



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

量的緩和政策と労働市場

宮本 弘暁*

E-mail: miyamoto@pp.u-tokyo.ac.jp

No.16-J-3
2016年2月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30号

* 東京大学

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp)までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

量的緩和政策と労働市場*

宮本 弘暁[†]

東京大学

2016年2月

概要

本稿の目的は量的緩和政策が経済に与える影響を労働市場に着目しながら理論、実証の両面から分析することである。まず、構造型 VAR モデルを用いて量的緩和政策が日本経済に与える影響を実証的に分析した。分析の結果、量的緩和政策は生産を増加、雇用を拡大、失業を低下させることが明らかとなった。また、量的緩和政策は物価を上昇させる効果がある一方、賃金を押し上げる効果は限定的であることがわかった。具体的には、量的緩和政策は、(1) 総賃金の指標である総雇用者所得を増加させるものの、その効果は大きくないこと、(2) 一ヶ月あたりの現金給与総額を増加させるが、賃金の基調を表す所定内給与へは有意な影響を与えないこと、(3) 労働時間を増加させるが、時給換算した現金給与総額への影響は限定的であることがわかった。この結果は日本では賃金よりも雇用の確保が優先されることを意味している。次に、労働市場摩擦と名目賃金の硬直性が存在する動学確率的一般均衡 (DSGE) モデルを構築、推計し、日本経済を特徴づける構造パラメータの値を明らかにすると共に、マネタリーベースに対するショックがどのように経済変数に影響するかを分析した。推定の結果、(1) 名目賃金は硬直的であること、(2) 名目賃金の物価スライドの程度は低いこと、(3) 労働者の賃金交渉力は低いことが明らかとなった。また、量的緩和政策は需要の増加を通じて、生産を増加、雇用を拡大させると同時に物価および名目賃金を増加させることがわかった。実質賃金の量的緩和政策に対する反応については、所定内給与は減少するのに対し、現金給与総額は増加するという結果が得られた。

*本稿は東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局による第6回共催コンファレンス(2015年11月26日開催)での報告論文を改訂したものである。討論者の工藤 教孝氏(名古屋大学)をはじめ、コンファレンス参加者からの貴重なコメントを頂いた。また、本稿の作成にあたり、日本銀行の宇野洋輔氏、西岡慎一氏、原 尚子氏から多くの助言を頂いた。ここに記して感謝申し上げたい。なお、本稿は量的緩和政策が労働市場に与える影響を分析した Chun-Hung Kuo 氏(国際大学)との論文“Quantitative Easing and the Labor Market in Japan”および“Quantitative Easing and the Sluggish Real Wage in Japan”をベースにしている。本研究は科研費(26380248)および公益財団法人清明会からの研究助成を受けている。

[†](連絡先住所)〒113-0033 東京都文京区本郷 7-3-1 東京大学公共政策大学院 (Email) miyamoto@pp.u-tokyo.ac.jp

1 はじめに

量的緩和政策の効果に注目が集まっている。2008年9月のリーマンショック以降、主要国の中央銀行は政策金利の引き下げに加えて、量的緩和に代表される「非伝統的な金融政策」を実施し、金融システムの機能不全と実体経済の悪化に対応した。また、これに先立ち、日本では景気後退、デフレの深刻化を受けて日本銀行が2001年から2006年にかけて量的緩和政策を実施した。さらに、2013年4月以降、デフレ脱却を目標に日本銀行は「量的・質的金融緩和」を実施している¹。これらを背景に、量的緩和政策が経済に与える影響について理論・実証の両面から分析が進んでいる。

中央銀行は経済状況に応じて金融政策を決定するが、経済状況を判断する際に重要となるものに労働市場がある。ゆえに、労働市場の状況が政策運営に影響を与えることは多い。実際、米国連邦準備銀行が「物価の安定」と「雇用の最大化」をその金融政策目標としていることからわかるように、労働市場は金融政策を考える際にきわめて重要である。また、日本においても日本銀行が2013年から実施している「量的・質的金融緩和」によって物価目標を安定的に達成するためには、景気回復に伴い賃金が順調に上昇していくことが不可欠とされており、やはり労働市場が政策の成否の重要な鍵となっている。しかしながら、量的緩和政策の効果进行分析の際に、労働市場を明示的に取り扱っている研究は少ないのが現状である。

そこで、本稿では量的緩和政策が日本経済に対してどのような影響を与えるのかを労働市場に着目しつつ理論、実証の両面から明らかにする。分析には構造型 VAR モデルと動学確率的一般均衡 (DSGE) モデルという2つの手法を用いる。構造型 VAR モデルは伝統的な金融政策の効果进行分析の際に標準的に用いられる手法であり、近年では量的緩和政策の効果を検証する際にも使用されている。他方、DSGE モデルは、近年のマクロ経済分析の標準的なツールのひとつであり、金融政策ショックがどのようなメカニズムで経済変数に影響を与えるか进行分析することができる²。本稿では既存研究では分析の対象とされてこなかった労働市場に着目しながら、この2つの手法を用いて量的緩和政策が経済に与える影響を考察する。

構造型 VAR モデルを用いた分析では、量的緩和政策は生産を増加、雇いを拡大、失業を低下させる効果があることが明らかとなった。また、量的緩和政策は物価水準を有意に上昇させる一方、名目賃金を引き上げる効果は限定的であることがわかった³。具体的には、量的緩和政策は、(1) 総賃金の指標である総雇用者所得を増加させるものの、その効果は大きくないこと、(2) 一ヶ月あたりの現金給与総額を増加させるが、賃金の基調を表す所定内給与へは有意な影響を与えないこと、(3) 労働時間を増加させるが、時給換算した現金給与総額への影響は限定的であることがわかった。この結果は、日本では賃金よりも雇用の確保が優先されることを意味している。

また、量的緩和政策が労働市場に与える影響を理論的に分析するために、労働市場に摩擦が存在する DSGE モデルを構築する。標準的な DSGE モデルでは労働市場は完全競争的と仮定され、失業进行分析することがで

¹Ito (2014) は米国・欧州における量的緩和政策を包括的にサーベイしながら、日本銀行による量的緩和政策の効果を検討している。

²標準的な DSGE モデルとしては Christiano et al. (2005) や Smets and Wouters (2003, 2007) が挙げられる。これらのモデルをベースに日本経済を分析したものとして Iiboshi et al. (2006)、Sugo and Ueda (2008)、Fujiwara et al. (2011)、廣瀬 (2012) がある。

³量的緩和政策が生産を増大、物価を上昇させる効果があることは既存研究でも指摘されており、本稿の分析は既存研究の結果が頑健であることを示唆している。

きない。労働市場を包括的に分析するには、失業をモデルで扱うことが不可欠であり、労働市場の摩擦を考慮したモデルを用いる必要がある。また、労働市場摩擦を考慮することでモデルのデータへの当てはまりが良くなることも指摘されている⁴。そこで、本稿では、マクロ経済学および労働経済学において失業を分析する際の標準的な手法となっている Mortensen-Pissarides 型のサーチモデルを組み込んだ DSGE モデルを構築する⁵。また、名目賃金の硬直性もモデルに導入する。さらに、量的緩和政策の効果を分析する為、金融政策ルールとして、標準的な DSGE モデルで用いられているテイラー・ルールではなく、貨幣供給成長率ルールを用いる。モデルは日本のデータを用いてベイズ推定を行い、日本経済を特徴づける構造パラメータを明らかにすると共に、量的緩和政策がどのようなメカニズムで経済に影響を与えるかを分析する⁶。

推定の結果、日本の労働市場を特徴付けるいくつかの重要なパラメータの値が明らかとなった⁷。まず、賃金変化に対する労働時間の反応を表すフリッシュ弾力性は相対的に高い値をとることがわかった。これは、日本では労働時間による雇用調整が重要であることを意味している。また、労働者の賃金交渉力は非常に低く、利潤の大部分は企業側に回り、労働者側の取り分が低いという結果となった。また、価格と名目賃金の硬直性に関するパラメータの推定結果から、価格と賃名目金の改訂頻度はそれぞれ約 5 四半期、一年に一度となり、賃金は物価と比較して若干、伸縮的であることがわかった。また、名目賃金の物価スライドの程度は低く、実質賃金が伸縮的であるという結果も得られた⁸。

経済の構造ショックが各マクロ変数の変動にどの程度影響を与えたのかを見るためにその寄与度を計算したところ、生産量については需要に関するショックが重要であることがわかった。また、金融政策ショックもその程度は小さいながらも生産量に影響することが明らかとなった。物価の変動については生産性ショックや金融政策ショックの影響が大きいという結果となった。失業や欠員の変動については、企業と労働者のマッチングの効率性に関するショックとマークアップショックの寄与が大きいことが明らかとなった。

量的緩和政策が経済変数に与える影響をモデルで分析すると、マネタリーベースの増加は需要を刺激し、消費、投資を増加させ、総生産量を増やすことがわかった。需要の拡大に対応するため、企業は労働および資本投入を増加させる。これにより労働時間は増え、雇用創出の増大を通じて失業が低下する。また、労働および資本投入量の増加はそのコストを引き上げるため、物価と名目賃金が上昇することになる。それゆえ、量的緩和政策が実質賃金に与える影響は物価上昇率と名目賃金上昇率の大小関係によって決定される。

実質賃金の量的緩和政策に対する反応は賃金の種類によって異なり、給与総額のうち基本給にあたる所定内給与は減少するのに対し、給与総額（現金給与総額）は増加するという結果が得られた。これは所定内給与と現金給与総額でその名目賃金の硬直具合が異なることによる。モデルの推定より、所定内給与は硬直

⁴Gertler et al. (2008)、Krause et al. (2008)、Christoffel et al. (2009)などを参照。

⁵ニューケインジアンモデルに摩擦の存在する労働市場を組み込んだ先駆的研究としては Trigari (2006) や Walsh(2005) がある。

⁶本稿における DSGE モデルにおいてはゼロ金利制約を明示的に設けていないため、金利チャネルが働いている。その意味において、本稿のモデルは厳密に量的緩和政策の効果を分析したものではないことには注意が必要である。また、Eggertsson and Woodford(2003)は標準的な DSGE モデルにおいては、ゼロ金利のもとでは量的緩和政策は無効となることを示しており、量的緩和政策が实体经济に与える影響を DSGE モデルにおいて厳密に分析するには単に「量的緩和」の効果のみをみるのではなく、その「質的緩和」を捉えることが重要だと考えられる。本稿のモデルでは「質的緩和」の効果捉えることができないが、最新のデータを用いて日本の労働市場を特徴付けるパラメータを明らかにした上で、金融政策の効果も分析した点においては今後、量的緩和政策が労働市場に与える影響を理論的に分析する第一歩として意味があると考えられる。

⁷労働市場以外に関するパラメータ値の多くは日本の DSGE モデルをベイズ推計した先行研究の結果とおおむね整合的であった。

⁸日本の実質賃金の景気循環上の特性を分析した研究としては Miyamoto (2015) がある。

的であるのに対し、給与総額は相対的に伸縮的であることが明らかとなった。これは、日本では経済状況に応じて企業が賞与や残業代などを弾力的に変化させることにより、賃金全体を伸縮的に調整していることを意味している。量的緩和政策は物価と名目賃金の両方を上昇させるが、所定内給与は硬直的なので、名目賃金が物価ほど上昇せず、実質賃金は低下することになる。これに対して、現金給与総額は賞与や所定外給与が弾力的に調整されることを通じて所定内給与と比べて伸縮的であるため、名目賃金上昇率が物価上昇率を上回り、量的緩和政策に対して実質賃金が上昇する。

また、モデルの推定から、デフレが深刻化し日本銀行が量的緩和政策を実施した 2001 年以前と比較して、近年では名目賃金（所定内給与）がより硬直的になり、労働者の賃金交渉力も低下したことが明らかとなった。そして、これらが量的緩和政策によって実質賃金が引き上げられない主な原因となっていることがわかった。

本稿は量的緩和政策の効果を巡る一連の研究と密接に関連する。まず、日本における量的緩和政策の効果を VAR モデルにより実証的に分析したものとして Kimura et al. (2002)、Fujiwara(2006)、貞廣 (2005)、原田・増島 (2010)、本多・黒木・立花 (2010)、Berkmen (2012)、Honda (2014) などが挙げられるが、当該研究のモデルでは労働市場の変数に着目している点が特徴的である。また、既存研究では主に、2001 年 3 月から 2006 年 3 月に実施された量的緩和政策の効果を分析しているのに対して、本稿ではこの期間に加え、グローバル金融危機後もその分析対象の期間となっている点が新しい⁹。

本稿では量的緩和政策の効果を分析する為に、Gertler et al. (2008) 同様、労働市場の摩擦と硬直的名目賃金を導入した DSGE モデルを構築している。ただし、本稿のモデルでは日本において労働時間による雇用調整が重要であるという事実にもとづき、労働時間の選択を明示的に扱っている点が Gertler et al. (2008) と異なっている。また、労働市場の摩擦を考慮した DSGE モデルを日本のデータを用いて推定した分析としては Ichie et al. (2012) があるが、本稿のモデルでは名目賃金の硬直性を考慮している点が新しい。さらに、量的緩和政策の効果を分析する為に、金融政策ルールとして、標準的な DSGE モデルにおいて用いられているテイラー・ルールではなく、貨幣供給成長率ルールを用いているところが特徴的である¹⁰。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では構造型 VAR モデルにより量的緩和政策の効果を労働市場に着目しながら検証する。第 3 節では労働市場摩擦と名目賃金の硬直性を導入した DSGE モデルを構築する。第 4 節では理論モデルをベイズ推定し、その結果を紹介する。第 5 節では推定結果にもとづき、経済の構造ショックが経済変数に与える影響を分散分解・インパルス応答関数を用いて分析する。第 6 節では名目賃金の硬直性の役割や推定に使用するデータを変更した場合の結果を議論する。第 7 節は結語であり、本稿で得られた結論を要約する。

⁹Gambacorta, Hofmann, and Peersman (2014) はグローバル金融危機後の量的緩和政策の効果を日本、米国、欧州を含む 8 カ国のパネルデータを用いて VAR モデルで分析している。

¹⁰Gertler and Karadi (2011, 2013) は米国における非伝統的金融政策の効果を DSGE モデルで分析している。そこでは銀行の貸し出し能力が低下している中、中央銀行が企業に対して直接資金を貸し出す政策を非伝統的金融政策としている。量的緩和政策が労働市場に与える影響を分析するために、彼らのモデルを拡張し、労働市場の摩擦と賃金の硬直性を導入することは重要であると考えられる。

2 実証分析

本節では量的緩和政策が日本経済に与える影響を構造型 VAR モデルを用いて検証する。その際に、既存研究では分析の対象とされてこなかった労働市場に関する変数に着目する。構造型 VAR モデルは伝統的な金融政策の効果を分析する際に用いられる標準的な手法であり、近年では非伝統的金融政策の効果を分析する際にも用いられている¹¹。これらの量的緩和政策の効果を分析する実証研究では、金融政策が経済活動に与える効果をその波及経路を限定せずに分析するというアプローチが取られることが多い。これは、金融政策の波及経路は複雑であり、これらの経路は相互に排除するものではなく、いくつかの経路が総合的に効果を及ぼすことが考えられるためである¹²。そこで、本稿ではまず波及経路を限定せずに量的緩和政策が経済活動に与える影響を分析し、その後、それがどのような波及経路を経て実体経済に影響を及ぼしたのかを検証する。

データ 本稿で使用する変数とその出所は以下の通りである。変数としては生産高、失業率、物価上昇率、名目賃金、金融政策変数、経路変数を考える。生産高のデータとしては経済産業省が公表している鉱工業生産指数を用いる。失業率は総務省「労働力調査」の完全失業率のデータを使用する。物価上昇率は日本銀行が物価指数の中で最も重視している消費者物価指数（除く生鮮食品）の変化率（前年同期比）を用いる。名目賃金の指標としては厚生労働省「毎月勤労統計調査」の現金給与総額および所定内給与のデータを使用する。金融政策変数としては日本銀行が公表しているマネタリーベースおよびコールレート（無担保・オーバーナイト物）を用いる¹³。また、経路変数として日経平均株価、名目実効為替レート、長期金利（10年）を考える。なお、コールレートおよび経路変数以外のデータは全て季節調整済みであり、失業率、物価上昇率、コールレート以外のデータは全て対数変換をしている。サンプル期間は2001年3月から2015年11月までとする。サンプル期間は日本銀行が量的緩和政策を実施していなかった期間を含むため、量的緩和に関するダミー変数をモデルに加える¹⁴。また、モデルの推計にはダミー変数に加え、定数項、2次までのトレンド項も含める。ラグ次数はシュワルツ情報量基準にもとづき決定する。

推計結果 構造型 VAR モデルにより金融政策の効果を分析するには、金融政策のショックを識別する必要がある。本稿では、Sims（1986）、Bernanke and Blinder（1992）、Christiano et al.（2005）などの先行研究にならい、同時点の変数間にリカーシブ制約を課すことで金融政策ショックを識別する。具体的には、VAR モデルにおいて変数を、経済活動に関する変数（生産高、失業率）、価格変数（物価上昇率、賃金）、金融政策変数の順で並べる¹⁵。これは中央銀行が政策変数を決める際に、経済活動や価格に関する変数を観察して

