

Empirical Analysis on the Effect of Japanese Fiscal Policy under the Effective Lower Bound

森田 裕史

法政大学

`morita-h@hosei.ac.jp`

2019年8月5日

SWET2019

@

小樽経済センター

本論文の分析

- 名目利子率の Effective Lower Bound (ELB) 下において、財政乗数が高まるかを検証する。
- TVP-VAR モデルに Tobit モデルを組み込み、ELB 下における implied interest rate と implied monetary policy rule を推計する。
- ZIRP を採用しているケース (with ELB) と implied monetary policy rule に従うケース (without ELB) の2つの財政乗数を計算する。
- これら2つの財政乗数を比較することにより、財政政策の効果がELB 下で高まったかどうかを明らかにする。

先行研究

- 理論分析
 - Christiano et al. (2011), Eggertsson (2010)
 - Albertini et al. (2014), Bouakez et al. (2017)
 - Boneva et al. (2016)
- 実証分析
 - Ramey and Zubairy (2018)
 - Miyamoto et al. (2018)

本論文の貢献

- **with ELB situation** と **without ELB situation** の財政乗数の比較を行った。(Iwata and Wu, 2006)
- ELB 期間と non-ELB 期間の財政乗数の比較では ない。
- 本論文の分析では、金融政策スタンスの違いのみが財政乗数の与える影響を純粹に抽出できる。

推計モデルの特徴

- 4変数 TVP-VAR model
 - 政府支出変化率 (g_t)、前期比インフレ率 (p_t)、GDP 成長率 (x_t)、コールレート (r_t)
- Tobit model: actual rate (r_t) vs implied rate (r_t^*)

$$r_t = \begin{cases} r_t^* & \text{if } r_t^* > c \\ c & \text{if } r_t^* \leq c \end{cases}$$

- c : effective lower bound
- Taylor rule: VAR モデルの 4 番目の式は金融政策ルール

$$r_t = \max[c, r_t^*]$$
$$r_t^* = (1 - \rho_t)[\psi_{0,t} + \psi_{\pi,t}\pi_t + \psi_{\chi,t}\chi_t] + \rho_t r_{t-1}^* + \varepsilon_{r,t}$$

- $\pi_t = (p_t + p_{t-1} + p_{t-2} + p_{t-3})/4$
- $\chi_t = (x_t + x_{t-1} + x_{t-2} + x_{t-3})/4$

推計モデルについて

- 内生変数
 - 実質利子率と GDP への効果を分析するための最低限の変数
 - Robustness check : GDP 成長率 → GDP ギャップ
 - トービットモデル
 - with ELB situation : $r_t = \max[c, r_t^*]$
 - without ELB situation : $r_t = r_t^*$
- 2つの異なる金融政策ルールの下で財政乗数を比較する。
- 金融政策ルール
 - 理論モデルと整合的なモデル化
 - Stock and Watson (2001)、Hayashi and Koeda (2019)

ルーカス批判

- 金融政策ルールが異なれば、VAR モデル全体の係数が影響を受ける。
- (g_t, p_t, x_t) の 3 つの変数の式は、with ELB situation と without ELB situation の 2 つの VAR 係数をそれぞれ推計する。

推計モデルの詳細

上から 3 番目までの式

- with ELB situation

$$Y_t = B_{0,t} + \sum_{i=1}^s B_{i,t} \tilde{Y}_{t-i} + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$$

$$- Y_t = [g_t, p_t, x_t]'$$

$$- \tilde{Y}_t = [g_t, p_t, x_t, r_t]'$$

$$A_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{gp,t} & 1 & 0 \\ a_{gx,t} & a_{px,t} & 1 \end{pmatrix}$$

$$\Sigma_t = \begin{pmatrix} \sigma_{g,t} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{p,t} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{x,t} \end{pmatrix}$$

