

2017年2月15日 提出

論文題目

日本のマクロ経済ショックの国際スピルオーバー、
フィードバック、波及経路の実証分析：
Global VARによる国際相互依存関係の検証

神戸大学大学院
経済学研究科 (M2)
地主敏樹研究室
姫野 知也

E-mail: hime.lll.1129@gmail.com

目次

1	はじめに	1
2	分析モデル	5
2.1	パラメータの推定と弱外生性	7
2.2	構造ショックの識別	8
3	推定結果	12
3.1	データとモデルの特定化	12
3.2	マクロ経済ショックの識別と評価	13
3.2.1	符号制約	14
3.2.2	識別したマクロ経済ショック	15
3.3	スピルオーバー	19
3.3.1	総需要ショック	20
3.3.2	総供給ショック	23
3.3.3	金融政策ショック	26
3.4	金融政策のフィードバック	32
4	おわりに	34
	謝辞	35
	参考文献	35
	Data Appendix	38

1 はじめに

近年、経済活動のグローバル化の進展に伴い、国境を越えた実体経済・金融市場の相互依存関係が深化し、貿易取引や資本フローを通じて国際間のマクロ経済の連動性が高まっている。こうした経済環境下では、金融政策を主とする一国のマクロ経済政策の議論においては、国際協調の観点から、外国へのスピルオーバーを考慮する必要がある。さらに宮尾 (2011, 2013) は金融政策ショックの実体経済への波及について、「国際的なスピルオーバー」を通じた経路が存在する可能性を指摘している。このような波及経路が存在するならば、適切な政策運営のためには、フィードバック効果を評価することは不可欠である。自国から外国へのスピルオーバーは必ずしも同質的なものではなく、産業の構造、貿易取引及び資本フローパターン等、各国固有の要因によって異なる反応をすることが考えられる。このことはそのフィードバック効果もさまざまであるということの意味する。すなわち、マクロ経済ショックのスピルオーバー、フィードバックについて、自国対外国というような総括的な分析だけでなく、個別的な分析も欠かせない。

具体的にはどのようなメカニズムで外国の実体経済に、総需要、総供給、金融政策といった自国のマクロ経済へのショックがスピルオーバーするのだろうか。総需要ショック、総供給ショックは貿易取引を通じて外国へスピルオーバーする可能性がある。たとえば、自国に正の総需要ショックが起こった際、輸入財への需要が刺激されることで、外国の輸出量を増やすことが考えられる (income-absorption effect あるいは demand-augmenting effect)。また、自国に物価を押し下げようとする正の総供給ショックが起こった際、輸出物価の低下を通じて貿易相手国にも価格ショックとしてスピルオーバーすることが考えられる。

金融政策ショックのスピルオーバーについては2つの代表的な波及経路が知られている¹⁾。第一に、為替レートチャンネルが挙げられる。金融緩和政策を行った場合、内外金利差による裁定取引を調整する形で自国の為替レートが減価、反対に外国の為替レートが増価する。為替レートの変動は世界市場における輸出財の価格競争力に影響を与えるため、外国での市場規模が拡大し、自国の輸出産業は活性化する一方で、外国の競

¹⁾ Rey (2016) は金融政策の国際スピルオーバーについて詳細なサーベイを行っている。

合する産業の収益を圧迫する (expenditure-switching effect)。したがって、金融緩和政策は外国経済を犠牲にした拡張的な政策として「近隣窮乏化政策」と指摘されることもある。ただし、金融緩和ショックが自国の需要を喚起したならば上述したように外国からの輸入を増やす効果も考えられるため、互いに相殺し合い、最終的な貿易取引パターンへの影響は不透明である。

第二の金融政策の国際波及経路として、国際的なリスクテイキングチャネルが挙げられる。リスクテイキングチャネルとは金融緩和政策の資産効果によって純資産の価値が高まり (wealth effect)、資金調達コストが下がることで、リスク資産への需要を喚起し、投資を促進する波及経路である。とりわけ昨今のような低金利環境下においては、より高いリターンを求めて資本が新興市場に流出することが考えられる (search for yield, Rajan 2005)²⁾。

