



量的緩和政策の有効性－TVP-VARモデルからのアプローチ－

井尻，裕之

(Degree)

博士（経済学）

(Date of Degree)

2016-03-25

(Date of Publication)

2019-03-25

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲第6583号

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1006583>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博士論文

平成 27 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 地主 敏樹

井尻裕之

博士論文

量的緩和政策の有効性
- TVP-VAR モデルからのアプローチ -

平成 27 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

経済学専攻

指導教員 地主 敏樹

井尻裕之

目次

はじめに	1
序章	4
第1節 日本における量的緩和政策の概要	
第2節 TVP-VAR モデル	
第1項 モデルの概要	
第2項 モデルの推定手法	
第1章 日本における量的緩和政策(2001-2006)の再評価	9
第1節 はじめに	
第2節 データとモデルの設定	
第3節 インパルス反応分析	
第4節 結論	
第2章 量的緩和政策の業種別影響の考察	24
第1節 はじめに	
第2節 データとモデルの設定	
第3節 インパルス反応分析	
第4節 結論	
第3章 金融危機前後における各国中央銀行の政策評価	37
第1節 はじめに	
第2節 データとモデルの設定	
第3節 インパルス反応分析	
第1項 アメリカとイギリス	
第2項 カナダとイタリア	
第4節 結論	
終章	47
補論	49
第1節 事前分布のパラメータ設定	
第2節 推定結果の安定性	
第3節 図表データの出所	
参考文献	57

はじめに

本稿では、日本における量的緩和政策の実体経済に対する効果を TVP-VAR (Time-Varying Parameter vector autoregressive) モデルを用いた実証分析を行っている。あわせて、金融危機前後における先進 4 か国 (アメリカ、イギリス、カナダ、イタリア) の金融緩和政策の期待インフレや株価に対する効果についても実証分析を行った。

2001 年から 2006 年にかけて行われた量的緩和政策に対する政策評価は、様々な研究がなされ、その評価は依然として明確ではない。この様々な研究に対して、以下の点でその政策評価に問題があると考えられる。まず第 1 に、量的緩和政策期間中に市場に対する政策の影響が時間とともに変化していた可能性、そして第 2 に、当時行われた量的緩和政策及びその他の政策によって、マクロ経済の構造が大きく変化していた可能性が考えられる。そして最後に第 3 として日銀による政策変更がほぼ毎月行われる日銀政策委員会の日銀政策決定会合によって調整・決定され、日銀当座預金残高の目標額の変更も量的緩和政策期間中に度々変更されており、金融政策の実体経済に対する影響を年次や四半期のデータでは十分に捉えることができていない可能性である。以上の問題点に対し、先行研究のほとんどでは第 1 と第 2 の問題点に答えられない。そのため第 1 と第 2 の問題点に対応するべく、本研究では時間の流れとともにパラメータが変化する TVP-VAR モデルを用いて、実証分析を行った。また、第 3 の問題点に対し、先行研究では年次データや四半期データを用いた研究がほとんどである。そのため、年次データや四半期データよりは、より細やかな情報に富む時系列データとして、月次データを用いた分析を行う方が、量的緩和政策の実体経済に対する影響を捉えるのに望ましいと考えられる。以上をまとめると、本研究では TVP-VAR モデル、そして月次データを用い、より詳細で精緻な実証分析を行い、マクロ面における実体経済の量的緩和政策効果について、その再評価を行った。

そして、マクロ面からの実証分析によって得られた再評価をもとに、より詳細な量的緩和政策の実体経済への影響を検討するため、業種別での実体経済に対する実証分析も行った。日本の場合、特に輸出主導型な経済であるため、業種によってその輸出依存度や経済規模も大きく異なり、量的緩和政策の影響は業種ごとによって大きく異なると考えられる。そのため、量的緩和政策の波及経路として、為替レートの有効性についても言及すべきであり、どの業種によって量的緩和政策の効果がもたらされたものか、その考察を行った。さらに追加的な分析として、株価経路についても言及する。株価経路については、Honda et al. (2013) でもその有効性は指摘されている。

そして、先行研究のいくつかでも挙げられているように、日本の量的緩和政策が物価に対し、限定的な効果であった点に着目し、先進各国の金融危機前後の金融政策対応が、期待インフレや株価にもたらした影響について考察を行った。日本では先進各国に先駆けて、2001年から2006年にかけて量的緩和政策が行われていたが、アメリカやイギリスではサブプライムローン問題に端をなした金融危機後に量的緩和政策を導入し、カナダやイタリアでは伝統的な金融政策として短期金利を操作した金融緩和政策を行った。これら日本以外の先進4か国では金融危機後、比較的早期に期待インフレが金融危機前の水準に戻り、デフレ状態を阻止している。一方、日本の場合はバブル崩壊以降、長期にわたって期待インフレは低迷した状態で、デフレ状態に悩まされている。そのため、先進4か国の金融市場における期待変数 (Break Even Inflation rate と株価) に対して、金融緩和政策の効果について考察を行った。

以上の点を踏まえ、本稿の構成は以下の通りである

序章

第1章 日本における量的緩和政策 (2001-2006) の再評価

第2章 量的緩和政策の業種別影響の考察

第3章 金融危機に対して各国中央銀行の政策対応が金融市場にもたらした影響について

終章

まず序章では、2001年から2006年にかけて行われた日本の量的緩和政策の概要と、本稿の各章で用いた TVP-VAR モデルの概略を述べる。そして、第1章では量的緩和政策の実体経済に対する効果をマクロ面から考察する。第2章では、第1章の結果を踏まえ、量的緩和政策の効果を業種別で検討する。第3章では、日本の量的緩和政策が物価に対し、限定的な影響であった点を踏まえ、近年の金融危機後における先進各国の金融緩和政策が期待インフレや株価にもたらした影響について考察を行う。最後に、終章では第1章から第3章までの主な結果をまとめる。

本稿をまとめるにあたって、多くのご支援とご指導を賜りました。指導教官である地主 敏樹 教授(神戸大学)、そして松林 洋一 教授(神戸大学)には、修士課程から博士課程にわたり、時には厳しく、また時にはあたたかくご指導と激励を賜りました。心より感謝の意を表します。また、柴本 昌彦 准教授(神戸大学)には、研究に関する方策やご助言を頂きました。心より御礼申し上げます。大学時代の指導教官として、田中 敦 教授(関西学院大学)には大学院進学にあたって、研究の進め方や悩みについて相談に乗っていただきました。深く感謝いたします。また、英 邦弘 准教授(中京大学)や井田 大輔 准教授(桃山学院大学)、立花 実 准教授(大阪府立大学)には、学会や研究会での報告の場で、様々なご指摘やご助言を頂きました。心より御礼申し上げます。その他にも、同じゼミの先輩として海野 晋吾 専任講師(高知大学)、渡部 寛之 助教(神戸大学)、Wierzbowska Agata 助教(神戸大学)、蓮井 康平 氏、劉 亜静 氏、南村 圭哉 氏、中村 優太 氏、 CAO THI KHANH NGUYET 氏、古田 永夫 氏、また大学院の同期として、松榮 豊貴 氏、田中 拓郎 氏、若松 直幸 氏、熊代 和樹 氏、加藤 義昌 氏、石村 雄一氏には研究生生活の様々な面で支えていただきました。心より感謝いたします。最後に、長い期間、どんな時でもあたたかく研究生生活を支えていただいた両親と弟に心から感謝いたします。

序章

第1節 日本における量的緩和政策の概要

1990年代前半の資産価格バブル崩壊により、日本は長期の景気低迷に陥った。これに伴い、日本銀行は政策金利であるコールレートを引き下げ続け、1999年2月にゼロに近い水準にまで引き下げた。この政策は一般的にゼロ金利政策と呼ばれ、日銀はより積極的な金融緩和を推し進めていった。しかし、こうした政策下においても、資産バブル崩壊からの金融機関の不良債権処理が進展せず、さらに実体経済に対する不十分な資金供給状態が長期化し、景気の低迷やデフレ状態からの脱却が進展しなかった。バブル崩壊後の日銀は、主にコールレート操作による金融緩和を進めてきた。しかし、コールレートがゼロに近い水準であるため、更なる金融緩和を推し進めようにも限界が生じていた。また、当時アメリカで起こったITバブルの発生とその崩壊により日本経済の金融不安は増大していた。そのため、日銀は2001年3月19日に金融システムの安定化とデフレ防止を行うべく、更なる金融緩和として、金融市場調節の操作目標をコールレートから日本銀行当座預金残高に変更し、量的緩和政策の導入を行った。この政策の導入は、市中銀行が

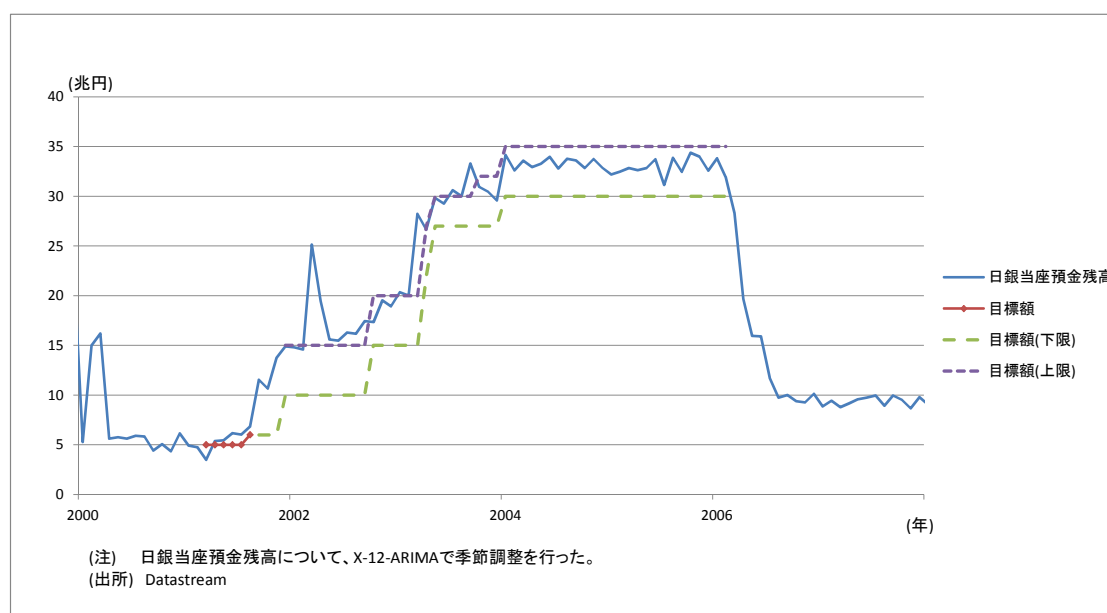


図 1: 日本銀行当座預金残高とその目標額の推移

保有している手形や債権などを日銀が買い入れ、銀行に資金供給を行うことで、実体経済の資金需要に応えることを目的としている。また、この政策の解除条件として、当初は消費者物価指数の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上になるまで量的緩和政策の継続が示された。その後、さらに2003年10月10日には量的緩和政策継続のコミットメント強化のため、安定的にゼロ%以上と

年	金融政策	国内経済	国際経済
2000	一時的なゼロ金利政策解除		アメリカの不動産バブル (～2006)
2001	補完貸付制度の導入 量的緩和政策の開始導入 (目標額：5兆円) 目標額の変更：6兆円 目標額の変更：6兆円以上 目標額の変更：10-15兆円	政府がデフレ宣言	ITバブルの崩壊 アメリカ同時多発テロ
2002	目標額の変更：15-20兆円	金融再生プログラム (竹中プラン)	
2003	目標額の変更：17-22兆円 目標額の変更：22-27兆円 目標額の変更：27-30兆円 目標額の変更：27-32兆円	日経平均株価の 最安値更新 大規模な為替介入 (～2004)	イラク戦争勃発
2004	目標額の変更：30-35兆円	郵政民営化の閣議決定	人民元の切り上げ
2005			
2006	量的緩和政策の解除 ゼロ金利政策の解除		
2007			サブプライム問題
2008		日経平均株価の 最安値更新	世界的金融危機 (リーマンショック) 米英のゼロ金利政策 ・量的緩和政策採用
2009			欧州債務危機

表 1: 2000 年代の経済環境

いう文言に対し、より詳細な解除条件を示した。その内容は、まず第 1 に前年比上昇率が単月だけでなく、基調的な動きとしてゼロ%以上であると判断できるまで継続するという条件である。そして第 2 に前年比上昇率の先行きが再びマイナスに転じない見込みがあるという条件である。これらの条件の下、量的緩和政策は推し進められた。そして、2006 年 3 月 9 日に上記の条件を満たしたという判断の下、量的緩和政策が解除された。この政策が導入された当初、日銀当座預金残高に対して 5 兆円の誘導目標が設定されていたが、この政策期間において、各段階における経済状況を踏まえ、この目標額は段階的に引き上げられた¹。日銀当座預金残高の推移とその目標額については図 1 に示した。2001 年 3 月に量的緩和政策を導入して以来、その解除までに計 9 回の目標額変更が行われた。その内、当初は具体的な値を目標に据えていたが、2001 年 9 月以降に

¹各段階における日銀の政策変更とその政策変更の根拠については、内田 (2013) でまとめられている。

目標額の下限を、2001 年 12 月以降には目標額の上限と下限を設けることで幅を持たせた政策目標に変更した。このように、日本の 2000 年代の金融政策は従来の政策から大きな政策転換が行われた期間に当たる。そして、政策転換後も日銀当座預金残高の目標額の変更が頻繁に行われており、実体経済に対する政策効果も変化していると考えられるだろう。また、当時の日本国内や日本を取り巻く世界の経済状況の概観を表 1 に示した。先述したようにこの当時の日銀による金融政策は大きな政策転換を迎えた。それと同時に国内経済や世界経済の経済状況においても刻々と変化している。そのため、本稿では主に TVP-VAR モデルを実証分析に用い、時間の流れとともに金融政策の影響がいかに変化したかについて着目した。次節では、第 1 章と第 2 章、第 3 章の実証分析で用いた手法である TVP-VAR モデルについて概略を行う。

第 2 節 TVP-VAR モデル

第 1 項 モデルの概要

第 3 章から第 5 章までの実証分析では TVP-VAR モデルを用いる。このモデルは Primiceri (2005) により確立され、本稿においては、Nakajima (2011) と Nakajima and Watanabe (2011) に倣う。モデルの構造形は、

$$A_t y_t = C_{1t} y_{t-1} + C_{2t} y_{t-2}, \dots, + C_{st} y_{t-s} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\epsilon_t \sim N(0, V_t), t = s + 1, s + 2, \dots, T$$

である。ただし、 A_t と C_{it} は時変係数行列 $(n \times n)(i = 1, 2, \dots, s)$ を示し、 y_t は経済変数ベクトル $(n \times 1)$ を示す。また、 ϵ_t は構造ショックベクトル $(n \times 1)$ を示し、 V_t は分散共分散行列 $(n \times n)$ を示す²。次にモデルの誘導形は、

$$y_t = B_{1t} y_{t-1} + B_{2t} y_{t-2}, \dots, + B_{st} y_{t-s} + u_t \quad (2)$$

$$u_t \sim N(0, A_t^{-1} V_t A_t^{-1'})$$

² A_t は t 期における経済変数間の同時点間関係を示す。

ただし、 $B_{it} = A_t^{-1}C_{it}$ 、 $u_t = A_t^{-1}\epsilon_t$ である。また、 u_t は誤差項ベクトル ($n \times 1$) を示す。 u_t の分散については、コレスキー分解を行うことで、リカーシブな制約を課している。

$$A_t^{-1}V_tA_t^{-1'} = A_t^{-1}\Sigma_t\Sigma_t'A_t^{-1'} \quad (3)$$

そのため、 A_t は対角要素が 1 の下三角行列、 Σ_t は対角行列となる。次に、 $\beta_t = \text{vec}[B_{1t}', \dots, B_{st}']$ 、 $X_t = I_s \otimes (y_{t-1}', y_{t-2}', \dots, y_{t-s}')$ と置くことで

$$y_t = X_t\beta_t + A_t^{-1}\Sigma_te_t \quad (4)$$

$$e_t \sim N(0, I_n)$$

と表すことができる³。ただし、 $u_t = A_t^{-1}\epsilon_t = A_t^{-1}\Sigma_te_t$ となる。また、 A_t の下三角要素を $a_t = (a_{21,t}, a_{31,t}, a_{32,t}, \dots, a_{nn-1,t})'$ とし、 Σ_t の対角要素に対数をつけたものを $h_t = (h_{11,t}, \dots, h_{nn,t})'$ とする。これよりこのモデルで扱う時変変数は (β_t, a_t, h_t) となる。これらの変数のダイナミクスは

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_t^\beta \quad (5)$$

$$a_{t+1} = a_t + u_t^a \quad (6)$$

$$h_{t+1} = h_t + u_t^h \quad (7)$$

$$\begin{pmatrix} u_t^\beta \\ u_t^a \\ u_t^h \end{pmatrix} \sim N\left(O, \begin{pmatrix} w_\beta & O & O \\ O & w_a & O \\ O & O & w_h \end{pmatrix}\right) \quad (8)$$

で表している。ただし、 (w_β, w_a, w_h) は対角行列である⁴。

³ I は単位行列を示す。

⁴ (w_β, w_a, w_h) の次元はそれぞれ $(n^2s \times n^2s)$, $((n^2 - n)/2 \times (n^2 - n)/2)$, $(n \times n)$ である。

第2項 モデルの推定手法

TVP-VAR モデルの推定について概略する⁵。Nakajima (2011) and Nakajima and Watanabe (2011) では、TVP-VAR モデルの推定について詳述されている。本稿では、Nakajima (2011) に基づき、Markov chain Monte Carlo (MCMC) 法を用いてベイズ推定を行っている。まず、 $y = \{y_t\}_{t=s+1}^T$, $\beta = \{\beta_t\}_{t=s+1}^T$, $a = \{a_t\}_{t=s+1}^T$, $h = \{h_t\}_{t=s+1}^T$ and $w = (w_\beta, w_a, w_h)$ と定義する。さらにサンプルは、データや各パラメータに対する事前確率密度関数に基づいた事後確率密度関数 $\pi(\beta, a, h, w|y)$ から得ており、サンプリングの際にはバーンイン期間として最初の 30,000 個を捨てた後、新たに 30,000 個のサンプルを発生させた。次にサンプル数について $j = 1, 2, \dots, 30,000$ と定義し j 番目のサンプルは (β^j, a^j, h^j, w^j) と表す。サンプリング過程は、

1. β^0, a^0, h^0, w^0 の初期値を設定する。
2. $\pi(\beta|a^j, h^j, w_\beta^j, y)$ から β^{j+1} をサンプリングする。
3. $\pi(a|\beta^{j+1}, h^j, w_a^j, y)$ から a^{j+1} をサンプリングする。
4. $\pi(h|\beta^{j+1}, a^{j+1}, w_h^j, y)$ から h^{j+1} をサンプリングする。
5. $\pi(w_\beta|\beta^{j+1})$ から w_β^{j+1} をサンプリングする。
6. $\pi(w_a|a^{j+1})$ から w_a^{j+1} をサンプリングする。
7. $\pi(w_h|h^{j+1})$ から w_h^{j+1} をサンプリングする。
8. ステップ2から7までを $j = 30,000$ に達するまで繰り返しサンプリングを行う。

であり、時変パラメータの初期分布は

$$\beta_0 \sim N(0, 10I)$$

$$a_0 \sim N(0, 10I)$$

$$h_0 \sim N(0, 10I)$$

と設定した。また、 w_β, w_a, w_h の k 番目の対角要素を指す $\tilde{w}_{\beta k}^2, \tilde{w}_{a j}^2, \tilde{w}_{h j}^2$ の事前分布については、モデルごとに異なる。このパラメータ設定については、補論の方で示している。

⁵各パラメータの推定には、Nakajima (2011) で挙げられている TVP-VAR model (Matlab) のプログラムを基に推定し、インパルス反応においては修正を加えたものを用いている。

第1章 日本における量的緩和政策 (2001-2006) の再評価

第1節 はじめに

序章でも示したように日本の量的緩和政策は当時、世界では異例の政策であった。この政策に対する評価について、表2では生産と物価に対する量的緩和政策の効果をそれぞれ先行研究をまとめた⁶。しかし、この政策を評価する上で、量的緩和政策の特徴、さらに当時の経済状況を踏ま

	生産	物価
Schenkelberg and Watzka (2013)	限定的	有効
Girardin and Moussa (2011)	有効	有効
Iwata (2010)	有効	限定的
Honda et al. (2013)	有効	限定的
Kamada and Sugo (2006)	限定的	限定的
Fujiwara (2006)	限定的	限定的
Kimura et al. (2003)	限定的	限定的
Inoue and Okimoto (2008)	有効	限定的
Franta (2011)	有効	有効
Nakajima et al. (2011)	限定的	
Kimura and Nakajima (2013)	限定的	限定的
Michaelis and Watzka (2014)	限定的	有効
Moussa (2011)	有効	有効

表 2: 量的緩和政策の評価

えるに、先行研究の政策評価には問題が存在する。まず第1に量的緩和政策期間中に、市場に対する政策の影響が時間とともに変化していた可能性が考えられる。政策が導入された当初、この政策は人々が誰も経験したことのない、未知の政策であった。そのため、実体経済に対する政策効果を人々が予想することは非常に困難である。そして政策の導入後、金融市場においても政策評価がなされていき、その評価のコンセンサスが徐々に形成されていった。そのため、資産価格への影響もそれに応じて徐々に変化していた可能性が考えられる。さらに第2に、当時の経済状況においても量的緩和政策及びその他の政策によって、マクロ経済の構造が大きく変化していた可能性が考えられる。この政策期間中において、表1で示したように、日本政府は金融再生プログラムを実行し、金融機関の不良債権処理を加速化させた。それと同時に、企業部門においても負債削減の進展を推し進めた。そのため、たとえば銀行貸出に対する量的緩和政策の影響は時間とと

