

## 『金融政策のマクロ経済への影響：日本における実証分析』

(The macroeconomic effects of monetary policy: Evidence from Japan)\*

担当：岸本康佑\*\*

### ABSTRACT

本研究は、日本における金融政策のマクロ経済的效果を検証するものである。Bu et al. (2021)によって提案された新たな識別戦略を日本の事例に適用し、伝統的および非伝統的金融政策の両期間にまたがる金融政策ショックを推計する。分析の結果、金融政策のマクロ経済への影響が明らかとなり、実質的な下限金利(ELB)においても、金融引き締めショックは産出量およびインフレ率を有意に低下させることができた。ただし、短期・長期の名目金利がすでにゼロ近傍にあるため、マクロ経済変数に対する金融政策ショックの影響の大きさは限定的である。

### 1. Introduction

既存の非伝統的金融政策に関する文献は、主に金融市場に対する金融政策の影響の大きさに焦点を当てている：

Kuttner (2018), Dell’Ariccia et al. (2018)

フォワードガイダンスや量的緩和が長期金利の低下に成功していることを示した  
D’Amico et al. (2012), Gagnon et al. (2011), Hamilton and Wu (2012)

FRBによる量的緩和(QE)が10年物のタームプレミアムを低下させる効果を推計

Swanson (2017)

FRBが実施したフォワードガイダンスと資産購入プログラムの効果を、日中頻度データを用いてそれぞれ個別に識別

Arai (2017), Eser and Schwaab (2016), Ghysels et al. (2016), Krishnamurthy et al. (2018)

日本銀行および欧州中央銀行による非伝統的金融政策が国債利回りに与える影響を分析

Inoue and Rossi (2019)

\* Nagao, Ryoya., Yoshihiro Kondo, and Yoshiyuki Nakazono. (2021) “The macroeconomic effects of monetary policy: Evidence from Japan.” Journal of The Japanese and International Economies, 61: 101149. <https://doi.org/10.1016/j.jjje.2021.101149>

\*\* [s12102301404@toyo.jp](mailto:s12102301404@toyo.jp)

英國・欧州・カナダ・日本の為替レートを分析し、通常期における金融引き締め政策が各国の名目為替レートの上昇（通貨高）をもたらすことを示した  
こうした研究の間には、非伝統的金融政策が金融市場において緩和的な効果を持つという点でコンセンサスがある

しかし、既存の研究では、金融政策ショックの識別が困難であるため、非伝統的金融政策のマクロ経済への影響に関する実証的証拠は乏しい。数少ない例外は以下の文献：

Nakamura and Steinsson (2018)

FRBによるQEのマクロ経済効果を分析しているが、そのアプローチは金融市場の指標に基づくもの

Hanisch (2017), Kimura and Nakajima (2016), Koeda (2019)

日本銀行による非伝統的金融政策のショックが、産出ギャップに有意な影響を与えることを示した

しかし、インフレ率に対して拡張的なショックが上昇効果を持つかどうかについては一致した結果が得られていない

本研究は、Bu et al. (2021)によって提案されたアプローチに基づく

Hanisch (2017), Kimura and Nakajima (2016), Koeda (2019)などの先行研究における識別方法が、日本銀行当座預金の残高などに依存

⇒ 本研究では金利構造の変化を活用(=金利チャネルに着目)

∴ 実質的な下限金利(ELB)においても、金融政策の主たる伝達メカニズムが金利チャネルであるため<sup>1</sup>

本研究では1999-2011年にかけての日本における金融政策のマクロ経済的効果を分析

⇒ 金融引き締めショックは、ELBにおいても産出量およびインフレ率を有意に低下させることが示された(マクロ経済理論と整合的)

ただし、政策金利が事実上ゼロに近い状況にあるため、ショックの規模は小さく、金融政策ショックのマクロ経済への影響は統計的には有意であるものの、その大きさは控えめ

<sup>1</sup> 例えば金利を一定期間ほぼゼロに据え置くと約束することで、長期金利を引き下げるこ<sup>ト</sup>を狙っている。また、国債の買い入れプログラムは、債券価格を押し上げることによ<sup>つ</sup>て長期金利を引き下げる。さらに、日本銀行が当座預金を通じて流動性を供給すること<sup>は</sup>、厳しい経営環境や資金調達困難に直面する企業への資金の流れを円滑にすることを目的としている。

## 2. 金融政策ショックの識別(Identification of monetary policy shock)

金利の期間構造<sup>2</sup>の日次変化を用いる

∴日本銀行は 2003 年から 2006 年にかけて超過準備高の水準を調整し、国債を購入していたが、その意図は金利チャネルを強化することにあったと考えられるから Kikuchi and Shintani (2012)によって推計されたゼロクーポン金利の日次データ(1999-2011 年)を用いる ⇒ 本分析は 2011 年以降の期間を対象としていない