以上が考えられるマクロ経済ショックのスピルオーバーのメカニズムの一部であるが、いずれも自国対外国の議論である。各国の異質性や自国との関係性を考慮した場合、それぞれの国が必ずしも上で語られるような「外国」に当てはまるとは限らない。たとえば、自国は正の総需要ショックによって輸入総額を増やすかもしれないが、所得が増えたときに自国の財と代替されるような財は輸入が減少してしまう可能性もある。また、総供給ショックについても自国と国際的な財市場で競合するような国では、その国の貿易収支の悪化によって為替レートが減価し、物価が上昇するかもしれない。上述したとおり、先進国の拡張的な金融政策ショックでは、同様に低金利環境下にあるような他の先進国よりもむしろ新興市場へのインパクトが大きいと考えられる。国際分業、世界の金融市場へのアクセス、対外不均衡の拡大等の要因による多様なスピルオーバーとそのフィードバックのため、世界経済のダイナミクスはより複雑になっている。

本稿の目的は国際相互依存関係をとらえ、日本のマクロ経済ショックに着目し、外国のマクロ経済へのスピルオーバー、フィードバック、波及経路を実証的に分析することである。これまでの論点を踏まえると、本稿のような実証研究においてはグローバルな双方向の影響をとらえることが重要な鍵となる。しかし、変数間のダイナミクスを分析するために標準的に用いられるベクトル自己回帰モデル (VAR) は、推定するパラメー

²⁾ 宮尾 (2013) が指摘しているのはまさに国際的なリスクテイキングチャネルを通じたフィードバック効果である。つまり、外国への資本流出によって、直接投資・証券投資による所得収支に影響を与え、自国経済に効果がフィードバックするということである。

タの自由度を確保するために変数の数を節約する必要があるため、単純にVARに関心のあるデータをすべて含めて分析することはできない。よって国際的なスピルオーバーの実証分析に主眼を置いた国際マクロ経済の先行研究では変数の数を削る工夫がなされている。Kim (2001) や Maćkowiak (2006) は自国変数のみのVARに分析対象となる外国変数を一つ一つ加える手法 (marginal approach) を用いて金融政策ショックの国際スピルオーバーを分析している。モデルをコンパクトにするシンプルな手法であるが、追加された変数に依存して異なるショックが識別されてしまうという欠点があり、各インパルス反応関数の単純な比較ができない。それに対して、Canova (2005) や Maćkowiak (2007) は自国変数ベクトルに外国変数ベクトルに対する外生性 (block exogeneity) を仮定し、外国の変数とは独立にショックを識別することで marginal approach の欠点を回避している。しかし、block exogeneity という強い仮定により、一方向の (unidirectional) モデルとなっており一切のフィードバックの可能性を捨象してしまっている。また、変数の数を節約するための上記の手法はいずれも2国間のモデルとなっており、第三国からの影響を無視しているといえる。したがって、国際経済の現実を反映するには、やはり多国間のモデルを構築する必要がある。

以上の問題意識から、本稿では標準的なVARを拡張したグローバルな相互依存関係をとらえるGlobal VAR (GVAR) を用いる (Pesaran *et al.* 2004)。GVARとは簡単に言い表すと、各国のVARに、外生的に同時点の外国変数とラグを含めたVARX*を積み重ねた大規模な時系列モデルである。なお、外国変数は外国の変数の荷重平均で与えられる。GVARには2点のユニークな特徴があげられる。第一に、VARX*内の外国変数を外生的に扱うことで、GVARを一括で推定するのではなく、VARX*ごとの推定が行える。これはVARX*内では自国変数のみが内生変数であるということであり、block exogeneityのアプローチと似ているが、第二の特徴であるGVARにおいてはすべての変数が内生変数となるという点で異なる。なぜなら、VARX*の外生性は荷重平均された外国変数について仮定された条件であり、GVARの各国間の双方向の関係を排除しているということではないためである。したがって、ただ一つのモデルからあらゆる国のショックのあらゆる国へのスピルオーバーを分析することができ、さらにVARX*とGVARの比較によって、フィードバック効果を明示的に扱うことができるため、GVARはスピルオーバー、フィードバックの分析に好ましい特徴を持った時系列モデルであるといえ