⁶VAR モデルを用いたインパルス反応分析の結果を中心にまとめている。ここでは量的緩和政策期における実証分析を挙げているが、その他にもゼロ金利政策期前の分析では Miyao (2002) 等が挙げられ、ゼロ金利政策への政策の転換期の分析では、Iwata et al. (2006) 等が挙げられる。

もに変化していた可能性が考えられる。以上の点から量的緩和政策期間中において、経済構造が徐々に変化し、さらにその結果として実体経済に対する政策効果についても著しく変化していたものと考えられる。このように実体経済に対する政策効果が徐々に変化し、かつ経済の構造変化が起きている可能性がある期間を対象に、固定パラメータを用いた時系列モデルの実証分析を行う際、その政策評価は不十分である可能性が考えられる。固定パラメータを用いた VAR モデル分析を行っている先行研究としては、Schenkelberg and Watzka (2013)、Iwata (2010)、Honda et al. (2013)、Kamada and Sugo (2006) が挙げられる。この中で、Honda et al. (2013) を除き、ゼロ金利政策期間と量的緩和政策期間の両期間を含めた分析を行っている。そのため、経済構造や政策効果に変化している可能性を考慮がなされていないため、限定的な政策評価であると考えられる。また、両期間を含め、構造変化を考慮したモデルとして、Markov Switching VAR(MS-VAR) モデルを用いて分析を行っている先行研究としては、Fujiwara (2006)、Inoue and Okimoto (2008)、Girardin and Moussa (2011) が挙げられる。しかし、これらの先行研究の実証分析では、分析結果として量的緩和政策期間をほとんど 1 つの状態として捉えており、量的緩和政策効果の変化を十分に捉えきれていないといえる。そのため、量的緩和政策の効果を測るには、限定的な政策評価であると考えられる⁷。これらの問題に対応するため、本稿では政策期間中の各期において、パラメータを推定することができる TVP-VAR モデルを用いて実証分析を行った。

TVP-VAR モデルは、Primiceri (2005) によって確立され、このモデルを用いることで経済における構造変化を捉え、さらに量的緩和政策の実体経済に対する影響の変化を測ることが可能となる。TVP-VAR モデルを用いた先行研究としては、Franta (2011)、Nakajima et al. (2011)、Kimura and Nakajima (2013)、Michaelis and Watzka (2014)、Moussa (2011)、Kimura et al. (2003) が挙げられる⁸。しかしながら、これらの研究では四半期データが用いられている。この点が先行研究の政策評価に対する問題の 3 点目である。先行研究の四半期データを用いた分析では、量的緩和政策の効果を検証する上で、適切ではない。なぜなら、量的緩和政策期間は先述したとおり、実体経済に対する政策効果が徐々に変化していった可能性が考えられる。また、日銀当座預金残高の目標額は、定期的に行われる日銀政策委員会の日銀政策決定会合によって調整さ

⁷Fujiwara (2006) では、2001 年以降から 2003 年後半まで状態は比較的安定しており、その後構造変化が起きていることが指摘されている。また、Inoue and Okimoto (2008) では、1996 年頃から 2001 年頃まで状態変化が頻繁に起こり、2001 年頃以降の状態は安定している。Girardin and Moussa (2011) では 1999 年 2 月に構造変化が起こり、その後の状態は安定していることが指摘されている。

⁸Kimura et al. (2003) では、係数のみが時変パラメータのモデルを用いており、構造ベクトルのパラメータは固定である。

れ、決定される。さらに実際に量的緩和政策期間中に行われた目標額の変更は計9回行われ、そのうちの3回はそれぞれ前回の変更から1四半期以内で行われている。以上の点を踏まえると四半期データを用いるよりもむしろ、より詳細な実体経済に対する政策効果を測るためには、情報量に富む月次データを用いた実証分析の方が望ましい。そのため、本稿では TVP-VAR モデル、そして月次データを用い、より詳細で精緻な分析を行い、量的緩和政策の再評価を行った。また、量的緩和政策期の月次データのみを用いて、初めての実証分析を行った Honda et al. (2013) に倣い、本稿では鉱工業生産指数、コア消費者物価指数、日銀当座預金残高の3変数の VAR モデルを構築した。さらに波及経路の検証のため、3変数モデルに株価、銀行貸出、実質実効為替レートを加えた分析も行った。

第2節 データとモデルの設定

本章の分析では、1998年4月から2008年3月までの月次データを用いている⁹。扱う変数は鉱工業生産指数 (y)、コア消費者物価指数 (p)、日銀当座預金残高 (m)、日経平均株価 (s)、銀行貸出 (bl)、実質実効為替レート (ex) である¹⁰。本章では4つのモデルについての実証分析を行った: 基本モデル (y, p, m); 株価モデル (y, p, m, s); 銀行貸出モデル (y, p, m, bl); 為替レートモデル (y, p, m, ex) である¹¹。また、各モデルともにラグは2期と設定した¹²。

第3節 インパルス反応分析

図2から図5では、各モデルのインパルス反応の変化を示している。この分析では TVP-VAR モデルを用いているので、各パラメータは時間の流れとともに変化している。そのため、これらのインパルス反応についても時間の流れとともに変化している。これらの図では、列方向に金融緩和ショックに対する各変数の反応を示し、行方向にそのショックを経て、1ヶ月後から1年半後までの反応を示している¹³。また、各反応の横軸は2000年1月から2006年9月までの期間を示

⁹全ての時系列データについて、対数を採った後、de-mean を行っている。

¹⁰本章では生鮮食品を除く消費者物価指数 (コア CPI) を用いている。また銀行貸出については、データの制約上、信用金庫の銀行貸出は含んではおらず、日経平均株価については月末値を用いている。季節調整については、銀行貸出と日銀当座預金残高に対して X-12ARIMA(E-views) を用いて行い、鉱工業生産指数とコア CPI は季節調整済の時系列データを用いている。データの出所について、コア CPI は総務省統計局、実質実効為替レートは日銀、その他のデータについてはデータストリームより入手した。

¹¹各モデルの変数順序は表記通りである。

¹²本章ではラグが3期の場合についても実証分析を行ったが、2期の場合とほとんど同様な結果が得られている。

¹³ $\epsilon_m \uparrow \rightarrow x$ は金融緩和ショック (ϵ_m) に対する変数 (x) の反応を指す。

し、インパルス反応は各時点において推定されたパラメータによって計算されている。各反応の縦軸は反応の大きさを示す。

30,000回のサンプルの下、実線はインパルス反応のメディアンを示し、点線は25%から75%までの信用区間を示している。本研究ではNakajima and Watanabe (2011)に倣い、この点線の幅を有意水準とし、縦軸の実線は量的緩和政策期間(2001年3月から2006年3月までの期間)を示している。また、金融緩和ショックは、モデル毎で推定された構造ショックの1標準誤差の期間平均である。以下では、量的緩和政策期間に注目し、各モデルのインパルス反応を検証する。

図2では基本モデルの金融緩和ショックに対する各変数の反応が示されている。まず生産について、金融緩和ショックに対し、生産は政策期間を通じて、プラスの反応がみられた。この反応は予想通りの結果であるが、その反応の大きさは政策期間を通じて大きく変化している。反応の大きさで政策期間を分けると、まず第1期間は政策開始期から2002年の終わり頃、次に第2期間は2003年初期頃から2004年中頃まで、第3期間は2004年中頃から政策期間終了までと分けることができる。生産について、第1期間の反応の大きさは、第2期間や第3期間より大きい。この結果はTVP-VARモデルを用い、さらに月次データを用いた分析を行ったことによって得られた最も注目すべき結果である。また、その他に物価の反応についても生産と同様にプラスの反応が期待されるが、その反応は政策期間を通じて、相対的に小さく、また不安定なものであり、部分的には物価パズルが起こっていた。このような反応は各モデルともにみられた¹⁴。そのため、物価に対して量的緩和政策は限定的な効果であったと考えられる¹⁵。日銀当座預金残高について、政策期間中を通じて、反応は有意にプラスの反応で、その反応の大きさはショックから時間が経過するにつれて、減少している。この結果について、各モデルとも同様な反応が見受けられた。これらの各変数のインパルス反応の結果を踏まえ、以下では量的緩和政策期間中における生産と各モデルで新たに追加された変数の反応に注目する。

図3では、株価モデルのインパルス反応を示している。まず生産の反応は基本モデルと同様に、2か月後の反応で政策期間を通じて、有意にプラスの反応が得られている。一方で、政策期間を通じて、株価の反応はほとんど1ヶ月後から有意にプラスの反応がみられ、生産の反応より早く表れている。また基本モデルの生産の反応と比べても、株価モデルの生産の反応は政策期間のほとん

¹⁴銀行貸出モデルにおいてのみ、第1期間の初期において、有意でプラスの反応が小さいながらもみられた。

¹⁵物価に対する政策評価については、表1で挙げた先行研究の多くでも限定的な評価が示されている。

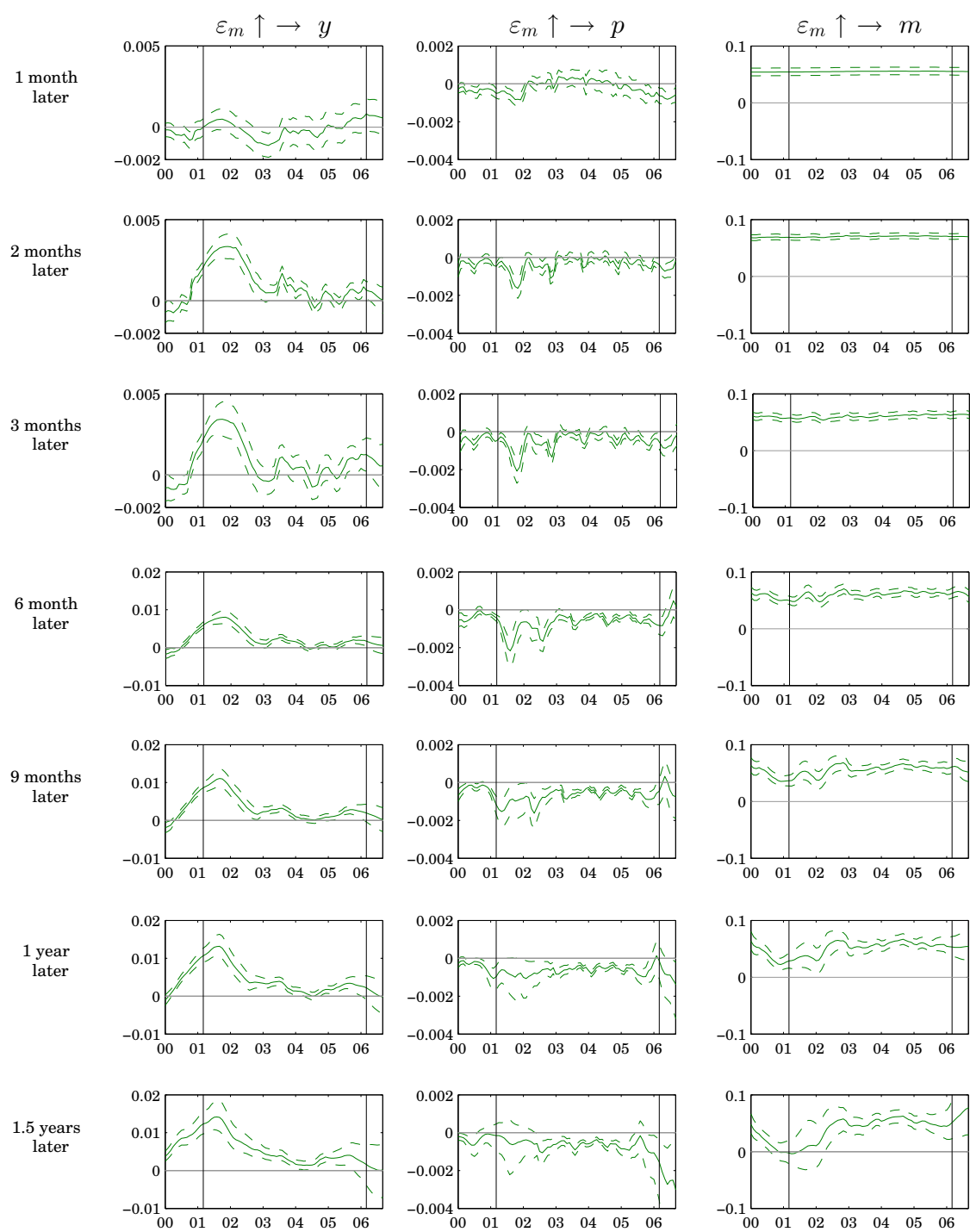


図 2: 基本モデルのインパルス反応

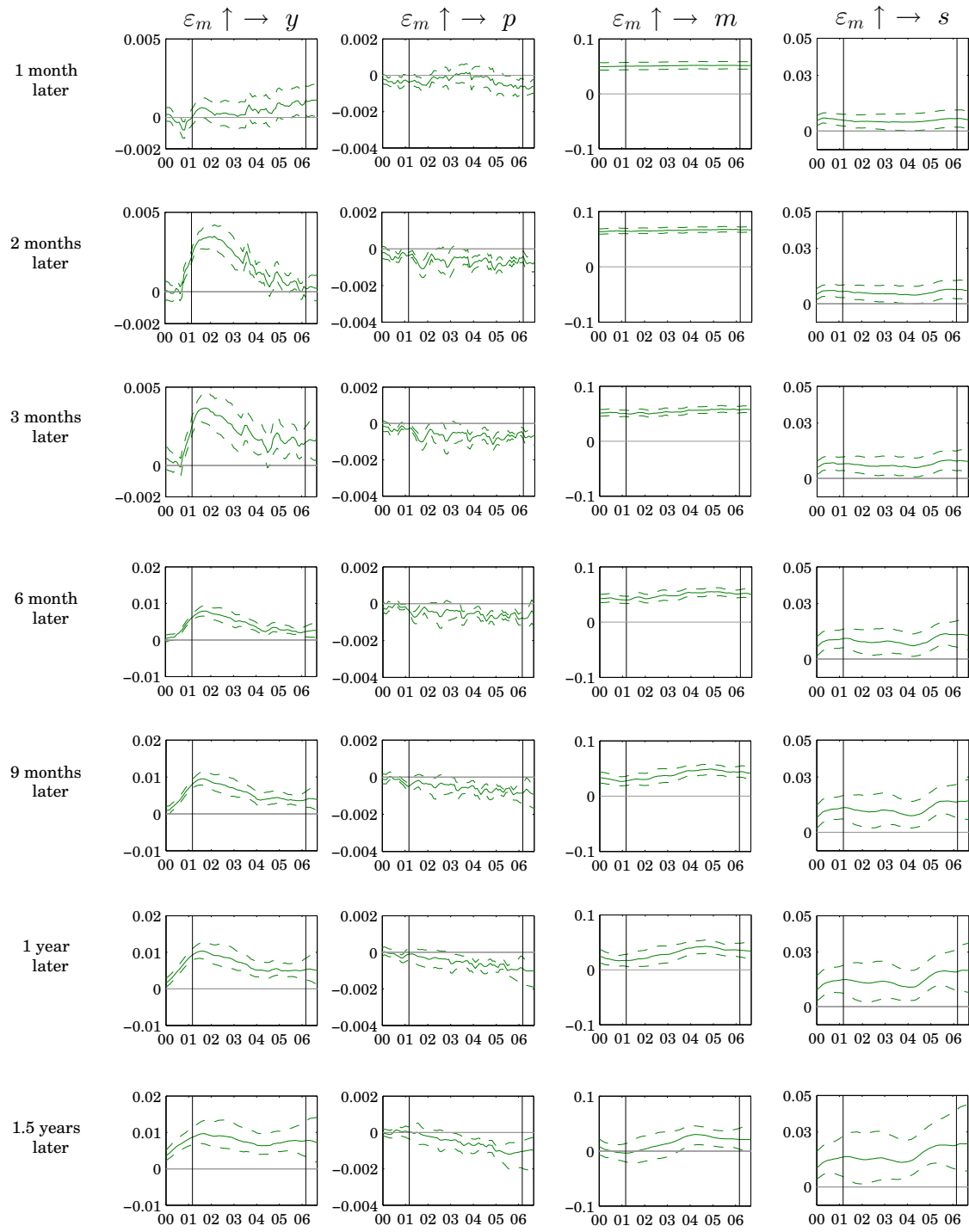


図 3: 株価モデルのインパルス反応

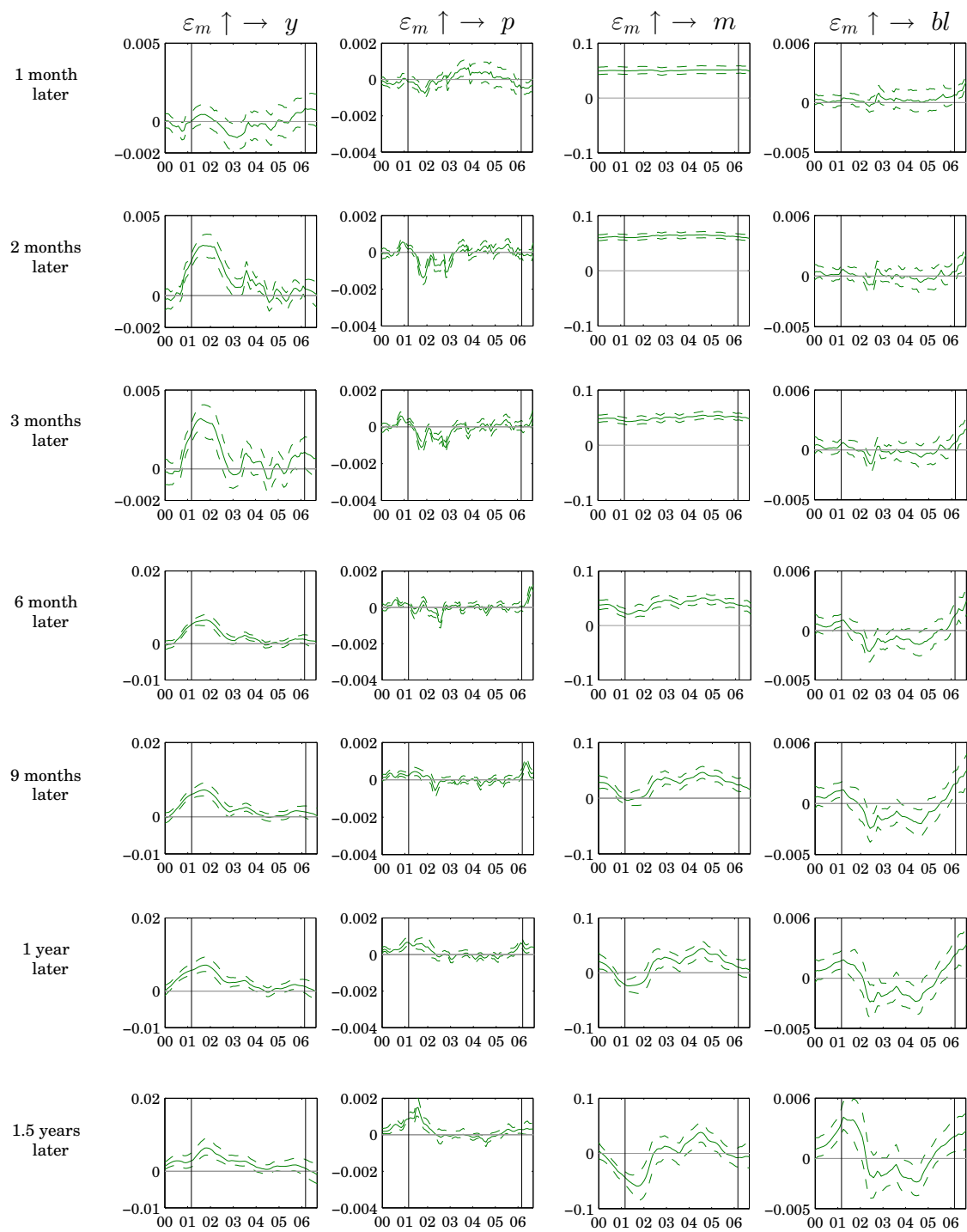


図 4: 銀行貸出モデルのインパルス反応

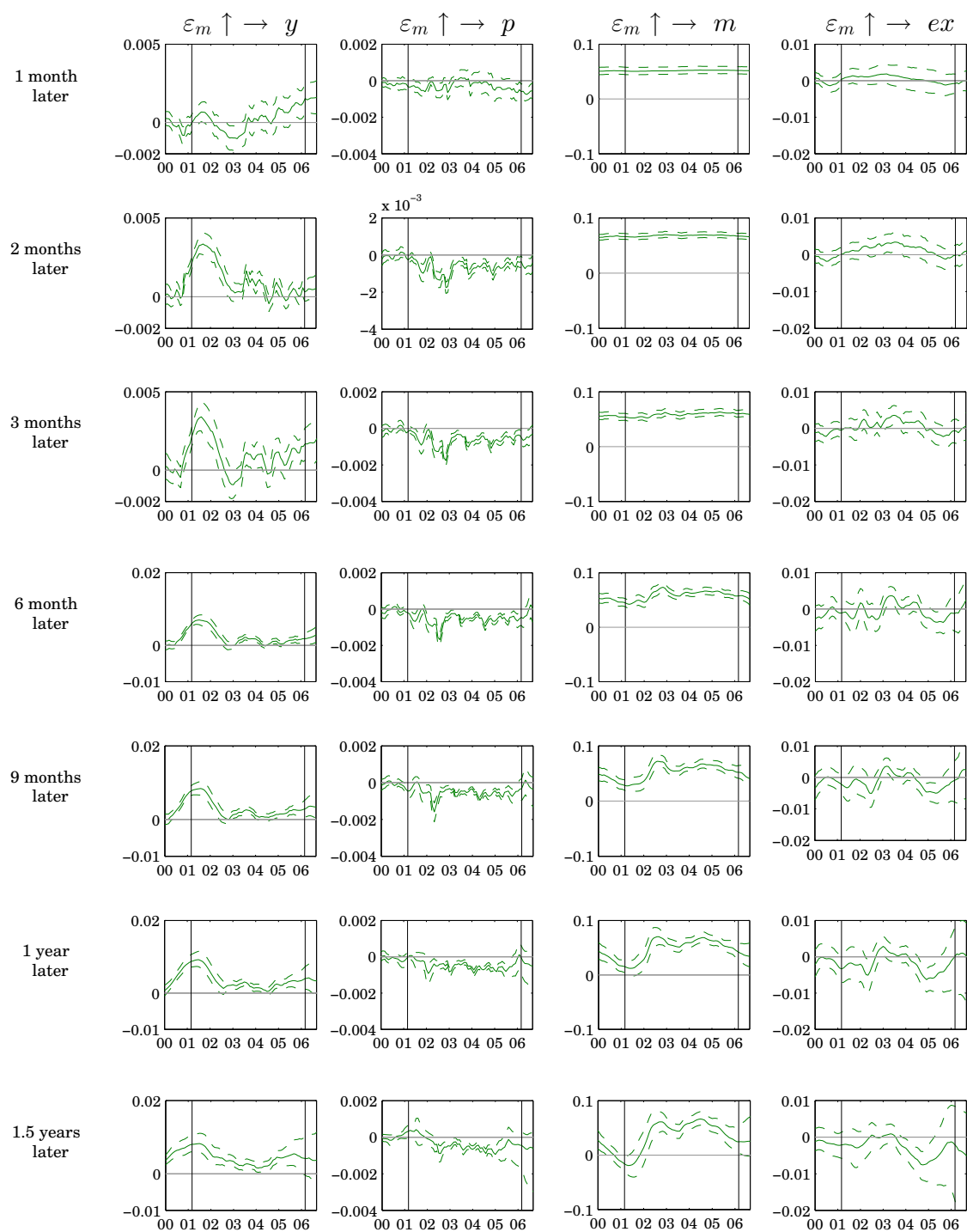


図 5: 為替レートモデルのインパルス反応

	第 1 期間	
	生産	波及経路
基本モデル	有効	
株価モデル	有効	有効
銀行貸出モデル	有効	限定的
為替レートモデル	有効	限定的

	第 2 期間	
	生産	波及経路
基本モデル	有効	
株価モデル	有効	有効
銀行貸出モデル	有効	限定的
為替レートモデル	有効	限定的

	第 3 期間	
	生産	波及経路
基本モデル	有効	
株価モデル	有効	有効
銀行貸出モデル	有効	限定的
為替レートモデル	有効	有効 (一部期間)