¹¹VAR モデルを用いた金融政策の実証分析を展望したものとしては Christiano, Eichenbaum, and Evans（1999）や照山（2001）が詳しい。非伝統的金融政策の効果をまとめたものとしては、鶴飼（2006）、原田・増島（2010）、本多・黒木・立花（2010）などを参照。

¹²鶴飼（2006）、原田・増島（2010）も経路を限定しない分析の重要性を指摘している。

¹³金融政策変数としてマネタリーベースの代わりに、日銀当座預金を使用しても分析を行ったが、結果に大きな違いは見られなかった。

¹⁴日本銀行は2001年3月～2006年3月および2010年以降に量的緩和政策を実行している。そこで、量的緩和政策の実施期間では1、それ以外では0の値をとるダミー変数を VAR モデルに加えている。

¹⁵なお、変数の順序を入れ替えて推定を行っても結果に大きな違いは見られなかった。

いるが、それらの変数は金融政策ショックに対して1期遅れて反応するということを意味している。

はじめに、鉱工業生産指数、物価上昇率、コールレート、マネタリーベースの4変数からなるVARモデルを考える¹⁶。この4変数モデルは、金融政策ショックの識別とその経済への波及を分析するために必要と考えられる最小限のモデルである。図1はモデルの推計結果のもと、マネタリーベースに1標準誤差ショックを与えた時の経済変数のインパルス応答を示したものである。図の横軸はショック発生後に経過した時間を月数で表している。また、点線は ± 2 標準誤差の範囲を示しており、おおむね95%の信用区間に対応している。インパルス応答関数によると、マネタリーベースの増加は生産を増加、物価を上昇させる効果があることがわかる。ショック発生後、生産はプラスに反応し、17ヵ月後にはピークに達する。量的緩和ショックに対する生産高のピーク時の反応は0.53%である。生産高の正の反応はショック後、30ヶ月までは統計的に有意である。物価上昇率もショック後、プラスに反応し、30ヵ月後にはピークに達する。物価上昇率の正の反応は10ヶ月後には有意にゼロから離れており、ピークにおいてその反応は統計的に有意である。マネタリーベースの増加が生産と物価に有意に正の影響を与えるという結果は先行研究とも整合的であり、量的緩和政策が経済を回復させるのに有効であったことを意味している¹⁷。

次に量的緩和政策が労働市場にどのような影響を与えるのかを見るために、上記のモデルに失業率と賃金を追加した6変数VARモデルを考える。モデルでの変数の順序は鉱工業生産指数、失業率、物価上昇率、名目賃金、コールレート、マネタリーベースとした。マネタリーベースの増加が生産および物価上昇率に与える影響は4変数VARモデルのものと同様であった。金融政策ショックに対する失業率および賃金の反応は図1に示されている。これによると、マネタリーベースの増加は失業率を有意に低下させる効果があることがわかる。また、金融政策ショックが賃金に与える影響は使用するデータによって異なることがわかる。現金給与総額と所定内給与をそれぞれ賃金の指標とした際に、金融政策ショックは前者を（ピークにおいて）統計的に有意に上昇させるものの、後者へは影響を与えないことがわかる。現金給与総額は所定内給与に加えて深夜労働、休日労働などに対して支払われる所定外給与とボーナスを含んでいるため、この結果は、金融緩和は所定内給与へは影響を与えないものの、労働時間やボーナス等に影響を与えることを示唆している。また、金融政策ショックが失業率、インフレ率および賃金に与える影響がピークに達するのは約22ヵ月後であるのに対し、生産に与える影響は17ヵ月後にピークに達している。これは、生産高が他の変数よりも早く量的緩和政策に反応することを意味している。

上述の分析では現金給与総額を賃金の指標として使用したが、これは労働者ひとり平均の月間給与であり、時給および労働時間の両方によって決定される変数である。つまり、現金給与総額は時給の変化と労働時間の変化の両方の影響を受ける。そこで、量的緩和政策が賃金にどのような影響を与えたのかを厳密に分析するには、月間の賃金指標である現金給与総額ではなく、それを時給換算したものを使用したほうが望ましいと考えられる。そこで、現金給与総額の代わりに時給換算した賃金と労働時間を使用したVARモデルを推計した。図1には時給換算した賃金と労働時間の金融政策ショックに対する反応が示されている。それによ

¹⁶ コールレートを除いた3変数からなるVARモデルによる分析も行ったが、結果に大きな差は見られなかった。

¹⁷ 原田・増島(2010)、本多・黒木・立花(2010)、Berkmen(2012)、Honda(2014)は日本銀行による量的緩和政策が生産を増加、物価を上昇させる効果があるとしている。

ると、マネタリーベースの増加は労働時間を有意に増加させることがわかる。ショック後、労働時間は増加し、約1年半後にピークに達する。他方、時給換算の賃金はショック後、マイナスに反応するが、その後、増加に転じ、約3年後にピークに達する。また、マネタリーベースの増加は中期的に時給換算の賃金を押し上げるが、その反応は統計的に有意ではない。

日本の労働市場ではパート、アルバイトといった非正規雇用が労働需要の変動を調整する役割を果たしてきた。景気回復の初期においては、非正規雇用が増える傾向があるが、非正規労働者の賃金は正規労働者の賃金と比べ低いため、経済における平均賃金がなかなか上昇しないことがしばしば指摘される。そこで、労働者一人あたりの賃金ではなく、総雇用者所得を賃金の指標としてVARモデルを推計した。ここで、総雇用者所得とは雇用者数と一人あたり現金給与総額の積として定義される。なお、雇用者数は総務省「労働力調査」のデータを使用している。図1には総雇用者所得の量的緩和に対するインパルス反応関数が示してある。マネタリーベースの増加は総雇用者所得を有意に増加させるものの、その反応は非常に小さいことがわかる。また、月間現金給与総額を一般労働者とパートタイムのものに分けて分析を行った。結果は図2に示されている。興味深いのはマネタリーベースの増加は一般労働者の現金給与総額を有意に増加させるのに対して、パートタイム労働者の現金給与総額には有意な影響を与えていない点である。

以上の分析から量的緩和政策は生産を増加させ、雇用を拡大、失業を低下させる効果があることが明らかとなった。また、物価を引き上げる一方で、名目賃金(所定内給与および時給換算した現金給与総額)を押し上げる効果は弱いことがわかった¹⁸。

次に量的緩和政策がどのような波及経路を経て実体経済に影響を及ぼしたのかを検証する。量的緩和政策の波及経路としては、金利を通じる経路、資産価格を通じる経路、外国為替レートを通じる経路、銀行のバランスシートを通じる経路などが挙げられるが、ここでは先行研究にもとづき、日経平均株価(以下、株価)、名目実効為替レート(以下、為替レート)、そして、長期金利の3つの経路変数を考える¹⁹。まず、ベンチマークの4変数VARモデルにこれらの経路変数を一つずつ加えたものを推計する。図2には量的緩和ショックに対する経路変数のインパルス応答関数が示されている。図2に見るように、量的緩和ショックは株価を有意に上昇させるものの、為替レートおよび金利には影響を与えないことがわかる²⁰。そこで、株価を考慮して量的緩和が労働市場に与える影響を考察することにしよう。図3は、生産高、失業率、物価上昇率、現金給与総額、金融政策変数、株価からなるVARモデルのインパルス応答関数である。量的緩和ショックに対する生産高の反応は若干、株価の反応よりも遅いことがわかる。また、株価の上昇は生産を増加、物価を上昇させるという効果があることが示されている。この結果は、量的緩和ショックがまず株価を引き上げ、その株価上昇が生産を増やし、労働市場に影響をすることを示唆している。

¹⁸これは、量的緩和政策による実質賃金の上昇効果が低いことを示唆している。実際、本稿で使用している賃金データを消費者物価指数(除く生鮮食品)で実質化し、VARモデルを推計したところ、そのインパルス応答関数はこの予想と一致するものであった。

¹⁹Mishkin(1995)は金融政策の波及経路について詳しく説明をしている。ゼロ金利下での金融政策の波及経路についてはBernanke and Reinhart(2004)やBernanke et al(2004)を参照。

²⁰量的緩和政策が(1)株価を有意に上昇させること、(2)円を減価させるがその反応は統計的に有意でないこと、(3)長期金利を上昇させるがその反応は有意でないという結果は、2001年から2006年に実施された量的緩和政策の効果を分析した本多・黒木・立花(2006)の結果と整合的である。

3 モデル

量的緩和政策が経済活動、とりわけ労働市場、に与える影響を分析するために、労働市場の摩擦と名目賃金の硬直性を導入したニューケインジアン DSGE モデルを考える²¹。経済には代表的家計、企業、政府および中央銀行が存在する。家計は企業に雇われて賃金を得ている雇用者と失業状態にあり求職活動を行っている失業者からなる。企業部門は労働財生産者、中間財生産者（卸売業者）、最終財生産者（小売業者）から構成される。労働財生産者は資本と労働を用いて労働財を生産する。労働市場には摩擦が存在するため、労働財生産者および労働者は時間とコストをかけ、それぞれ求人・求職活動を行う。賃金には名目硬直性が仮定される。中間財生産者は独占的競争の下、労働財から中間財を生産し、それを最終財生産者に販売する。最終財生産者は中間財を生産要素として差別化された最終財を生産する。最終財は家計の消費および投資、また政府消費として使用される。政府は公債の発行と徴税によって、財政支出、失業保険の支払い、および公債の償還を行う。中央銀行はマネタリーベースを政策変数として金融政策を行う。

3.1 労働市場

労働市場には摩擦が存在するため、求職者は直ちに職を得ることができるとは限らない。同様に、求人企業もすぐに欠員が補充できるとも限らない。労働者、企業ともに時間とコストをかけながら相手を探すことになる。本稿では、Mortensen-Pissarides 型のサーチ・マッチングモデルにならない労働市場をモデル化する²²。

求人・求職活動は各期のはじめに行われる。労働財生産者 $i \in [0, 1]$ （以下、企業と呼ぶ）は $n_{i,t}$ の労働者を雇うために、 $v_{i,t}$ の欠員を募集する。経済全体における欠員数および雇用者数はそれぞれ $v_t = \int_0^1 v_{i,t} di$ 、 $n_t = \int_0^1 n_{i,t} di$ となる。また、求職者数を u_t で表すことにする。

各期において労働市場で新規に成立する企業と労働者のマッチ数は次のマッチング関数によって決定される。

$$m_t = \vartheta_t u_t^\xi v_t^{1-\xi}$$

ここで、 ϑ_t はマッチング効率性に関するショック、 $\xi \in (0, 1)$ はマッチング関数の求職者数に関する弾力性を表す。欠員が求職者によって補充される確率は $q_t = m_t/v_t$ となる。同様に、求職者が求人企業とマッチする確率は $f_t = m_t/u_t$ となる。なお、企業と労働者にとって q_t と f_t は所与であることに注意する。

新規に成立したマッチは直ちに生産活動を開始すると仮定する²³。つまり、労働者は職が見つかるすぐに働き始めるものとする。また、雇用関係は外生的なショックにより解消されるものとする。具体的には、毎期末に s の割合の雇用者は職を失うものとする。職を失った者は次の期まで求職活動ができないものとする。

²¹労働市場の摩擦と名目賃金の硬直性を導入した DSGE モデルとしては米国経済を分析した Gertler et al. (2008) や Thomas (2008) などがある。

²²サーチ・マッチング理論については Pissarides (2000) や Mortensen and Pissarides (1999) を参照。また、サーチ・マッチング理論の応用については宮本 (2009)、サーチ理論全般に関するサーベイとしては今井他 (2007) が詳しい。

²³このタイミングに関する仮定はサーチモデルを組み込んだ DSGE モデルでは近年標準的なものとなっている。

以上の設定により、 t 期の雇用者数は次の様に与えられる。

$$n_t = (1 - s)n_{t-1} + m_t$$

これは今期の雇用者数は前期までに雇用されており離職をしなかった者と今期新たに職についた者の合計であることを意味している。今、経済全体の労働者数を 1 に正規化すると、 t 期の失業者数は $U_t = 1 - n_t$ となる。タイミングに関する仮定により、本稿のモデルでは標準的なサーチ・マッチングモデルとは異なり、求職者と失業者が同一ではないことに注意しよう。また、求職者数は次のように求められる。

$$u_t = u_{t-1} + sn_{t-1} = 1 - (1 - s)n_{t-1}$$

3.2 家計

家計は雇用者と失業者によって構成される。雇用者の割合を n_t 、失業者の割合を $(1 - n_t)$ で表す。Merz (1995) にしたがって、家計はそれぞれの労働者が得る収入をプールして、家計全体の所得を労働者間でシェアするものとする。家計は労働財生産者に労働と資本を提供し、消費と貯蓄の意思決定を行う。貯蓄は資本への投資と国債の購入という 2 つの手段によって行われる。投資には調整コストがかかるものとする。

家計は与えられた雇用者数 n_t のもと、次の期待生涯効用を最大化するように、実質消費 (c_t)、実質貨幣保有量 (m_t)、国債購入量 (b_t)、資本稼働率 (u_t)、実質投資 (i_t)、および資本ストック (\bar{k}_t) を選択する。

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \zeta_t \frac{(c_t - \eta c_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \Psi \left(\frac{m_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) - v_t \Phi \int \left(n_{it} \frac{h_{it}^{1+\mu}}{1+\mu} \right) di \right\} \quad (1)$$

ここで、 \mathbb{E}_0 は時点 0 期における期待演算子、 $\beta \in (0, 1)$ は主観的割引率、 η は消費者の習慣形成の程度、 γ と σ はそれぞれ消費と貨幣保有に関する異時点間代替の弾力性の逆数、 $\Psi > 0$ と $\Phi > 0$ はそれぞれ貨幣保有から得られる効用と労働の不効用に関するスケールパラメータを表す。 h_{it} は企業 i における労働者一人当たりの労働時間、 μ は労働供給に関する弾力性の逆数を表す。また、 ζ_t と v_t はそれぞれ選好と労働供給に関する構造ショックである。

家計の予算制約は以下の式で表される。

$$(1 + \tau_c)c_t + i_t + m_t + b_t = \int n_{it} \frac{W_{it} h_{it}}{P_t} di + (1 - n_t)z + r_{k,t}(u_t \bar{k}_{t-1}) + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + \frac{R_{t-1} b_{t-1}}{\pi_t} + F_t - \tau_t - a(u_t) \bar{k}_{t-1} \quad (2)$$

ここで、 P_t は物価水準、 W_{it} は企業 i における名目賃金、 z は失業給付、 $r_{k,t}$ は資本の実質レンタル料、 R_{t-1} は名目粗利率、 F_t は企業から得られる配当、 τ_c と τ_t はそれぞれ家計に課される消費税率および一括税をあらわす。また、 $\pi_t = p_t/p_{t-1}$ は粗インフレ率を表す。

家計は期初において資本ストック \bar{k}_{t-1} を所有しており、その稼働率 u_t を調整した有効資本 $k_t = u_t \bar{k}_{t-1}$ を実質レンタル料 $r_{k,t}$ で労働財生産企業に貸し出す。資本稼働率の調整費用は $a(u_t)$ で与えられる。定常状態では $u_t = 1$ 、 $a(1) = 0$ および $a'(1)/a''(1) = \nu_a$ と仮定する。

資本ストックの推移式は以下ようになる

$$\bar{k}_t = (1 - \delta)\bar{k}_{t-1} + \varkappa_t \left(1 - S \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} \right) \right) i_t \quad (3)$$

ここで、 δ は資本減耗率、 $S(\cdot)$ は投資の調整コストであり、 $S(1) = S'(1) = 0$ および $S''(1) = \nu_k > 0$ という性質を持つ。また、 \varkappa_t は投資の効率性に関するショックであり、最終財が資本に変換される程度を表している²⁴。

c_t 、 m_t 、 b_t 、 u_t 、 i_t 、 \bar{k}_t についての一階の条件は次のように求められる。

$$\begin{aligned} (1 + \tau_c) \lambda_t &= \zeta_t (c_t - \eta c_{t-1})^{-\sigma} - \beta \eta \mathbb{E}_t \zeta_{t+1} (c_{t+1} - \eta c_t)^{-\sigma} \\ \lambda_t &= \Psi m_t^{-\gamma} + \beta \mathbb{E}_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right) \\ \lambda_t &= \beta \mathbb{E}_t \left(\frac{\lambda_{t+1} R_t}{\pi_{t+1}} \right) \\ r_{k,t} &= a'(u_t) \\ 1 &= \psi_t \varkappa_t \left\langle 1 - S \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} \right) + S' \left(\frac{i_t}{i_{t-1}} \right) \frac{i_t}{i_{t-1}} \right\rangle + \beta \mathbb{E}_t \left\langle \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \psi_{t+1} \varkappa_{t+1} \left\{ S' \left(\frac{i_{t+1}}{i_t} \right) \left(\frac{i_{t+1}}{i_t} \right)^2 \right\} \right\rangle \\ \psi_t &= \beta \mathbb{E}_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \{ r_{k,t+1} u_{t+1} + \psi_{t+1} (1 - \delta) - a(u_{t+1}) \} \end{aligned}$$