- without ELB situation

$$Y_t = B_{0,t}^* + \sum_{i=1}^s B_{i,t}^* \tilde{Y}_{t-i}^* + A_t^{*-1} \Sigma_t^* \varepsilon_t$$

$$- Y_t = [g_t, p_t, x_t]'$$

$$- \tilde{Y}_t^* = [g_t, p_t, x_t, r_t^*]'$$

$$A_t^* = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{gp,t}^* & 1 & 0 \\ a_{gx,t}^* & a_{px,t}^* & 1 \end{pmatrix}$$

$$\Sigma_t^* = \begin{pmatrix} \sigma_{g,t}^* & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{p,t}^* & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{x,t}^* \end{pmatrix}$$

→ without ELB では、推計された r_t^* を実際の利子率とみなして VAR モデルを推計する。

推計モデルの詳細（続き）

4 番目の式

$$r_t = \max[c, r_t^*]$$
$$r_t^* = (1 - \rho_t)[\psi_{0,t} + \psi_{\pi,t}\pi_t + \psi_{\chi,t}\chi_t] + \rho_t r_{t-1}^* + \varepsilon_{r,t}$$
$$\varepsilon_{r,t} \sim N(0, \sigma_{r,t}^2)$$

- Taylor rule with interest rate smoothing
- $\psi_{\pi,t} > 1$ 、及び、 $0 < \rho_t < 1$
- stochastic volatility

推計モデルの詳細 (続き)

ELB 下での違い

- 名目利子率が ELB に到達した場合 ($r_t^* \leq c$)

- with ELB

$$\begin{cases} \begin{bmatrix} g_t \\ \rho_t \\ x_t \\ r_t \end{bmatrix} = B_{0,t} + \sum_{i=1}^s B_{i,t} \begin{bmatrix} g_{t-i} \\ \rho_{t-i} \\ x_{t-i} \\ r_{t-i} \end{bmatrix} + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t \\ r_t = c \end{cases}$$

- without ELB

$$\begin{cases} \begin{bmatrix} g_t \\ \rho_t \\ x_t \\ r_t^* \end{bmatrix} = B_{0,t}^* + \sum_{i=1}^s B_{i,t}^* \begin{bmatrix} g_{t-i} \\ \rho_{t-i} \\ x_{t-i} \\ r_{t-i}^* \end{bmatrix} + A_t^{*-1} \Sigma_t^* \varepsilon_t \\ r_t^* = (1 - \rho_t)[\psi_{0,t} + \psi_{\pi,t}\pi_t + \psi_{\chi,t}\chi_t] + \rho_t r_{t-1}^* + \varepsilon_{r,t} \end{cases}$$

モデルの推計

- 時変パラメーターは、random walk 過程に従う。

e.g.) $\theta_t = (\text{vec}(B_{0,t})', \dots, \text{vec}(B_{s,t})')'$

$$\theta_{t+1} = \theta_t + u_{\theta,t}, \quad u_{\theta,t} \sim N(0, \Sigma_{\theta})$$

- Σ_{θ} は対角行列と仮定する。

- Gibbs sampler と呼ばれる Bayesian MCMC 法のひとつを用いて、各パラメーターをサンプリングする。
- 7万回のサンプリングを行い、最初の4万回は burn-in とする。自己相関を軽減するため、10回に1回だけ結果を保存する。

データと定式化

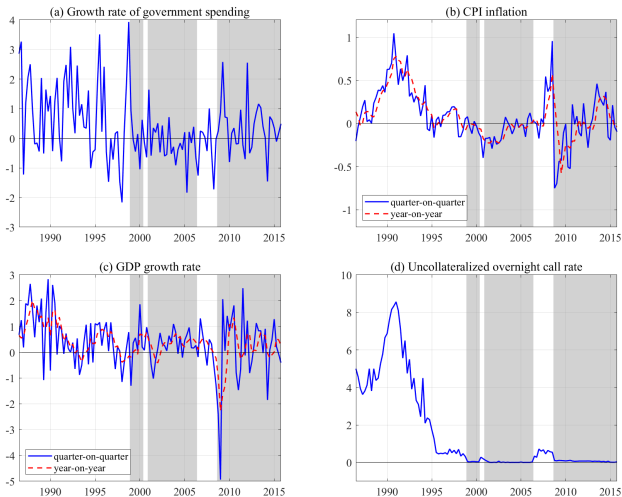
- サンプル期間：1985Q3-2015Q4
- データの詳細
 - g_t ：政府消費と公共投資の合計の対数差分
 - p_t ：消費者物価指数（生鮮食品を除く総合）の対数差分
 - x_t ：GDP の対数差分
 - r_t ：無担保コール翌日物（月末）
- VAR のラグの次数： $s = 3$
 - テイラールールに 3 期前までの p_t と x_t が含まれているため
- ELB period と利子率の下限 c
 - ELB の定義：net policy rate ≤ 0.05

