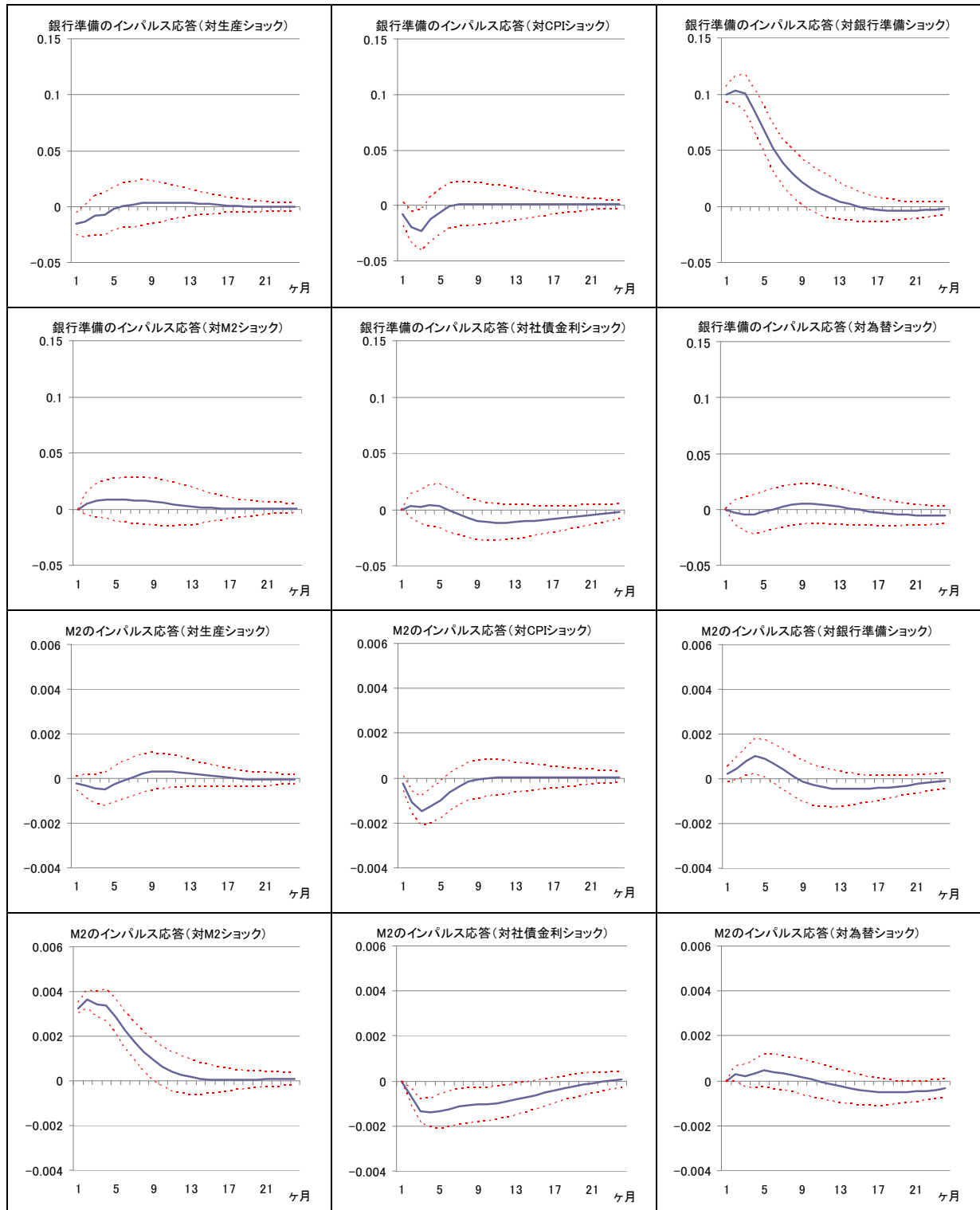


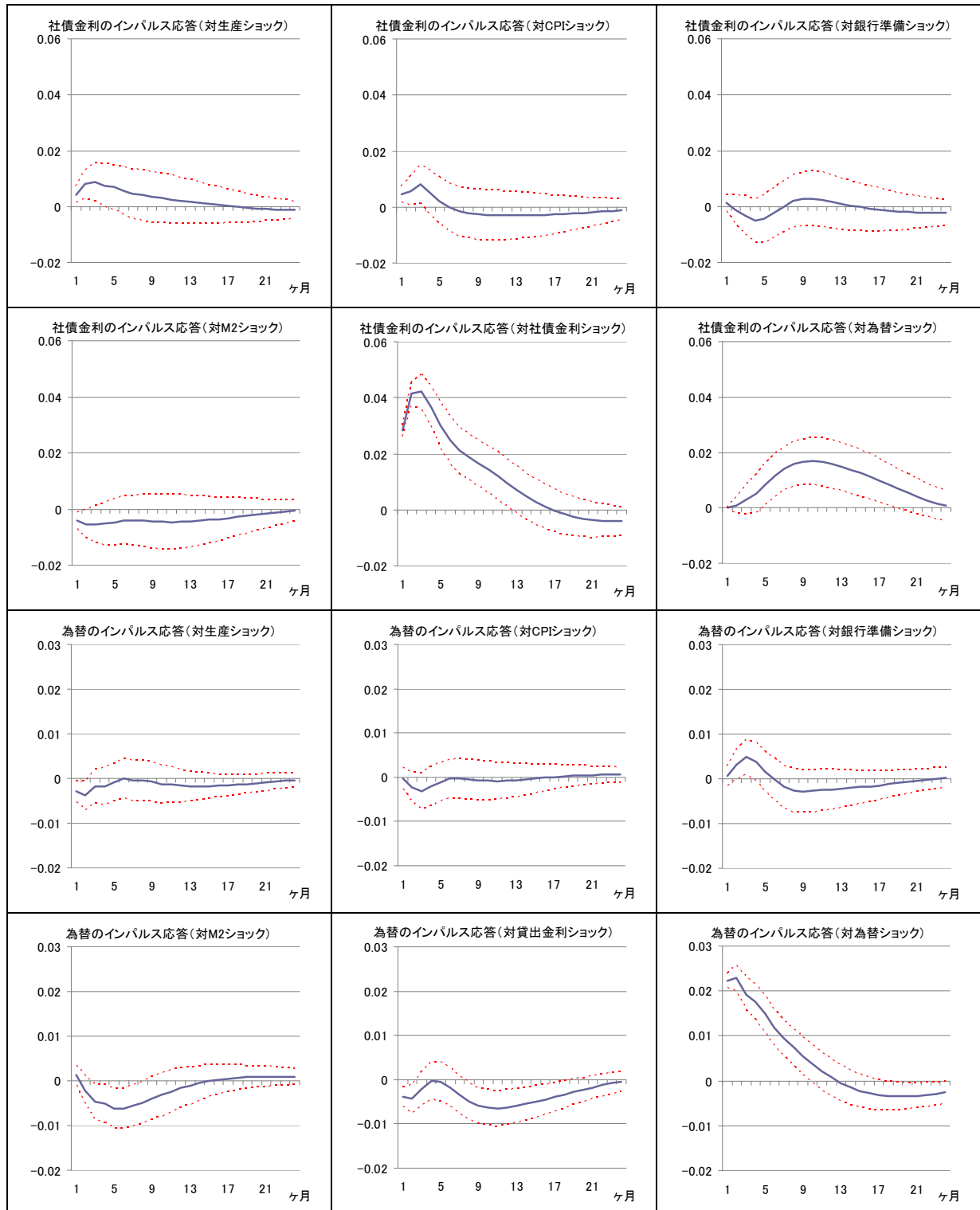