ここで、 λ_t と ψ_t はそれぞれ予算制約式と資本蓄積式に関するラグランジュ乗数である。

次に、雇用者と失業者の価値を考えることにしよう。これらの価値は後述する賃金決定メカニズムを考える際に必要となる。今、家計の労働者が企業 i に雇用された場合の価値を $\mathcal{V}_{i,t}^E$ と書くことにする。また、失業者の価値を \mathcal{V}_t^U で表す。雇用者の価値は次のように表すことができる。

$$\mathcal{V}_{i,t}^E = \frac{W_{it} h_{it}}{P_t} - \frac{\Phi v_t}{\lambda_t} \frac{h_{i,t}^{1+\mu}}{1+\mu} + \beta \mathbb{E}_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left\{ (1-s) \mathcal{V}_{i,t+1}^E + s(1-f_{t+1}) \mathcal{V}_{t+1}^U + s f_{t+1} \int \mathcal{V}_{j,t+1}^E dj \right\}$$

これは雇用者の価値が今期の賃金所得から労働の不効用を差し引いたものに、将来の割引現在価値が加わったものであることを意味している。なお、将来の割引現在価値は雇用が継続した場合に得られる価値と現在の職を離職した場合に得られる価値の加重平均となっている。

また、失業者は今期、一定の失業給付金を受け取り、次期のはじめにサーチ活動を行う。サーチ活動の結果、職が見つかった場合は雇用者の価値を、また、職が見つからない場合は失業者の価値を得ることになる。つまり、失業者の価値は次のようになる。

$$\mathcal{V}_t^U = z + \beta \mathbb{E}_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left\{ (1-f_{t+1}) \mathcal{V}_{t+1}^U + f_{t+1} \int \mathcal{V}_{j,t+1}^E dj \right\}$$

以上から、家計にとってその労働者の一人が企業 i に雇用されることの純価値 $\mathcal{W}_{i,t} = \mathcal{V}_{i,t}^E - \mathcal{V}_t^U$ は次のように表すことができる。

$$\mathcal{W}_{i,t} = \frac{W_{it} h_{it}}{P_t} - z - \frac{\Phi v_t}{\lambda_t} \frac{h_{i,t}^{1+\mu}}{1+\mu} + \beta (1-s) \mathbb{E}_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} (\mathcal{W}_{i,t+1} - f_{t+1} \mathcal{W}_{t+1})$$

ここで、 $\mathcal{W}_{t+1} = \int \mathcal{W}_{j,t+1} dj$ である。

²⁴本稿では Justiniano et al. (2010) にならい、投資の効率性のショックをモデルに導入している。

3.3 労働財生産者

労働財市場は完全競争であり、労働財の価格を $p_{m,t}$ とする。労働財生産企業 i は資本と労働を用いて、次の生産関数に従い生産活動を行う。

$$y_{i,t} = A_t k_{i,t}^\alpha (n_{i,t} h_{i,t})^{1-\alpha}$$

ここで、 $y_{i,t}$ は労働財生産量、 A_t は生産性ショック、 $k_{i,t}$ は資本ストック量、 $\alpha \in (0, 1)$ は資本シェアを表す。

企業 i の今期における雇用者数は前期まで雇用されており離職をしなかった者と今期に新たに採用された者の合計となる。つまり、雇用者数の推移式は次のようになる。

$$n_{i,t} = (1 - s)n_{i,t-1} + q_t v_{i,t}$$

企業は生産技術と雇用者推移式のもと、将来にわたる割引現在価値を最大化するように、雇用者数 $n_{i,t}$ 、欠員数 $v_{i,t}$ 、および資本ストック量 $k_{i,t}$ を選択する。

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{\lambda_t}{\lambda_0} \left(p_{m,t} y_{i,t} - n_{i,t} \left(\frac{W_{i,t} h_{i,t}}{P_t} \right) - r_{t,t} k_{i,t} - C(v_{i,t}) \right)$$

ここで、 $C(v_{i,t})$ は企業が求人活動を行う際に支払う欠員費用を表し、その関数型を $C(v_{i,t}) = c_0 v_{i,t}^{1+\gamma_v} / (1+\gamma_v)$ と特定化する²⁵。なお、 $c_0 > 0$ は欠員費用に関するスケールパラメータ、 $\gamma_v > 0$ は欠員費用の欠員数に対する弾力性を表すパラメータである。また、企業は家計に所有されているため、企業の主観割引率は家計の限界効用で評価されることに注意しよう。

資本ストックに関する一階条件より、

$$\alpha \frac{p_{m,t} y_{i,t}}{k_{i,t}} = r_{k,t}$$

が得られる。これは最適な資本ストック量は資本の限界生産物の価値がその要素価格である資本のレンタル料と等しくなるように決定されることを意味している。また、この式より資本労働比率が全ての企業間で等しくなる、つまり全ての i について $k_{i,t}/n_{i,t} h_{i,t} = k_t/n_t h_t$ が成り立つことがわかる。この結果、労働の限界生産物 $mpl_{i,t} = (1 - \alpha) A_t (k_{i,t}/n_{i,t} h_{i,t})^\alpha$ も企業間で等しくなることがわかる。つまり、 $mpl_{i,t} = mpl_t$ が成立する。

欠員数 $v_{i,t}$ と雇用者数 $n_{i,t}$ についての一階の条件は次のように求められる。

$$\begin{aligned} \mathcal{J}_{i,t} &= \frac{C'(v_{i,t})}{q_t} \\ \mathcal{J}_{i,t} &= p_{m,t} (mpl_t) h_{i,t} - \frac{W_{i,t} h_{i,t}}{P_t} + \beta(1 - s) \mathbb{E}_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \mathcal{J}_{i,t+1} \end{aligned}$$

ここで、 $\mathcal{J}_{i,t}$ は雇用者推移式に関するラグランジュ乗数である。上の2式より次の「雇用創出条件式」が求められる。

$$\frac{C'(v_{i,t})}{q_t} = p_{m,t} (mpl_t) h_{i,t} - \frac{W_{i,t} h_{i,t}}{P_t} + \beta(1 - s) \mathbb{E}_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{C'(v_{i,t+1})}{q_{t+1}}$$

²⁵標準的なサーチ・マッチングモデルでは欠員費用は欠員数の線形関数であると仮定されるのに対して、本稿のモデルでは欠員費用は欠員数の凸関数であるとする。これは均衡において全ての企業が欠員を募集するための仮定である。仮に欠員関数が線形であるとすると、欠員を募集することの限界費用は全ての企業で同一となる。この場合、本稿のモデルでは名目賃金の硬直性を仮定しているため、均衡において最も低い賃金を支払う企業のみが欠員を募集することになる。

雇用創出条件式は空席を設けることの期待費用（左辺）が新規のマッチから得られる企業の利得（右辺）と等しくなることを意味している。

3.4 労働時間の選択

労働時間は労働財生産企業と労働者の交渉によって決定される。本稿では Thomas (2008) にならい、労働時間は企業と労働者がマッチを形成することによって生じる総余剰を最大化するように決定されるとする。すなわち、労働時間は次の最適化問題を満たす。

$$\max_{h_{i,t}} (\mathcal{W}_{i,t} + \mathcal{J}_{i,t})$$

一階の条件式は次のようになる。

$$(1 - \alpha)p_{m,t}(mpl_t) = \frac{\Phi v_t}{\lambda_t} h_{i,t}^\mu$$

これは最適な労働時間は労働の限界生産物と消費と余暇の限界代替率が等しくなるように決定されることを意味している。すでに見たように、労働の限界生産物は全ての労働財生産企業で同一なので、労働時間も全ての企業で共通となる。すなわち、全ての i について $h_{it} = h_t$ が成立する。

3.5 賃金決定

賃金は企業と雇用者の交渉によって決定される。企業は Calvo 型の賃金硬直性に直面しているとし、各期において $1 - \varphi_w$ の割合の企業だけが雇用者と交渉し名目賃金を変更できると仮定する。この際、重要なことは賃金交渉の機会に恵まれた企業は全て同じ賃金 W_t^* をつけるということである。これはすべての企業でその生産性が同一であることによる。賃金交渉の機会に恵まれなかった φ_w の割合の企業は一期前のインフレ率および定常状態のインフレ率 π の加重平均によって名目賃金を決定すると仮定する。つまり、賃金交渉の機会を得なかった企業の賃金は次のようになる。

$$W_{i,t} = \bar{\gamma} \pi_{t-1}^{\iota_w} W_{i,t-1}$$

ここで、 $\iota_w \in [0, 1]$ は賃金が一期前のインフレ率にどの程度影響を受けるかを表すパラメータであり、 π は定常状態のインフレ率を表している。また、 $\bar{\gamma} = \pi^{1-\iota_w}$ とする。

Thomas (2008) にならい、賃金交渉の機会を得た企業とその雇用者は次のような余剰シェアルールによって賃金を決定する²⁶。

$$\eta \mathcal{J}_t^* = (1 - \eta) \mathcal{W}_t^* \tag{4}$$

²⁶本稿のモデルにおいては、余剰シェアルールによって決定される賃金はナッシュ交渉によって求められる賃金とは異なることに注意する。

ここで、 $\eta \in (0, 1)$ は労働者の賃金交渉力を表すパラメータであり、添え字の * はその価値が賃金の再交渉を行っている企業と労働者のものであることを表している。この余剰シェアルールは労働者が受け取るマッチの総余剰の割合が労働者の賃金交渉力と一致していることを意味している。

以上の仮定のもと、賃金交渉の機会に恵まれた企業にとって労働者を一人雇うことの価値は次のように与えられる。

$$\mathcal{J}_t^* = \bar{w}_t h_t - \frac{W_t^*}{P_t} h_t + \beta(1-s) \mathbb{E}_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} [(1-\varphi_w) \mathcal{J}_{t+1}^* + \varphi_w \mathcal{J}_{t+1}(\mathcal{X}_{t,t+1}^w W_t^*)] \quad (5)$$

ここで、 $\bar{w}_t = p_{m,t}(mpl_t)$ は労働の限界収入を表している。また、 $\mathcal{X}_{t,t+k}^w$ は t 期から $t+k$ 期間における賃金の物価スライドを捉えるための便宜的な変数で、これは次のように与えられる。

$$\mathcal{X}_{t,t+k}^w = \begin{cases} \bar{\gamma}^k \prod_{s=1}^k \pi_{t+s-1}^{t_w} & \text{if } k \geq 1 \\ 1 & \text{if } k = 0 \end{cases}$$

また、家計にとって労働者が一人、賃金交渉の機会に恵まれた企業に雇用されることの価値は次のようになる。

$$\mathcal{W}_t^* = \frac{W_t^* h_t}{P_t} - \underline{w}_t h_t + \beta(1-s) \mathbb{E}_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} [(1-\varphi_w) \mathcal{W}_{t+1}^* + \varphi_w \mathcal{W}_{t+1}(\mathcal{X}_{t,t+1}^w W_t^*)] \quad (6)$$

ここで、 \underline{w}_t は雇用の機会費用を表し、次のように与えられる。

$$\underline{w}_t = \frac{z}{h_t} + \frac{\Phi v_t}{\lambda_t} \frac{h_t^\mu}{1+\mu} + \beta(1-s) \mathbb{E}_t \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{f_{t+1} \mathcal{W}_{t+1}}{h_t}$$

式 (5) と (6) はそれぞれ次のように書き換えることができる。

$$\begin{aligned} \mathcal{J}_t^* &= \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} [\beta(1-s)\varphi_w]^k \left\{ \bar{w}_{t+k} h_{t+k} - \frac{\mathcal{X}_{t,t+k}^w W_t^*}{P_{t+k}} h_{t+k} \right\} \\ &\quad + \beta(1-s)(1-\varphi_w) \mathbb{E}_t \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} [\beta(1-s)\varphi_w]^{k-1} \mathcal{J}_{t+k}^* \\ \mathcal{W}_t^* &= \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} [\beta(1-s)\varphi_w]^k \left(\frac{\mathcal{X}_{t,t+k}^w W_t^*}{P_{t+k}} h_{t+k} - \underline{w}_{t+k} h_{t+k} \right) \\ &\quad + \beta(1-s)(1-\varphi_w) \mathbb{E}_t \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} [\beta(1-s)\varphi_w]^{k-1} \mathcal{W}_{t+k}^* \end{aligned}$$

この2式と余剰シェアルール (4) を用いると、賃金変更の機会に恵まれた企業の最適賃金を次のように求めることができる。

$$\mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} [\beta(1-s)\varphi_w]^k \left(\frac{\mathcal{X}_{t,t+k}^w P_t w_t^*}{P_{t+k}} - w_{t+k}^{tar} \right) h_{t+k} = 0 \quad (7)$$

ここで、 $w_{t+k}^{tar} = \eta \bar{w}_{t+k} + (1-\eta) \underline{w}_{t+k}$ は名目賃金の硬直性が存在しない場合に得られる実質賃金を表している。また、 $w_t^* = W_t^*/P_t^*$ は賃金交渉の機会に恵まれた企業の実質賃金を表す。

経済全体では $1 - \varphi_w$ の割合の企業が実質賃金 w_t^* を、また残りの φ_w の割合の企業が実質賃金 w_{t-1} を支払うため、今期の実質賃金は次のように与えられる。

$$w_t = (1 - \varphi_w)w_t^* + \varphi_w w_{t-1} \quad (8)$$

ここで、 $w_t = \int_0^1 \left(\frac{W_{it}}{P_t} \right) di$ である。

3.6 小売業者

完全競争の下、小売業者は中間財 $y_{j,t}$ を購入し、次の生産技術を用いて最終財 Y_t を製造する。

$$Y_t = \left(\int_0^1 y_{j,t}^{\frac{\epsilon_t - 1}{\epsilon_t}} dj \right)^{\frac{\epsilon_t}{\epsilon_t - 1}} \quad (9)$$

ここで、 ϵ_t は中間財の代替の弾力性を表す変数であり、価格のマークアップ率を表す。

小売業者は最終財価格 P_t と中間財 j の価格 $P_{j,t}$ を所与として利潤を最大化するよう、中間財の投入量を決定する。すなわち、小売業は次の最適化問題を解くことになる。

$$\max_{y_{j,t}} Y_t - \int_0^1 \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right) y_{j,t} dj$$

この利潤最大化問題から中間財 j の需要関数と最終財価格 P_t がそれぞれ以下の様に求められる。

$$y_{j,t} = \left(\frac{P_{j,t}}{P_t} \right)^{-\epsilon_t} Y_t$$

$$P_t = \left(\int_0^1 P_{j,t}^{1-\epsilon_t} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon_t}}$$

3.7 卸売業者

中間財生産者（卸売業者） $j \in [0, 1]$ は独占的競争の下、労働財を生産要素として中間財を生産し、それを小売業者に販売する。卸売業者の生産技術は一単位の労働財を一単位の中間財に変換するものとする。卸売業者は小売業者の各中間財に対する需要関数を所与として価格の決定を行うが、Calvo (1983) 型の価格硬直性に直面しているものと仮定する。すなわち、各期において $1 - \varphi_p \in (0, 1)$ の割合の企業のみが価格を最適化できるものとする。最適価格は \tilde{P}_t で表す。また、価格を最適化できない残りの φ_p の割合の企業は、次の式にしたがい価格を設定するものとする。

$$P_{j,t} = \pi_{t-1}^{\iota_p} \pi^{1-\iota_p} P_{j,t-1}$$

ここで、 $\iota_p \in [0, 1]$ は一期前のインフレ率を参照するウェイトである。

Calvo ルールの下、 t 期において価格変更の機会に恵まれた卸売企業の利潤最大化問題は次のように定式

化できる。

$$\begin{aligned} & \max_{\tilde{P}_t} \mathbb{E}_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^{t+i} \varphi_p^i \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_0} \left[\frac{\tilde{P}_t \mathcal{X}_{t,i}}{P_{t+i}} - p_{m,t+i} \right] \tilde{y}_{t+i} \right\} \\ \text{s.t. } & \tilde{y}_{t+i} = \left(\frac{\tilde{P}_t \mathcal{X}_{t,i}}{P_{t+i}} \right)^{-\epsilon_{t+i}} Y_{t+i} \end{aligned}$$

ここで、 $\mathcal{X}_{t,i}$ は t 期から $t+i$ 期間における物価スライドを捉える変数で、次のように与えられる。

$$\mathcal{X}_{t,i} = \begin{cases} \prod_{s=1}^i \pi_{t+s-1}^{\iota_p} \pi^{1-\iota_p} & \text{if } i \geq 1 \\ 1 & \text{if } i = 0 \end{cases}$$

利潤最大化の一階の条件より次の式が得られる。

$$\mathbb{E}_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \varphi_p)^i \lambda_{t+i} \tilde{y}_{t+i} P_{t+i}^{-1} \left((1 - \epsilon_{t+i}) \tilde{P}_t \mathcal{X}_{t,i} + \epsilon_{t+i} p_{m,t+i} P_{t+i} \right) \right\} = 0 \quad (10)$$

最後に、一般物価の動学は以下の式で表せる。

$$P_t^{1-\epsilon_t} = \varphi_p \tilde{P}_t^{1-\epsilon_t} + (1 - \varphi_p) (P_{t-1} \pi_{t-1}^{\iota_p} \pi^{1-\iota_p})^{1-\epsilon_t} \quad (11)$$