表 3: 量的緩和政策期間中における生産と波及経路の可能性

どで大きな反応が得られている¹⁶。これらの結果は政策期間を通じて生産に対し、株価経路が有効であったことを示唆する結果であると考えられる。図 4 では、銀行貸出モデルのインパルス反応を示している。基本モデルや株価モデルの結果と同様に、生産の反応は、金融緩和ショックから 2 か月後から、政策期間を通じてほとんど有意にプラスの反応が表れた。一方で、銀行貸出は第 1 期間の最初の数か月と第 3 期間の最後の数か月において、有意にプラスの反応を示した。しかし、生産の反応は基本モデルと比べて、第 1 期間と第 3 期間ではその反応の大きさはわずかに低下した。また、銀行貸出自体の反応も比較的小さい。そのため、銀行貸出経路の機能は限定的であったと考えられる。図 5 は為替レートモデルのインパルス反応を示している。その他のモデルと同様に、生産の反応は政策期間中において、2 か月後から有意にプラスの反応を示している。一方で、為替レートについては、第 1 期間と第 3 期間の数か月間において有意にマイナスの反応が表れた。しかし、その第 1 期間の反応の大きさは第 3 期間の反応と比べ、非常に小さく、反応の継続期間も非常に短いため、不安定な結果であり、この期間における反応は限定的だったものであると考えられる。また第 3 期間においては、基本モデルと比べ生産の反応はわずかに上昇し

¹⁶特に第 2 期間と第 3 期間において、基本モデルと株価モデルとの反応の差は、顕著であった。

ていた。これらの結果は第3期間の中頃において、為替レート経路が生産に対し、機能していたことを示唆する結果であると考えられる¹⁷。以上の結果を量的緩和政策の生産に対する有効性とその波及経路について注目し、表3ではまとめた。

また表4では各期間内において、株価モデルと為替レートモデルでの生産の有意な反応と、波及経路として考えられる株価や為替レートの有意な反応が、金融緩和ショックから何か月後もしくは何年後に表れたかについてまとめている。この表3では、時間の経過とともに波及経路の機能

	第 1 期間	
	生産	波及経路
株価モデル	2 months - 1.5 years later	1 months - 1.5 years later
為替レートモデル	2 months - 1.5 years later	
	第 2 期間	
	生産	波及経路
株価モデル	2 months - 1.5 years later	1 months - 1.5 years later
為替レートモデル	2 months - 1.5 years later	
	第 3 期間	
	生産	波及経路
株価モデル	1 months - 1.5 years later	1 months - 1.5 years later
為替レートモデル	1 months - 1.5 years later	6 months - 1.5 years later

表 4: 波及経路の機能

が変化していたことが確認できる。まず第1期間から第2期間にかけて、生産は2か月後に有意な反応を示しているのに対し、波及経路として考えられる株価は1か月後より反応している。このことから株価経路がまず主たる波及経路として機能していた可能性が示唆される。そして、第3期間について、生産は1か月後に反応し、株価は1ヶ月後、為替レートは6か月後に反応している。そのためこの第3期間においては、まず株価経路が機能し、そして次に為替レート経路が機能し始めたと考えられる。補足として、通常の波及経路の考え方に従うと、まず波及経路として考えられる株価や為替レート等が反応し、そののちに生産に影響が及ぶといった流れが一般的であろう。今回得られた結果において、株価モデルの場合はそれに準ずる結果であった。しかし為替レートモデルの場合、先に生産が増加し、そののちに為替レートが減価している。これは、本来想定される通常の為替レート経路とは異なる可能性が考えられる。つまり、量的緩和政策は何

¹⁷ この時期は表1でも示したように政府による大規模な為替介入が行われた後の期間に当たる。

かしらの波及経路 (株価等) を通じて生産を上昇させ、そしてその生産上昇に伴い、為替レートが減価した可能性である。この場合、国内における投資が落ち着き、海外への資産運用の活発化が考えられる。もちろん、本来は為替レートモデル内に組み込む必要がある重要な変数 (株価等) を含めておらず、それが含まれなかったことにより、生産が先に反応し、為替レートが後に反応したように見えている可能性も十分に考えられる。この点については先行研究では言及されていない新たな示唆であり、今後の研究課題である。

以上の結果をまとめるに、まず株価経路の機能についてだが、量的緩和政策期間を通じて有効で、さらに為替レート経路と比べ、比較的早期に機能し始めていた。これは Honda et al. (2013) でも指摘されているが、日銀による追加的な貨幣供給を得て、民間銀行や投資家は利子生み資産の構成割合を減少させ、株の保有割合を増加させたためであると考えられる。実際に、株価以外の資産について、図 6 では当時の銀行貸出額の推移を示し、図 7 では日本とアメリカの 2 年物国債利回りや 10 年物国債利回りの推移を示している。図 6 より、銀行貸出額は減少傾向にあり、さらに図 7 より日本とアメリカの 2 年物国債利回りや 10 年物国債利回りの推移を比較しても利回りは、はるかにアメリカの方が高い。そのため当時の経済状況として、株式保有マインドを上昇さ

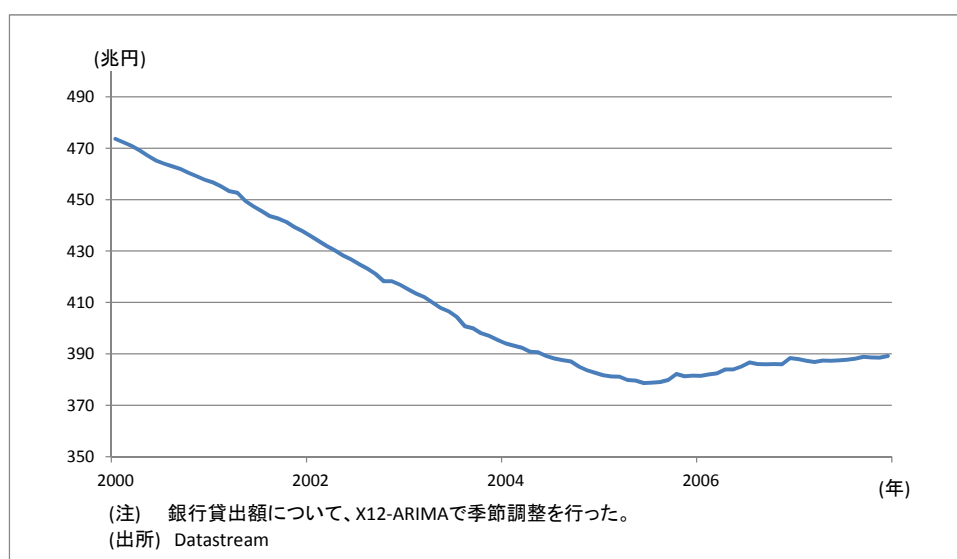


図 6: 銀行貸出額の推移

せる働きがあったと考えられる。そして、ポートフォリオリバランス効果に伴う株価の上昇により、資産効果の働きによる家計消費の増加、もしくはトービンの q が高くなることで、企業の投資が活発化し、生産が増加したと考えられる。この点は、(Honda et al. (2013) でも指摘されている。また、株価経路がその他の経路と比べ、量的緩和政策期間を通じて常に有効で、さらに生産

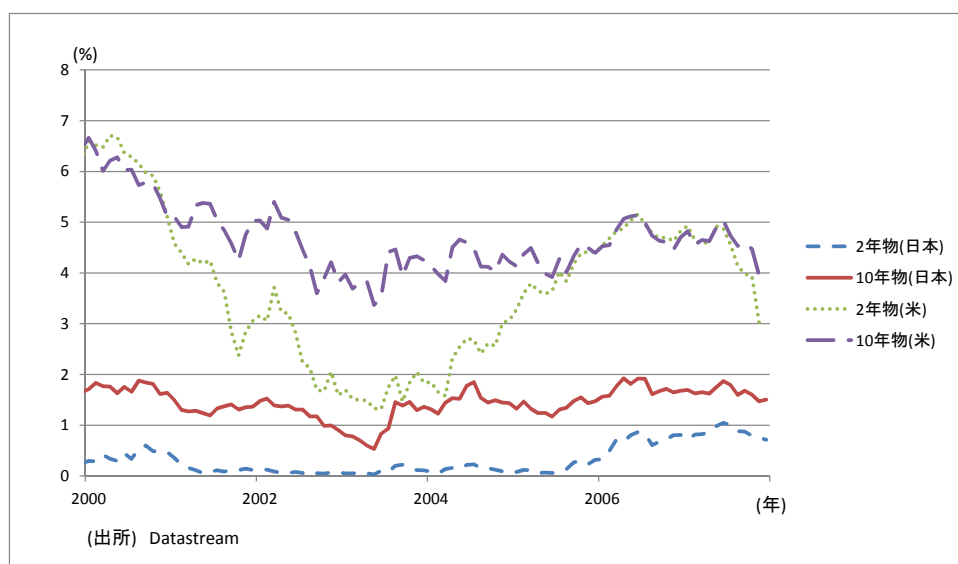


図 7: 日米国債利回りの推移 (2 年物と 10 年物)

やその他の変数よりも早く反応していることから、政策期間中は基本的に株価経路が先行して機能し、その後その他の経路が各期において機能していたと考えられる。

次にインパルス反応の結果として、銀行貸出経路は限定的であった。これは表 1 にも示したように 2002 年頃から政府によって行われた金融再生プログラムの影響が強いと考えられる。図 8 は

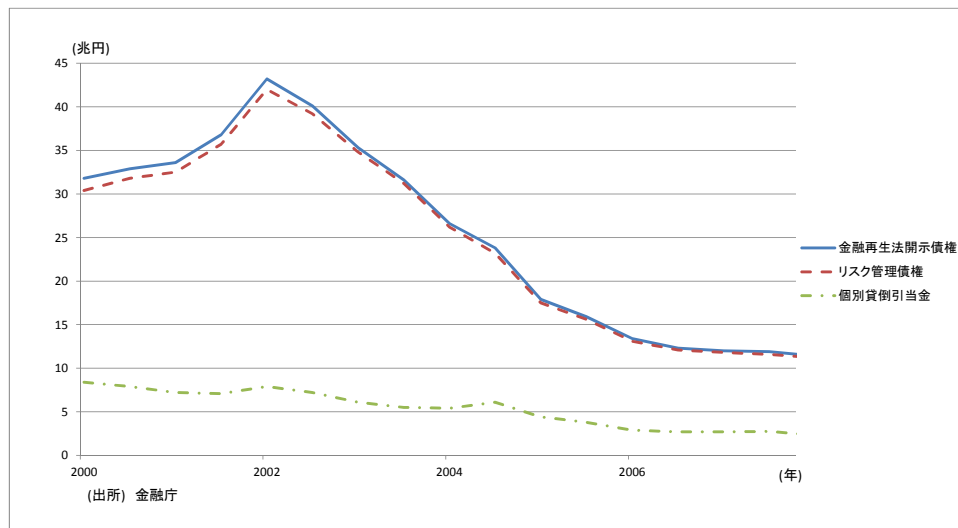


図 8: 不良債権額の推移

不良債権額の推移を示しており、この額は 2002 年頃にピークを迎えた。しかしその後、不良債権処理が進み、2005 年頃以降には不良債権処額の減少も鈍化し、安定的な動きをしている。第 3 期間の終わり頃の反応は、この不良債権処理の動きに整合的である。そのため、銀行貸出のプラスの反応が見られたのは、不良債権処理が安定し、銀行貸出情勢が安定し始めてきている状況のため

めであると考えられる。一方で、不良債権額のピークは2002年頃であることから、第1期間の初期頃の銀行貸出の反応は、実体経済の動きに則していないように見える。しかし、この量的緩和政策が採用された当初、先述したとおり、政策自体が未知で、実際に実体経済に対してどのような効果をもたらすか、誰も予想のできないものであった。つまり、量的緩和政策導入後、追加

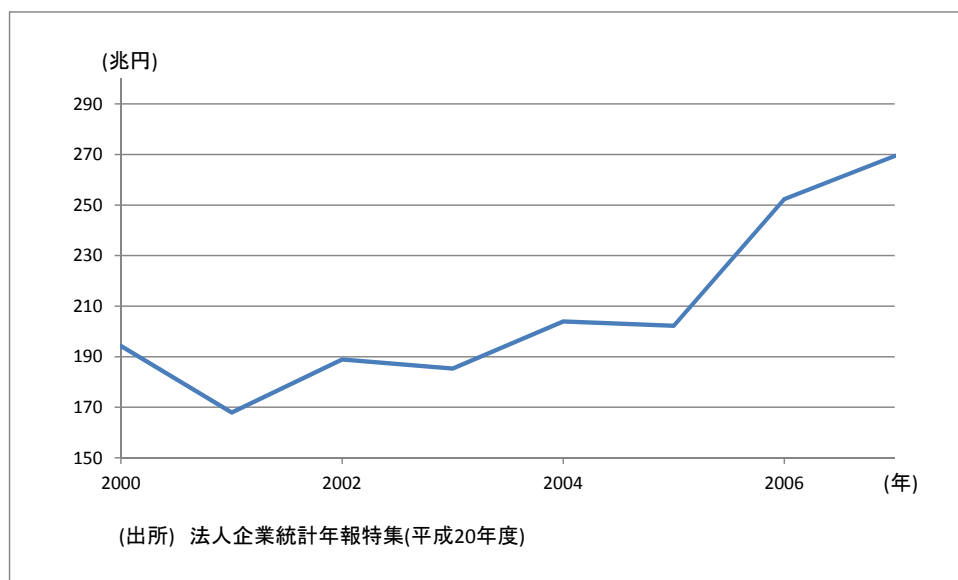


図 9: 内部留保の推移

的な貨幣供給を得て、民間銀行が一時的に銀行貸出を増加させるような動きがここでは表されているのではないかと考えられる。現に、この銀行貸出の反応自体も株価や為替レートの反応と比べると小さい。生産に対しては第1期間と第3期間ともに基本モデルと比べ、小さな反応が示された。この生産の反応の違いについて、量的緩和政策期間中における内部留保の上昇が挙げられる。この当時、図9にも示されているように、内部留保の増額が2001年から進んでいる。そのため、銀行信用を利用したのは一部の企業のみで、その多くは内部留保による投資を活発化させていたため、生産についてもそれほど銀行貸出増加に伴う生産の上昇は限定的であったと考えられる。一方、銀行貸出モデルでは為替レートモデルにおける生産と為替レートの反応関係と同様に、生産が先に反応し、その後銀行貸出が増加している。この場合、生産が上昇し、それに伴い新たな投資を行うための銀行貸出需要の増加が考えられる。もちろん、為替レートモデルと同様に、本来は銀行貸出モデル内に組み込む必要がある重要な変数(株価等)が含まれていなかったことにより、生産が先に反応し、銀行貸出が後に反応したように見えている可能性も十分に考えられる。この点についても先行研究では言及されていない新たな示唆であり、今後の研究課題であると考えられる。

最後に為替レート経路についてだが、第3期間の一部で有効であった。この為替レートの反応について、その背景として、日本とアメリカで金融政策の方向が異なっていた点が挙げられる。図10では日米政策金利差を示し、図11では2年物と10年物の日米金利差を示している。図10

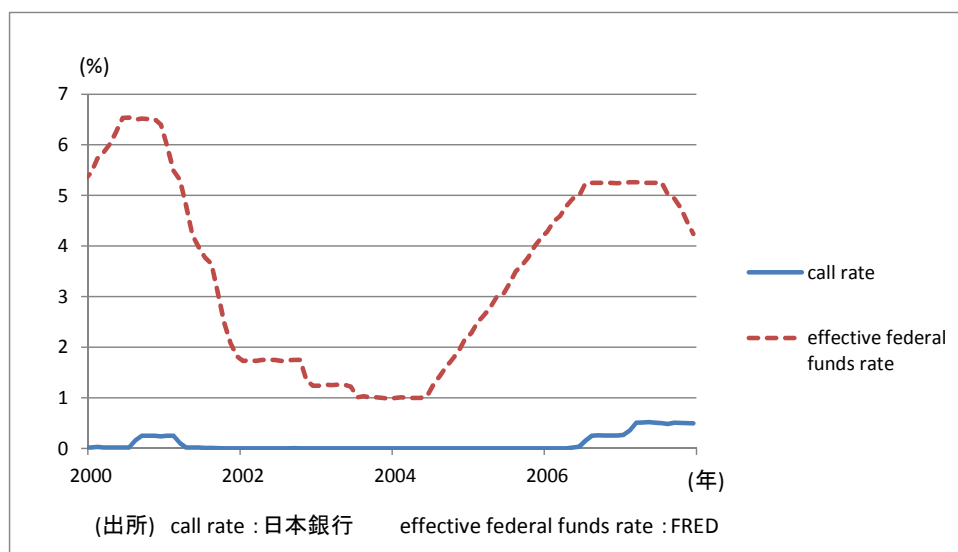


図 10: 日米政策金利差の推移

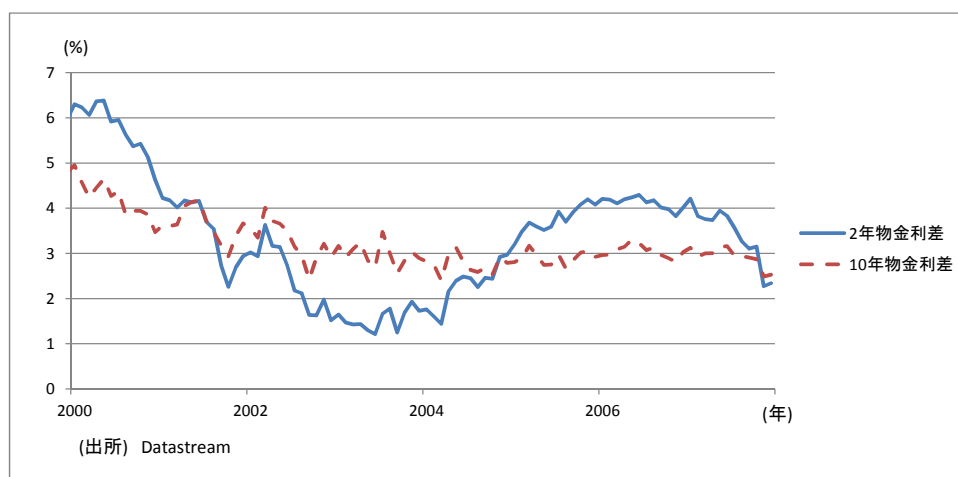


図 11: 日米国債利回り差の推移

や図11でも見られるように、10年物金利差はそれほど大きく表れていないが、2004年頃以降に政策金利差と2年物金利差は拡大している。この時期、表1にも示したように日銀による為替介入後の期間に該当し、また日本は依然として量的緩和政策を継続し続けていたのに対し、アメリカは景気回復を受け、政策金利の引き上げに転じていた。そのため、投資家は政策金利差拡大により、コール市場より資金調達を行い、外国為替市場で金利の高い通貨に替え、各国の金融資産に投資または運用を行った。このように、日本の量的緩和政策の継続、そしてアメリカの金融引締めへの政策転換といった日米で金融政策の方向が異なる現象が起こり、それにより円安がさら

に拡大され、円キャリートレードは進展した。そして、この円安に伴い、輸出が増加し、そして生産も増加したと考えられる。しかし、日本経済は輸出主導型の経済のため、業種によってその効果はさまざまであると考えられる。この点については、次章で検証を行う。