### 【金融政策ショックの推定： $e_t$ の推計】

$$\Delta R_{5,t} = \alpha_0 + e_t + \eta_t,^3$$

$\Delta R_{5,t}$ ：時点  $t$ における金融政策発表前後の 5 年物日本国債利回りの日次変化(5 年物日本国債イールドの日時変化),  $\alpha_0$ ：定数項,  $e_t$ ：金融政策ショック,  $\eta_t$ ：誤差項

2 段階で、金融政策ショック  $e_t$  を抽出する

【I】各利回り  $R_{i,t}$  が金融政策ショック  $e_t$  に対して、どの程度反応するか( $\beta_i$ )を推定

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i e_t + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

$\Delta R_{i,t}$ ：満期  $i$  のゼロクーポン利回り,  $\epsilon_{i,t}$ ：誤差項

(1)式は、以下のように書き換えられる：

$$\begin{aligned} \Delta R_{i,t} &= \theta_i + \beta_i \Delta R_{5,t} + \xi_{i,t},^4 \\ \xi_{i,t} &= -\beta_i \eta_t + \epsilon_{i,t}, \quad \theta_i : \text{定数項} \end{aligned}$$

操作変数を用いてバイアスのない  $\beta_i$  を推定：

$$\begin{aligned} [\Delta R_{i,t}] &= \alpha_i + \beta_i [\Delta R_{5,t}] + \mu_{i,t}, \quad (2) \\ [\Delta R_{i,t}] &= (\Delta R_{i,t}, \Delta R_{i,t}^*), \quad [\Delta R_{5,t}] = (\Delta R_{5,t}, \Delta R_{5,t}^*), \\ \Delta R_{5,t} &: \text{日本銀行による政策発表前後の 1 日間における政策指標の変動}, \\ \Delta R_{5,t}^* &: \text{発表日の 1 周間前の同じ時間枠における変動} \end{aligned}$$

<sup>2</sup> 金利の期間構造とは、債券の利回りと満期までの残存期間との関係のこと。一般的に、残存期間が長くなるほど金利は高くなる傾向があり、この関係をグラフで表したもののが利回り曲線(イールドカーブ)である。

<sup>3</sup>  $e_t$  に係数が付いていない理由は、金融政策ショックには単位がないため、基準を作る必要があり、今回は 5 年物を基準にしたため。

<sup>4</sup>  $e_t = \Delta R_{5,t} - \alpha_0 - \eta_t$ . これを(1)式に代入。

ここで、 $\beta_i$ は説明変数のための操作変数 $\Delta R_t^{IV} = (\Delta R_{5,t} - \Delta R_{5,t}^*)^5$ を用いて求めることができる<sup>6</sup>(操作変数としての有効性については appendix を参照せよ)

## 【II】 $\beta_i$ を使って、金融政策ショック $e_t$ を抽出

$$\Delta R_{i,t} = \alpha_i + e_i^{aligned} \hat{\beta}_i + \nu_{i,t}, \quad i = 0.5, 1, 1.5, 2, \dots, 20, \quad (3)$$

$e_i^{aligned}$ ：金融政策ショックを測ったもの

被説明変数 $\Delta R_{i,t}$ と説明変数の推計値 $\hat{\beta}_i$ が分かるので、金融政策のショック $e_i^{aligned}$ を求めることができる。

### 【Fig. 1】1985 年以降の無担保コール翌日物金利の推移

長短期の名目金利がいずれも事実上ゼロ

1999 年から 2011 年のサンプル期間がほぼ完全に ELB 下にあった

### 【Fig. 2】(3)式を用いて識別された金融政策ショックの推移

#### 【Table 1】Fig.2 の基本統計量

Fig. 2 と Table 1 から、金融政策ショックの規模は非常に小さいことがわかる

⇒ この小さな変動幅は、日本銀行がすでに政策金利をほぼ 0%まで引き下げていたこと、およびそれ以上の金融緩和を行う手段が限られていたことを反映

最も大きなショックは 2002 年 9 月に発生(2002 年 9 月 18 日の日銀の失望的な発表が影響?)

2011 年 3 月には大きな負のショック(東日本大震災への対策で金融政策強化が影響?)

⇒ 経済情勢と一致していることから、識別されたショック系列は、金融政策ショックの指標として妥当であることが示唆される

## 3. A VAR analysis

### 3.1. 構造 VAR モデル(Structural VAR model)

$$\mathbf{x}_t = (\boldsymbol{\pi}_t, \mathbf{y}_t, \mathbf{MPS}_t)',$$

$\mathbf{x}$ ：3 つの内生変数からなるベクトル、 $\boldsymbol{\pi}$ ：前年比インフレ率、 $\mathbf{y}$ ：鉱工業生産指数の対数、 $\mathbf{MPS}$ ：前節で識別された金融政策ショック