る³⁾。

本稿は GVAR の特徴を活かしたショックの識別手法を提案している。Eickmeier and Ng (2015) は自国のショックを識別する際に、符号制約を GVAR から計算されるインパルス反応関数に課してショックを識別している。しかし、このインパルス反応関数は VARX*間の相互作用が内在しているため、固有のショックが適切に識別されず、フィードバック効果を過小評価してしまう可能性がある。そのため本稿では符号制約を、外国からの影響がコントロールされており、かつフィードバックを許さない VARX*から計算されるインパルス反応関数に課してショックを識別する。これにより得られる固有のショックをもとに GVAR におけるダイナミクスを分析する。ローカルな分析 (VARX*) とグローバルな分析 (GVAR) を組み合わせたこの手法は GVAR ならではのといえる。

上記の方法に基づく分析によれば、基本的に外国への日本のマクロ経済ショックの影響には量質ともにばらつきがあることが明らかになった。日本の需要の高まりは、おおむね各国の輸出量に好影響を与える一方で、一部の国の輸出財への需要を減少させることがわかった。また、日本の供給サイドにプラスのショックがあった際、垂直分業の浸透によって輸入中間財への需要の高まりを通じて、外国へおおむねプラスの需要ショックとしてスピルオーバーしていることが示唆された。そして日本の金融緩和政策は、主に世界の株価の上昇を通じて、各国の実体経済にを刺激し、自然利子率を上昇させることがわかり、先行研究と同様に近隣窮乏化政策の可能性を否定する結果となった。さらにこうした外国へのスピルオーバーは日本の株価を上昇させる効果を増幅させ、遅れて日本の生産や輸出量の上昇幅を押し上げたことから、国際的なスピルオーバーを通じて日本経済へとフィードバックするという宮尾 (2011, 2013) の指摘を支持した。

本稿の構成は次のとおりである。まず第 2 節では Pesaran *et al.* (2004) をもとに GVAR、そして符号制約を応用した構造ショックの識別方法について説明する。次に第 3 節では分析に用いる GVAR の特定化を行い、識別された日本の総需要ショック・総供給ショック・金融政策ショックの 3 つのマクロ経済ショックのスピルオーバーと、

³⁾ GVAR 以外にもグローバルなデータを分析する手法が考案されている。たとえば、Canova and Ciccarelli (2004, 2009) はベイジアンアプローチに基づき、多国間パネルデータのダイナミクスの推定を試みている (Panel VAR)。また、Mumtaz and Surico (2009) は Factor Augmented VAR (FAVAR) を応用し、大量の外国変数の主成分を用いて、外国のショックの自国へのスピルオーバーを分析している。

金融政策ショックのフィードバックの分析結果を示し、その解釈を行う。最後に第4節で結論を述べる。

2 分析モデル

本節では Pesaran *et al.* (2004) や Dees *et al.* (2007) 等によって考案された GVAR について説明する。GVAR は $N + 1$ 国 ($i = 0, 1, 2, \dots, N$) の自国変数と外国変数を含めたベクトル自己回帰モデル (VARX*) を集合した時系列モデルである。 i 国の VARX*(p_i, q_i) は次のように表される。

$$\begin{aligned} \Phi_i(L, p_i)\mathbf{x}_{it} &= \mathbf{a}_{i0} + \mathbf{a}_{i1}t + \Lambda_i(L, q_i)\mathbf{x}_{it}^* + \mathbf{u}_{it}, \\ i &= 0, 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T, \\ \mathbf{u}_{it} &\sim iid(0, \Sigma_{\mathbf{u}_i}). \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 \mathbf{a}_{i0} は定数項、 $\mathbf{a}_{i1}t$ はトレンド項を指しており、 \mathbf{x}_{it} は i 国の自国変数ベクトル ($k_i \times 1$)、 \mathbf{x}_{it}^* は i 国以外の変数の荷重平均をとった外国変数ベクトル ($k_i^* \times 1$) であり、それぞれ内生変数、弱外生変数として与えられる。 L はラグオペレータで、 $\Phi_i(L, p_i) = I_{k_i} - \sum_{l=1}^{p_i} \Phi_{il}L^l$ 、 $\Lambda_i(L, q_i) = \sum_{l=0}^{q_i} \Lambda_{il}L^l$ である。すなわち VARX* は誘導型で、 p_i 期までの自国の変数のラグと、外国の変数の同時点の値と q_i 期までのラグが含まれている。また、その添え字から明らかなように p_i, q_i は i によって異なるため柔軟なラグ次数選択に対応している。標準的な VAR と異なる点は \mathbf{x}_{it}^* が含まれていることであり、 i 国にとっての j 国の重要度を示すウェイト w_{ij} を用いて、

$$\mathbf{x}_{it}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij}\mathbf{x}_{jt},$$