第4節 結論

本章では、月次データを用いて、TVP-VAR モデルを用いることで、先行研究では明らかにされていない大きな結果が得られた。それは、ほとんどの先行研究で、モデルに固定パラメータを用いており、量的緩和政策の影響が時期によって変化している可能性が考慮されていなかったためである。さらに、時変パラメータモデルを用いた先行研究についても、四半期データを用いているため、詳細な月次ベースの政策変更の影響についても捉えることが難しいためである。また、TVP-VAR モデルを用いた先行研究では量的緩和政策期間をある時点に着目し、評価を行っているが、政策影響が時間とともに変化している点については言及できていない。本章では、月次データを用いた政策効果の変化を評価し、量的緩和政策期間全体に通じた実証結果を明らかにした初めての实証分析となる。

主な結果は以下の通りである。まずはじめに、量的緩和政策の実体経済に対する効果は時間とともに変化していたということである。その政策効果は、量的緩和政策期間を通じて、生産には有効であり、さらにその効果は、政策開始時期から 2002 年終わり頃 (第 1 期間) がもっとも大きかった。一方で、政策期間を通じて、量的緩和政策の物価への影響は限定的であった。第 2 に、主な波及経路が時間とともに変化していた点である。政策期間を通じて、株価経路は有効であったが、為替レート経路は政策期間の一部において有効であった。為替レート経路は 2004 年頃から 2005 年中頃 (第 3 期間内の一部期間) にかけて有効であった。また、量的緩和政策期間中において、基本的には株価経路が主に機能し、為替レート経路は時期によって、株価経路に遅れて、機能していたことを明らかにした¹⁸。最後に、本研究では TVP-VAR モデルと月次データを用いて、より詳細な実証分析を行った。以上の結果は、政策が実体経済に対する効果が、有効な時期もあれば、限定的な時期もあるといった、むしろ折衷的な政策評価であると考ええる。本来、政策が実体経済に対し、どのような効果をもたらすかは時間の流れとともに変化するはずである。ここで得られた政策評価は、今後様々な政策の再評価に非常に有効的であると考ええる。

¹⁸ 前節でも述べたが、この為替レート経路については通常考えられる波及経路とは異なる波及の流れであった可能性も考えられ、この点については今後の研究課題である。

第2章 量的緩和政策の業種別影響の考察

第1節 はじめに

第1章では、量的緩和政策の実体経済に対する影響について、マクロ面からの実証分析を行った。本章では、第1章で行った分析をさらに発展させ、業種別での実証分析を行っている。その際に量的緩和政策の実体経済に影響を及ぼす波及経路として、まず為替レート経路に注目し、分析を進める。為替レート経路について、多くの先行研究において、その有効性は指摘されてはいないが、第1章において、2004年頃以降から2005年終わり頃まで有効に機能していた結果が得られている。また、日本経済はそもそも輸出主導型の経済であり、為替レート変化の影響を非常に受けやすいと考えられる。しかし、その影響は業種によって大きく異なる。表5では、各年に

	2000年	2003年	2006年
一般機械	28.22%	31.18%	33.31%
輸送用機械	28.98%	30.35%	34.49%
電気機械	32.04%	37.26%	43.55%
化学	14.78%	17.46%	21.32%
金属製品	4.22%	5.17%	6.66%
一次金属(鉄鋼/非鉄金属)	11.43%	13.85%	16.01%
繊維	22.46%	27.98%	32.64%
紙・パルプ	3.43%	3.99%	4.65%

(出所) 内閣府 2013年度国民経済計算

表5: 各業種の産出額に占める輸出割合

おける業種ごとの輸出依存度をまとめている。これをみると、機械3業種(一般機械業、輸送用機械業、電気機械業)や繊維業、化学業は比較的大きな割合を占めている。ついで、鉄鋼業と非鉄金属業をはじめとする一次金属業、そして金属製品業、紙・パルプ業である。このように業種によって輸出割合は大きく異なるため、為替レートの影響も業種によって様々であると考えられる。さらに第1章では、マクロ面からの政策評価を行い、政策期間中において生産に対し、有効ではあったが、その結果はどの業種によってもたらされたものであるかについても確認する必要があるだろう。表6では、各年における製造業の総産出に占める各業種の産出割合を示している。これによると、機械3業種、一次金属業、そして化学業が大きな割合を占めている。その一方で、金属製品業や繊維業、紙・パルプ業についてはその割合は減少し、これらの産業は日本経済における斜陽産業であるといえるだろう。このように業種によってもマクロ経済全体に対する規模は

	2000 年	2003 年	2006 年
一般機械	9.51%	8.88%	10.13%
輸送用機械	14.19%	17.22%	17.50%
電気機械	17.89%	15.43%	14.15%
化学	8.73%	9.14%	8.94%
金属製品	4.49%	4.24%	4.01%
一次金属 (鉄鋼/非鉄金属)	7.79%	8.22%	11.50%
繊維	0.95%	0.81%	0.65%
紙・パルプ	2.93%	2.82%	2.50%

(出所) 内閣府 2013 年度国民経済計算

表 6: 製造業の総産出に占める各業種の産出割合

大きく異なる。そのため業種ごとによって分析を行うことで、第 1 章で得られた政策効果がどの業種によって主にもたらされたものかについて、更なる政策評価を加えることができると考える。さらに追加的な実証分析として、株価経路についても言及する。株価経路は、第 1 章で政策期間を通じて有効であったことを示唆する結果が見られ、さらに Honda et al. (2013) でも指摘されている。そのため、量的緩和政策の実体経済に対する影響を実証分析するにあたって、重要な変数の 1 つである株価にも考慮し、実証分析を進める。

第 2 節 データとモデルの設定

本章で用いるデータは、1998 年 4 月から 2008 年 3 月までの月次データである¹⁹。扱う変数は、業種別鉱工業生産指数 (y)、日銀当座預金残高 (m)、業種別 TOPIX (s)、業種別実質対米ドルレート (ex) である²⁰。本章で扱うモデルは、第 1 モデル (y, m, ex) と第 2 モデル (y, m, ex, s) を各業種ごとで扱っている²¹。金融政策の波及経路を検証するうえで、為替レートが重要な経済変数である点は先にも挙げたが、それと同様に先行研究でも指摘があるように、株価経路についても考慮すべきであると考えられ、第 2 モデルで扱う。この株価と為替レートの関係だが、藤原 (2013) で指摘されているように 2005 年以降に為替レートと株価の同時相関、さらに為替レート先行の時差相関が上昇していることが挙げられる。それゆえ、量的緩和政策が為替レートを減価させ、そ

¹⁹全てのデータは対数を取ったのち、demean を行っている。

²⁰業種別 TOPIX は月末値を用いる。業種別実質対米ドルレートについて、名目円ドル為替レート、そしてアメリカと日本の PPI (Producer Price Index) より作成した。また、X-12 ARIMA (E-views) を用い、日銀当座預金残高と PPI は季節調整を行っている。その他のデータについては、季節調整済みを用いる。業種別鉱工業生産指数は経済産業省より取得し、その他のデータについてはすべてデータストリームより取得した。

²¹変数順序については示した順のとおりである。

れに伴い株価が上昇し、生産を増加させるといった経路を考慮することは重要である²²。また、各モデルともにラグは2期と設定した²³。

第3節 インパルス反応分析

図12-17と図19-30では、第1モデルと第2モデルの業種別インパルス反応分析の結果を示した。各期に金融緩和ショックを与え、その6か月後と1年後の反応を各変数ごとに示している。横軸は2000年1月から2006年12月までの時系列を示しており、縦軸は反応の大きさを示している。30,000回のサンプリング結果をもとにインパルス反応を計算し、そのメディアンを実線で、25-75%区間を点線で示している。この点線の区間は、Nakajima and Watanabe (2011)に倣い、この分析における有意水準としている。また、縦軸の実線は、それぞれ量的緩和政策期の始まり(2001年3月)と終わり(2006年3月)を示している。金融緩和ショックはそれぞれのモデルで、1標準偏差の構造ショックの期間平均を用いている。以下では、量的緩和政策期間にのみ注目し、各モデルにおけるインパルス反応について検証する。

以下では量的緩和政策開始時期(2001年3月)から2004年頃までを前半期間とし、2004年頃から量的緩和政策終了時期(2006年3月)までの期間を後半期間とする。まず為替レートの反応について、ほとんどの業種では、後半期間において為替レートは金融緩和ショックに対し、減価する反応を示している²⁴。これは、第1章で確認したマクロでの実証分析とほとんど整合的な結果であるといえる。そのためこの時期において量的緩和政策は、各業種の為替レートを減価させる働きがあったと考えられる。

次に各業種ごとの生産や株価の反応を確認する。第1モデルと第2モデルにおけるインパルス反応について、一般機械業は図12-13、輸送用機械業は図14-15、電気機械業は図16-17を示す。

第1モデルを確認すると、機械3業種(一般機械業や輸送用機械業、電気機械業)では、後半期に生産が有意なプラスの反応を示している。これらの業種は、表5で確認したように輸出割合の比較的大きな業種である。そのため、為替レート減価に伴う輸出向け生産を上昇させる働き、つまり為替レート経路が機能していたことで、量的緩和政策の効果が生産に影響した可能性が考え

²²補足として、補論に為替レートの減価ショックに対する株価のインパルス反応についても示した。ほとんどの業種において、株価はプラスの反応を示している。

²³本章ではラグが3期の場合についても確認を行ったが、2期の場合とほとんど同様な結果が得られている。

²⁴鉄鋼業においては、為替レートの円安反応がその他の業種と比べ、少し早期に現れた。この点については後に言及する。

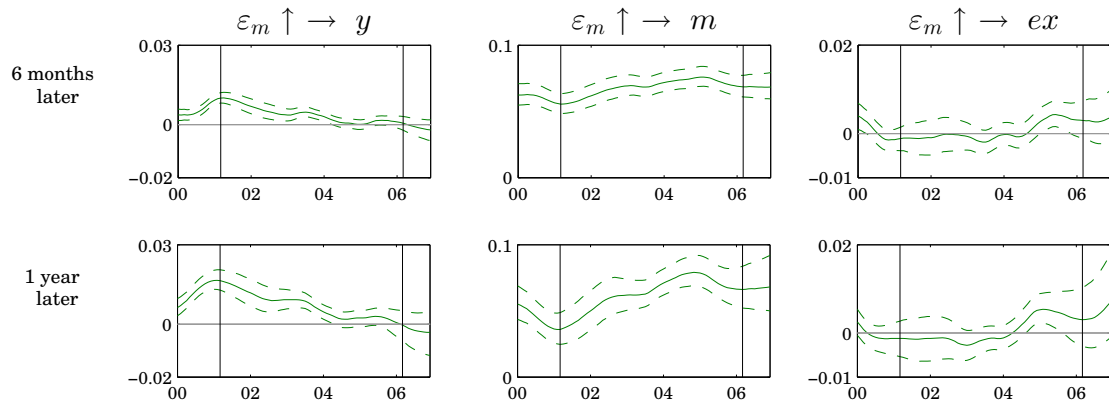


図 12: 第 1 モデルのインパルス反応 (一般機械業)

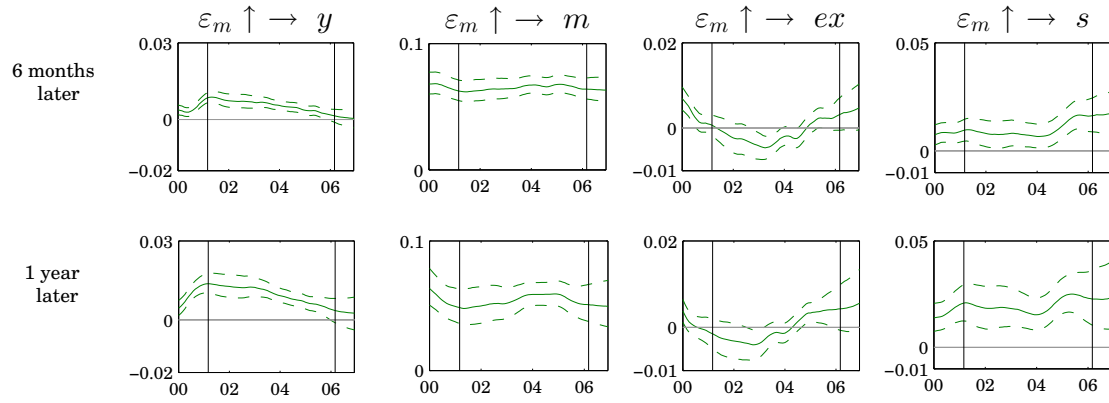


図 13: 第 2 モデルのインパルス反応 (一般機械業)

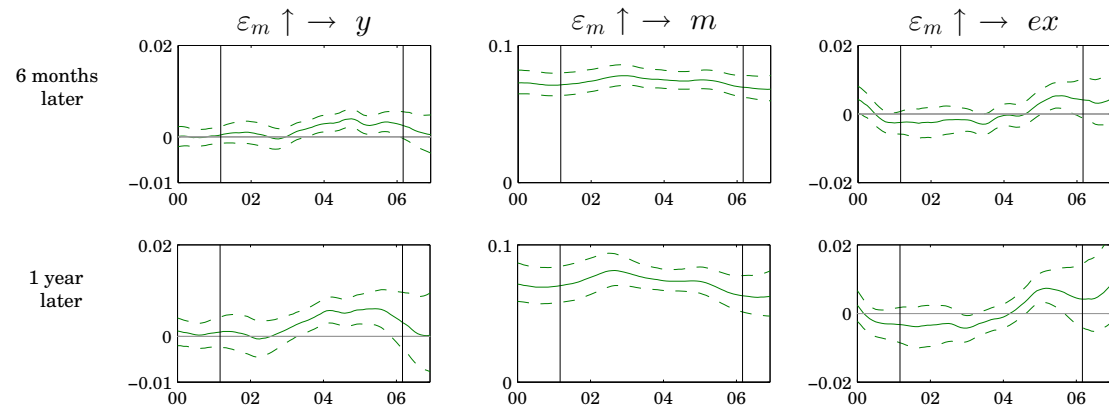


図 14: 第 1 モデルのインパルス反応 (輸送用機械業)

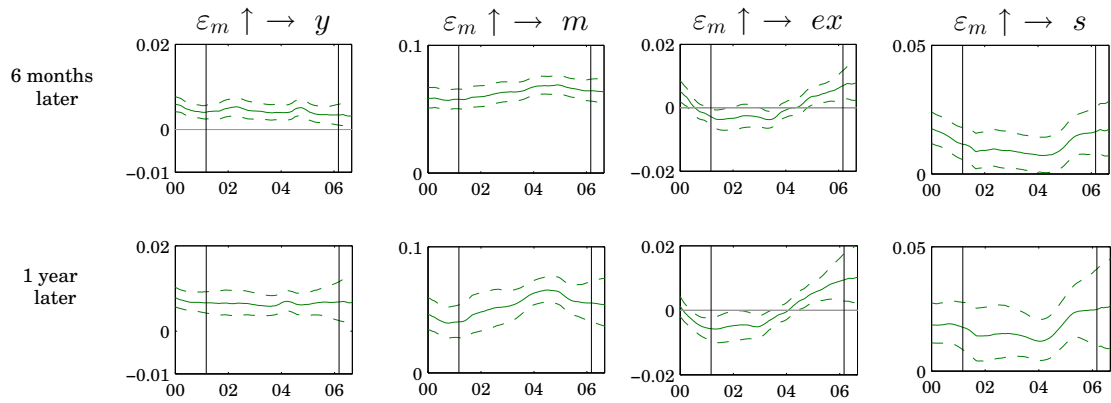


図 15: 第 2 モデルのインパルス反応 (輸送用機械業)

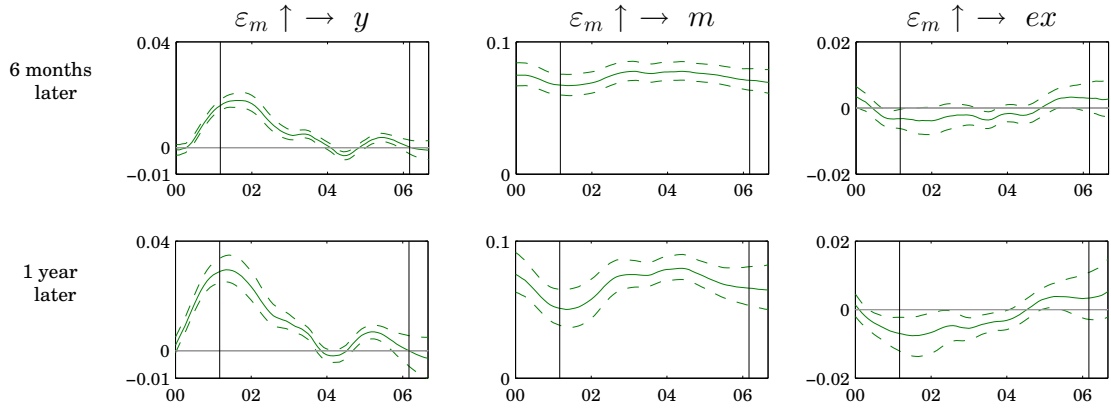


図 16: 第 1 モデルのインパルス反応 (電気機械業)

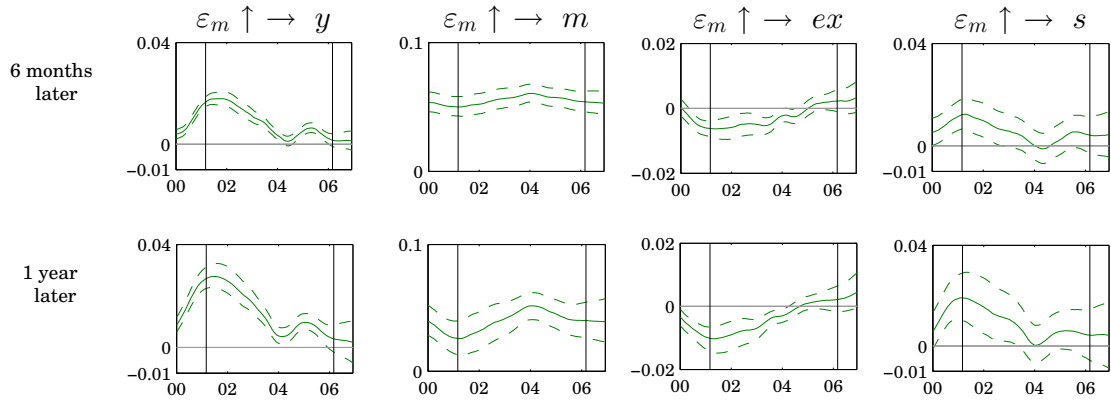


図 17: 第 2 モデルのインパルス反応 (電気機械業)

られる。次に、前半期間では輸送用機械業を除いて、生産は有意にプラスの反応を示している。この前半期間の反応について、株価を加えた第2モデルの結果を比較すると、一般機械業と輸送用機械業はともに政策期間を通じて、株価は有意にプラスの反応が得られた。生産の反応は一般機械業では政策期間を通じて反応が大きく、輸送用機械業は前半に大きく表れた。これらの結果から、株価経路が一般機械業では政策期間を通じて、輸送用機械業では前半に主に機能していたと考えられる。その一方で、電気機械業は第1モデルでは得られていた後半期の為替レートにおける有意な反応は、第2モデルの結果ではわずかに失われた。電気機械業の場合、後半期における為替レート経路の機能については、少し限定的な結果であると考えられる。図18では機械3業

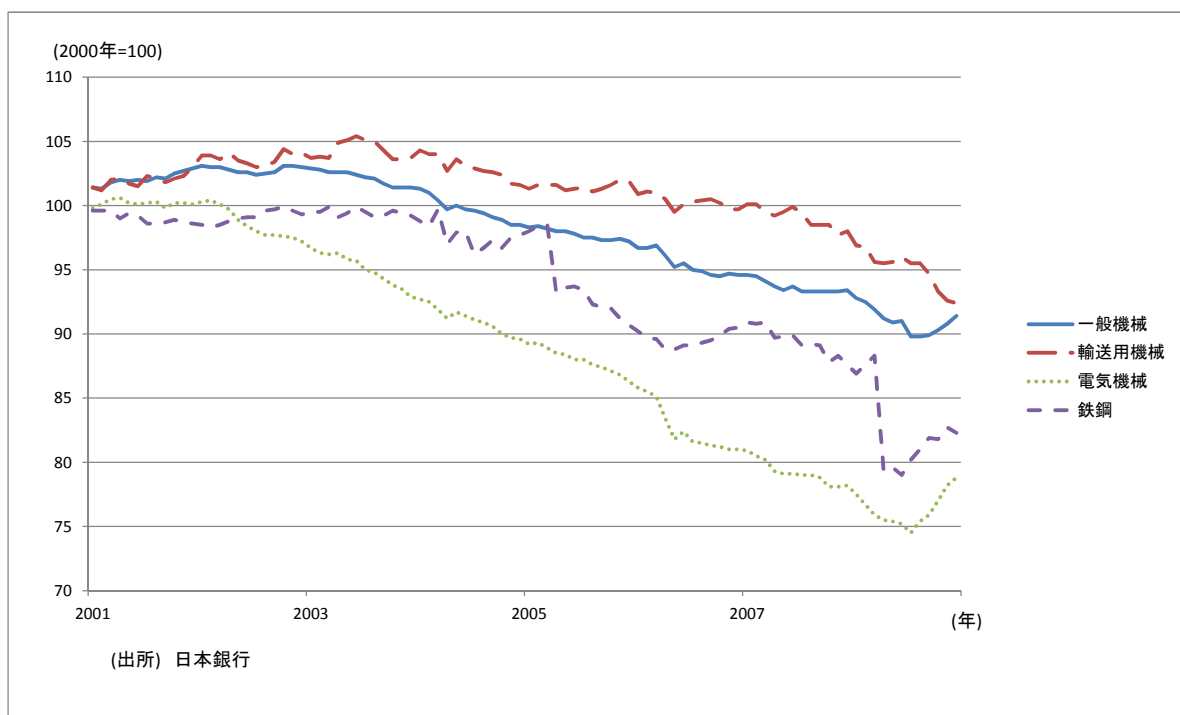


図 18: 交易条件指数

種における交易条件指数を示した。電気機械業はその他の機械業種と比べると、後半期において大きく低下している。つまり、電気機械業はこの当時、円安による原材料コストの上昇を価格に転嫁することに失敗していたと考えられる。当時の経済状況として、円安で輸出向け生産自体は増加していたが、実際には交易条件指数が示すように電気機械業では海外要因(原材料のコストアップ)が強く影響し、量的緩和政策の実質為替レートに対する反応として、有意な円安反応が現れなかったと考えられる。また、第2モデルが示すようにこの時期の株価の反応は、プラスの反応は示されてはいるが、為替レートの反応と同様にわずかに有意性が示されなかった。これは後