<sup>5</sup> 金融政策発表による純粋な利回りの変化。

<sup>6</sup> 操作変数 $\Delta R_t^{IV} = (\Delta R_{5,t} - \Delta R_{5,t}^*)^5$ によって、説明変数 $[\Delta R_{5,t}]$ を推定する。非説明変数 $[\Delta R_{i,t}]$ は所与であるから、係数 $\beta_i$ を求めることができる。

モデルには定数項と、 potential price puzzles<sup>7</sup>を抑制するための対策として、 日経商品価格指数の対数を外生変数として含めている

構造モデルを以下のように仮定：

$$\mathbf{B}x_t = \mathbf{A}(L)x_{t-1} + \epsilon_t,$$

$\mathbf{A}$ <sup>8</sup>,  $\mathbf{B}$ <sup>9</sup>：係数行列,  $\epsilon_t$ ：構造的ショック,  $L$ ：ラグ演算子

簡略化して、

$$x_t = \Gamma(L)x_{t-1} + e_t,$$

$\Gamma = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{A}$ ,  $e_t$ ：残差ベクトル( $= \mathbf{B}^{-1}\epsilon_t$ )

構造的ショックを識別するために、  $\mathbf{B}$ にゼロ制約を課す<sup>10</sup>：

$$\begin{pmatrix} e_t \\ e_t^\pi \\ e_t^y \\ e_t^{MPS} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{B}^{-1} \\ a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21}a_{22} & 0 \\ a_{31}a_{32}a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^{MPS} \end{pmatrix} \quad (4)$$

### 3.2. インパルス応答(Impulse responses)

【Fig. 3】1999-2011年のデータでの、金融政策指標、インフレ率、産出量のインパルス応答

- ⇒ 金融引き締めショックが1標準偏差の信頼区間でインフレ率および産出量を有意に低下させることを示した
- しかし、その影響の大きさは非常に小さい

【Fig. 4. ロバストネスチェック(1)】

ラグの長さを3に変更した場合の金融引き締めショックに対するインパルス応答

- ⇒ 推定結果は頑健である

【Fig. 5. ロバストネスチェック(2)】

鉱工業生産指数(IIP)の代わりに全産業活動指数を用いた場合にも当てはまる  
金融引き締めショックに対する産出量とインフレ率の動的な反応を示しており、  
政策ショックが産出量およびインフレ率を低下させることを示している

【Fig. 3, Fig. 4, Fig. 5】

<sup>7</sup> VARモデルにおいて、理論に反する価格の動きが生じる可能性のこと。

<sup>8</sup>  $\mathbf{A}(L)x_{t-1}$ は過去の値 $x_{t-1}$ が現在の値 $x_t$ に与える影響を表す。

<sup>9</sup>  $\mathbf{B}$ は「同時点の関係」を表す係数行列。 $x_t$ の要素間の同時ににおける相互作用を捉える。

<sup>10</sup> 因果関係がない係数を0とした。

金融引き締めショックに対するマクロ経済変数の応答が山型の形状をしていることと、インフレ率が産出量よりも緩やかに減少することを示している

ELB によって金融政策ショックがマクロ経済変数に与える影響は非常に弱いが、その影響は有意である(マクロ経済理論と整合的)

### 3.2.1. 1999-2020 年の全データを用いたインパルス応答

(impulse responses using the full sample from 1999–2020)

サンプル期間を 2020 年 12 月まで拡張

日本の財務省が公表している金利データを使用

このデータセットを用いて、第 2 節で示したのと同じように構造 VAR モデルを推定

【Fig. 6】1999 年 1 月から 2020 年 12 月までのデータでの、金融政策指標、インフレ率、産出量のインパルス応答

金融引き締めショックが産出量とインフレ率を減少させる

1999 年から 2020 年までの金融政策もマクロ経済に影響を与えていたが、その大きさは非常に小さい

### 3.3. 分散分解(Variance decomposition)

【Fig. 7】24 か月先までの予測誤差分散分解

(1)短期の予測期間においては、どちらの系列も自分自身の過去の値によって予測誤差分散が説明される

予測期間が長くなるにつれて、産出量ショックがインフレ率の分散に与える影響は小さいままであるが、24 か月後には、産出量ショックがインフレ率の予測誤差分散の 43.3%を説明

これは、因果関係が一方向的であるだけでなく、産出量ショックのインフレ率に対する影響が実質的に大きいことを意味する

(2)金融政策ショックがマクロ経済変数の分散に与える影響は非常に小さい

## 4. Conclusion

本研究は、日本における金融政策のマクロ経済的效果を検証

金融引き締めショックは ELB でも産出量とインフレ率を有意に低下させる

しかし、政策金利が事実上ゼロであるため、ショックの大きさは小さい

∴ELB の下でも金融政策は産出量とインフレ率に有意な影響を与えるが、その影響の程度は限定的

2025/07/28

東洋大学経済学部経済学科

三平ゼミ

## Appendix. 政策ショックの識別戦略(Strategy for identifying policy shock)

略