3.8 フィリップスカーブ

労働財生産者の賃金決定ルール (7) と賃金の動学方程式 (8) から賃金版ニューケインジアンフィリップスカーブが次のように導出できる。

$$\hat{\pi}_t^{rw} = \beta(1-s) \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1}^{rw} + \frac{[1 - \beta(1-s)\varphi_w](1 - \varphi_w)}{\varphi_w} (\hat{w}_t^{tar} - \hat{w}_t) + \beta(1-s) \mathbb{E}_t (\hat{\pi}_{t+1} - \iota_w \hat{\pi}_t) - (\hat{\pi}_t - \iota_w \hat{\pi}_{t-1})$$

ここで、 $\pi_t^{rw} = w_t/w_{t-1}$ は実質賃金上昇率、 \hat{x}_t は変数 x_t の定常状態からの乖離を表している。

また、中間財生産者の価格設定の一階の条件式 (10) と価格の動学方程式 (11) から次のフィリップスカーブが得られる。

$$\hat{\pi}_t = \frac{\iota_p \hat{\pi}_{t-1} + \beta \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1}}{1 + \beta \iota_p} + \frac{(1 - \beta \varphi_p)(1 - \varphi_p)}{\varphi_p(1 + \beta \iota_p)} \left(\frac{1}{1 - \epsilon} \hat{\epsilon}_t + \hat{p}_{m,t} \right)$$

3.9 中央銀行

貨幣は中央銀行により次の式にしたがって供給されるものとする。

$$M_t = \chi_t M_{t-1}$$

ここで、 χ_t は名目貨幣供給成長率 (マネタリーベースの成長率) を表し、次の確率過程に従うものとする。

$$\log \chi_t = (1 - \rho_\chi) \log \chi + \rho_\chi \log \chi_{t-1} - \psi_\pi \log \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right) + \varepsilon_{\chi,t}$$

上式の名目貨幣供給成長率ルールの特徴は、現実のインフレ率が目標（定常状態のインフレ率）を下回った時に貨幣供給量の増加率を上昇させ、目標以上のインフレ率となった時には貨幣供給量の増加率を引き下げるといったものである。標準的な DSGE モデルでは、中央銀行は名目利子率を調整することによって金融政策を行うものとし、利子率の調整はテイラー型 (Taylor, 1993) の金融政策ルールに従うとするが、本稿では量的緩和政策の効果を分析するため、金融政策はテイラー・ルールではなく、マネタリーベースの成長率ルールに従うものとする²⁷。

3.10 政府

政府は公債の新規発行、徴税、財政支出および失業保険の提供を行う。政府の予算制約は次の式で与えられる。

$$g_t + z(1 - n_t) + \frac{R_{t-1}b_{t-1}}{\pi_t} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} = \tau_c c_t + \tau_t + b_t + m_t$$

ここで、 g_t は政府支出を表す変数である。

3.11 財市場均衡条件

最後に、最終財市場の均衡条件は次のようになる。

$$y_t = c_t + i_t + g_t + \frac{c_0}{1 + \gamma_v} \int v_{i,t}^{1+\gamma_v} di + a(u_t) \bar{k}_{t-1}$$

これは各期に生産された最終財は消費されるか、投資されるか、あるいは政府支出で購入されるかのいずれかに用いられることを意味している。

4 推定

次に、モデルのパラメータをマルコフ連鎖モンテカルロ法を用いてベイズ推定する²⁸。まず、前述の DSGE モデルを定常状態の周りで対数線形化する。その後、カルマンフィルターによって対数線形近似された均衡条件システムの尤度関数を評価し、メトロポリスヘイスティングスアルゴリズムによってパラメータの事後分布を生成する。

4.1 カリブレーション

先行研究にならい、いくつかの構造パラメータは識別問題を避けるために推定せず、日本経済に関するファクトと整合的になるように固定する²⁹。具体的には、主観割引率 β は 0.99、資本分配率 α は 0.35、資本減耗

²⁷脚注 6 での指摘したように、本稿のモデルではゼロ金利制約を明示的に課していないことに注意が必要である。

²⁸DSGE モデルのベイズ推定については An and Schorfheide (2007)、藤原・渡部 (2011)、廣瀬 (2012) が詳しい。

²⁹Smets and Wouters (2003)、Gertler et al. (2008) を参照。

率 δ は 0.06 に固定する。貨幣保有から得られる効用に関するパラメータ Ψ は 1 に正規化する。また、労働の不効用を表すパラメータ Φ は定常状態における一人当たりの労働時間が $1/3$ となるように設定する。また、代替の弾力性は $\epsilon = 11$ とする。これは、定常状態における価格のマークアップが 10 %であることを意味している。また、Gertler et al. (2008) にならい、欠員費用の弾力性 γ_v は 1.0 とする。離職確率は Miyamoto (2011) および Lin and Miyamoto (2012) にもとづき $s = 0.012$ とする。定常状態における政府支出と総生産量の比率は $g/y = 0.2$ 、消費税率は $\tau_c = 0.05$ とする。これらのパラメータの値は表 1 にまとめられている。

4.2 データおよびショック

上述以外のパラメータは推定する。モデルの推定には実質 GDP、実質消費、実質設備投資、名目賃金、マネタリーベース、物価上昇率、失業率、欠員率の 8 つの時系列データを用いる。実質 GDP、実質消費、実質設備投資は、内閣府「国民経済計算」からそれぞれの名目値の系列を総務省「消費者物価指数」の消費者物価指数（除く生鮮食品）で割ることによって実質化した後、総務省「労働力調査」の 15 歳以上人口で除し、一人当たりの数字に変換したものを使用する。名目賃金は厚生労働省「毎月勤労統計調査」の所定内給与を所定内労働時間で割り、時間あたり名目賃金にしたものを使用する。マネタリーベースは日本銀行「日本銀行統計」で公表されているものを使用する。物価上昇率については、消費者物価指数（除く生鮮食品）の上昇率を用いている。失業率は総務省「労働力調査」の完全失業率を使用している。欠員率のデータは厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」から得られる有効求人数および就職件数を用いて作成している。まず、有効求人数と就職件数の差から欠員数を求めた後、それを欠員数と雇用者数で割ったものを欠員率としている。マネタリーベースを除くすべてのデータは Census Bureau's X12 フィルターによって季節調整をしている。また、本稿で使用するデータは名目賃金とマネタリーベースを除き、すべて対数変換をした後、Hodrick-Prescott フィルターによってトレンドを除去している。名目賃金はその成長率を使用する。サンプル期間は 1994 年第 1 四半期から 2014 年第 4 四半期とする。

モデルには選好ショック、マークアップショック、投資の効率性ショック、生産性ショック、労働供給ショック、マッチングショック、政府支出ショック、金融政策ショックの 8 つのショックが存在する。金融政策ショック以外のショックはすべて次の一階の自己回帰過程（AR(1)）に従うものとする。

$$\log x_t = \rho_x \log x_{t-1} + \varepsilon_{x,t}$$

ここで $x \in \{\zeta, \epsilon, \varkappa, A, v, \vartheta, g\}$ に関して、 ρ_x は自己回帰係数を表し、 $\varepsilon_{x,t}$ は平均 0、分散 σ_x^2 の正規分布に従うものとする。

4.3 事前分布の設定

推定するパラメータについては表 2、表 3 の様に事前分布を設定した。事前分布の種類については理論整合性を重視し、 $(0,1)$ の制約が必要なパラメータの推定にはベータ分布、それ以外にはガンマ分布を用いた。

また、ショックの分散の事前分布は逆ガンマ分布を用いている。事前分布の平均と分散の値は先行研究にもとづき以下に述べるように設定する。

選好パラメータ 異時点間代替の弾力性の逆数を表すパラメータ σ の事前分布の平均は 1 とする。消費の習慣形成を表すパラメータの事前分布の平均は Gertler et al. (2008) に従い $\eta = 0.5$ とする。この値は日本の DSGE モデルを推計した先行研究 (Iiboshi et al. 2006; Sugo and Ueda, 2008; Ichiue et al. 2013) よりも若干小さい。また、貨幣需要の利子弾力性 γ については、その事前分布の平均を 2 とする。労働供給の代替弾力性の逆数 μ については、Kuroda and Yamamoto (2008) にもとづき、事前分布の平均を 2.0 とする。これは、労働供給の代替の弾力性が 0.5 であることを意味している。

労働市場パラメータ マッチング関数の弾力性 ξ については Lin and Miyamoto (2014) と同様に事前分布の平均を 0.6 とした。失業保険 z についてはその事前分布平均を平均賃金の 60 % になるように設定した。これは Martin (1998) が OECD 諸国について計算した「置き換え比率 (replacement rate)」によると日本の置き換え比率が 0.6 であることによる。労働者の賃金交渉力をあらわすパラメータ η についてはターゲットとなる妥当なデータモーメントがないため、労働者と企業は利得を半々に分けると仮定し、その事前分布の平均を 0.5 とする。また、欠員費用のスケールパラメータ c_0 は定常状態における就業確率が月次で 14.2%、欠員・失業比率が 0.78 となるように事前分布の平均を 1.5 とした³⁰。

技術・硬直性パラメータ 資本の稼働率および資本の調整コストに関するパラメータ ν_s および ν_a については先行研究で用いられているものを使用する。価格硬直性に関わるパラメータ φ_p および ι_p は Gertler et al. (2008) 等にもとづき、その事前分布の平均をそれぞれ 0.66 および 0.5 とする。また、賃金の硬直性に関しては事前情報がないので、Faccini et al. (2013) に従い、価格の硬直性に関する値と同じものを使用する。すなわち、 φ_w と ι_w の事前分布の平均をそれぞれ 0.66 と 0.5 とする。

ショックパラメータ 各ショックの持続性パラメータの事前分布はすべて平均 0.5、標準偏差 0.2 のベータ分布として設定する。また、標準偏差の事前分布は平均 1.0、標準偏差 5.0 の逆ガンマ分布とする。金融政策ショックに関して、 ψ_π の事前分布の平均は 1.0 とする。

4.4 事後分布

推定されたパラメータの平均と 90 % 信用区間は表 2、表 3 に記載されている。

選好パラメータ 事後分布の平均値をみると、家計の異時点間の代替の弾力性の逆数および消費習慣形成の程度を表すパラメータはそれぞれ $\sigma = 1.56$ 、 $\eta = 0.39$ となっており、日本経済の DSGE モデルをベイズ推計

³⁰Miyamoto(2011) は総務省「労働力調査」から作成した労働力フローデータから、月次の就業確率を 14.2 % としている。また、労働市場の逼迫度を表す欠員・失業比率を 0.78 としている。

した先行研究の値と似た結果となっている。また、貨幣保有に関する異時点間代替の弾力性の逆数は $\gamma = 1.49$ となっている。労働供給の弾力性の逆数を表すパラメータは $\mu = 1.09$ となっており、この値は事前分布の平均値よりもかなり小さくなっている。労働供給の弾力性の逆数が低いことは、労働時間による雇用調整が重要であることを意味している。この結果は、Kudoh et al. (2015) と整合的である³¹。

労働市場パラメータ マッチング関数の弾力性は $\xi = 0.73$ と事前分布の平均値よりも高い値となっている。この値は Petrongolo and Pissarides (2001) がマッチング関数の弾力性の値として妥当であるとしている範囲 (0.5 から 0.7) からわずかであるが外れている。また、日本のデータを用いてサーチ・マッチングモデルを推定した Lin and Miyamoto (2014) の値 ($\xi = 0.6$) よりも高い値となっている。失業保険の事後分布の平均は $z = 0.26$ となっており、事前分布の平均よりも若干高い値となっている。労働者の賃金交渉力を表すパラメータは事前分布から大きく変化し、その値はほぼゼロ ($\eta = 0.015$) となっている。これはマッチ余剰のほとんど全てを企業が奪い、労働者はそのアウトサイドオプションとほぼ等しい額を賃金として支払われているということの意味している。労働者の賃金交渉力の値はゼロに近い値を取るという結果は、米国データでサーチマッチングモデルの推定を行った Lubik (2009) の結果と同じである。また、欠員費用のパラメータ c_0 の事後分布は事前分布とほぼ変わらず、このパラメータが識別されていないことを意味している。この結果は Lubik (2009, 2012) や Lin and Miyamoto (2014) と整合的である。

技術・硬直性パラメータ 資本の稼働率および資本の調整コストに関するパラメータはそれぞれ $\nu_s = 3.67$ 、 $\nu_a = 6.85$ となっている。価格の慣性を表すパラメータの事後平均は $\varphi_p = 0.79$ となった。これは価格が約 5 四半期に一度改定されることを意味している。この結果は、Iiboshi et al. (2006) や Sugo and Ueda (2008) などの先行研究の値とそれほど変わらない。また、価格の粘着性パラメータは $\iota_p = 0.39$ となっており、これは一期前のインフレ率を参照するウエイトが $2/5$ 程度であると解釈できる。この値は Iiboshi et al. (2006) および Sugo and Ueda (2008) のものよりは低いが、Ichiue et al. (2013) よりも高い結果となっており、先行研究の結果とおおむね整合的であると言える。

次に、本稿で特に関心がある賃金の慣性および粘着性に関するパラメータについて見ることにしよう。まず、賃金の慣性の事後平均は $\varphi_w = 0.73$ となっており、賃金の改訂は約 1 年ごとに行われていると解釈できる。価格の慣性を表すパラメータと比較すると、賃金は価格と比較して若干伸縮的であると言える。また、Gertler et al. (2008) や Faccini et al. (2013) によると米国、英国における名目賃金の硬直性を表す Calvo パラメータはそれぞれ 0.72 と 0.63 と、本稿の結果とほぼ変わらない。賃金の粘着性については、 $\iota_w = 0.27$ となっており、賃金設定において一期前のインフレ率を参照するウエイトは 3 割弱となっている。この結果は米国の場合と大きく異なる。Gertler et al. (2008) によると、米国における賃金の粘着性に関するパラメータはほぼ 1 となっており、物価の賃金スライド (インテグゼーション) が重要であることを意味している。インテグゼーションが米国では重要であるのに対し、日本ではその役割が米国対比でそれほど大きくはない

³¹Kudoh et al. (2015) は景気循環上の雇用調整が労働時間の調整 (intensive マージン) によるものなのか雇用者数 (extensive マージン) によるものなのかを分析しており、日本では intensive マージンが雇用調整の約 8 割を説明するとしている。

という結果は新谷・武藤 (2014) の結果と同じである。

5 定量分析

本節では推定されたパラメータのもと、モデルの定量的な性質を整理する。まず分散分析により生産量、物価上昇率、失業率、欠員率の変動が各ショックによってどの程度説明されるかを計算する。次に分散分析の結果、マクロ変数の変動への寄与度が高かった金融政策ショック、投資の効率性ショック、生産性ショックが経済に与える影響をインパルス応答関数を用いて分析する。

5.1 分散分析

表 4 は主要内生変数（生産量、物価上昇率、失業率および欠員率）の予測誤差に対する各外生ショックの寄与度をまとめたものである。生産量を見ると、短期の変動は主に選好ショック、投資の効率性ショック、政府支出ショックといった需要面に関するショックがその源泉となっていることが分かる。特に投資ショックの影響は大きく、生産変動の約 30 % を説明している³²。また、中長期においては生産性ショックとマークアップショックの寄与度が高いことがわかる。金融政策ショックはその影響は小さいものの、短期的には生産量に影響を与えていることが確認される。

物価上昇率については生産性ショック、金融政策ショック、労働供給ショックの寄与が高いことがわかる。短期、長期の両方において、これら 3 つのショックだけで物価上昇率変動の 8 割以上を説明している。特に生産性ショックの寄与度は高く、物価上昇率変動の約半分を説明している。

次に労働市場の指標である失業率と欠員率を見ることにする。失業率の変動の源泉はマッチングショックとマークアップショックであることがわかる。短期においてはその変動のほとんどがマッチングショックによって説明されているが、長期になるにつれてその影響は弱まり、マークアップショックの寄与度が上昇している。失業変動の大部分がマッチングショックとマークアップショックによって説明されるという結果は、米国のデータを用いてサーチ・マッチングモデルを推定した Lubik (2009) と同じである。欠員率の変動は主に、マークアップショックによって説明されているが、短期においては金融政策ショックの影響も少なくなることがわかる。

5.2 インパルス応答

構造ショックが経済変数に与える影響をベイジアン・インパルス応答関数により分析する。ここでは、主要な関心事項である金融政策ショックの効果に加え、分散分析からその重要性が高かった投資の効率性ショックと生産性ショックの効果も考察する。構造ショックに対するベイジアン・インパルス応答関数は図 4 - 図 6

³²投資の効率性ショックが生産量に与える影響が大きいという結果は、米国のデータを用いて DSGE モデルを推定した Justiniano et al. (2010) と同様となっている。

に示されている。なお、ベイジアン・インパルス応答はパラメータの事後分布から計算されており、図の実線は中央値、点線は 90 % 信用区間を表している。また、ショックの大きさは推定された各ショックの 1 標準偏差となっている。