と与えられる。ただし、 $\sum_{j=0}^N w_{ij} = 1$ であり、 $w_{ii} = 0$ とすることで自国の変数は除外する⁴⁾。

(1) 式の書き換えを試みる。 $\mathbf{A}_i(L, p_i, q_i) = [\Phi_i(L, p_i), -\Lambda_i(L, q_i)]$ 、 $\mathbf{z}_{it} = (\mathbf{x}'_{it}, \mathbf{x}^*_{it})'$ 、 $\Psi_{it} = \mathbf{a}_{i0} + \mathbf{a}_{i1}t$ と置くと式 (1) は

$$\mathbf{A}_i(L, p_i, q_i)\mathbf{z}_{it} = \Psi_{it} + \mathbf{u}_{it} \quad (2)$$

⁴⁾ 標準的な GAVR モデルでは 2 国間の貿易取引量 (輸出 + 輸入) をもとにウェイトが計算される。また、直接投資や証券投資の残高をもとにウェイトを計算されることもある。さらに $w_{ij,t}$ とし、時間に依存して変化するウェイトを用いることもできる。

と書き換えられる。ここで、 $K = \sum_{j=0}^N k_j$ 個すべての内生変数を含むベクトル ($K \times 1$)

$$\mathbf{x}_t = (\mathbf{x}'_{0t}, \mathbf{x}'_{1t}, \dots, \mathbf{x}'_{Nt})'$$

と、 \mathbf{x}_t に i 国の VARX* における自国変数と外国変数とそのウェイトを対応させた行列 ($(k_i + k_i^* \times K)$) を

$$\mathbf{W}_i = \begin{pmatrix} \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{I}_{k_i} & \cdots & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ w_{i0} \mathbf{I}_{k_i^*} & w_{i1} \mathbf{I}_{k_i^*} & \cdots & \mathbf{0} & \cdots & w_{iN-1} \mathbf{I}_{k_i^*} & w_{iN} \mathbf{I}_{k_i^*} \end{pmatrix}$$

と置くことで、

$$\mathbf{z}_{it} = \mathbf{W}_i \mathbf{x}_t \quad (3)$$

と表すことができる。次に、それぞれ別々に決定されるラグ次数を一括して扱うために $p = \max(p_0, p_1, \dots, p_N, q_0, q_1, \dots, q_N)$ とすると

$$\mathbf{A}_i(L, p_i, q_i) = \mathbf{A}_i(L, p), \quad \begin{cases} \Phi_i = \mathbf{0} & (p - p_i > 0) \\ \Lambda_i = \mathbf{0} & (p - q_i > 0) \end{cases} \quad (4)$$

と書き換えられる⁵⁾。(3)、(4) 式より、(2) 式は

$$\mathbf{A}_i(L, p) \mathbf{W}_i \mathbf{x}_t = \Psi_{it} + \mathbf{u}_{it} \quad (5)$$

と書き換えられる。

最後に (5) 式で与えられる VARX* を重ね合わせ、GVAR を構築する。

$$\mathbf{G}(L, p) = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_0(L, p) \mathbf{W}_0 \\ \mathbf{A}_1(L, p) \mathbf{W}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{A}_N(L, p) \mathbf{W}_N \end{pmatrix}, \quad \Psi_t = \begin{pmatrix} \Psi_{0t} \\ \Psi_{1t} \\ \vdots \\ \Psi_{Nt} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{u}_t = \begin{pmatrix} \mathbf{u}_{0t} \\ \mathbf{u}_{1t} \\ \vdots \\ \mathbf{u}_{Nt} \end{pmatrix}$$

と置くと、GVAR は

$$\mathbf{G}(L, p) \mathbf{x}_t = \Psi_t + \mathbf{u}_t \quad (6)$$

と表すことができる⁶⁾。

⁵⁾ $\mathbf{A}_i(L, p) = \sum_{l=0}^p \mathbf{A}_{il} L^l = (\mathbf{I}_{k_i}, -\Lambda_{i0}) - \sum_{l=1}^p (\Phi_{il}, \Lambda_{il}) L^l$ である。