1999Q1-2000Q2： $c = 0.05$

2001Q1-2006Q2： $c = 0.1$

2008Q4-2015Q4： $c = -0.1$

図 1 : 使用するデータ



インパルス応答関数の計算

- Koop et al. (1996): Generalized impulse response

$$E[y_{t+j} | \Omega_{t-1}, \tilde{\varepsilon}_t^1] - E[y_{t+j} | \Omega_{t-1}, \tilde{\varepsilon}_t^0]$$

- Ω_{t-1} : $t-1$ 時点の情報集合
- $\tilde{\varepsilon}_t^1$: 関心のあるショックが 1 を取っている non-zero shock のベクトル
- $\tilde{\varepsilon}_t^0$: 全てのショックがゼロの zero shock のベクトル

- 実際の計算方法

第 i 番目の Gibbs sampler の iteration のある時点 t について、

1. future shocks $\{\tilde{\varepsilon}_{t+j}\}_{j=1}^h$ を $N(0, I)$ から発生させる。
2. $y_{t+j}^1 | \Omega_{t-1}, \tilde{\varepsilon}_t^1, \{\tilde{\varepsilon}_{t+l}\}_{l=1}^j$ と $y_{t+j}^0 | \Omega_{t-1}, \tilde{\varepsilon}_t^0, \{\tilde{\varepsilon}_{t+l}\}_{l=1}^j$ を計算する。
3. y_{t+j}^1 と y_{t+j}^0 の差を計算する。

→ 以上のプロセスを各 100 回行い、その平均値を第 i 番目のサンプリングの時点 t の IRs の結果とする。

with ELB と without ELB の比較

- $y_{t+j}^1 \mid \Omega_{t-1}, \tilde{\varepsilon}_t^1, \{\tilde{\varepsilon}_{t+l}\}_{l=1}^j$ と $y_{t+j}^0 \mid \Omega_{t-1}, \tilde{\varepsilon}_t^0, \{\tilde{\varepsilon}_{t+l}\}_{l=1}^j$ の計算
 - with ELB : $r_t = \max[c, r_t^*]$
 - テイラールールから計算された r_t^* が c を下回ると、 $r_t = c$ となる。
 - without ELB : $r_t = r_t^*$
 - たとえ、 $r_t^* \leq c$ でも r_t^* をそのまま y_{t+j}^1 と y_{t+j}^0 の計算に利用する。
- ⇒ with ELB situation では、non-zero shock economy で r_t^* が変化しても、その値が c 以下なら利子率の値が c で置き換えられ、non-zero shock economy と zero shock economy の差として定義される利子率の反応はゼロとなる。

具体例

- 設定 : $c = 0.05$

$$\begin{array}{l} \text{non-zero shock economy: } r_{t-1} = 0.01 \xrightarrow{g_t \text{ shock}} r_t^{*1} = 0.02 \\ \text{zero shock economy: } r_{t-1} = 0.01 \xrightarrow{\text{no shock}} r_t^{*0} = 0.01 \end{array}$$

- **with ELB** : $r_t^1 = r_t^0 = 0.05$

$$\text{Resp. of } r_t = r_t^1 - r_t^0 = 0.05 - 0.05 = 0$$

- **without ELB** : $r_t^1 = r_t^{*1} = 0.02, r_t^0 = r_t^{*0} = 0.01$

$$\text{Resp. of } r_t = r_t^1 - r_t^0 = 0.02 - 0.01 = 0.01$$

- without ELB は、ELB が存在せず自由に利子率が反応することを許容した場合の仮想的な経済を描写している。
- 政府支出ショックの利子率への影響が明らかになる。