金融政策ショック はじめに金融政策ショックが経済変数に与える影響を分析しよう。図 4 はマネタリーベースを増加させるショックに対するインパルス応答関数を示している。マネタリーベースの増加は総生産量、消費、投資の増加をもたらす。また、金融政策ショックは物価、名目賃金を共に上昇させるが、物価上昇率が賃金上昇率を上回るため、実質賃金は低下することがわかる。労働市場の変数に注目すると、金融政策ショックによって労働時間と欠員数は増加し、失業率は低下する。金融政策ショックに対する生産量、雇用、物価および賃金の反応は第 2 節の VAR モデルによる実証分析の結果と整合的であり、マネタリーベースの拡大は生産を高め、雇用を拡大し、物価を上昇させる効果があることがわかる。

この結果は次のように解釈される。貨幣供給の増加はインフレ率を上昇させ、実質利子率を低下させる。この結果、需要が刺激され、消費、投資が増加、総生産量も増加する。企業は総需要の増加に対応するため、労働および資本の投入量を増加する。つまり、労働時間が増加、欠員募集も活発に行われるため、雇用創出の増加により失業率が低下する。また、資本および労働投入の増加はそのコストを引き上げる。その結果、物価と名目賃金に上昇圧力がかかる。ただし、名目賃金が硬直的であるため、名目賃金は物価以上に上昇せず、実質賃金が低下することになる。

投資の効率性ショック 次に投資の効率性に対するショックが経済に与える影響を考察する。図 5 には正の投資の効率性ショックに対するインパルス応答関数が示されている。正の投資の効率性ショックは投資の増加を通じ、生産を拡大させる。投資ショックに対する投資と生産の反応は、その大きさに違いはあるものの、ほぼ同じであることがわかる。また、生産増加に対応するため、労働需要が高まり、労働時間および欠員数が増加する。この結果、失業が低下する。投資ショックに対する消費の反応は投資や生産量のものとは異なることがわかる。投資や生産量はショック発生後、すぐに正の反応を示すのに対して、消費が増加するのはショック発生後、しばらく経ってからである。これは投資ショックの消費に対する寄与度が投資や生産量に対するものと比較して低いためである。この結果は米国経済を分析している Justiniano et al. (2010) と同じものである。また、物価はショック直後は上昇するが、その後、すぐに低下することがわかる。一方、名目賃金はショック後、上昇する。この結果、実質賃金はショック直後は低下するものの、その後、上昇することになる。

生産性ショック 図 6 は正の生産性ショックに対するインパルス応答関数を示している。正の生産性ショックは生産を増加、物価上昇率を下げる効果を持つ。生産性ショックは企業の生産コストを引き下げため、企業は販売価格を下げようとする。この結果、物価上昇率が低下する。物価上昇率の低下は実質利子率を引き下げため、消費と投資が増加する。また、正の生産性ショックは労働の限界生産性を高めると同時に実質賃金を上昇させる。企業の労働需要は労働の限界生産物と実質賃金に依存するが、限界生産物の上昇が実質

賃金の上昇を上回るため、企業は欠員募集を活発に行うことになる。その結果、失業が低下する。

6 考察

これまで労働市場摩擦と名目賃金の硬直性が存在する DSGE モデルを構築、推定し、日本経済を特徴づける構造パラメータを明らかにすると共に、量的緩和政策が経済に波及するメカニズムを分析した。本節ではモデルにおける名目賃金の硬直性の役割を分析する。また、モデルの推定に使用するデータを変更した場合にどのような結果が得られるのかを検証する。

6.1 名目賃金硬直性の効果

これまで名目賃金の硬直性を仮定した上で分析を行ってきたが、ここでは名目賃金の硬直性の役割を考察する。まず、名目賃金の硬直性がモデルのデータへの当てはまりに与える影響を検討する。そこで、 $\varphi_w = 0$ として名目賃金が硬直性でないモデル（賃金伸縮モデル）を推定し、その周辺尤度をベンチマークモデルの周辺尤度と比較することで、名目賃金の硬直性がモデルのデータへのフィットに対してどのような役割を果たしているのかを分析する。表 5 はベンチマークモデルおよび賃金伸縮モデルの周辺尤度を示している。ベンチマークモデルの周辺尤度は賃金伸縮モデルのものより大きく、ベンチマークモデルの方がデータへのフィットが高いことがわかる。これは日本経済を説明する際には名目賃金の硬直性を考慮することが必要であることを意味している³³。

周辺尤度の比較から、日本経済を説明する上で名目賃金の硬直性が重要であることがわかった。そこで、ベンチマークモデルと賃金伸縮モデルにおける構造ショックに対するインパルス応答関数を比較することで、構造ショックの伝播メカニズムとしての名目賃金の硬直性の役割を考察する。ここでは構造ショックとして金融政策ショックと生産性ショックを考える。

まず、金融政策ショックについて見ることにしよう。図 7 にはベンチマークモデルと賃金伸縮モデルにおける金融政策ショックに対するインパルス応答関数がそれぞれ実線と点線で示されている。金融政策ショックが経済に与える定性的な影響を見ると、実質賃金の動きを除いて、2つのモデルで大きな違いはない。金融政策ショックに対する実質賃金の反応を見ると、ベンチマークモデルではショック後、マイナス方向に動くのに対して、賃金伸縮モデルではプラス方向に動く。これは次のように説明できる。金融政策ショックは物価と名目賃金の両方を上昇させる効果を持つが、名目賃金が伸縮的な場合、名目賃金の上昇が物価の上昇を若干上回るため、実質賃金がわずかであるが上昇する。これに対して、企業と労働者が自由に賃金を再交渉できない場合は、金融政策ショックに対する名目賃金の上昇効果が薄れるため、物価の上昇が名目賃金の上昇を上回ることになり、その結果、実質賃金が低下する。また、定量的には賃金伸縮モデルよりもベンチマークモデルの反応の方が大きいことがわかる。

³³本稿同様、Gertler et al. (2008) および Faccini et al. (2013) も名目賃金の硬直性がそれぞれ米国、英国のデータを説明する上で重要であるという結果を得ている。

次に、生産性ショックの伝播に名目賃金の硬直性が与える影響を見る。図8はベンチマークモデルと賃金伸縮モデルにおける生産性ショックに対するインパルス応答関数が示されている。まず、定性的には2つのモデル間で大きな違いはないことがわかる。続いて定量的な影響に目を向けると、賃金伸縮モデルにおける失業率および欠員数の反応がベンチマークモデルのものよりも大きいことがわかる。この違いは企業の雇用創出に関する意思決定を考えることで理解できる。企業は労働の限界生産物と実質賃金の大小関係によってどれだけ欠員を募集するかを決定するが、正の生産性ショックはこの2つを共に増加させる。ただし、労働の限界生産物が実質賃金以上に増加するため、企業の利潤が高まり、企業は欠員をより活発に募集する。この結果、失業が低下する。この際、賃金が硬直的だと実質賃金の粘着性が高まるため、企業の利潤は賃金が伸縮的である場合ほど増加しない。よって、賃金が伸縮的なモデルにおける失業率および欠員数の方が生産性ショックにより大きく反応することになる。

6.2 賃金データ変更による推定

前節までの分析では、賃金のデータとして所定内給与を用いてモデルを推定していた。所定内給与は給与総額のうち基本給にあたるもので、消費との関係も強く、また基調的な賃金動向を検証する上で重要な変数である。他方、日本では景気変動に応じて企業が賞与や残業代などを弾力的に変化することが知られており、また、年間収入に占める賞与の比重も大きい。そこで、所定内給与に所定外給与および賞与など特別に支払われた給与を加えた現金給与総額を賃金データとしてモデルを推定し、結果の頑健性を調べることにする。表6は主要なパラメータの事後分布の平均を示している。推定の結果、ほとんどのパラメータ値は所定内給与を用いて推定したベンチマークケースとおおむね同じ結果となった。ただし、賃金の慣性および粘着性に関するパラメータ、そして労働者の賃金交渉力に関するパラメータに違いが見られた。まず、賃金の慣性と粘着性を表すパラメータは $\varphi_w = 0.46$ 、 $\iota_w = 0.46$ と推定された。これは、名目賃金の改訂は約半年ごとに行われ、賃金の設定において一期前のインフレ率を参照するウエイトが約 $1/2$ であることを意味している。ベンチマークケースでは $\varphi_w = 0.73$ 、 $\iota_w = 0.27$ であったので、現金給与総額を用いた推定では、名目賃金はより伸縮的で、かつ物価スライドが重要であるという結果となった。これは日本では経済状況に応じて企業が賞与や残業代などを弾力的に変化させることにより、名目賃金を伸縮的に調整していることを意味しており、モデルが一般的に日本の労働市場の特性と言われていることを実証的に支持する結果となった。また、労働者の賃金交渉力を表すパラメータは $\eta = 0.038$ と推定され、値自体は低いものの、ベンチマーク ($\eta = 0.015$) の倍の値となった。

次に金融政策ショックが経済変数に与える影響を分析しよう。図9は金融政策ショックに対するインパルス応答関数を示したものである。金融政策ショックが経済に与える定性的な影響は、実質賃金の反応を除いて、ベンチマークケースと大きな差がないのがわかる。他方、定量的な影響については、ベンチマークケースと比較して、名目賃金上昇率の反応が大きく、失業率と欠員率の反応が小さくなっていることがわかる。これは主に、労働者の賃金交渉力がベンチマークケースと比較して高いことによる。実質賃金の反応を見ると、ショック後、6四半期ほどマイナス方向に反応するが、その後、プラスに転じ、約3年後にその反応がピー

クに達する。ベンチマークケースでは金融政策ショックに対して実質賃金がマイナスの反応を示したのに対し、賃金データを変更したケースでは逆の結果が得られるのは、両ケースで名目賃金の硬直性の度合いと労働者の賃金交渉力に違いがあるためである。現金給与総額を賃金データとして推定した場合、ベンチマークと比べて、賃金が伸縮的となり、また、労働者の賃金交渉力が高くなるため、金融政策ショックに対する名目賃金の伸び率が物価上昇率を上回り、実質賃金が上昇することになる。

本節の分析結果は、量的緩和政策は実質所定内給与を増加させないものの、実質現金給与総額を増加させる効果があることを示している。量的緩和政策は需要の刺激を通じて、物価と名目賃金を押し上げる効果を持つが、所定内給与は硬直的なので、物価上昇率が名目賃金上昇率を上回り、実質賃金は低下する。他方、ボーナスや所定外給与は企業収益との連動性が強いため、需要拡大による企業収益の増加に伴い上昇しやすい。それゆえ、賃金全体の上昇率を押し上げ、結果として金融緩和が実質賃金を上昇させるという効果を生み出す。

6.3 サンプル期間変更による推定

ベンチマークケースでは1994年第1四半期から2014年第4四半期までのデータを使用してモデルを推定した。ここでは1980年第一四半期から2000年第4四半期までのデータを使用して、日本において量的緩和政策が実施される前の期間についてモデルを推定する。結果は表6に記してある。推定の結果、パラメータの多くはベンチマークケースとほぼ同じ値をとることがわかった。ただし、賃金データを変更した上述の結果同様、賃金の慣性および粘着性に関するパラメータ、そして労働者の賃金交渉力に関するパラメータに違いが見られた。まず、賃金の慣性と粘着性を表すパラメータは $\varphi_w = 0.32$ 、 $\iota_w = 0.49$ と推定された。これは名目賃金（所定内給与）の改訂は約1.5四半期ごとに行われ、賃金の設定において一期前のインフレ率を参照するウエイトが約1/2であることを意味している。ベンチマークケースの値 $\varphi_w = 0.73$ 、 $\iota_w = 0.27$ と比較すると、量的緩和政策が実施される前の期間においては、名目賃金はより伸縮的で、かつ物価スライドがより重要であったことがわかる。また、労働者の賃金交渉力を表すパラメータは $\eta = 0.023$ とベンチマークケースよりも高い値となった。これは、労働者の賃金交渉力が近年、弱まってきていることを意味している。

ここで興味深いのは金融政策ショックが実質賃金に与える影響である。ベンチマークケースではマネタリーベースの拡大は実質賃金を低下させる効果があることが示されたが、量的緩和政策が実施される以前のデータを用いた分析では、マネタリーベースの拡大は実質賃金を上昇させる効果があることが明らかとなった。この違いは名目賃金の硬直性と労働者の賃金交渉力によって説明できる。金融政策ショックは名目賃金、一般物価の両方を上昇させる効果を持つが、名目賃金が硬直的な場合は、賃金上昇が抑えられるため、物価の上昇が賃金の上昇を上回り、実質賃金が低下することになる。また、労働者の賃金交渉力が低い場合、金融政策ショックによる企業収益の増加は労働者に賃上げという形で還元されないため、名目賃金の上昇率はより低くなり、実質賃金を低下させる材料となる。本節の分析は、量的緩和政策実施以前に比べて、最近では、名目賃金が硬直になったことと労働者の賃金交渉力が低下したことによって、金融緩和政策が実質賃金を上昇させにくくなっていることを示唆している。

7 おわりに

グローバル金融危機後、先進主要国では経済停滞に対応するために量的緩和政策が実施されており、量的緩和政策の効果を巡る議論が活発に行われている。日本においてはデフレ脱却を目標に2013年4月から日本銀行が「量的・質的金融緩和」を実施しているが、その物価目標を達成するためには、景気回復に伴い賃金が順調に上昇していくことが不可欠とされており、労働市場の動向に注目が集まっている。そこで、本稿では量的緩和政策が経済に与える影響を労働市場に着目しながら理論、実証の両面から分析した。

構造型VARモデルを用いた実証分析によると、日本における量的緩和政策は生産を増加、雇用を拡大、失業を低下させる効果があることが明らかにされた。また、量的緩和政策は物価水準を有意に上昇させる一方で、名目賃金を引き上げる効果が低いことがわかった。この結果から、量的緩和政策は生産、物価のみならず労働市場にも影響を与えるが、雇用の確保が賃金よりも優先されることが明らかにされた。

また、量的緩和政策がどのようなメカニズムで経済に影響を与えるかを分析する為に失業と名目賃金の硬直性が存在するDSGEモデルを構築し、日本のデータを用いてベイズ推定した。推定されたモデルにおいて、金融政策が経済に与える影響は実証分析の結果と整合的で、マネタリーベースの拡大は需要拡大を通じて、企業の資本・労働投入を増加させ、総生産量を増大させる効果があることがわかった。また、資本・労働投入量の増加はそのコスト引き上げを通じて物価と賃金の両方を上昇させるため、量的緩和政策が実質賃金に与える影響は物価上昇率と賃金上昇率の大小関係に依存することが明らかになった。実質賃金の量的緩和政策に対する反応としては、賃金の基調を表す所定内給与は減少するのに対し、現金給与総額は増加するという結果が得られた。

本稿の分析から導かれる結果は、量的緩和政策は生産の増加、物価の上昇、雇用の拡大を通じて経済を回復させる一方で、それが実質賃金に与える効果は低いというものである。本稿のモデルによれば、量的緩和政策によって実質賃金が上昇しない理由は、(1) 所定内給与が硬直であること、(2) 定常状態のインフレ率が低いこと、そして(3) 労働者の賃金交渉力が低いことである。

実質賃金の上昇は日本経済の好循環を実現するための鍵であるが、金融政策のみによって実質賃金を引き上げることは難しいと考えられる。本稿の分析では、量的緩和政策は企業収益の改善による所定外給与や賞与の増加を通じて実質賃金をプラス方向に動かす一定の役割はあるものの、賃金の中核を成す所定内給与に与える効果は低いことが明らかにされた。実質賃金を上げるためには、所定内給与が上昇する必要があるが、金融政策のみによってそれを実現することには限界がある。賃金の持続的上昇を達成するには、賃上げの元となる企業収益の増加、生産性の向上とそれを賃金増加に結び付ける仕組みが必要となる。

量的緩和政策は経済を回復させることを通じ、企業の収益改善、生産性の向上に一定の役割を果たすと考えられる。また、長年にわたるデフレにより低下してしまった企業のインフレ予想を高め、企業に定着してしまったデフレマインドを払拭させ、企業が持続的な経済成長を見通せるようになるためにも大きな役割を果たすと考えられるが、同時に企業収益の拡大を賃金上昇に結びつける仕組みを構築することが重要である。そのためにも、労働者の賃金交渉力を高めることが不可欠である。労働の非正規化が進展し、労働者の賃金交渉力の基礎となる労働組合組織率も長期的に低下する中、より多くの労働者に企業の収益改善の恩恵が配

分される仕組みを作ることが重要である。構造改革により労働市場の柔軟性を高め、労働者に多様な選択肢を用意することが、労働者の賃金交渉力を高めるためには必要である。

最後に残された課題を述べて本稿を閉じたい。まず、量的緩和政策がどのような波及経路を通じて労働市場に影響を与えるかを実証的に分析する必要がある。本稿では株価、長期金利、為替レートなど既存研究で指摘されている経路変数を用いて波及経路について簡単な分析を行ったが、より詳細な分析が望まれる。また、ゼロ金利制約を明示的に取り入れた DSGE モデルにおいて量的緩和政策が労働市場に与える影響を分析することが重要である。ひとつの方向として、Gertler and Karadi (2011, 2013) が米国における非伝統的金融政策の効果を DSGE モデルで分析しているが、彼らのモデルに労働市場摩擦や賃金硬直性を導入し、量的緩和政策が労働市場に与える影響を分析することが考えられる。さらに、雇用者の 3 人にひとり是非正規であるという労働市場の実情を踏まえると、正規・非正規という労働者の異質性を考慮に入れた分析が望まれる。