半期に輸出を伸ばしてはいるが、実際には交易条件指数からもみられるように、電気機械業において量的緩和の恩恵は限定的であり、その影響が株価にも反映していると考えられる。以上の点から、電気機械業について、後半期の生産の反応は、量的緩和政策の為替レートや株価を通じた影響について有意性は認められないが、それらの波及経路やその他の要因による複合的な影響によるものであると考えられる。一方で、株価の反応は前半期に有意なプラスの反応が示されており、前半期の中頃以降において、第1モデルと比べるとわずかに生産の反応が上昇している。そのため、株価経路については前半期の中頃以降から末まで機能していたと考えられる。

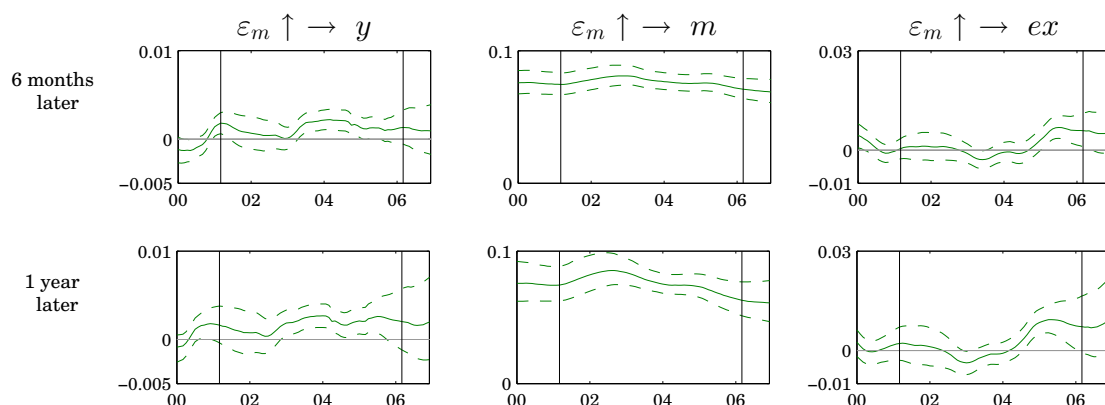


図 19: 第1モデルのインパルス反応 (化学業)

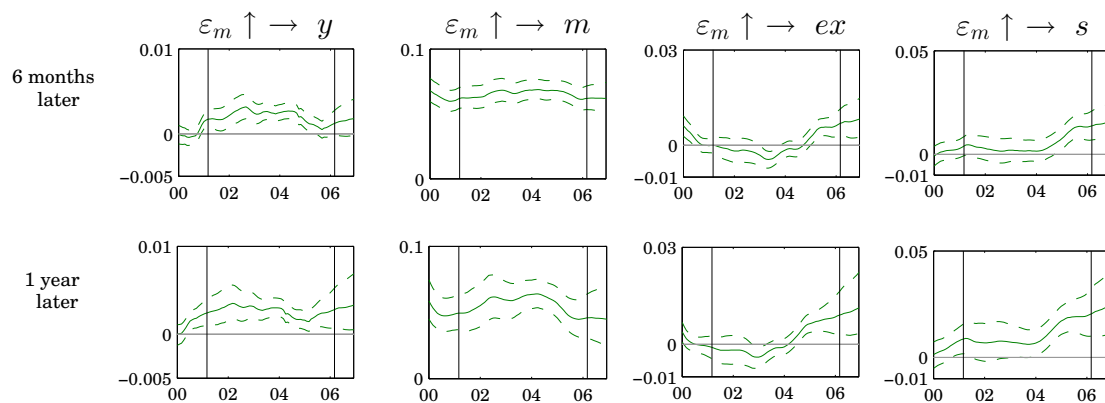


図 20: 第2モデルのインパルス反応 (化学業)

第1モデルと第2モデルにおけるインパルス反応について、化学業は図19-20、金属製品業は図21-22、非鉄金属業は図23-24、鉄鋼業は図25-26を示す。第1モデルを確認すると、後半期において化学業と非鉄金属業は生産と為替レートがともに有意なプラスの反応を示している。化学については、機械3業種と同様に輸出割合の大きな業種であるため、円安に伴う輸出向け生産

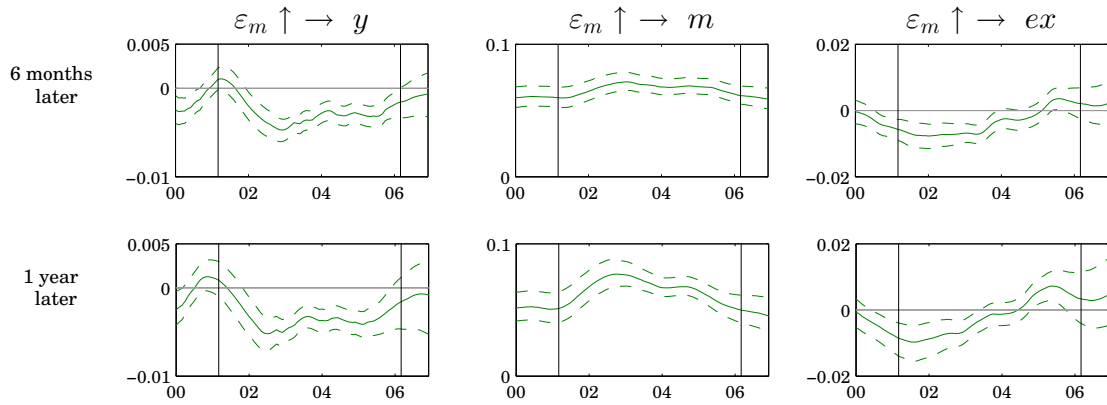


図 21: 第 1 モデルのインパルス反応 (金属製品業)

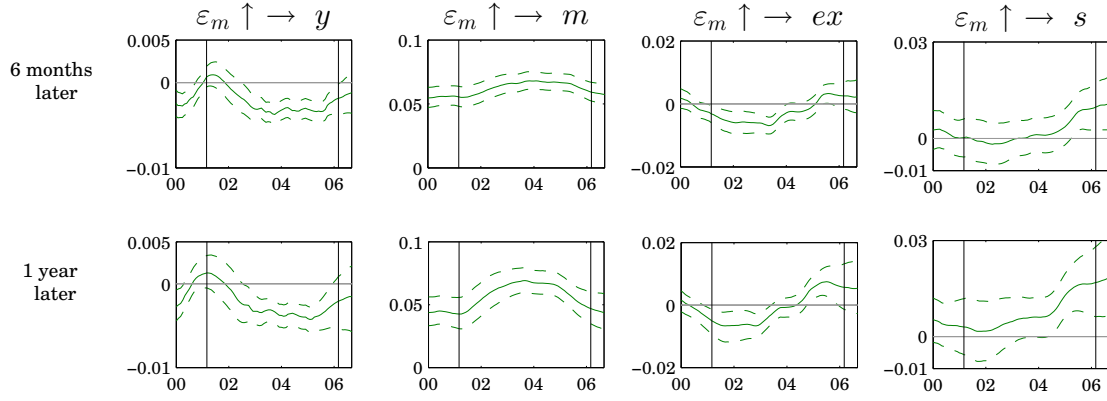


図 22: 第 2 モデルのインパルス反応 (金属製品業)

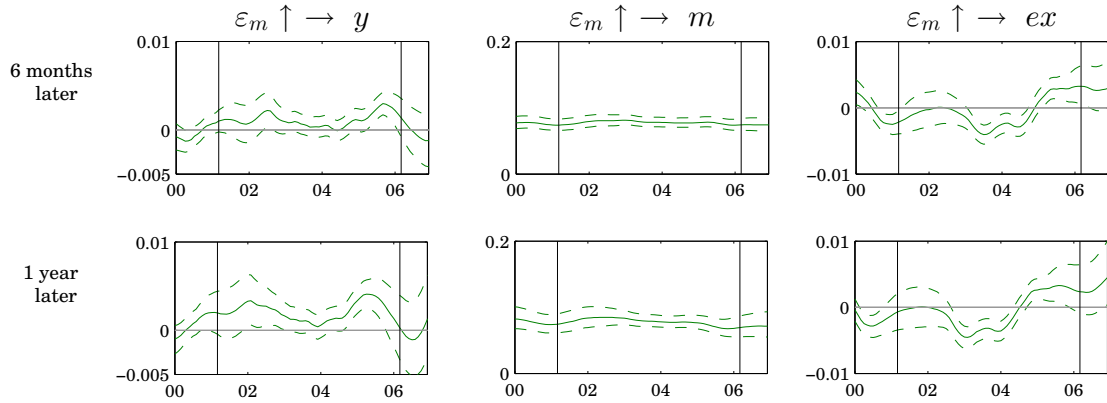


図 23: 第 1 モデルのインパルス反応 (非鉄金属業)

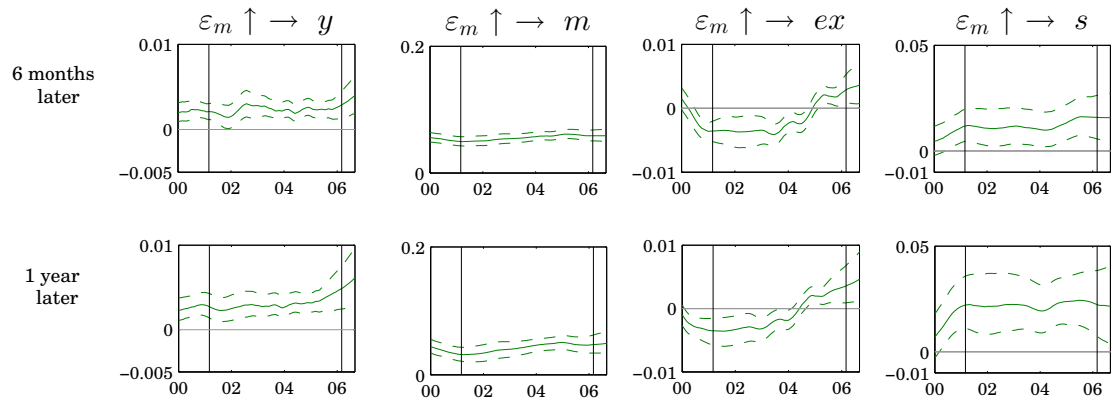


図 24: 第 2 モデルのインパルス反応 (非鉄金属業)

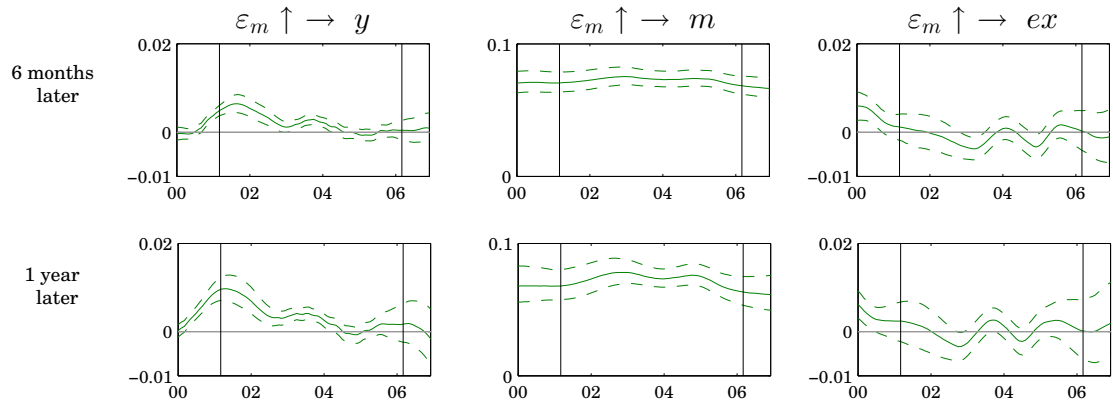


図 25: 第 1 モデルのインパルス反応 (鉄鋼業)

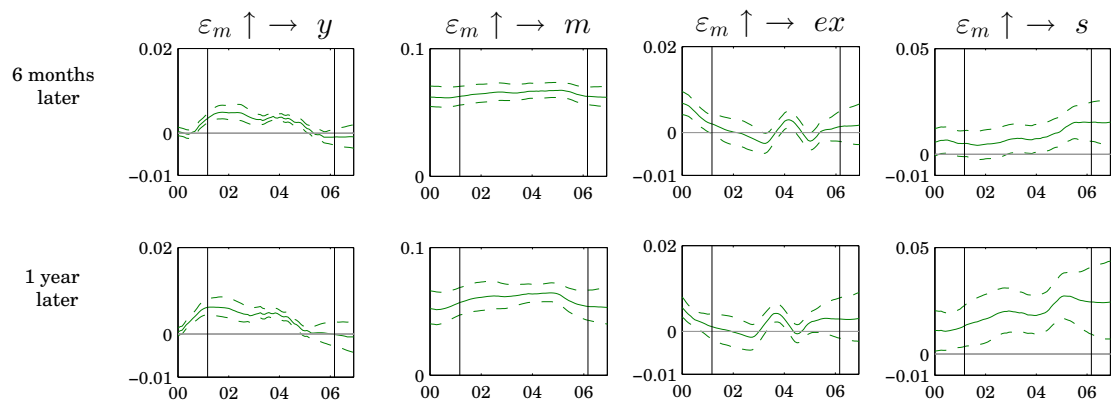


図 26: 第 2 モデルのインパルス反応 (鉄鋼業)

増加の影響が考えられる。一方で、非鉄金属業については輸出割合は比較的小さいが、後半期に生産がプラスの反応を示した。この点について、機械3業種の輸出向け生産が高まり、それに伴い、機械3業種に部品として製品を納める非鉄金属業の需要が上昇し、それが生産増加に表れたと考えられる。また、前半期に伴う生産の上昇については、第2モデルを確認すると、機械3業種と同様に株価がほとんど有意にプラスの反応がみられることから、株価経路による機能が有効であったことを示す結果である。そして、後半期においても同様に株価は有意にプラスの反応であり、株価経路は機能していたと考えられる。

また、鉄鋼業について、第1モデルと第2モデルともに前半期間と後半期間の境目である2004年頃に、為替レートが有意にマイナスの反応を示した。この反応は鉄鋼業以外の業種と比べると早期に表れている。また、生産は為替レートの減価に伴い、この時期に有意にプラスの反応が示された。この結果について、鉄鋼業は原材料の多くを海外からの輸入に依存しているため、円安によるコストアップの影響を強く受けやすいが、当時の経済状況としては2000年以降、中国の鉄鋼需要が高まり、生産は上昇していたため、その影響が前半期に大きく表れたものであると考えられる。そして、2004年頃の有意な円安の反応について、当時は原材料価格が急激に上昇するといった特殊要因が発生した。しかし、価格転嫁を行うことで原材料価格上昇分を吸収するのに成功している。図18にも示したように、この2004年中頃から2005年にかけて、鉄鋼業では大きく交易条件指数が上昇している。そのため、有意な円安の反応が示されたと考えられる。また、2004年頃以降については、円安傾向の反応がみられるが、有意ではない。これは交易条件指数が2006年に大きく低下していることから、コストアップの影響を強く受けたためであり、この時期の生産について有意にプラスの反応は表れなかったと考えられる。そして、第2モデルを確認すると、株価は政策期間を通じて有意にプラスの反応がみられ、生産も後半期の最後の1年を除き、有意にプラスの反応がみられた。この点からもこの期間中においては、ほとんど株価経路が機能していたと考えられる。金属製品業について第1モデルと第2モデルともに確認すると、表5にも挙げたように他の業種と比べると斜陽産業であるため、量的緩和政策の生産や株価に対する影響は限定的であったと考えられる。

第1モデルと第2モデルにおけるインパルス反応について、繊維業は図27-28、紙・パルプ業は図29-30を示す。紙・パルプ業については、第1期間初期に生産は有意にプラスの反応が示されているが、その反応は非常に小さく、また株価についても有効な反応は得られていない。また、

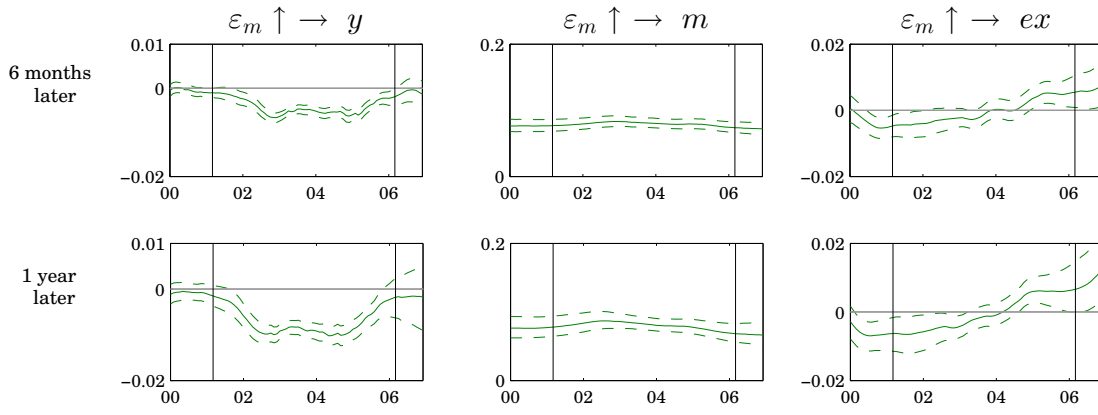


図 27: 第 1 モデルのインパルス反応 (繊維業)

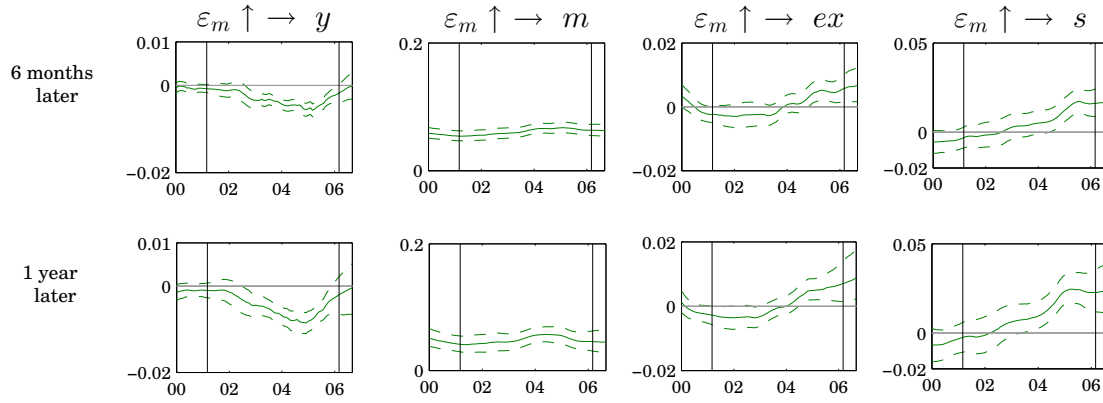


図 28: 第 2 モデルのインパルス反応 (繊維業)

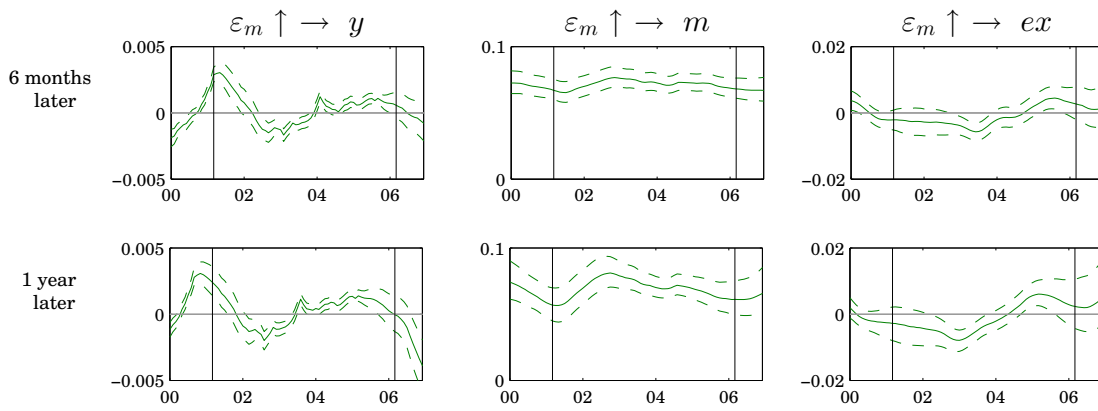


図 29: 第 1 モデルのインパルス反応 (紙・パルプ業)