推計結果の見方

- 財政乗数の計算

$$FM_{t,t+j} = \frac{\{\text{Acc. IRF of } x\}_{t,t+j}}{\{\text{Acc. IRF of } g\}_{t,t+j}} \times \frac{GDP_t}{\text{Gov. spending}_t}$$

- $FM_{t,t+j}$: t 期の政府支出ショックに対する $t+j$ 期時点の財政乗数
- with ELB の財政乗数が without ELB の財政乗数よりも大きい場合には、ZIRP のよって利子率がゼロに抑えられていたために、財政政策の効果が高まったと解釈できる。

図 2 : implied interest rate

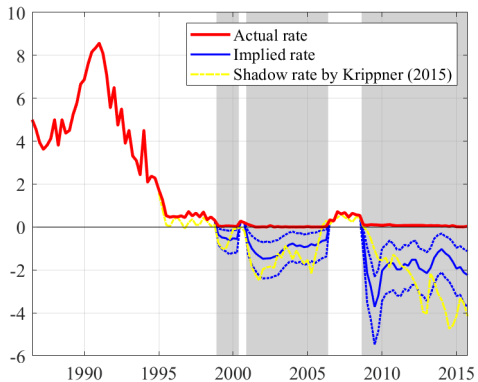


図3：政府支出ショックの特性

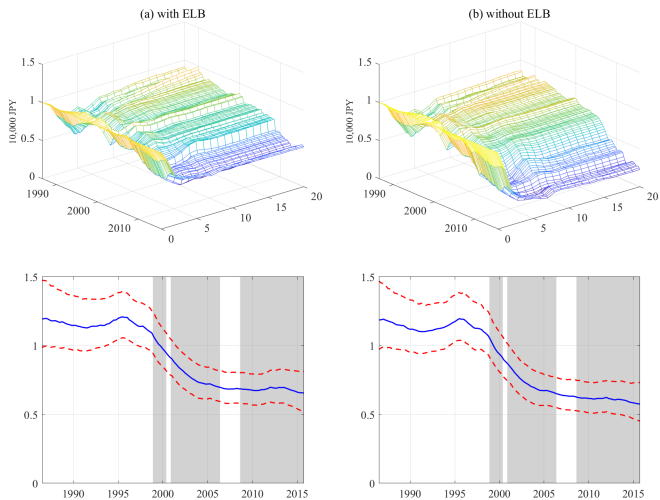


図4：財政乗数の推計値

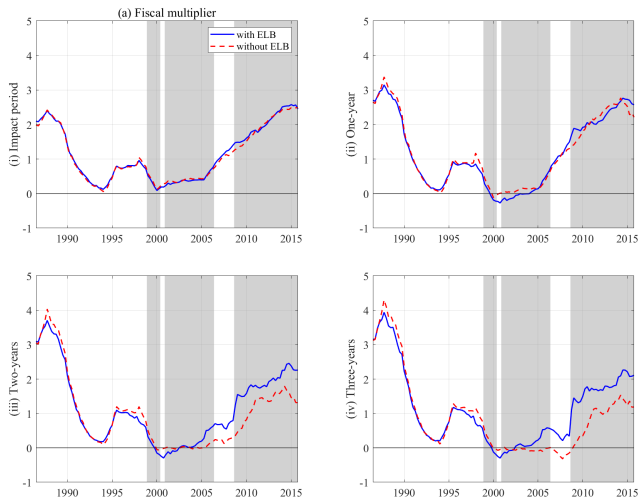
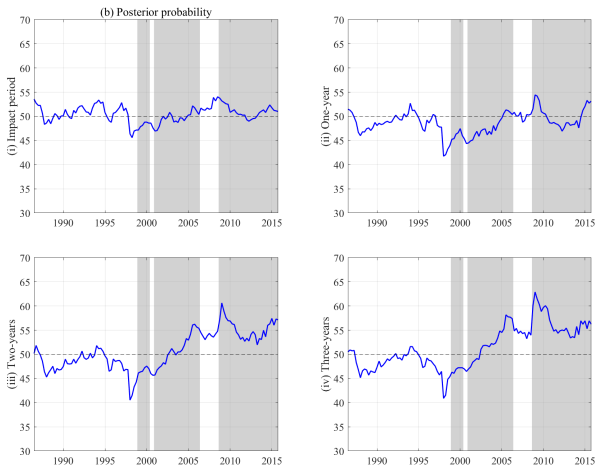