参考文献

- [1] 今井亮一、工藤教孝、佐々木勝、清水崇 (2007)、『サーチ理論』、東京大学出版会。
- [2] 鵜飼博史 (2006)、「量的緩和の効果-実証研究のサーベイ」、『金融研究』、第 25 巻第 3 号、pp. 1-45。
- [3] 貞廣彰 (2005)、『戦後日本のマクロ経済分析』、東洋経済新報社。
- [4] 新谷幸平、武藤一郎 (2014)、「賃金版ニューケインジアン・フィリップス曲線に関する実証分析：日米比較」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.14-J-2。
- [5] 照山博司 (2001)、「VAR による金融政策の分析：展望」、『フィナンシャル・レビュー』、第 59 巻、pp.74-140。
- [6] 原田泰、増島稔 (2010)「金融の量的緩和はどの経路で経済を改善したのか」、内閣府経済社会総合研究所企画・監修、吉川洋編集『デフレ経済と金融政策』、慶應義塾大学出版会
- [7] 本多祐三、黒木祥弘、立花実 (2010)、「量的緩和政策 - 2001 年から 2006 年にかけての日本の経験に基づく実証分析 - 」、『フィナンシャル・レビュー』、第 99 巻、pp.59-81。
- [8] 廣瀬康生 (2012)、『DSGE モデルによるマクロ実証分析の方法』、三菱経済研究所。
- [9] 藤原一平、渡部敏明 (2011)、「マクロ動学一般均衡モデル サーベイと日本のマクロデータへの応用 」、『経済研究』、62、pp.66-93。
- [10] 宮本弘暁 (2009)、労働市場のマクロ分析 サーチ理論とマクロ経済分析、清家篤、駒村康平、山田篤裕 編著『労働経済学の新展開』、慶應義塾大学出版会。
- [11] An, S., Schorfheide, F., 2007. Bayesian analysis of DSGE models. *Econometric Reviews* 26 (2-4), 113-172.
- [12] Berkmen, S. P., 2012. Bank of Japan's quantitative and credit easing: Are they now more effective? (IMF Working Paper WP/12/2). Washington, DC: International Monetary Fund.
- [13] Bernanke, B. S., Blinder, A.S., 1992. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review* 82(4), 901-921.
- [14] Bernanke, B. S., Reinhart, V. R., 2004. Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates. *American Economic Review* 94(2), 85-90.
- [15] Bernanke, B. S., Reinhart, V. R., Sack, B. P., 2004. Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment. *Brookings Papers on Economic Activity* 35(2), 1-100.

- [16] Calvo, G. (1983). ‘Staggered Contracts in a Utility Maximizing Framework’, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, pp. 383–398.
- [17] Christiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, C. L., 1999. Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? In *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1A, edited by John B. Taylor and Michael Woodford. Amsterdam: Elsevier Science.
- [18] Christiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, C. L., 2005. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy* 113, 1-45.
- [19] Christoffel, K., Kuester, K., Linzert, T., 2009. The role of labor markets for euro area monetary policy. *European Economic Review* 53(8), 908-936.
- [20] Eggertsson, G., Woodford, M., 2003. The zero bound on interest rates and optimal monetary policy. *Brookings papers on Economic Activity* No.1:2003, 139-211.
- [21] Faccini, R., Millard, S., Zanetti, F., 2013. Wage Rigidities in an Estimated Dynamic, Stochastic, General Equilibrium Model of the UK Labour Market. *Manchester School* 81, 66-99.
- [22] Fujiwara, I., 2006. Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates are Almost Zero. *Journal of the Japanese and International Economies* 20(3), 434–453.
- [23] Fujiwara, I., Hirose, Y., Shintani, M., 2011. Can News Be a Major Source of Aggregate Fluctuations? A Bayesian DSGE Approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(1), 1-29.
- [24] Gambacorta, L., Hofmann, B., Peersman, G., 2014. The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis. *Journal of Money, Credit and Banking* 46(4), 615-642.
- [25] Gertler, M., Karadi, P., 2011. A Model of Unconventional Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics* 58, 17-34.
- [26] Gertler, M., Karadi, P., 2013. QE 1 vs. 2 vs. 3. . . : A Framework for Analyzing Large-Scale Asset Purchases as a Monetary Policy Tool. *International Journal of Central Banking* 9(1), 5-53.
- [27] Gertler, M., Sala, L., Trigari, A., 2008. An Estimated Monetary DSGE Model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining. *Journal of Money, Credit and Banking* 40(8), 1713-1764.
- [28] Honda, Y., 2014. The effectiveness of nontraditional monetary policy: The case of japan. *Japanese Economic Review* 65(1), 1–23.

- [29] Ichiue, H., Kurozumi, T., Sunakawa, T., 2013. Inflation Dynamics and Labor Market Specifications: A Bayesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach for Japan's Economy. *Economic Inquiry*, 51, 273-87.
- [30] Iiboshi, H., Nishiyama, S.-I., Watanabe, T., 2006. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Japanese economy: A Bayesian analysis, mimeo.
- [31] Ito, T., 2014. We Are All QE-sians Now. IMES Discussion Paper Series 14-E-05, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
- [32] Justiniano, A., Primiceri, G. E., Tambalotti, A., 2010. Investment Shocks and Business Cycles. *Journal of Monetary Economics* 57, 132-45.
- [33] Kimura, T., Kobayashi, H., Muranaga, J., Ugai, H., 2002. The Effect of the Increase in Monetary Base on Japan's Economy at Zero Interest Rates: An Empirical Analysis. Bank of Japan, IMES Discussion Paper Series No. 2002-E-22, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
- [34] Kudoh, N., Miyamoto, H., Sasaki, M., 2015. Employment and Hours over the Business Cycle in a Model with Search Frictions. IZA Discussion Papers 8946, Institute for the Study of Labor (IZA).
- [35] Krause, M., Lopez-Salido, D. J., Lubik, T. A., 2008. Do search frictions matter for inflation dynamics? *European Economic Review* 52(8), 1464-1479.
- [36] Kuroda, S., Yamamoto, I., 2008. Estimating Frisch labor supply elasticity in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 22(4), 566-585.
- [37] Lin, C-Y., Miyamoto, H., 2012. Gross worker flows and unemployment dynamics in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 26(1), 44-61.
- [38] Lin, C-Y., Miyamoto, H., 2014. An estimated search and matching model of the Japanese labor market. *Journal of the Japanese and International Economies* 32, 86-104.
- [39] Lubik, T. A., 2009. Estimating a Search and Matching Model of Aggregate Labor Market. *Economic Quarterly* 95(2), 101-120.
- [40] Martin, J.P., 1998. What works among active labour market policies: evidence from OECD countries' experiences. *OECD Labour Market and Social Policy-Occasional Papers* No.35.
- [41] Merz, M., 1995. Search in the labor market and the real business cycle. *Journal of Monetary Economics* 36, 269-300.
- [42] Mishkin, F. S., 1995. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives* 9(4), 3-10.

- [43] Miyamoto, H., 2011. Cyclical behavior of unemployment and job vacancies in Japan. *Japan and the World Economy* 23, 214-25.
- [44] Miyamoto, H., 2015. Cyclical behavior of real wages in Japan. *Economics Letters* 130(C), 56-59.
- [45] Mortensen, D. T., Pissarides, C. A., 1999. Job Reallocation and Employment Fluctuations. In: Woodford, M., Talyor, J. B.(Eds.), *Handbook of Macro Economics* vol.1, Elsevier Science, Amsterdam, pp.1171-1227.
- [46] Petrongolo, B., Pissarides, C. A., 2001. Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function. *Journal of Economic Literature* 39, 390-431.
- [47] Pissarides, C. A., 2000. *Equilibrium Unemployment Theory*, second ed. MIT Press, Cambridge, MA.
- [48] Sims, C. A., 1986. Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?. *Federal Reserve Bank of Quarterly Review*, 2-16.
- [49] Smets, F., Wouters, R., 2003. An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association* 1(5), 527-549.
- [50] Smets, F., Wouters, R. 2007. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review* 97(3), 586-606.
- [51] Sugo, T., Ueda, K., 2008. Estimating a dynamic stochastic general equilibrium model for Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 22, 476-502.
- [52] Taylor, J. B., 1993. Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195-214.
- [53] Thomas, C., 2008. Search and Matching Frictions and Optimal Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics* 55, 936-956.
- [54] Trigari, A., 2006. The Role of Search Frictions and Bargaining for Inflation Dynamics. Working Paper 304, IGIER (Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research), Bocconi University.
- [55] Walsh, C.E., 2005. Labor market search, sticky prices, and interest rate policies. *Review of Economic Dynamics* 8, 829-849.

表 1: カリブレーションによるパラメータ値

パラメータ	定義	値
β	主観割引率	0.99
Ψ	貨幣保有効用	1.0
Φ	労働不効用	29.58
α	資本分配率	0.35
δ	資本減耗率	0.06
ϵ	代替の弾力性	11
γ_v	欠員費用の弾力性	1.0
s	離職確率	0.012
π	定常状態におけるインフレ率	1.0
τ_c	消費税率	0.05

表 2: パラメータの事前・事後分布

パラメータ	定義	事前分布			事後分布	
		分布	平均	標準偏差	平均	90% 信用区間
σ	異時点間の代替の弾力性	ガンマ	1.0	0.5	1.559	[0.809, 2.321]
h	消費の習慣形成	ベータ	0.5	0.1	0.390	[0.251, 0.529]
γ	貨幣需要の利子弾力性	ガンマ	2.0	0.5	1.488	[0.875, 2.139]
μ	労働供給の弾力性の逆数	ガンマ	2.0	0.5	1.087	[0.666, 1.522]
ξ	マッチング効率性	ベータ	0.6	0.1	0.732	[0.682, 0.779]
z	失業保険	ベータ	0.25	0.05	0.260	[0.226, 0.294]
η	労働者の賃金交渉力	ベータ	0.5	0.2	0.015	[0.002, 0.028]
c_0	欠員費用	ガンマ	1.5	0.1	1.498	[1.335, 1.661]
ν_s	投資の調整コスト	ガンマ	4.0	1.0	3.665	[2.162, 5.067]
ν_a	稼働率の調整コスト	ガンマ	5.0	1.0	6.847	[5.151, 8.616]
φ_p	価格の慣性	ベータ	0.66	0.15	0.794	[0.758, 0.833]
φ_w	賃金の慣性	ベータ	0.66	0.15	0.733	[0.685, 0.783]
ι_p	価格の粘着性の程度	ベータ	0.5	0.1	0.394	[0.238, 0.551]
ι_w	賃金の粘着性の程度	ベータ	0.5	0.1	0.272	[0.174, 0.376]
ψ_π	金融政策ショック	ガンマ	1.0	0.5	3.107	[2.362, 3.777]

表 3: ショックパラメータの事前・事後分布

パラメータ	定義	事前分布			事後分布	
		分布	平均	標準偏差	平均	90% 信用区間
自己回帰係数						
ρ_{ζ}	選好ショック	ベータ	0.5	0.2	0.505	[0.267, 0.741]
ρ_{ϵ}	マークアップショック	ベータ	0.5	0.2	0.977	[0.956, 0.998]
ρ_{\varkappa}	投資の効率性ショック	ベータ	0.5	0.2	0.324	[0.131, 0.509]
ρ_A	生産性ショック	ベータ	0.5	0.2	0.679	[0.581, 0.779]
ρ_v	労働供給ショック	ベータ	0.5	0.2	0.652	[0.475, 0.828]
ρ_{ϑ}	マッチングショック	ベータ	0.5	0.2	0.200	[0.059, 0.335]
ρ_g	政府支出ショック	ベータ	0.5	0.2	0.610	[0.473, 0.744]
ρ_{χ}	金融政策ショック	ベータ	0.5	0.2	0.782	[0.645, 0.917]
標準偏差						
σ_{ζ}	選好ショック	逆ガンマ	1.0	5.0	2.682	[1.470, 3.848]
σ_{ϵ}	マークアップショック	逆ガンマ	1.0	5.0	8.271	[4.684, 11.748]
σ_{\varkappa}	投資の効率性ショック	逆ガンマ	1.0	5.0	9.9656	[5.368, 14.454]
σ_A	生産性ショック	逆ガンマ	1.0	5.0	2.484	[1.755, 3.157]
σ_v	労働供給ショック	逆ガンマ	1.0	5.0	6.106	[4.099, 8.063]
σ_{ϑ}	マッチングショック	逆ガンマ	1.0	5.0	3.137	[2.723, 3.527]
σ_g	政府支出ショック	逆ガンマ	1.0	5.0	4.317	[3.747, 4.859]
σ_{χ}	金融政策ショック	逆ガンマ	1.0	5.0	1.977	[1.683, 2.274]

表 4: 分散分析

		生産性	マッチング	選好	投資	マークアップ	政府支出	金融政策	労働供給
生産量	$t = 1$	4.3	0.0	23.0	31.0	2.0	32.0	2.2	1.4
	$t = 4$	32.4	0.0	10.4	22.0	3.7	10.6	1.9	13.6
	$t = 12$	38.6	0.0	6.5	15.7	9.2	6.5	1.3	15.8
	$t = 1000$	28.6	0.0	4.7	11.8	28.8	4.6	0.9	11.3
物価上昇率	$t = 1$	55.5	0.0	2.6	5.0	0.0	2.6	7.5	24.3
	$t = 4$	50.6	0.0	2.8	5.0	0.1	2.3	14.6	21.8
	$t = 12$	51.0	0.0	3.0	6.8	0.1	2.3	11.9	21.7
	$t = 1000$	50.9	0.0	3.0	6.9	0.1	2.3	11.8	21.7
失業率	$t = 1$	0.7	90.3	0.0	0.7	6.4	0.0	1.0	0.0
	$t = 4$	6.6	65.8	0.1	1.2	39.5	0.1	1.1	5.2
	$t = 12$	7.5	41.1	0.1	1.2	39.5	0.1	1.1	5.2
	$t = 1000$	4.0	23.0	0.1	0.9	65.9	0.0	0.6	2.9
欠員率	$t = 1$	7.2	2.7	0.2	7.6	67.3	0.3	10.5	0.5
	$t = 4$	19.5	1.1	0.4	3.1	57.8	0.3	4.8	10.5
	$t = 12$	14.1	0.8	0.3	2.8	67.0	0.2	3.1	9.2
	$t = 1000$	7.4	0.4	0.2	1.7	81.5	0.1	1.6	5.0

表 5: 周辺対数尤度

ベンチマーク	賃金伸縮モデル
-1204.9	-1247.6

表 6: パラメータの事後平均の比較

パラメータ	定義	ベンチマーク	賃金データ変更	サンプル期間変更
σ	異時点間の代替の弾力性	1.559	1.600	3.225
h	消費の習慣形成	0.390	0.398	0.396
γ	貨幣需要の利子弾力性	1.488	1.482	1.539
μ	労働供給の弾力性の逆数	1.087	1.118	0.848
ξ	マッチング効率性	0.732	0.745	0.753
z	失業保険	0.260	0.271	0.262
η	労働者の賃金交渉力	0.015	0.038	0.023
c_0	欠員費用	1.498	1.497	1.501
ν_s	投資の調整コスト	3.665	3.496	3.717
ν_a	稼働率の調整コスト	6.847	6.646	6.431
φ_p	価格の慣性	0.794	0.778	0.780
φ_w	賃金の慣性	0.733	0.455	0.318
l_p	価格の粘着性の程度	0.394	0.373	0.302
l_w	賃金の粘着性の程度	0.272	0.461	0.496
ψ_π	金融政策ショック	3.107	3.098	2.588