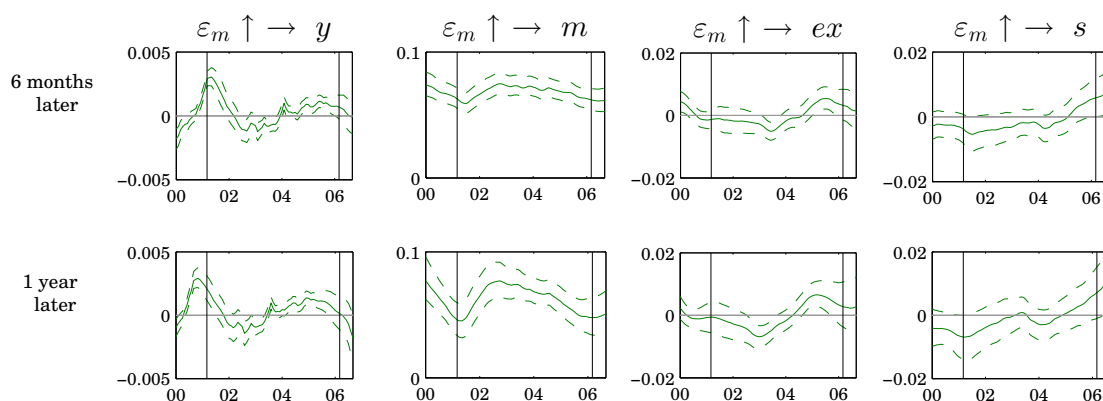


図 30: 第 2 モデルのインパルス反応 (紙・パルプ業)

繊維業についても生産や株価についてほとんど有効な反応は得られておらず、これらの業種については、金属製品業と同様に斜陽産業に当たるため、量的緩和政策の実体経済に対する影響は限定的であったと考えられる。

以上では、各業種ごとのインパルス反応の結果を確認した。その際、第 1 モデルと第 2 モデルを比較し、株価を入れることで、金属製品業、繊維業、紙・パルプ業を除く業種では生産に対する反応の大きさが業種によって異なるが、全体もしくは部分的に上昇していたことが確認できた。この点から、株価は生産を押し上げる効果があると考えられ、株価経路が各業種で各期において機能していたと考えられる。一方、金属製品業、繊維業、紙・パルプ業は他の産業と比べると斜陽産業であり、株価についても限定的な反応が示された。これはこれらの業種が斜陽産業であるため、その他業種の株式保有に投資家が動いたためであると考えられる。

第 4 節 結論

2001 年から 2006 年にかけて行われた量的緩和政策は世界で初めての試みであった。そのため、量的緩和政策に注目が集まり、その政策効果については、先行研究の多くで実証分析なされている。しかし、第 1 章でも挙げたが、その多くの先行研究では、前述した政策の性質や当時の経済状況を踏まえたモデルを扱っていないため、その効果の検証は不十分であった。そのため、第 1 章では上記の問題を考慮し、マクロ的な側面から実証分析を行っている。本章では、さらに第 1 章で行った実証分析を発展させ、業種別での政策効果について、実証分析を行った。業種別での実証分析を行う理由として、日本では特に、外需は日本経済を活性化させる重要な原動力の 1 つ

であると考えられている点が挙げられる。そのため、機械部門をはじめとする輸出主導型産業の経済活動に対する研究は、量的緩和政策の効果を評価する上では必要不可欠な分析であると考えられる。結果として、本章で行われた分析は、前述した問題に応え、かつ業種別での政策の実体経済に対する影響を考慮した政策評価である。主な結果として、量的緩和政策はほとんどの業種において、2004 年頃以降に為替レートを減価させ、そして生産への影響がみられた。この効果は特に、一般機械業や輸送用機械業、化学業、非鉄金属業、鉄鋼業において顕著であった。また、これらの業種では株価がほとんど政策期間中を通じて上昇し、生産を押し上げる効果を持つことからも、各期において株価経路が機能していたことが示された。一方で、電気機械業では先に示された業種と比べると、後半期において為替レートや株価に対して量的緩和政策の効果は限定的ではあったが、生産自体には有効な結果であった。また前半期においても株価経路が機能していたことを示唆する結果も示されている。これらの実証結果は、第 1 章で行われたマクロ実証分析の結果とほぼ整合的であり、これらの業種によって量的緩和政策期間のマクロ経済は牽引されていたと考えられる。以上の評価を踏まえ、量的緩和政策を採用している先進各国の中央銀行にとって、これらの新たな知見は今後の政策を策定、評価する上で重要な 1 つの指標となりうるだろう。

第3章 金融危機前後における各国中央銀行の政策評価

第1節 はじめに

20 世紀後半以降、インフレーションは金融政策を行う上で、重要な経済指標の 1 つである。その中で、先進各国は 20 世紀末にそれぞれ国内のインフレ状態を安定させていた。しかし、日本では 1990 年代に金融危機が起こり、その後、日本経済に多大な影響を及ぼすほど深刻なレベルではないが、10 年以上もの長い期間にわたって、デフレ状態が継続した。また、第 1 章の実証分析結果からも、日本の 2001 年から 2006 年にかけて行われた量的緩和政策は物価に対して限定的な効果であった²⁵。その一方で、サブプライムローン問題に端をなした金融危機に対し、多くの先進各国でも金融緩和政策が採られた。アメリカやイギリスの中央銀行 (FRB や BOE) では、短期金利をゼロ付近にまで速やかに引き下げ、そして量的緩和を行い、デフレ状態の阻止に成功している。また、カナダやイタリアの中央銀行についても伝統的金融政策である短期金利操作による金融緩和でデフレ状態の阻止に成功している。その一方で、日本は依然として、長期的なデフレ状態、さらに期待インフレの低迷に悩まされている。そのため、このデフレ状態からの脱却について着目し、先進各国の期待インフレや株価に対し、金融危機前後の金融政策がどのような効果をもたらしたかについて検証を行う。

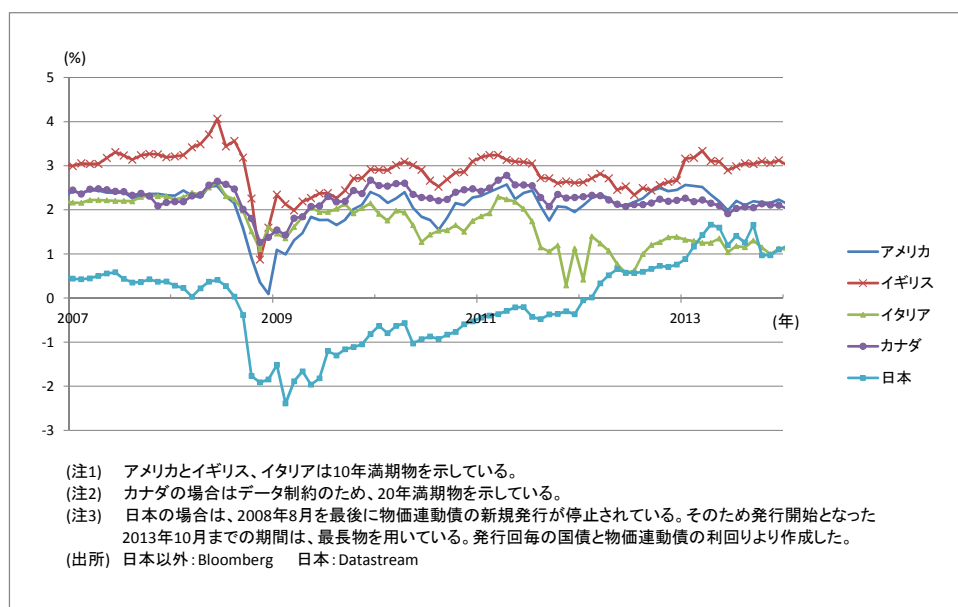


図 31: BEI の推移

期待インフレについて、図 31 ではアメリカ、イギリス、カナダ、イタリアの主要な 4 か国に

²⁵ 表 2 に挙げた先行研究のほとんどにおいても、金融緩和政策は物価に対し、有効ではなかった。

加え、参考として日本の Break Even Inflation rate(BEI) の推移を示した。本研究では期待インフレの測り方にはいくつか方法が存在しているが、それを表す指標として BEI を用いている²⁶。各国の BEI の推移を確認すると、金融危機からおおよそ1年後には、期待インフレは金融危機以前の水準までほとんど回復している。また、これらの国の金融危機後の金融政策はそれぞれ異なる²⁷。図 32 では短期金利の推移を示した。アメリカは金融危機後、比較的早期に短期金利を引き

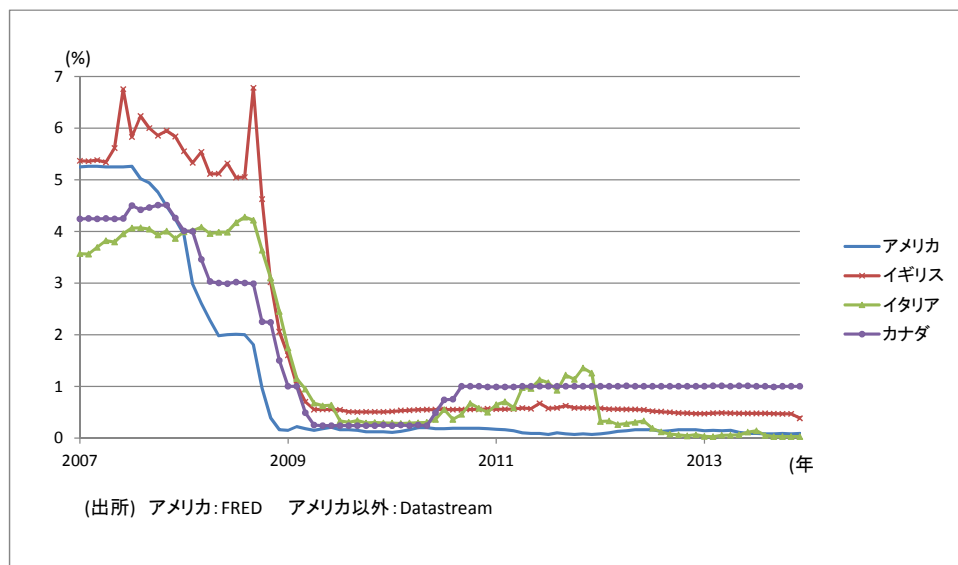


図 32: 短期金利の推移

下げ、金融緩和を行っており、その他の各国も次いで短期金利の引き下げを行っている。そして、

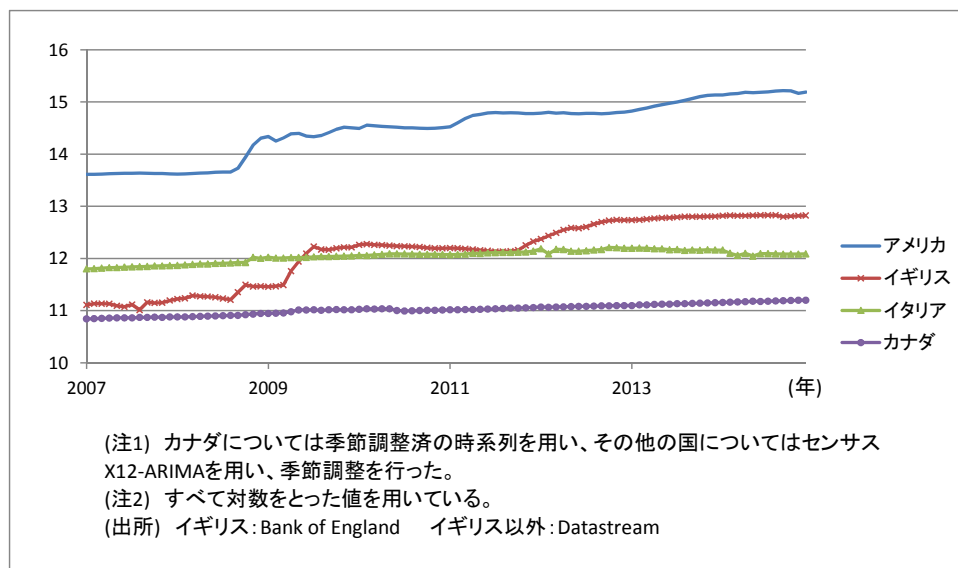


図 33: マネタリーベースの推移

²⁶清水谷 (2005) では、期待インフレの測り方をいくつか紹介している。

²⁷地主, 小巻, 奥山 (2012) では、アメリカやイギリス、ユーロ圏の金危機前後の金融政策対応についてまとめている。そのほかにも湯浅 (2013) が挙げられる。

その後更なる金融緩和として、図 33 のマネタリーベースの推移で示したように積極的な量的緩和をアメリカとイギリスは行った。しかし、カナダやイタリアは、短期金利をゼロ付近にまで引き下げてはいるが、量的緩和政策自体は行っておらず、伝統的な金融政策として短期金利をコントロールした金融緩和を行った²⁸。また、イギリスやカナダの中央銀行では、リーマンショック以前にインフレターゲットが採用されているが、FRB やイタリア、ECB の場合、採用されてはいない。このような政策の違いを踏まえ、金融危機前後における政策効果について、実証分析を行う。インフレに関する金融政策の先行研究として、以下のようなものが挙げられる。Baumeister and Benati (2010) では、TVP-VAR モデルを用いて、アメリカやイギリス、ユーロにおける長期国債スプレッドの影響を分析し、それがインフレに影響を及ぼすことを明らかにしている。Chung et al. (2012) では、FRB の資産買入はデフレ状態を防ぐ効果があることを明らかにしている。さらに、イギリスでは、Kapetanios et al. (2012) によると、量的緩和はインフレに対して影響を及ぼすことを示している。さらに、金融市場における分析では、アメリカの場合、Gagnon et al. (2011)、D'Amico and King (2010)、Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen (2011)、Hamilton and Wu (2012) では、FRB によって行われた最初の大量資産購入は、中長期金利を減少させる効果を持つことを明らかにしている。イギリスの場合では、Meier (2009) と Joyce et al. (2011, a, b) において BOE の最初の資産買入は金利を低下させることを明らかにしている。以上のように、アメリカとイギリスにおいて、量的緩和はインフレや金融市場に対して、有効な政策であることが明らかである²⁹。これら先行研究を踏まえ、金融危機前と後で各国の期待変数に対する金融政策の影響を比較検討する。その際、このような金融危機前から金融危機後、そして金融危機からの回復といった時系列の中で、政策の変更や金融市場に対する政策効果についても大きく変化していることが考えられる。また、経済構造自体にも大きな変化が起こっている可能性があり、本章でも TVP-VAR モデルを用いる。そして、金融危機下では各国の政策対応も頻繁に変化しているため、月次データを用いる。

²⁸ イタリアの場合、積極的な金融緩和を行うことは難しく、ECB との協調的な金融政策を採らざるを得ない。本研究では、ECB のマネタリーベースに対してイタリアの占める額をイタリアのマネタリーベースとし、実証分析を行っている。また、追加的に ECB の短期金利やマネタリーベースを用いて実証分析を行ったが、あまり有効な結果を得るには至らなかった。

²⁹ Joyce et al. (2012) では、アメリカとイギリスにおける量的緩和政策の影響をまとめている。

第2節 データとモデルの設定

本研究では、アメリカとイギリスに関して2006年5月から2013年12月、カナダとイタリアに関しては2006年8月から2012年12月までの月次データを用いている³⁰。扱う変数は短期金利 (R)、マネタリーベース (M)、期待インフレ (P)、株価 (S) である³¹。また、ラグについては2期を設定した。

第3節 インパルス反応分析

図34、図36-38では、各国のインパルス反応の変化を示している。これらの図では、列方向に金融緩和ショック(金利のマイナスショックとマネタリーベースのプラスショック)に対する各変数の反応を示し、行方向にそのショックを経て、3ヶ月後と1年半後までの反応を示している³²。また、各反応の横軸は2007年1月から2011年12月までの時間の流れを示し、インパルス反応は各時点において推定されたパラメータによって計算されている。各反応の縦軸は反応の大きさを示す。30,000回のサンプルの下、実線はインパルス反応のメディアンを示し、点線は25%から75%までの信用区間を示している。本研究ではNakajima and Watanabe (2011) に倣い、この点線の幅を有意水準としている。また、金融緩和ショックは、モデルごとに推定された構造ショックの1標準偏差の期間平均である。以下では、リーマンショックの前後に注目し、各モデルのインパルス反応を検証する。また、金融危機前から金融危機直後までの期間である2007年1月から2008年12月までの期間を第1期間とし、それ以降を第2期間とする。

第1項 アメリカとイギリス

アメリカとイギリスでは金融危機前と後で政策転換が行われており、金融危機後はゼロ金利制約下に置かれてた。そのため、積極的な量的緩和が行われた。

図34、図36では、アメリカとイギリスのインパルス反応分析の結果を示しているが、第1期間においては短期金利の緩和ショックに対し、期待インフレと株価の反応はともに有意にプラス、そして第2期間では有意性が失われることが期待される。そして、マネタリーベースの金融緩和ショックに対しては第1期間と第2期間ともに有意にプラスの反応であると考えられる。図34の

³⁰ 全てのデータは対数をとったのちに demean している。

³¹ 株価データの出所について、各国とも Datastream より取得した。変数順序については示したとおりである。

³² $\epsilon_m \uparrow \rightarrow x$ は金融緩和ショックに対する変数 (x) の反応を指す。

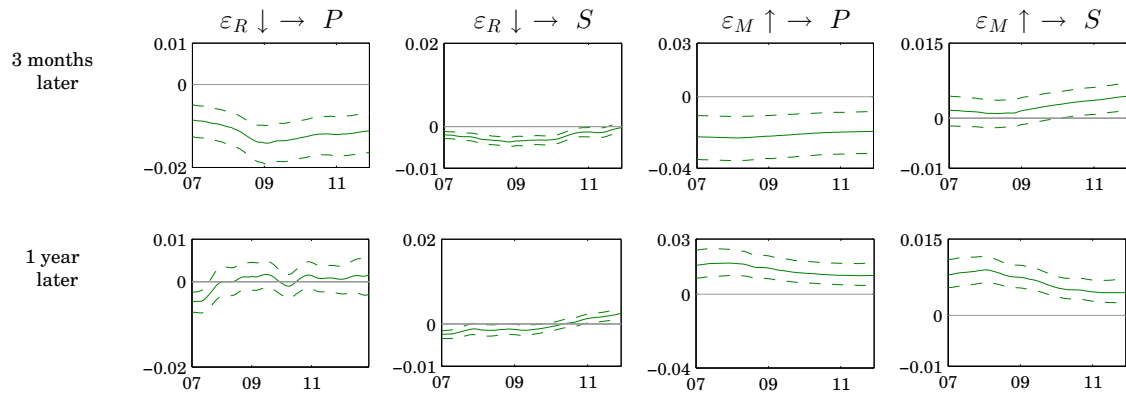


図 34: インパルス反応 (アメリカ)

アメリカについて確認すると、短期金利の緩和ショックに対し、期待インフレと株価ともに、3ヶ月後の反応では第1期間と第2期間を通じて、マイナスに有意な反応がみられた。その後、株価については1年後の反応についても第1期間においては有意な反応は見られず、第2期間については有意性は失われた。また、期待インフレは1年後の反応で、有意性がほとんど失われた。一方、マネタリーベースの緩和ショックに対し、期待インフレは3ヶ月後において、有意にマイナスの反応を示し、株価の場合は第1期間において有意ではなかったが、第2期間において有意にプラスの反応がみられた。そして、1年後にもなると、期待インフレと株価ともに第1期間と第2期間ともに有意なプラスの反応が得られた。

これらの結果から、短期的な反応としては、ほとんど期待された反応は得られなかった。また1年後の反応においても、金融緩和として短期金利を下げた場合、第1期間と第2期間ともに期待インフレと株価はともに限定的な効果であった。この第2期間では、金融危機後であるためFRBは政策転換を行い、ゼロ金利状態に陥っている。そのため、追加的な金利を引き下げによる金融緩和を行うことができなかった状態であり、期待インフレや株価に対して、限定的な効果であったと考えられる。第1期間については、金融危機前のため、金利はゼロ付近に至る前の状態である。しかし、金利を引き下げても株価や期待インフレに対して、限定的な効果であった。これは金融危機が起こる以前ではあるが、すでに市場における住宅バブル崩壊の懸念は現実味を帯びていたため、それが期待変数である期待インフレや株価に反映していた可能性が考えられる。図35はS&P ケース・シラー 20 都市圏住宅指数の推移を示しているが、実際明らかに2006年以降にその上昇率の動きが鈍化していることからそれが示されている。そのため、金融危機前における短期金利押し下げによる金融緩和は有効ではなかったと考えられる。一方で、マネタリーベース