### 推計結果 3 インパルス応答関数<sup>49</sup> (国債金利を社債金利で代替) : 1980-2012年

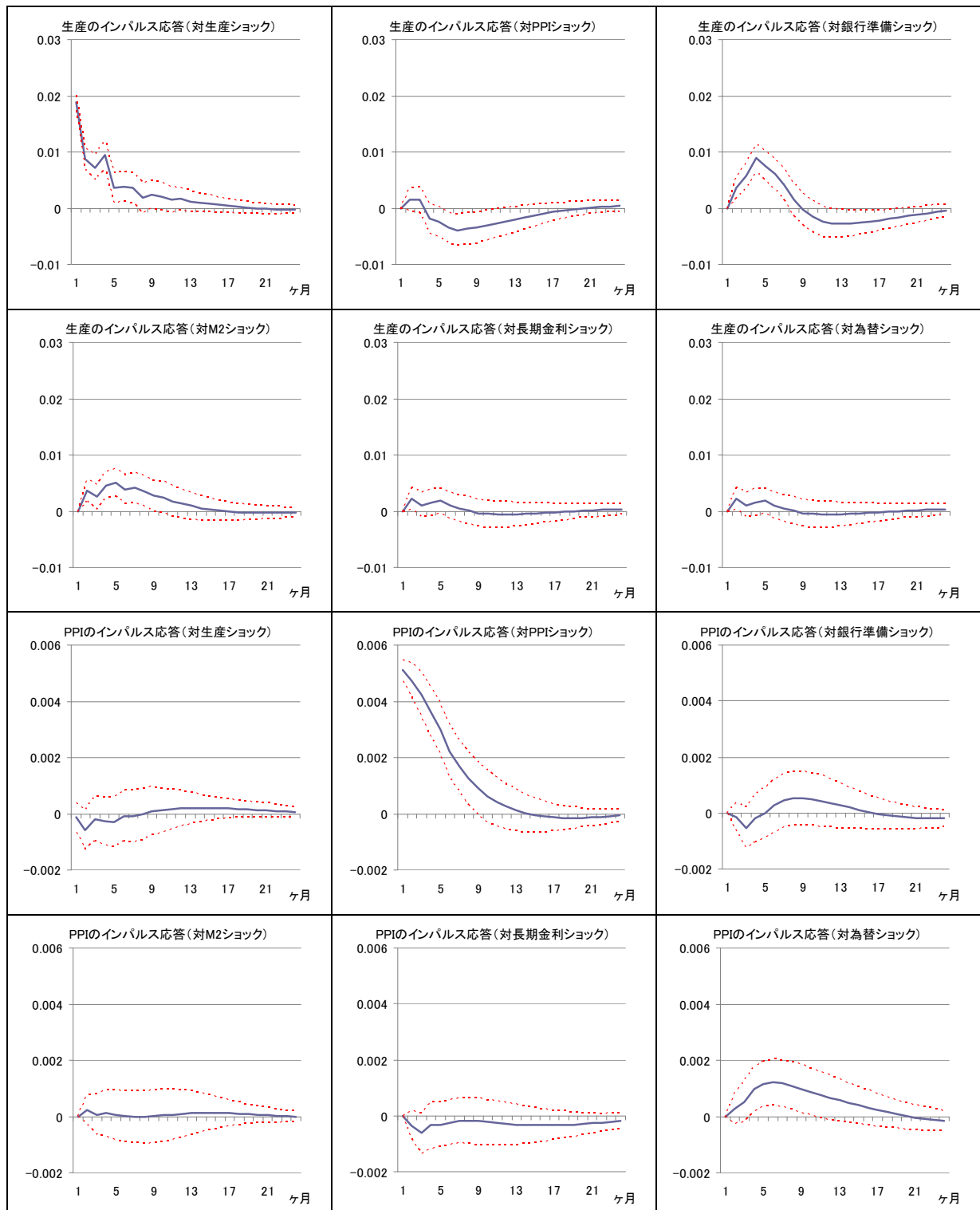


<sup>49</sup> 青い太線は1標準偏差のショックに対する反応を示す。赤い破線はインパルス応答の推計値の±2標準偏差の区間を示す。赤池情報量基準 (AIC) に基づき、ラグは4とした。