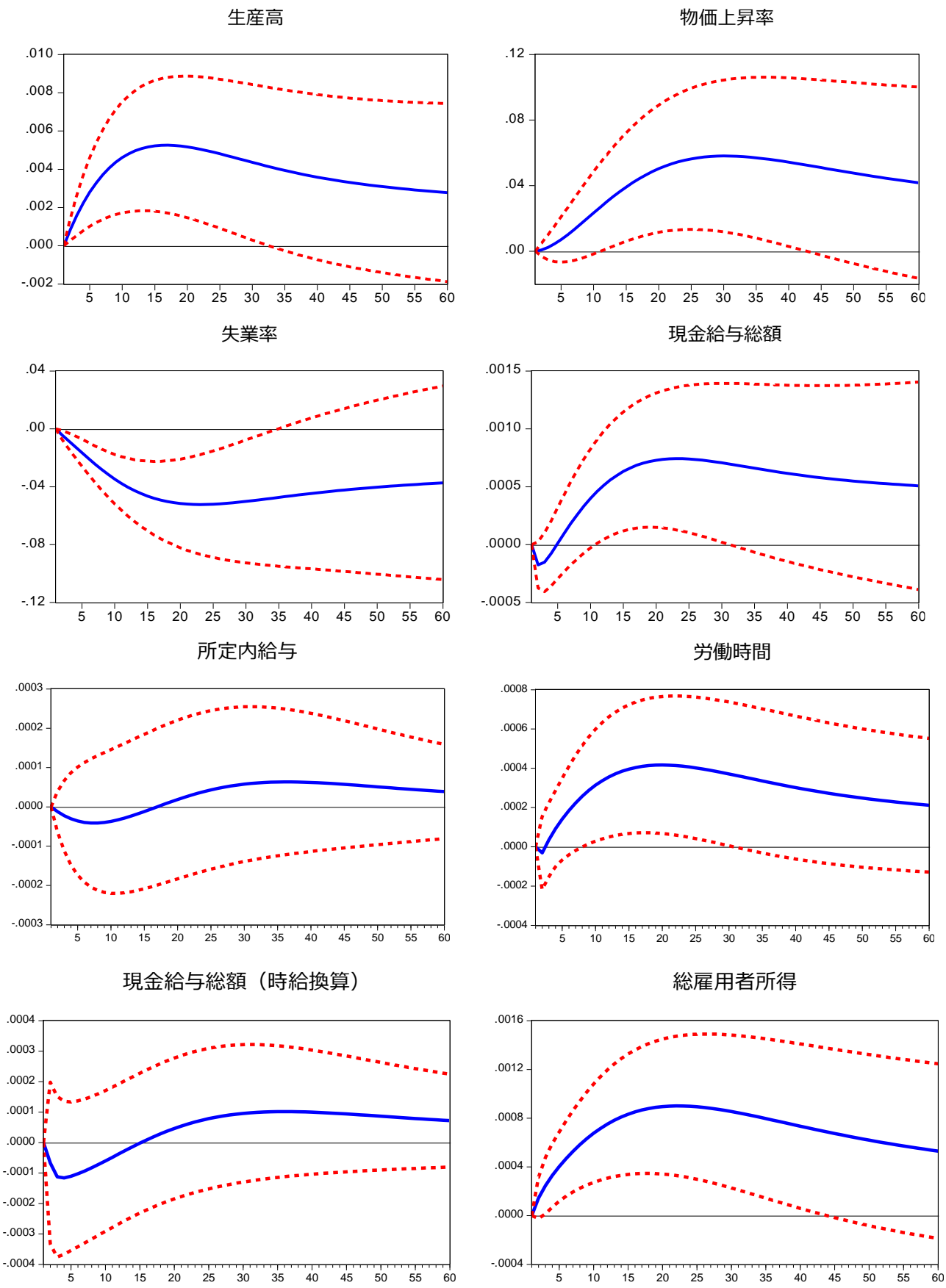


図1 構造型VARモデルにおける量的緩和ショックに対するインパルス応答関数

(注) 実線は各変数のインパルス応答、点線は95%信用区間を示している。

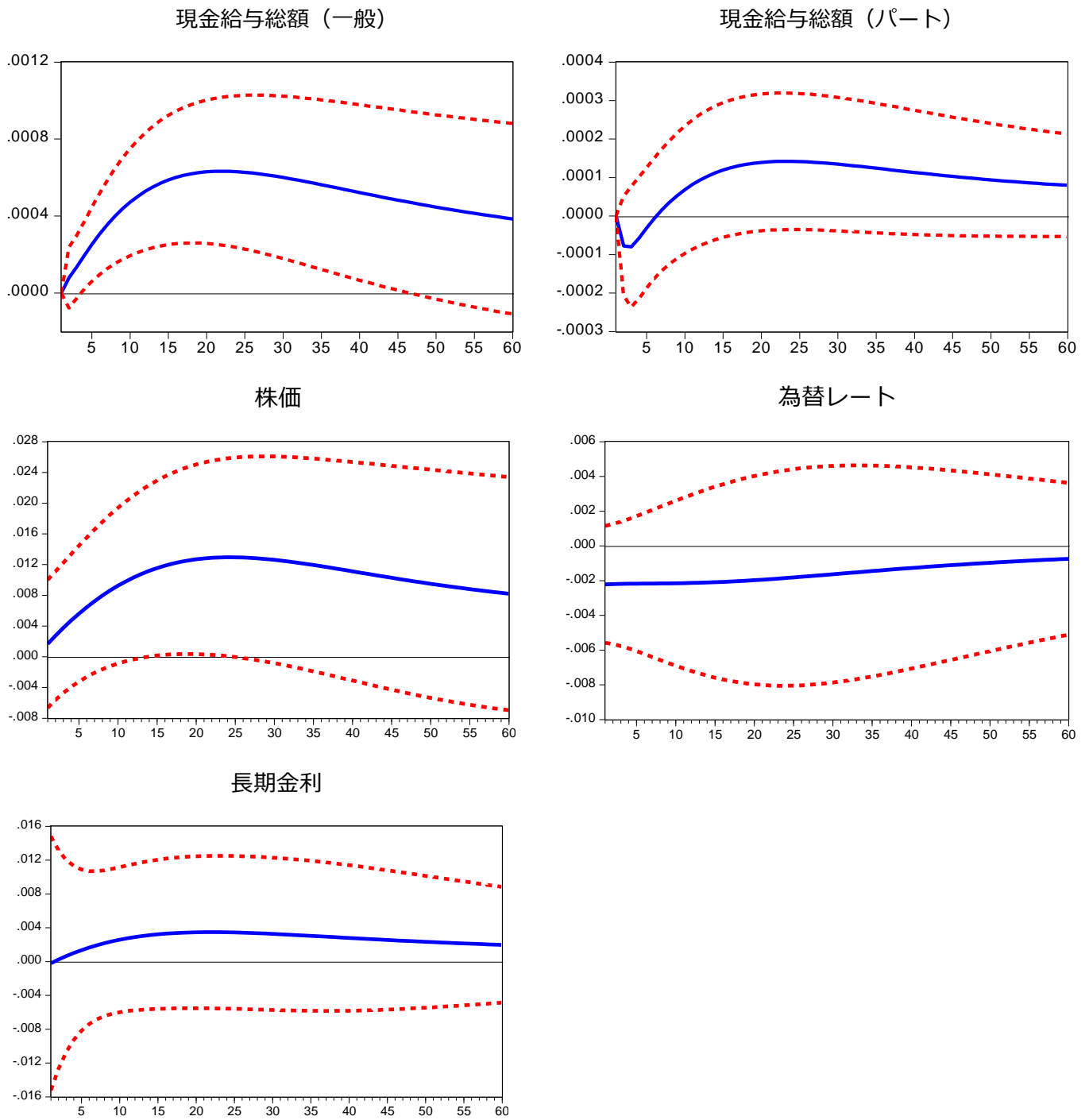


図 2 構造型 VAR モデルにおける量的緩和ショックに対するインパルス応答関数

(注) 実線は各変数のインパルス応答、点線は 95%信用区間を示している。

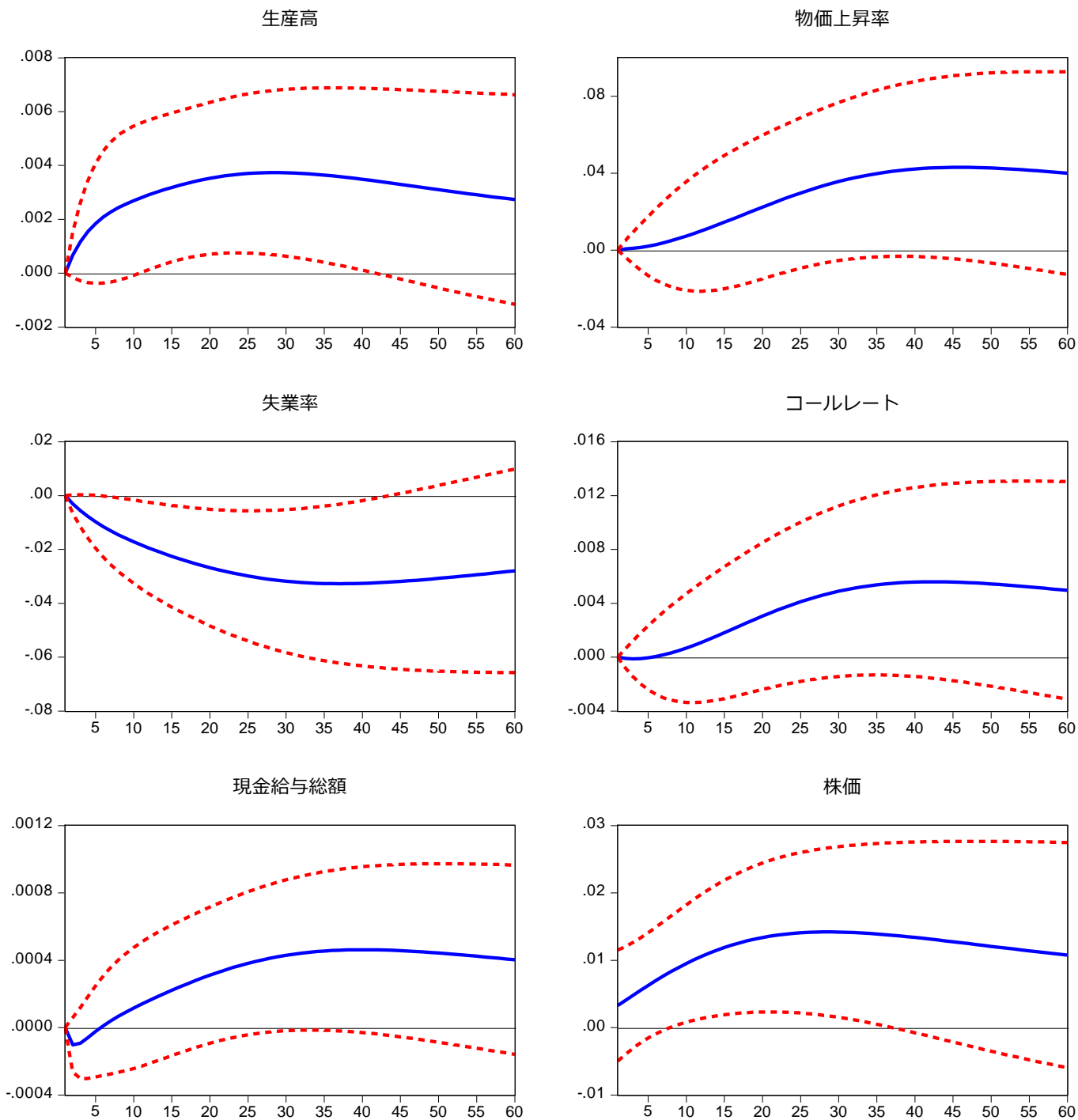


図3 波及経路を考慮した構造型VARモデルにおける量的緩和ショックに対するインパルス応答関数

(注) 実線は各変数のインパルス応答、点線は95%信用区間を示している。

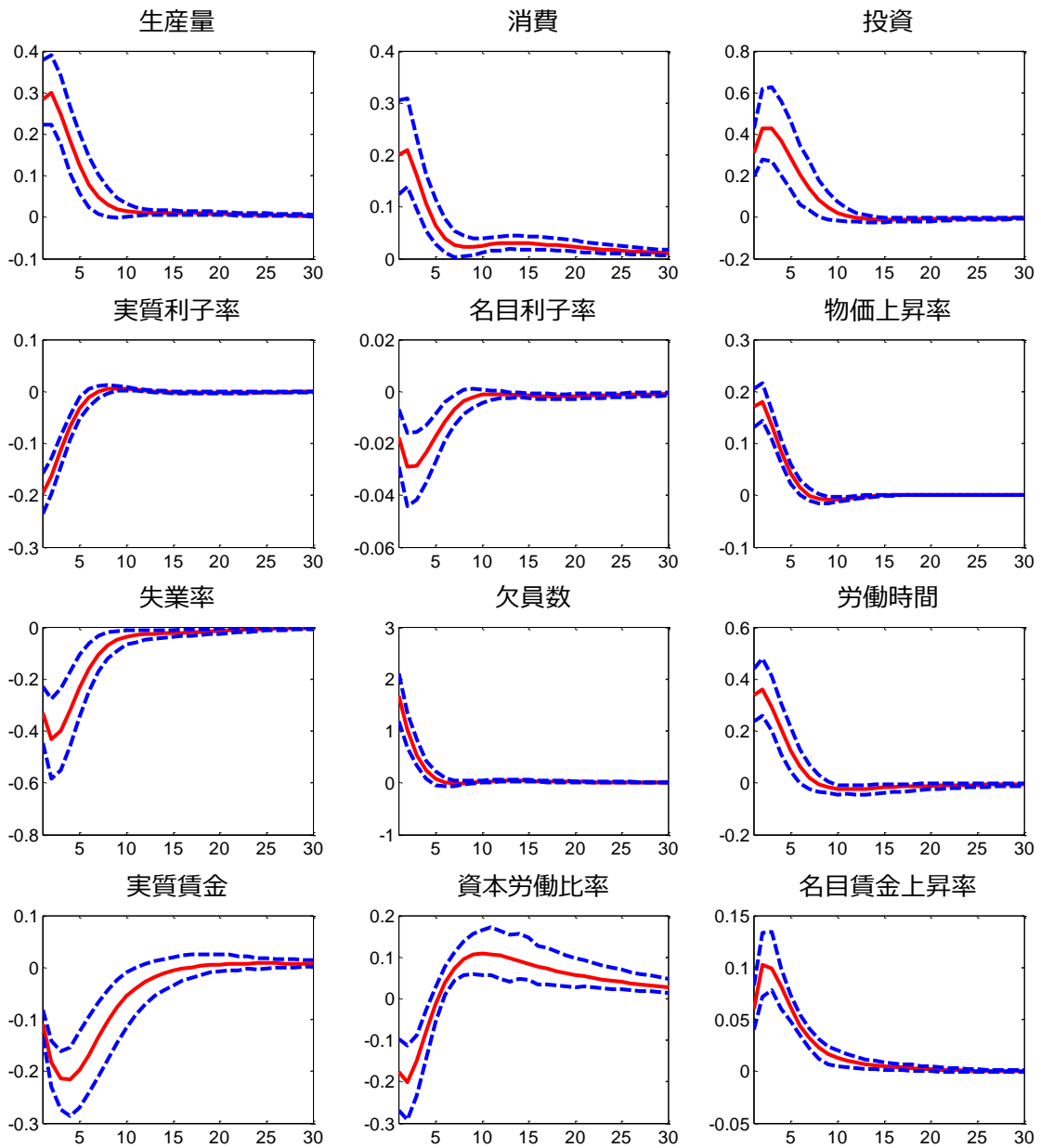


図4 金融政策ショックに対するモデル変数の反応

(注) ベイジアン・インパルス応答は、パラメータの事後分布から計算されており、図の実線は中央値、点線は 90%信用区間を表している。ショックの大きさは推定された各ショックの 1 標準偏差となっている。

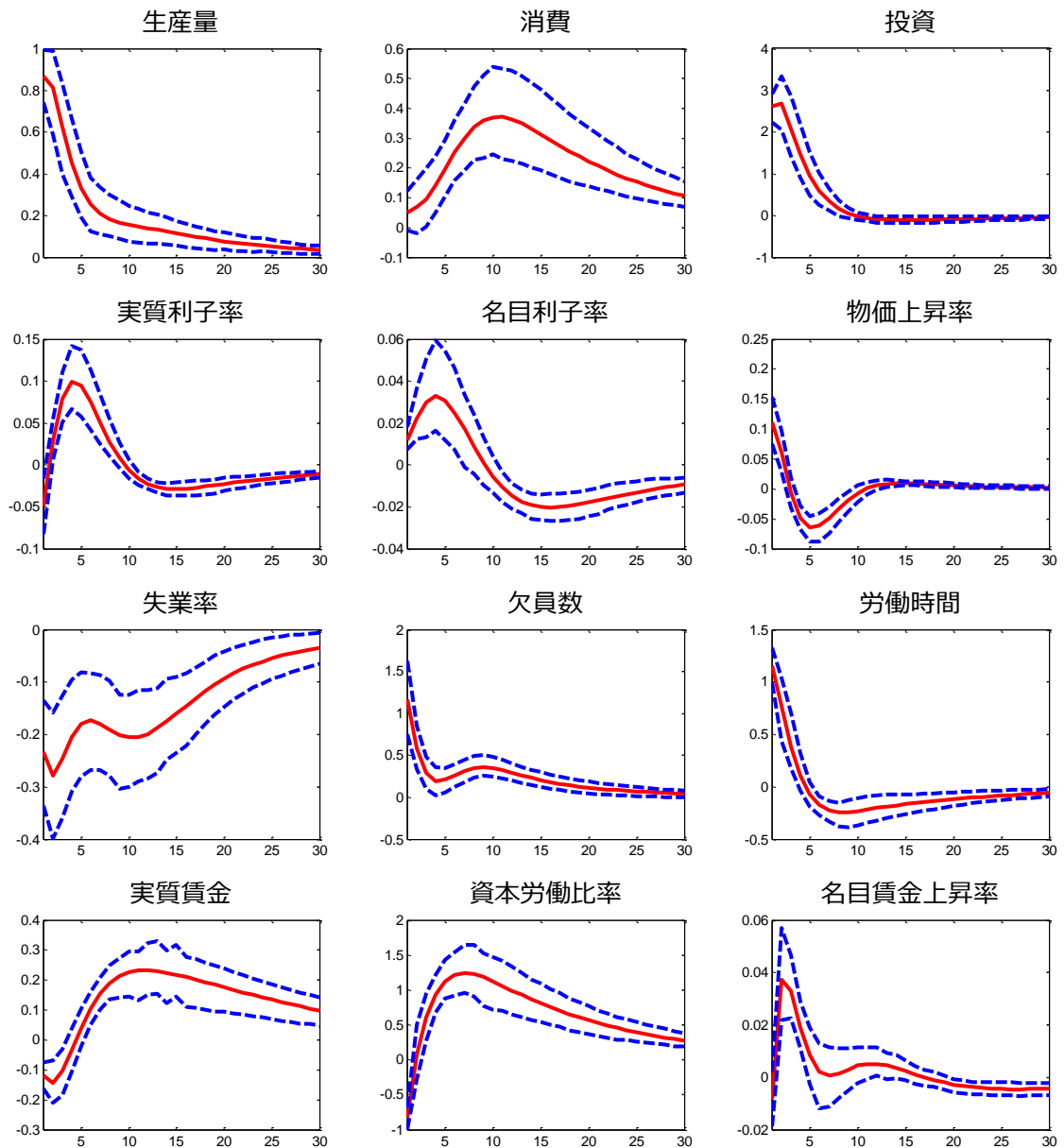


図5 投資の効率性ショックに対するモデル変数の反応

(注) ベイジアン・インパルス応答は、パラメータの事後分布から計算されており、図の実線は中央値、点線は 90%信用区間を表している。ショックの大きさは推定された各ショックの1標準偏差となっている。