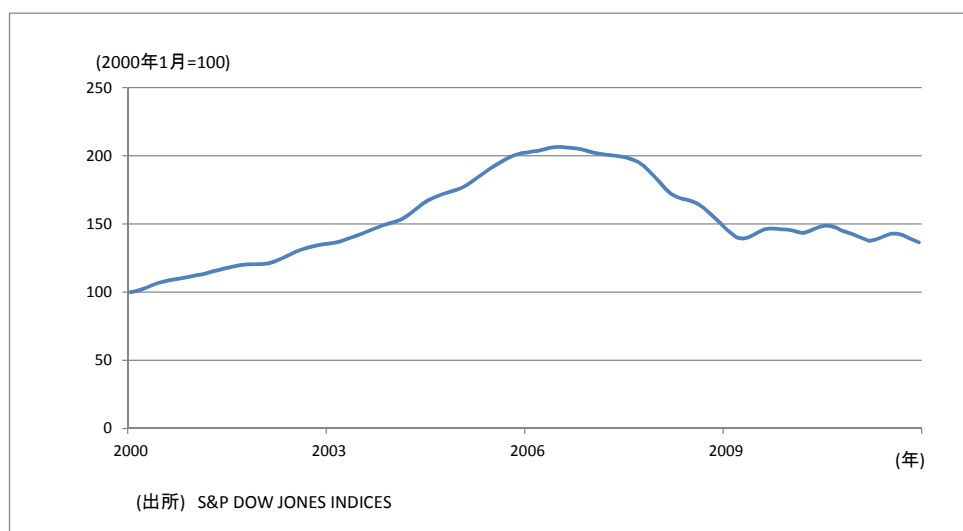


図 35: S&P ケース・シラー 20 都市圏住宅指数の推移

による金融緩和は金融危機前と後でそれほど大きな差異はないが、比較的期待通りの結果で、期待インフレと株価ともに政策が有効であったと考えられるだろう。

次に図 36 のイギリスについて確認する。短期金利の緩和ショックに対し、第 1 期間において、

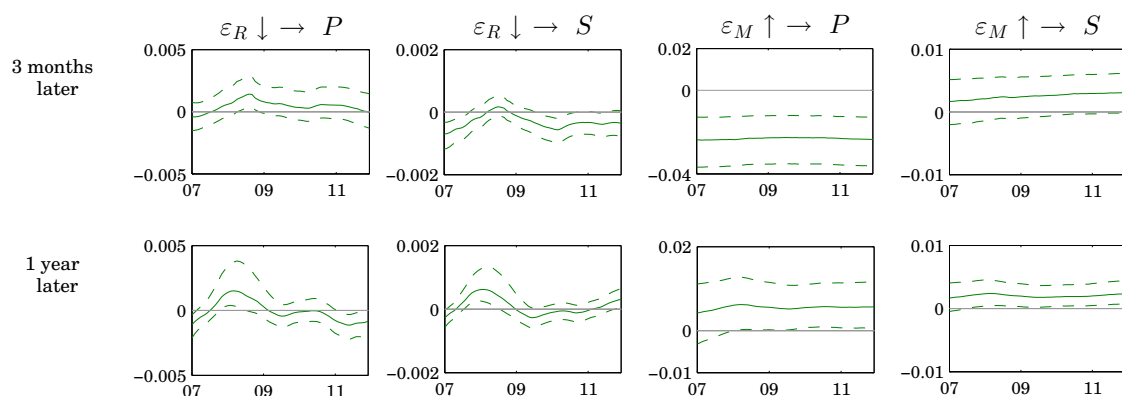


図 36: インパルス反応 (イギリス)

期待インフレ率と株価はともに有意なプラスの反応を示している。第 2 期間ではほとんど有意性を失っているか、もしくは有意にマイナスの反応が一部表れている。また、マネタリーベースの緩和ショックに対し、期待インフレと株価ともに第 1 期間の前半では有意性を失っているのに対し、第 1 期間の後半以降にプラスに有意な反応が示された。

以上の結果を踏まえると、金融危機前ではアメリカとは異なり、イギリスにおいて短期金利押下げによる金融緩和は期待インフレや株価に対し、有効であったと考えられる。そして、金融危機

後ではゼロ金利制約のため、追加的な金融緩和を行うことが難しく、金利押し下げによる金融緩和は限定的な効果であった。そして、金融危機後はマネタリーベースの拡大による金融緩和の結果からも示されているように、期待インフレと株価はともに上昇している。そのため、イギリスの場合は金融政策が金融危機前後で有効な効果をもたらしていたと考えられるだろう。

第2項 カナダとイタリア

カナダの場合、金融危機前後で明確な政策転換は行われておらず、一貫して短期金利を操作することで金融緩和を行っていた。また、イタリアの場合は積極的な金融政策を採ることは難しく、ECB と協調しての政策運営となる。ECB では金融危機後において速やかな量的緩和は行なわれてはいない。そのためカナダやイタリアでは、アメリカとイギリスのような積極的な量的緩和を導入されてはいない。図 37 と図 38 では、カナダとイタリアのインパルス反応分析の結果を示しているが、各国のインパルス反応において、短期金利引き下げによる政策効果は第1期間と第2期間ともに、有意にプラスの反応が期待される。また、マネタリーベースも図 33 で示したように大幅には増額されてはいないので、第1期間と第2期間ともに有意な反応は得られないと考えられる。

まず図 37 のカナダについて確認する。短期金利の緩和ショックに対して3ヶ月後では有意な反

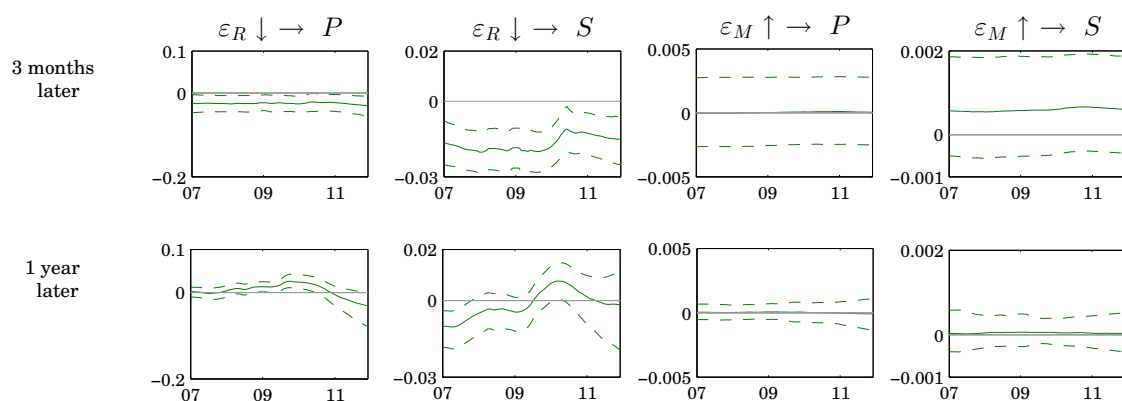


図 37: インパルス反応 (カナダ)

応はみられない。しかし、1年後の反応をみると、期待インフレは第2期間の2009年頃から2010年末頃において有意にプラスの反応がみられ、株価は2010年始め頃に有意にプラスの反応がみられる。一方で、マネタリーベースの緩和ショックに対しては、期待インフレと株価ともに第1期

間と第2期間通じて有意な反応は示されなかった。

以上の結果から、カナダは金融危機前と後で政策変更を行っていないことからマネタリーベースの拡大による影響は、ほとんど限定的なものであったことが結果として表れたと考えられる。そして、アメリカやイギリスとは異なり、政策金利を押下げによる金融緩和の影響は金融危機後において顕著であった。

次にイタリアの反応について、図38を確認する。短期金利の緩和ショックに対し、3ヶ月後の

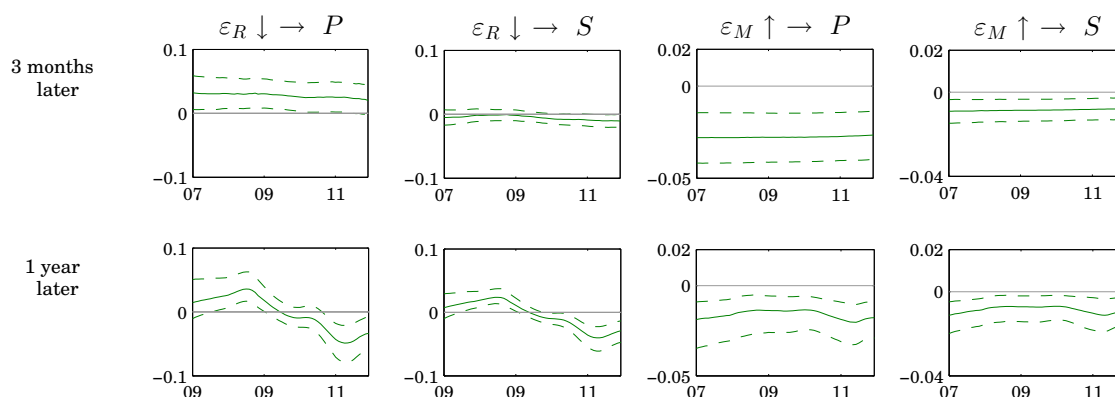


図 38: インパルス反応 (イタリア)

反応では期待インフレは、第1期間と第2期間を通じてプラスの反応がみられた。しかし、1年後の反応をみると、期待インフレは第1期間において有意にプラスの反応がみられ、第2期間に有意にマイナスの反応がみられた。一方、株価の場合は3ヶ月後において、第1期間は有意な反応は見られず、第2期間に至ってはマイナスに有意な反応が表れた。しかし、1年後の反応をみると、株価は第1期間に有意にプラスの反応がみられ、第2期間においてはマイナスの反応が得られた。また、マネタリーベースの緩和ショックに対し、インフレ期待と株価はともに有意にマイナスの反応が第1期間と第2期間を通じてみられた。

以上の結果から、政策変更を行わず、積極的な量的緩和を行っていないため、マネタリーベースの拡大による効果は限定的で、短期金利操作による金融緩和は、短期的には金融危機前後で有効であったと考えられる。しかし、金融危機後は、イタリアの場合、政策金利による金融緩和の有効性は限定的となった。これは金融危機後、特に ECB による政策運営に協調的な対応を取らなければならないため、柔軟な政策運営に支障をきたしたためであると考えられる。

第4節 結論

本章では、金融市場における期待変数 (BEI と株価) に対して、金融政策の影響について検証した。その主要な結果としては、アメリカとイギリスが行った量的緩和政策は、金融危機後に期待インフレと株価に対して、有効であった。一方で、伝統的な短期金利による金融緩和は、金利がゼロ金利状態に陥る前であった金融危機前において、イギリスの場合は有効であったのに対し、アメリカの場合は限定的であった。アメリカではすでに金融市場における住宅バブル崩壊の懸念は、現実味を帯びていたため、それが期待変数である期待インフレや株価に反映していた可能性が考えられる。また、カナダとイタリアについては、量的緩和の効果は限定的であった。そして、伝統的な短期金利操作による金融緩和について、カナダの場合は長期的に金融危機後において期待インフレと株価に対し、有効であった。一方で、イタリアの場合は短期的に金融危機前後で有効で、長期的には金融危機前のみ有効であった。

これらの結果は各国の中央銀行が採った政策対応によって2つのグループに分けることができる。アメリカとイギリスでは、中央銀行が金融危機後の早い段階より、マクロ経済に対する影響を和らげるために金利をゼロ付近にまで引き下げ、量的緩和を導入した。さらにデフレ状態を防ぐため、大々的な政策アナウンスを行った。一方、カナダやイタリアの中央銀行は、量的緩和に追随しなかった。イタリアの場合、ECB に協調的な政策を採らなければならず、ECB の対応も遅く、少なくとも金融危機後の数年においては、マクロ経済よりもむしろ銀行システムやソブリンファイナンスを守るための政策運営を行っていた。また、カナダは金利をゼロ付近にまで引き下げることを持続的には行わず、大々的な量的緩和を行ってはいない³³。このような異なる政策対応が、分析結果に大きく表れたものであると考えられる。

最後に、本章の分析ではいくつかの問題点が存在する。本章で用いた2つの期待変数は金融市場によって生成されているものである。金融危機下においては、質への逃避 (flight-to-quality) が大幅に高まり、裁定がうまく機能せず、異常な資産価格の動きをもたらした背景がある。そのため、その混乱の中で株価は大幅に下落し、その下落は短期的にオーバーシュート気味であった。さらに、金融危機において、普通国債の需要が高まったために、普通国債と物価連動債の価格差は狭まった。そのため BEI が大きく下落しているとみられる。これは、本来の期待インフレ自体の

³³ イギリスとカナダの場合、金融危機に直面した頃、インフレターゲットを採用していたが、それによる明示的な違いは見られなかった。イギリスの場合、金融危機に直面し、インフレターゲットを念頭にした量的緩和を行われておらず、カナダは最後までインフレターゲットを意識した政策運営を行っていたような印象を受ける。

低下と、期待インフレを測る上で普通国債と物価連動債を用いているがために金融危機時に受ける影響で引き起こされた低下とを混同してしまっている可能性も考えられる。本研究では、上記の可能性を排除することはできてはいない。この点に関しては今後の研究課題としたい。

終章

第1章では、2001年から2006年にかけて行われた日本銀行による量的緩和政策の実体経済に対する効果について、マクロ面から実証分析を行った。この政策に対し、様々な先行研究による評価が行われているが、先行研究では量的緩和政策の性質や当時の経済状況への考慮が不十分な点が存在する。そのため、その再評価について以下の点を考慮し、実証分析を行った。まず、第1に、量的緩和政策期間中に市場に対する政策の影響が時間とともに変化していた可能性、そして第2に、当時行われた量的緩和政策及びその他の政策によって、マクロ経済の構造が大きく変化していた可能性、最後に年次データや四半期データより、月次データを用いた分析の方が適切である点である。そのため TVP-VAR モデル、そして月次データを用い、より詳細で精緻な分析を行い、量的緩和政策の再評価を行った。その結果、第1に量的緩和政策の実体経済に対する効果は時間の経過とともに変化していたことが明らかになった。その政策効果は、量的緩和政策期間を通じて、生産に対し有効であり、さらにその効果は、政策開始時期から2002年終わり頃(第1期間)がもっとも大きな反応であった。一方で、政策期間を通じて、物価については限定的であった。第2に、主な波及経路が時間の経過とともに変化していた点である。政策期間を通じて、株価経路は有効であったが、為替レート経路は2004年頃から2005年中頃(第3期間内の一部期間)にかけて有効であった。また、量的緩和政策期間中において、基本的には株価経路が早期に機能し、為替レート経路は期によって、株価経路に遅れて機能していたことを明らかにした。一方で今後の研究課題としてではあるが、為替レート経路については通常想定されている波及経路とは異なる波及の流れであった可能性も考えられ、これを示唆する結果も得られている。

そして、第2章ではマクロ分析によって得られた結果をもとに、量的緩和政策の実体経済への効果について、より詳細な検証を行うため、業種別での実証分析を行った。日本は特に輸出主導型経済であるため、業種によってその輸出依存度や経済規模も大きく異なる。つまり、業種によって量的緩和政策の実体経済に対する影響が異なる可能性が考えられる。さらに、第1章のマクロ分析で得られた結果は、どの業種によってもたらされたものか、その量的緩和政策の影響について実証分析を行った。主な結果として、量的緩和政策はほとんど業種に依らず、2004年頃以降に為替レートを減価させていたことを明らかにした。そして業種によっては、為替レート経路を通じて、生産を増加させる効果を持つことを示唆する結果を得られた。この効果は特に、一般機械業や輸送用機械業、化学業、非鉄金属業、鉄鋼業において顕著であった。また、株価についてはほ

とんどの業種において、政策期間中を通じて上昇し、生産を押し上げる効果を持つことを明らかにした。一方で、電気機械業では先に示された業種と比べると、2004 年頃以降において為替レートや株価に対して量的緩和政策の効果は限定的ではあったが、生産自体には有効な結果であった。また 2004 年以前では株価経路が機能していたことを示唆する結果も示されている。これらの実証結果は、第 1 章で行われたマクロ実証分析の結果とほぼ整合的であり、これらの業種によって量的緩和政策期間のマクロ経済は牽引されていたと考えられる。

第 3 章では、第 1 章で得られた結果や先行研究の多くで日本の量的緩和政策が物価に対し、限定的な効果であった点に注目した。現に、日本では 1990 年代に金融危機が起こり、その後、10 年以上もの長い期間にわたって、デフレ状態が継続した。その一方で、サブプライムローン問題に端をなした金融危機に対し、多くの先進各国では金融緩和政策が採られ、デフレ状態の阻止に成功している。そのため、金融緩和政策の効果について、先進 4 か国の金融市場における期待変数 (BEI と株価) に対して実証分析を行った。その主要な結果としては、アメリカとイギリスが行った量的緩和政策は、金融危機後に期待インフレと株価に対して、有効であった。一方で、伝統的な短期金利による金融緩和は、金利がゼロ金利状態に陥る前であった金融危機前において、イギリスの場合は有効であったのに対し、アメリカの場合は限定的であった。アメリカではすでに金融市場における住宅バブル崩壊の懸念は、現実味を帯びていたため、それが期待変数である期待インフレや株価に反映していた可能性が考えられる。カナダとイタリアについては、量的緩和の効果は限定的であった。そして、伝統的な短期金利を操作することで行われる金融緩和について、カナダの場合は金融危機後において、期待インフレと株価に対して長期的には有効であったのに対し、イタリアの場合は短期的に金融危機前後で有効で、長期的には金融危機前のみ有効であった。

最後に、本稿では TVP-VAR モデルを用いて、時間の流れとともに量的緩和政策の影響が実体経済や金融市場に対し、どのような効果をもたらし、そしてどのように変化していたかについて明示的に示した。これにより、政策の実体経済に対する効果は有効な時期もあれば、限定的な時期もあるといった、むしろ政策に対し折衷的な評価を下すことの重要性を確認し、そのような評価が本来の政策評価では重視されるべきであると考えられる。今回行われた量的緩和政策の再評価は今後、政策評価を行う際のひとつの指針となりうるだろう。

補論

第1節 為替レートショックに対する株価の反応 (第2章)

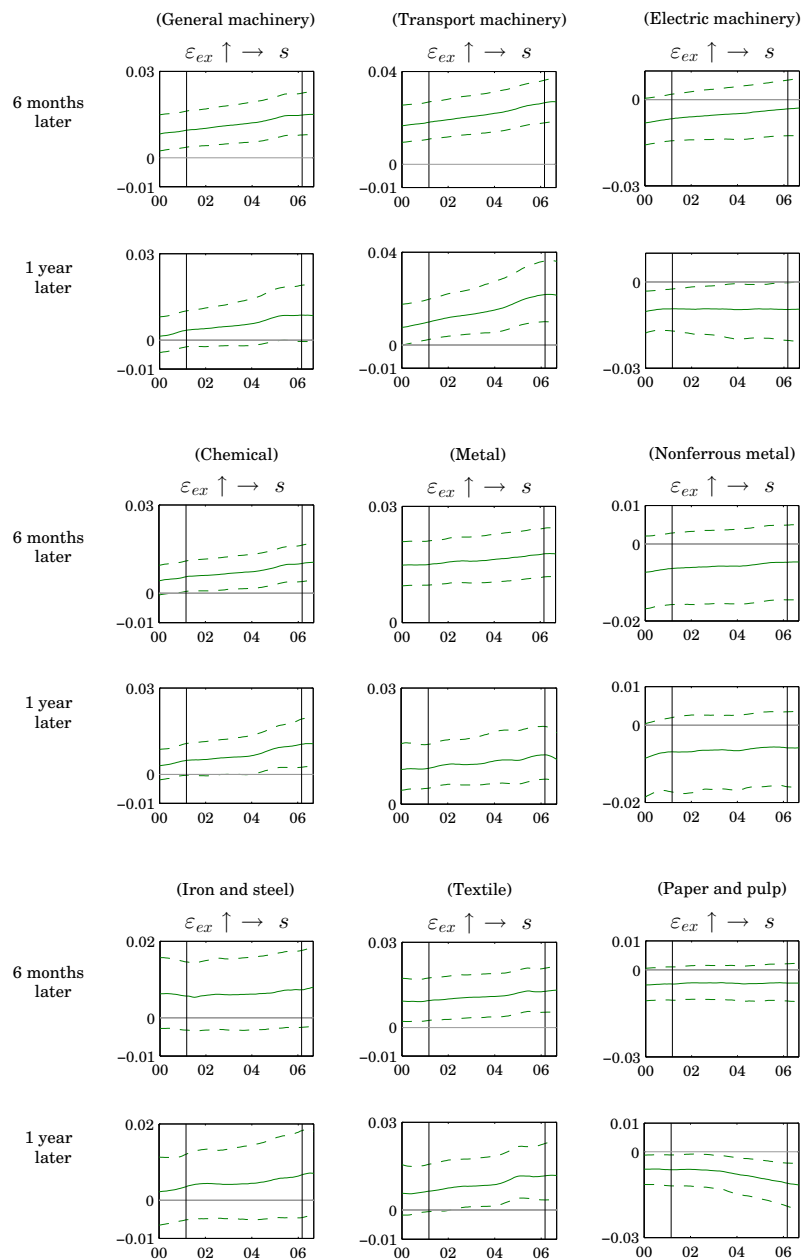


図 39: 為替レートショックに対する株価の反応

第2節 各章における事前分布のパラメータ設定

(第1章)

基本モデルと株価モデル、為替レートモデルは以下の事前分布に従う。

$$\tilde{w}_{\beta i}^2 \sim IG(50, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{ak}^2 \sim IG(5, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{hk}^2 \sim IG(5, 0.001)$$

そして、銀行貸出モデルについては

$$\tilde{w}_{\beta i}^2 \sim IG(70, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{ak}^2 \sim IG(7, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{hk}^2 \sim IG(7, 0.001)$$

に従う。

(第2章)

各モデルは、以下の事前分布に従う。

$$\tilde{w}_{\beta i}^2 \sim IG(50, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{ak}^2 \sim IG(5, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{hk}^2 \sim IG(5, 0.001)$$

(第3章)

各モデルは、以下の事前分布に従う。アメリカとイタリアの場合は

$$\tilde{w}_{\beta i}^2 \sim IG(80, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{ak}^2 \sim IG(8, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{hk}^2 \sim IG(8, 0.001)$$

に従い、イギリスは、

$$\tilde{w}_{\beta i}^2 \sim IG(90, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{ak}^2 \sim IG(9, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{hk}^2 \sim IG(9, 0.001)$$

カナダは

$$\tilde{w}_{\beta i}^2 \sim IG(110, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{ak}^2 \sim IG(11, 0.001)$$

$$\tilde{w}_{hk}^2 \sim IG(11, 0.001)$$

に従う。

第3節 推定結果の安定性

推定結果の安定性については、標本自己相関関数と Geweke(1992) の CD(Convergence diagnostics) 統計量を用いて、検証を行った。以下では、各章のそれぞれのモデルごとにこれらを示している。その結果、標本自己相関関数が十分に減衰しており、さらに p 値を確認したところサンプルが事後分布に収束しているという帰無仮説の下、有意水準 10% で棄却されていない。この結果より推定結果は十分安定していると考えられる。

(第1章)

各モデルの標本自己相関関数と CD 統計量の p 値について、 (β, a, h) は 1999 年 11 月の (1,1) 要素を示し、 (w_β, w_a, w_h) もそれぞれ (1,1) 要素を示している。