図 5 : with ELB の乗数が without ELB を上回った割合



注：このグラフでは、各モデルの各時点の 3000 個のサンプルのうちで、with ELB から計算された財政乗数が without ELB の乗数の大きさを上回っているサンプルの割合を示している。

図6：名目利率の反応

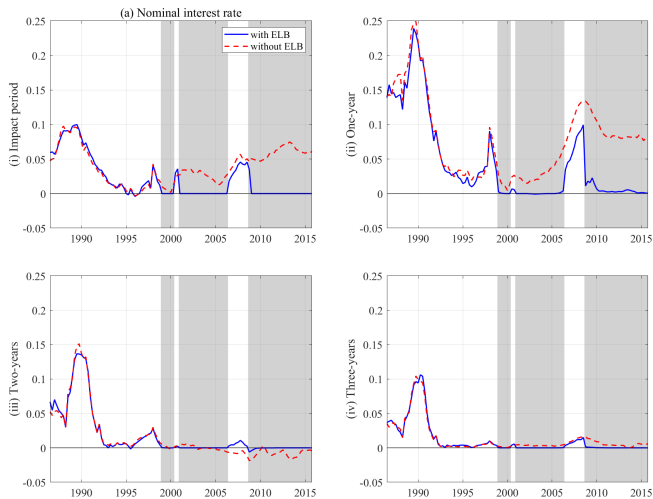
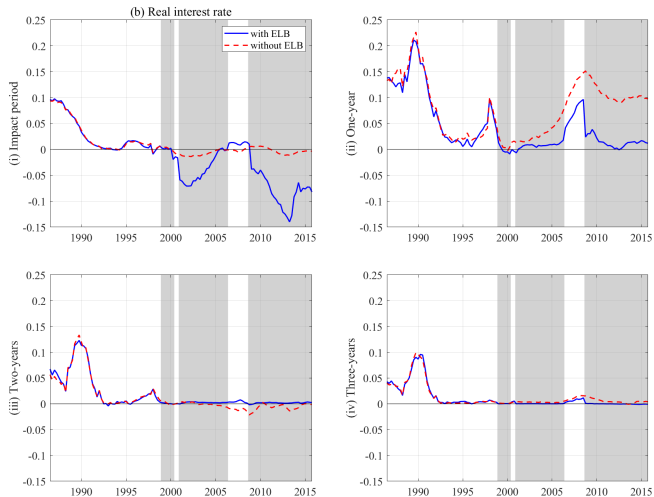


図7：実質利率の反応



推計結果について

- with ELB の下で推計された財政乗数は、without ELB の値を上回っている。(2008Q4 以降の ELB 期間・2~3 年後から)
- with ELB の下では、政府支出ショックが実質利子率を引き下げる効果を持っている。
- Christiano et al. (2011) や Eggertsson (2010) の理論モデルとも整合的な結果である。
- with ELB の財政乗数の値が without ELB の値を上回る確率は、2001Q1 以降の ELB 期間の中盤と 2008Q4 以降の ELB 期間では 50%を超えているが、通常の有意水準よりも低い割合であることに注意が必要である。

結論

- TVP-VAR model with a censored variable を用いて、ELB 下の財政政策の有効性を検証した。
- with ELB と without ELB のモデルの比較によって同一期間で財政乗数を比較し、ZIRP の役割を抽出した。
- ELB 下では、実質利子率の低下を通じて財政政策の効果が高まることが分かった。
 - 結果の有意性に留意する必要がある。