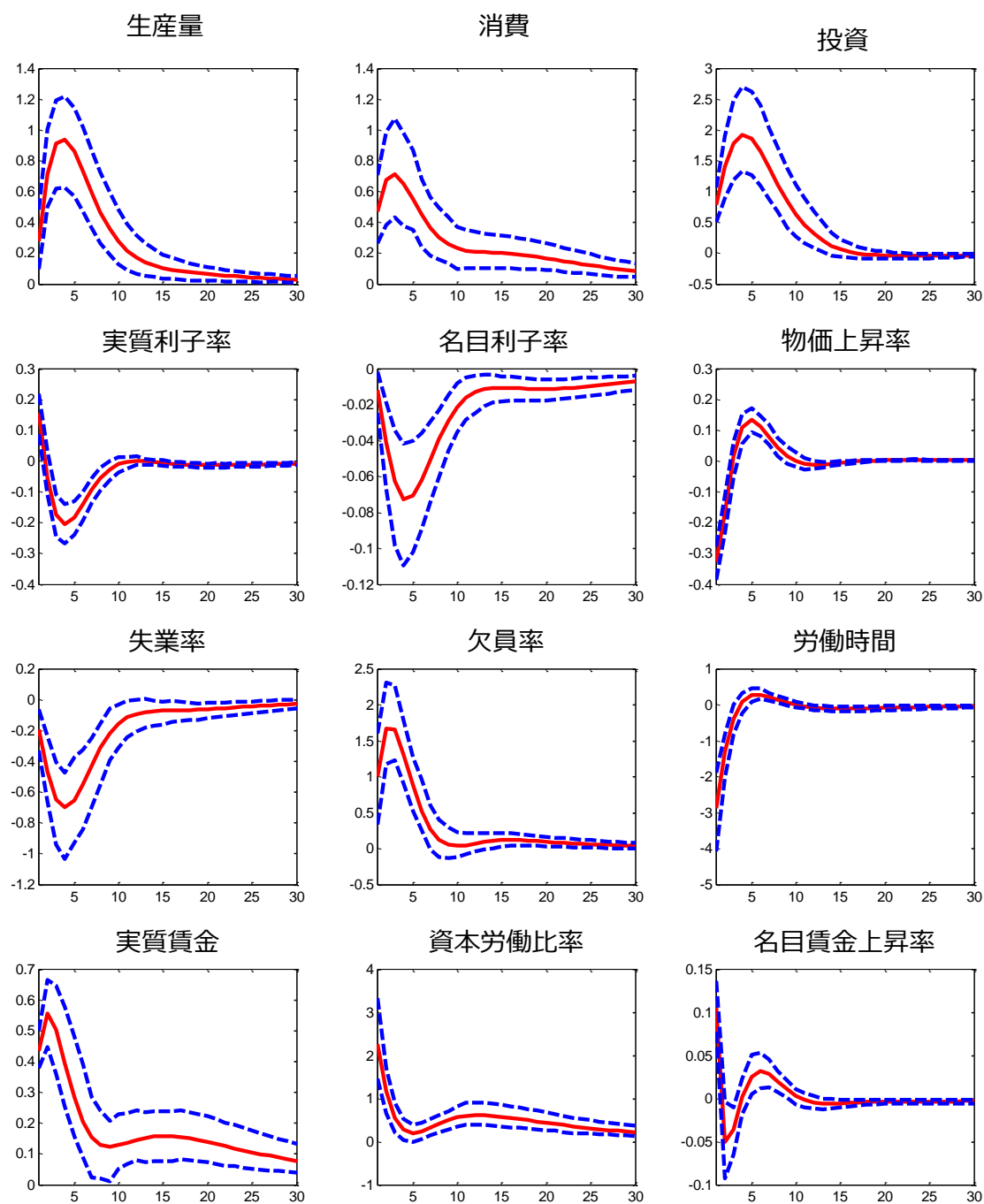


図6 生産性ショックに対するモデル変数の反応

(注) ベイジアン・インパルス応答は、パラメータの事後分布から計算されており、図の実線は中央値、点線は 90%信用区間を表している。ショックの大きさは推定された各ショックの1標準偏差となっている。

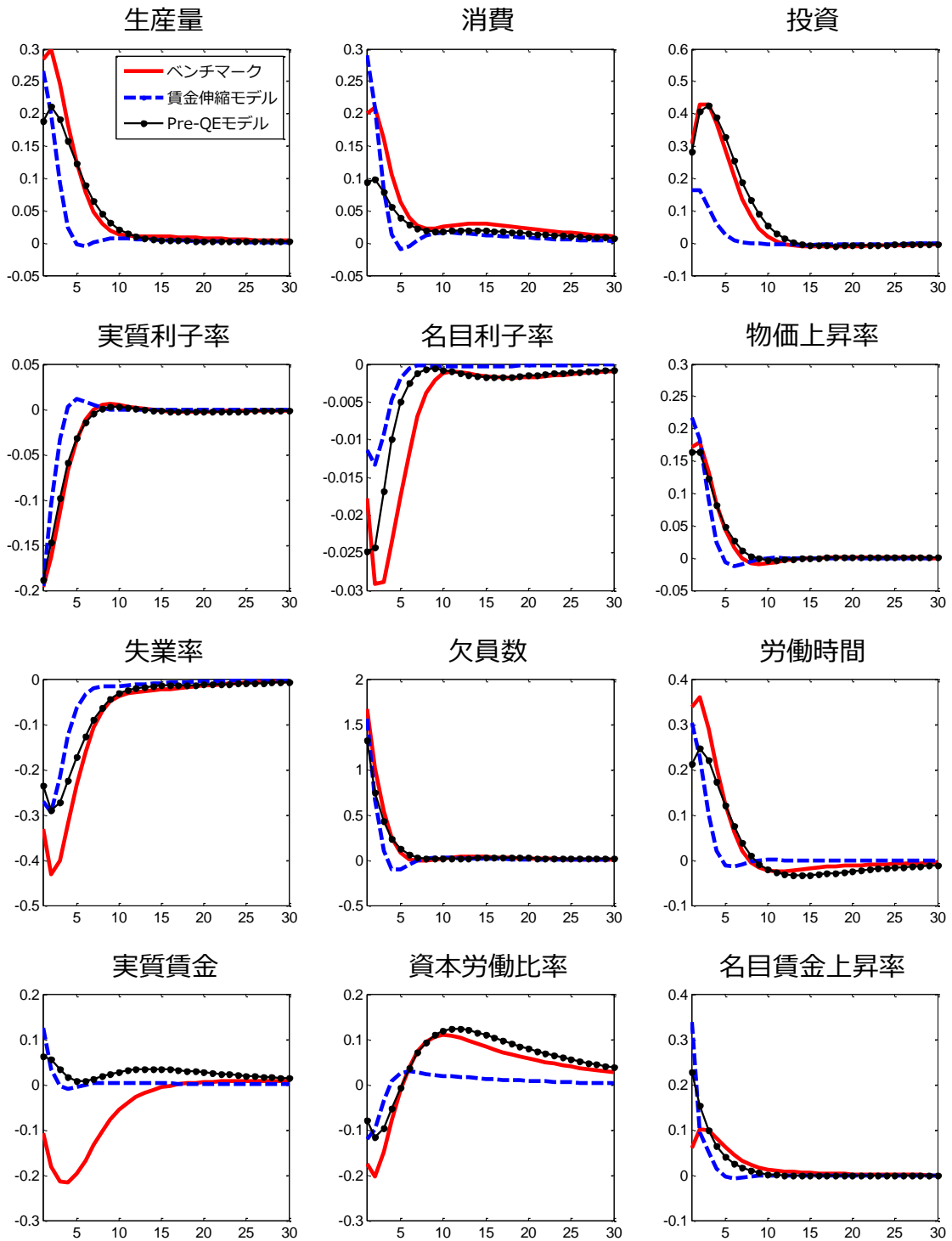


図7 モデル比較：金融政策ショックのインパルスレスポンス

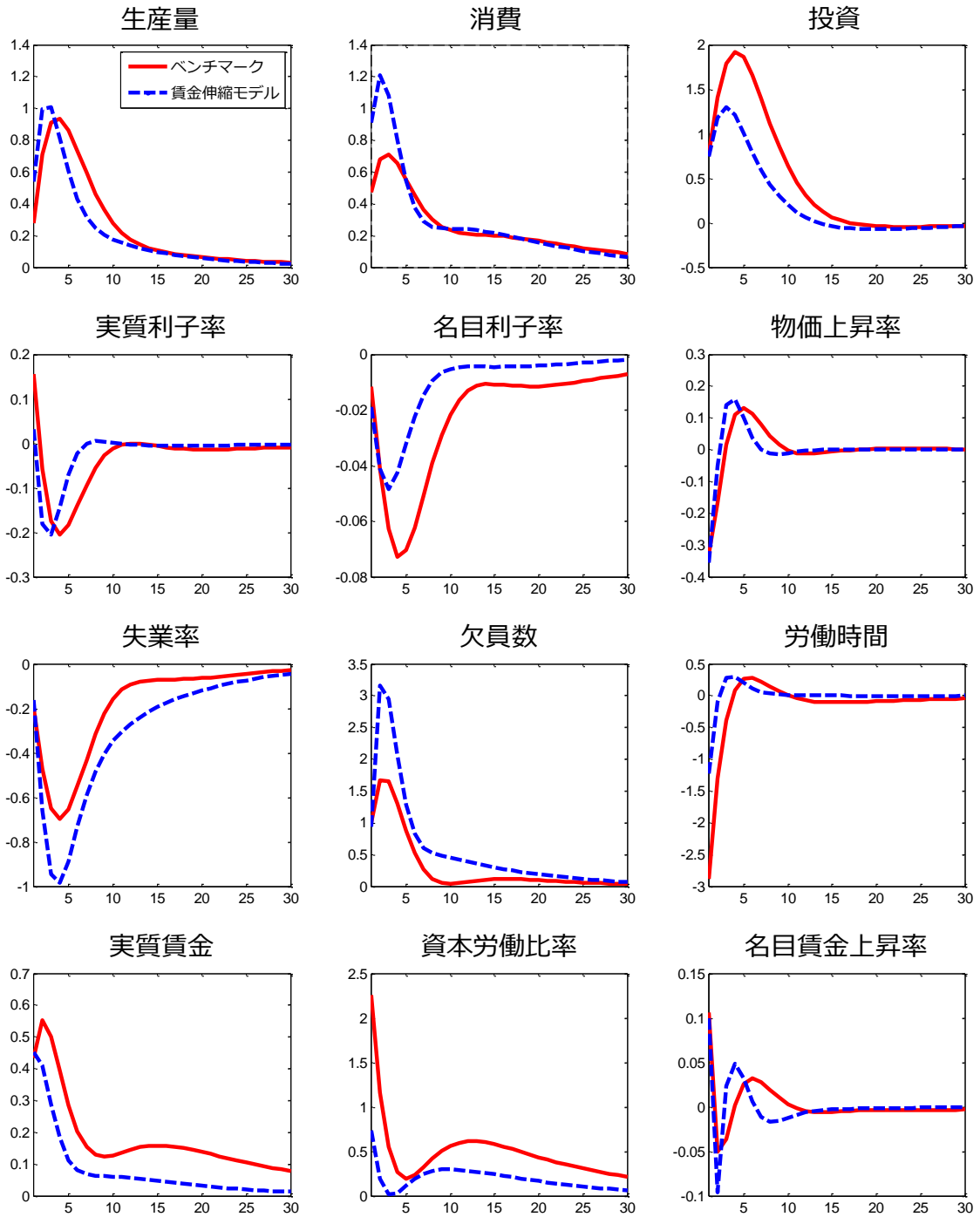


図8 モデル比較：生産性ショックのインパルスレスポンス

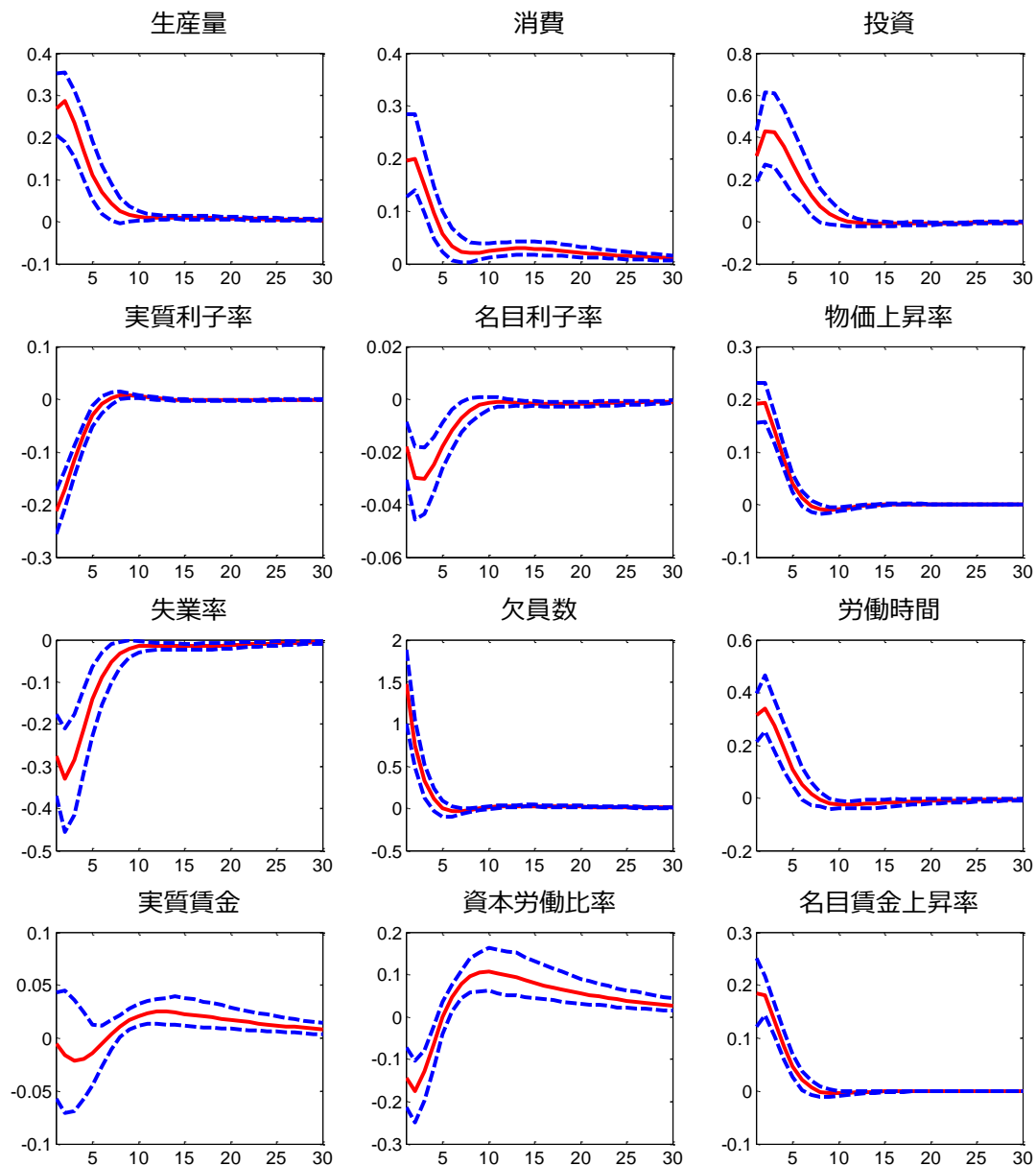


図9 金融政策ショックに対するモデル変数の反応

(注) ベイジアン・インパルス応答は、パラメータの事後分布から計算されており、図の実線は中央値、点線は 90%信用区間を表している。ショックの大きさは推定された各ショックの 1 標準偏差となっている。モデル推定の際に現金給与総額を賃金データとして使用。