Parameter	β	a	h	w_β	w_a	w_h
基本モデル	0.495	0.273	0.508	0.266	0.292	0.339
株価モデル	0.724	0.204	0.158	0.575	0.992	0.456
銀行貸出モデル	0.594	0.211	0.696	0.836	0.953	0.972
為替レートモデル	0.146	0.138	0.940	0.617	0.735	0.492

表 7: CD 統計量 (p -value)

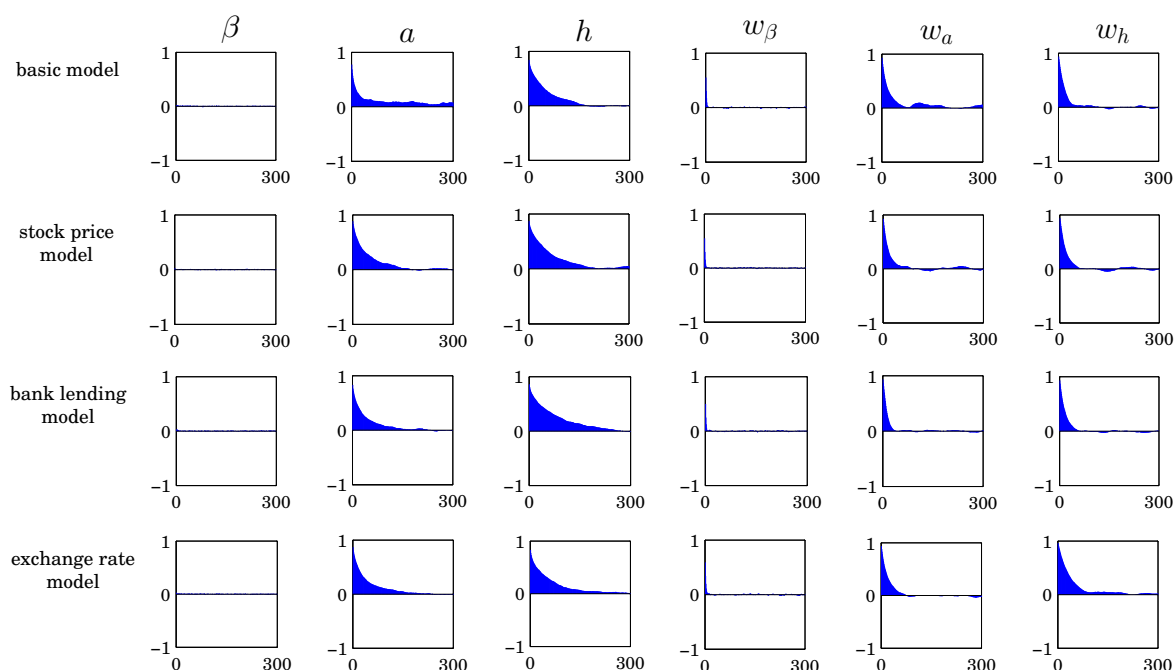


図 40: 標本自己相関関数の推移

(第 2 章)

各モデルの標本自己相関関数と CD 統計量の p 値について、 (β, a, h) は 1999 年 11 月の (1, 1) 要素を示し、 (w_β, w_a, w_h) もそれぞれ (1, 1) 要素を示している。

Parameter	β	a	h	w_β	w_a	w_h
一般機械	0.654	0.253	0.493	0.542	0.701	0.252
輸送用機械	0.750	0.927	0.114	0.731	0.148	0.104
電気機械	0.984	0.693	0.516	0.924	0.243	0.243
化学	0.676	0.530	0.816	0.955	0.149	0.907
金属製品	0.266	0.278	0.984	0.711	0.447	0.156
非鉄金属	0.995	0.811	0.692	0.845	0.840	0.794
鉄鋼	0.365	0.148	0.932	0.275	0.129	0.828
繊維	0.199	0.943	0.573	0.247	0.822	0.364
紙・パルプ	0.916	0.668	0.995	0.193	0.180	0.792

表 8: 第 1 モデルの CD 統計量 (p -value)

Parameter	β	a	h	w_β	w_a	w_h
一般機械	0.619	0.929	0.271	0.617	0.396	0.375
輸送用機械	0.652	0.496	0.388	0.572	0.644	0.685
電気機械	0.540	0.677	0.850	0.427	0.762	0.430
化学	0.133	0.717	0.275	0.547	0.968	0.650
金属製品	0.143	0.452	0.579	0.201	0.514	0.187
非鉄金属	0.856	0.157	0.863	0.116	0.181	0.726
鉄鋼	0.872	0.149	0.277	0.825	0.636	0.663
繊維	0.267	0.539	0.124	0.362	0.153	0.236
紙・パルプ	0.317	0.212	0.649	0.375	0.568	0.483

表 9: 第 2 モデルの CD 統計量 (p -value)

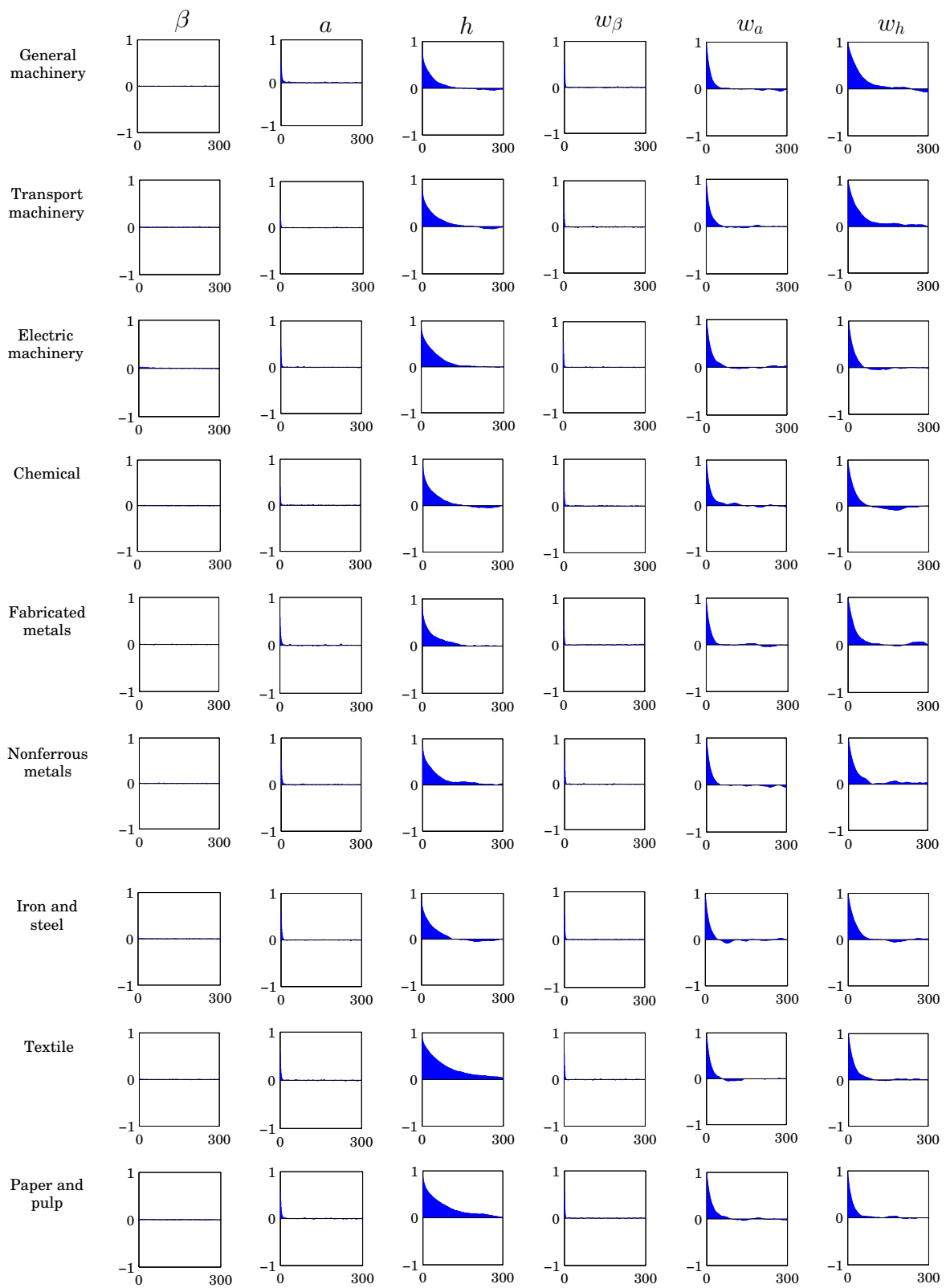


図 41: 標本自己相関関数の推移 (第 1 モデル)

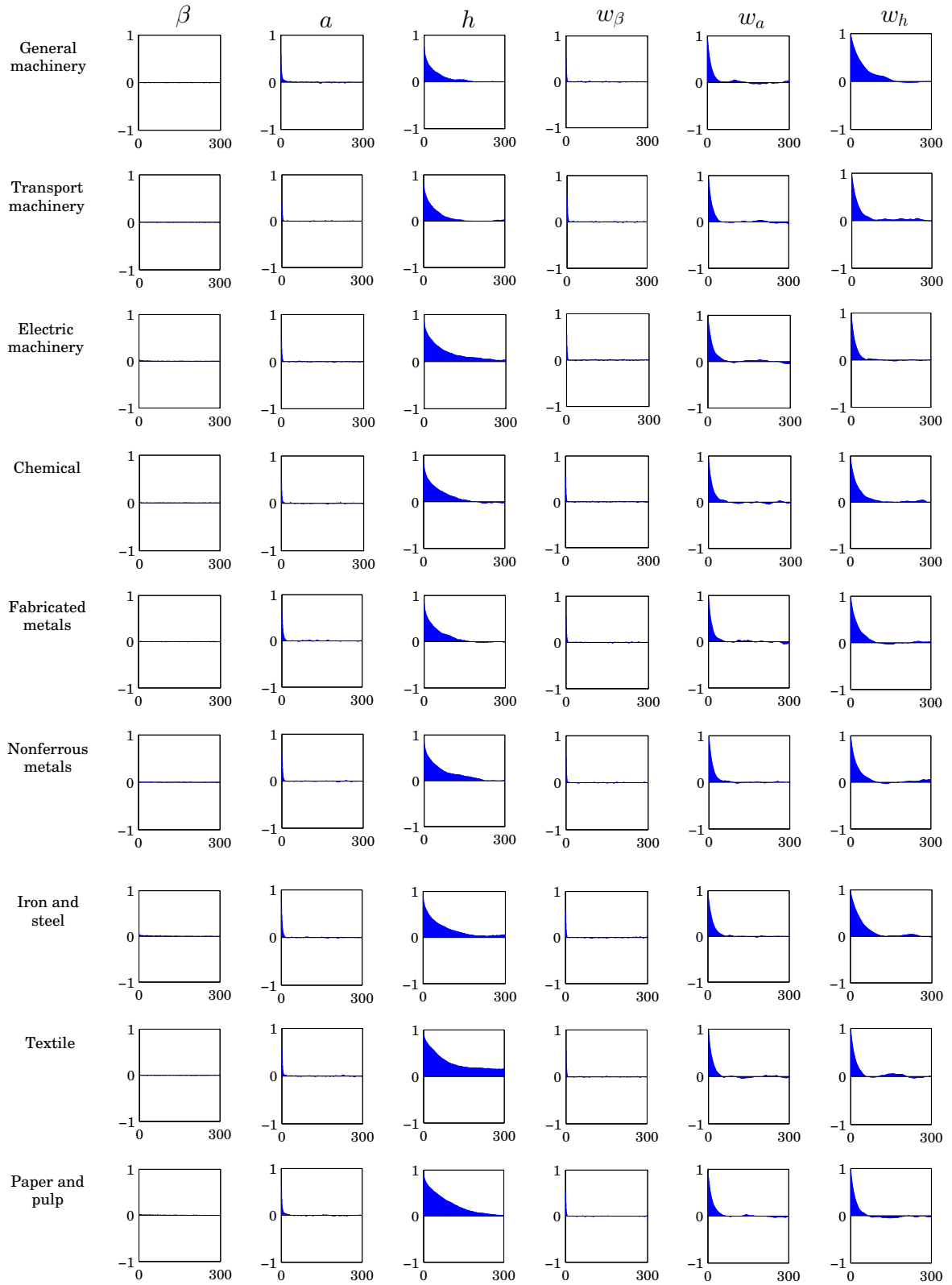


図 42: 標本自己相関関数の推移 (第 2 モデル)

(第 3 章)

標本自己相関関数と CD 統計量の p 値について、アメリカとイギリスの (β, a, h) では 2007 年 12 月の $(1, 1)$ 要素を示し、 (w_β, w_a, w_h) もそれぞれ $(1, 1)$ 要素を示している。また、カナダとイタリアの (β, a, h) では、2008 年 3 月の $(1, 1)$ 要素を示し、 (w_β, w_a, w_h) もそれぞれ $(1, 1)$ 要素を示している。

Parameter	β	a	h	w_β	w_a	w_h
アメリカ	0.587	0.174	0.539	0.256	0.975	0.233
イギリス	0.820	0.657	0.671	0.679	0.664	0.816
カナダ	0.952	0.291	0.322	0.816	0.494	0.161
イタリア	0.401	0.337	0.190	0.955	0.229	0.399

表 10: CD 統計量 (p -value)

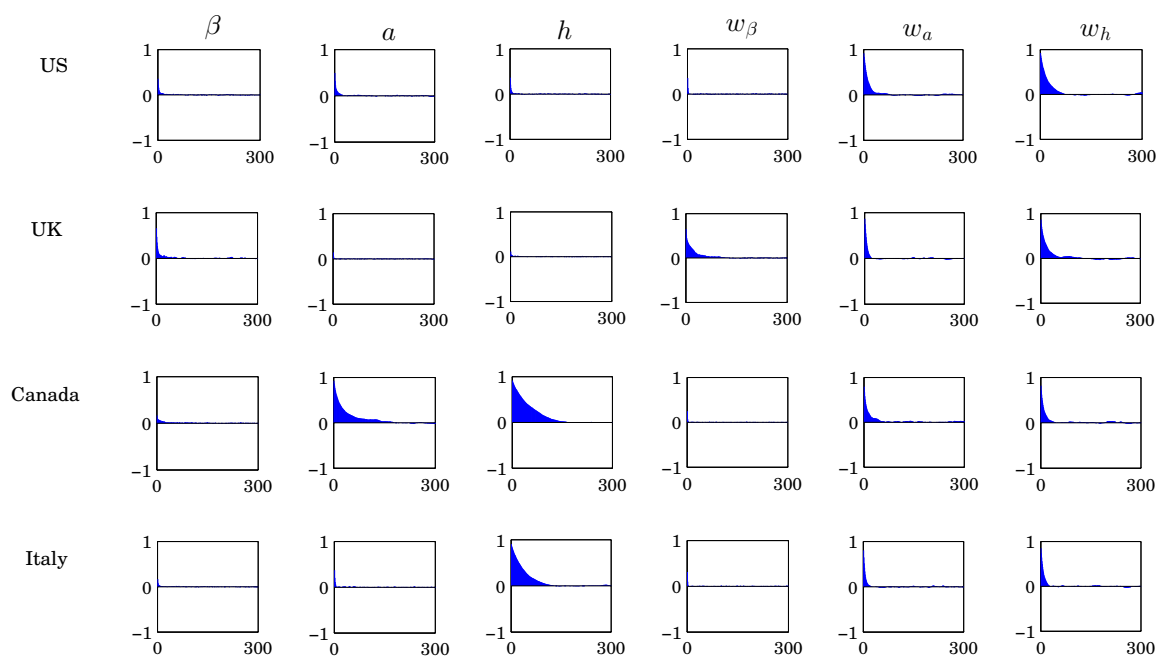


図 43: 標本自己相関関数の推移

参考文献

- Baumeister, C. and Benati, L. (2010). “ Unconventional monetary policy and the great recession - Estimating the impact of a compression in the yield spread at the zero lower bound”, *Working Paper Series* No. 1258, European Central Bank.
- Chung, H., Laforge, J.-P., Reifschneider, D. and Williams, J.C. (2012). “ Have we underestimated the likelihood and severity of zero lower bound events?”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 44(Supplement), pp. 47-82.
- D’Amico, S. and King, T.B. (2010). “ Flow and stock effects of large-scale treasury purchases”, *Finance and Economics Discussion Series* No. 2010-52.
- Franta, M. (2011). “ Identification of monetary policy shocks in Japan using sign restrictions within the TVP-VAR framework”, *Institute for Monetary and Economic Studies*, 11-E-13.
- Fujiwara, I. (2006). “ Evaluating monetary policy when nominal interest rates are almost zero”, *Journal of the Japanese and International Economics*, 20, 434-453.
- Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J. and Sack, B. (2011). “ The financial market effects of the Federal Reserve’s large-scale asset purchases”, *International Journal of Central Banking*, vol. 7(10) 2011, pp. 3-43.
- Geweke, J. (1992). “ Evaluating the accuracy if sampling-based approaches to the calculation of posterior moments”, in J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid, and A. F. M. Smith eds, *Bayesian Statistics*, Vol 4, New York, Oxford University Press, pp169-188.
- Girardin, E. and Zakaria M. (2011). “ Quantitative easing works: Lessons from the unique experience in Japan 2001-2006”, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 21, 461-195.

- Hamilton, J.D. and Wu, J.C. (2012). “ The effectiveness of alternative monetary policy tools in a zero lower bound environment”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 44(Issue Supplement), pp. 3-46.
- Honda, Y., Kuroki, Y. and Tachibana, M. (2013). “ An Injection of Base Money at Zero Interest Rates: Empirical Evidence from the Japanese Experience 2001-2006”, *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics*, 1(1), 1-24.
- Inoue, T. and Okimoto, T. (2008). “ Were there structural breaks in the effects of Japanese monetary policy? Re-evaluating policy effects of the lost decade”, *Journal of the Japanese and International Economics*, 22, 320-342.
- Iwata, S. and Wu, S. (2006). “ Estimating monetary policy effects when interest rates are close to zero”, *Journal of Monetary Economics*, 53, 1395-1408.
- Iwata, S. (2010). “ Monetary Policy and the Structure of Interest Rates When Short-Term Rates Are Close to Zero”, *Monetary and Economic Studies*, 28, 59-78.
- Joyce, M., Lasaoa, A., Stevens, I. and Tong, M. (2011a). “ The financial market impact of quantitative easing”, *International Journal of Central Banking*, vol. 7(3), pp. 113-161.
- Joyce, M., Tong, M. and Woods, R. (2011b). “ The United Kingdom ’ s quantitative easing policy: design, operation and impact”, *Bank of England Quarterly Bulletin 2011 Q3*, vol. 51(3), pp. 200-212.
- Joyce, M., Miles, D., Scott, A. and Vayanos, D. (2012). “ Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy - an Introduction”, *The ECONOMIC JOURNAL*, vol. 122, pp. 271-288.
- Kamada, K. and Sugo, T. (2006). “ Evaluating Japanese Japanese Monetary Policy under the Non-negativity Constraint on Nominal Short-term Interest Rates”, *Bank of Japan Working Paper Series*, 06-E-17.

- Kimura, T., Kobayashi, H., Muranaga, J. and Ugai, H. (2003). “The effects of the increase in the monetary base on Japan’s economy at zero interest rates: an empirical analysis”, *BIS papers*, No.19, 276-312.
- Kimura, T. and Nakajima, J. (2013). “Identifying Conventional and Unconventional Monetary Policy Shocks: A Latent Threshold Approach”, *Bank of Japan Working Paper Series*, 13-E-7.
- Krishnamurthy, A. and Vissing-Jorgensen, A. (2011). “The effects of quantitative easing on interest rates: channels and implications for policy”, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, pp. 215-287.
- Meier, A. (2009). “Panacea, curse, or nonevent: unconventional monetary policy in the United Kingdom”, *IMF Working Paper* No. 09 /163.
- Michaelis, H. and Watzka, S. (2014). “Are there Differences in the Effectiveness of Quantitative Easing at the Zero-Lower-Bound in Japan over Time?”, *CESifo Working Paper*, No 4901.
- Miyao, R. (2002). “The effects of monetary policy in Japan”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, No.2, pp. 376-392.
- Moussa, Z. (2010). “The Japanese Quantitative Easing Policy under Scrutiny: A Time - Varying Parameter Factor-Augmented VAR model”, *MPRA Paper*, 29429.
- Nakajima, J. (2011). “Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications”, *Monetary and Economic Studies*, 29, 107-142.
- Nakajima, J., Kasuya, M. and Watanabe, T. (2011). “Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy”, *Journal of the Japanese and International Economics*, 25, 225-245.

- Nakajima, J. and Watanabe, T. (2011). “Bayesian Analysis of Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Model with the Ordering of Variables for the Japanese Economy and Monetary Policy”, *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series*, 196.
- Primiceri, G. E. (2005). “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy”, *Review of Economic Studies*, 72, 821-852.
- Schenkelberg, H. and Watzka, S. (2013). “Real effects of quantitative easing at the zero lower bound: Structural VAR-based evidence from Japan”, *Journal of International Money and Finance*, 33, 327-357.
- 内田 真人 (2013). “非伝統的金融政策の効果と限界: デフレ脱却と金融政策”, 経済研究所年報, 26, 129-160.
- 清水谷 諭 (2005). “期待と不確実性の経済学”, 日本経済新聞社.
- 地主 敏樹, 小巻 泰之, 奥山 英司 (2012). “世界金融危機と欧米主要中央銀行 -リアルタイム・データと公文書による分析-”, 晃洋書房.
- 藤原 茂章 (2013). “最近の株価と為替の同時相関関係の強まりについて”, 日銀レビュー, 2013-J-8.
- 湯浅 由一 (2013). “2008年以降のFRB・日本銀行・ECBの金融政策運営”, 駿河台経済論集, 第22巻第2号.