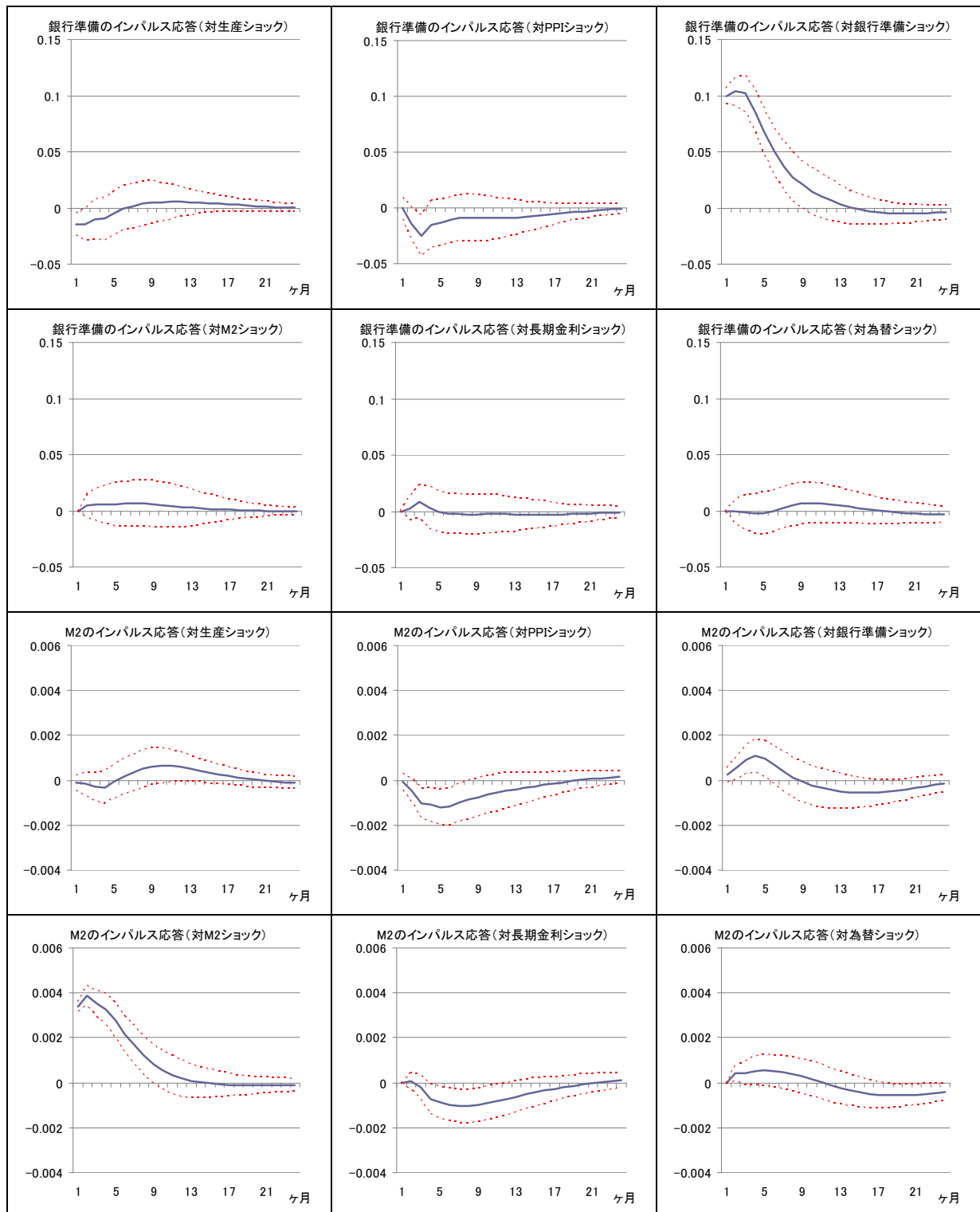


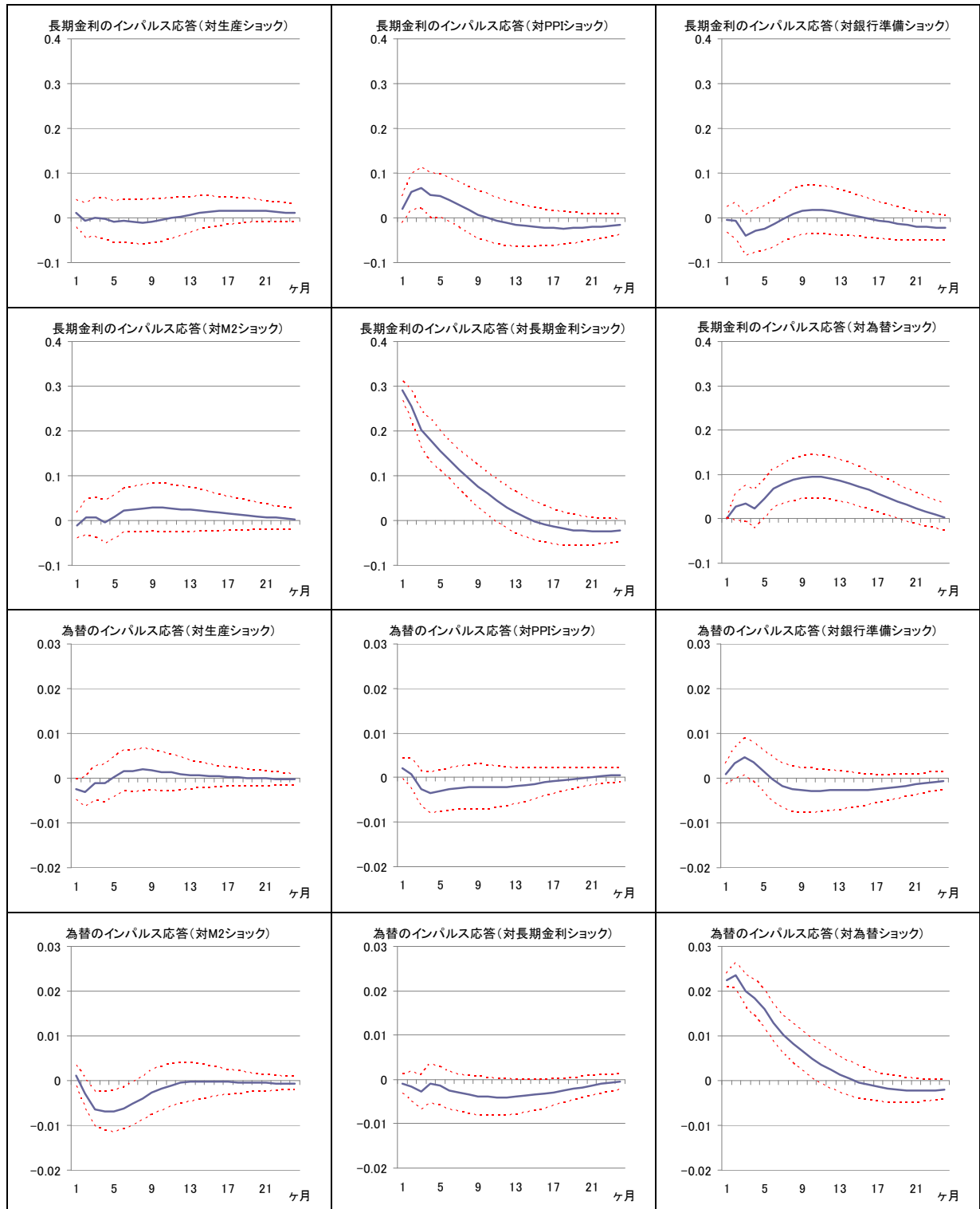
### 推計結果 4 インパルス応答関数<sup>50</sup> (消費者物価を生産者物価で代替) : 1980-2012 年



<sup>50</sup> 青い太線は1標準偏差のショックに対する反応を示す。赤い破線はインパルス応答の推計値の±2標準偏差の区間を示す。赤池情報量基準 (AIC) に基づき、ラグは4とした。







## 参考文献

鵜飼博史「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」日本銀行ワーキングペーパー No. 06-J-14、2006 年。

河合正弘『国際金融論』東京大学出版会、1994 年

照山博司「VAR による金融政策の分析：展望」財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』59 号、74-140 ページ、2001 年。

宮尾龍蔵『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞出版社、2006 年。

Bernanke, Ben S. (2000), “Japanese Monetary Policy: A Case of Self-Induced Paralysis?” Institute of International Economics, Special Report 13, Washington D.C.

Bernanke, Ben S. and Vincent R. Reinhart (2004), “Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates,” *American Economic Review*, 94(2).

Blanchard, Olivier Jean., and Danny Quah (1989), “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, (79), 655 - 673.

Cheung, Yin-Wong., Menzie D. Chinn, and Antonio Garcia Pascual (2004), “Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?” International Monetary Fund Working Paper No. 04/73

Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1997), “Sticky Price and Limited Participation Models of Money: A Comparison,” *European Economic Review* 41(6) pp. 1201-1249

Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1999), “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?” in J. B. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics 3A*, Amsterdam:Elsevier Science B.V, pp.65-148

Clarida, Richard., and Jordi Gali (1994), “Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?” National Bureau of Economic Research Working Paper 4658

Dornbusch, Rudiger. (1976), “Expectations and Exchange Rate Dynamics,” *Journal of Political Economy* 84: 1161-76.

Frankel, Jeffrey A. (1979), “On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials,” *American Economic Review* 69: 610-622.

Fukunaga I., N. Hara, S. Kojima, Y. Ueno and S. Yoneyama (2011), “The Quarterly Japanese Economic Model (Q-JEM)”, Bank of Japan Working Paper Series No. 11-E-11, 2011, Bank of Japan Financial Markets Department and Research and Statistics Department, 2011.

Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton : Princeton University Press.

---

Hodrick, Robert J., and Edward C. Prescott, "Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation," Carnegie Mellon University discussion paper no. 451 (1980).

Ilzetzki, Ethan., Enrique G. Mendoza, and Carlos A. Végh (2010) "How big (small?) are fiscal multipliers?" National Bureau of Economic Research Working Paper 16479

Kim, Soyoung. (2005), "Monetary Policy, Foreign Exchange Policy, and Delayed Overshooting" Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 37, No. 4, pp. 775-782

Obstfeld, Maurice. (1985), "Floating Exchange Rates: Experience and Prospects," Brookings Papers on Economic Activity 2, 369 - 450.

Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff (1996), Foundations of International Macroeconomics (Cambridge, Massachusetts: MIT Press).

Sims, Christopher (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts : the Effects of Monetary Policy," European Economic Review 36(5) pp. 975-1000

Svensson, Lars E. O. (2001) "The zero bound in an open economy: A foolproof way of escaping from a liquidity trap," Monetary and Economic Studies 19(S-1), Bank of Japan, pp.277-321

Taylor, John B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, pp.195-214

## 【経済社会研究班レポート】

- ・ No. 1 神田慶司・鈴木準「「実質実効為替レートなら円安」の意味—コスト削減の企業努力は円高・内需低迷・デフレを生んだ」2010年11月10日
- ・ No. 2 鈴木準・原田泰「財政を維持するには社会保障の抑制が必要—社会保障の抑制幅が増税幅を決める」2010年12月29日
- ・ 鈴木準・溝端幹雄・神田慶司「日本経済中期予測（2011年6月）—大震災を乗り越え、実感ある成長をめざす日本経済」2011年6月16日
- ・ No. 3 溝端幹雄・神田慶司・鈴木準「電力供給不足問題と日本経済—悲観シナリオでは年率平均14兆円超のGDP損失」2011年7月13日
- ・ No. 4 神田慶司・溝端幹雄・鈴木準「再生可能エネルギー法と電力料金への影響—電力料金の上昇は再生可能エネルギーの導入量と買取価格次第」2011年9月2日
- ・ 溝端幹雄・神田慶司・真鍋裕子・小黒由貴子・鈴木準「電力不足解消のカギは家計部門にある—価格メカニズムとスマートグリッドの活用で需要をコントロール」2011年11月2日
- ・ No. 5 鈴木準「欧州財政危機からの教訓—静かな財政危機に覆われた日本は何を学ぶべきか」2011年12月2日
- ・ No. 6 神田慶司・鈴木準「ドル基軸通貨体制の中で円高を解消していくには—ドル基軸通貨体制は変わらない。長い目で見た円高対策が必要」2011年12月13日
- ・ 鈴木準・溝端幹雄・神田慶司「日本経済中期予測（2012年1月）—シンクロする世界経済の中で円高・電力・増税問題を乗り切る日本経済」2012年1月23日
- ・ No. 7 溝端幹雄・鈴木準「高齢社会で増える電力コスト—効率的な電力需給システムの構築が急務」2012年4月9日
- ・ 鈴木準「医療保険制度の持続可能性を高めるために—コスト意識の共有を進めながら、国民の健康を増進させよう」2012年4月13日
- ・ 近藤智也・溝端幹雄・神田慶司「日本経済中期予測（2012年7月）—グローバル化・高齢化の中で岐路に立つ日本経済」2012年7月27日
- ・ No. 8 神田慶司「失業リスクが偏在する脆弱な雇用構造—雇用構造がもたらす必需的品目の需要増加と不要不急品目の需要減少」2012年8月10日
- ・ No. 9 溝端幹雄「超高齢社会で変容していく消費—キーワードは「在宅・余暇」「メンテナンス」「安心・安全」」2012年8月10日
- ・ 近藤智也・溝端幹雄・神田慶司「日本経済中期予測（2013年2月）—成長力の底上げに向けて実行力が問われる日本経済」2013年2月4日

- ・ No. 10 神田慶司「転換点を迎えた金融政策と円安が物価に与える影響－円安だけでインフレ目標を達成することは困難」2012年2月5日
- ・ No. 11 溝端幹雄「エネルギー政策と成長戦略－生産性を高める環境整備でエネルギー利用の効率化と多様化を」2013年2月6日
- ・ No. 12 溝端幹雄「成長戦略と骨太の方針をどう評価するか－新陳代謝と痛みを緩和する「質の高い市場制度」へ」2013年7月25日
- ・ No. 13 小林俊介「量的緩和・円安でデフレから脱却できるのか？－拡張ドーンブッシュモデルに基づいた構造 VAR 分析」2013年8月15日