⁶⁾ $\mathbf{G}(L, p) = \sum_{l=0}^p \mathbf{G}_l L^l$ で、 $\mathbf{G}_l = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_{0l} \mathbf{W}_0 \\ \mathbf{A}_{1l} \mathbf{W}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{A}_{Nl} \mathbf{W}_N \end{pmatrix}$ である。

2.1 パラメータの推定と弱外生性

GVARは推定すべきパラメータが膨大であるため、 $G(L, p)$ は一括して推定することはできない。ここで(1)式における x_{it}^* の弱外生性の仮定が重要となる。この仮定により、GVARのパラメータを直接推定するのではなく、(1)式のパラメータ a_{i0} 、 a_{i1} 、 $\Phi_i(L, p_i)$ 、 $\Lambda_i(L, q_i)$ を $N+1$ 国について推定し、上記の手順で $G(L, p)$ を構築することでGVARモデルのパラメータとすることができる。本項ではGVARモデルの重要な仮定である弱外生性と推定方法について説明する。

後述の弱外生性検定を行うことと自国変数間の共和分関係を考慮して(1)式で表されるVARX*をベクトル誤差修正モデル(VECMX*)表現

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \alpha_i \beta_i' [z_{it-1} - \gamma_i(t-1)] + \Lambda_{i0} \Delta x_{it}^* + \Gamma_i(L, p) \Delta z_{it} + u_{it} \quad (7)$$

に書き換えてパラメータの推定を行う。ここで、 $\beta_i' [z_{it-1} - \gamma_i(t-1)]$ は誤差修正項であり、 β_i は z_{it} の r_i 個の共和分ベクトルからなる行列($k_i + k_i^* \times r_i$)、 α_i は共和分関係の乖離からの調整スピードを示す r_i 個の調整係数ベクトルから成る行列($k_i \times r_i$)である。なお、 r_i は $\alpha_i \beta_i'$ のランク、つまり z_{it} の共和分関係の数を表しており、共和分検定により求められる。 r_i をもとに最尤推定法によりVECMX*の誤差修正項とパラメータを推定する⁷⁾。そして、 $\alpha_i \beta_i' = A_{i0} - I_{k_i}$ 、 $\Gamma_i(L, p) = \sum_{l=1}^p \Gamma_{il} L^l$ 、 $\Gamma_{il} = -\sum_{j=l+1}^p A_j$ を利用してVECMX*において推定されたパラメータをVARX*のパラメータに直すことで、上記の手順で $G(L, p)$ 、 Ψ_t を求めることができる。

i 国の外国変数 x_{it}^* が弱外生変数であるということは、(1)、(7)式において x_{it}^* が所与であるということであり、パラメータの推定が外国の(1)、(7)式のパラメータの推定値に影響を与えないということを意味している。この仮定は国際経済学において一般的に用いられる、「世界市場における価格や金利を所与とする」という小国開放経済の仮定に対応している⁸⁾。

共和分の文脈において x_{it}^* が弱外生的であるということは、(7)式を

$$\Delta z_{it} = \begin{pmatrix} c_{i0} \\ c_{i0}^* \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \alpha_i \\ \alpha_i^* \end{pmatrix} \beta_i' [z_{it-1} - \gamma_i(t-1)] + \begin{pmatrix} \Lambda_{0i} \\ \mathbf{0} \end{pmatrix} \Delta x_{it}^* + \begin{pmatrix} \Gamma_i(L, p) \\ \Gamma_i^*(L, p) \end{pmatrix} \Delta z_{it} + \begin{pmatrix} u_{it} \\ u_{it}^* \end{pmatrix} \quad (8)$$

⁷⁾ より詳しい推定方法については Harbo *et al.* (1998)、Pesaran *et al.* (2000) 参照。

⁸⁾ なお、通常大開放経済の仮定がなされるアメリカについては適切な弱外生変数を選択する必要があり、さらに用いる変数の性質によっては弱外生性の仮定が成立しない可能性があるためモデルの特定化には注意が必要となる。

と拡張したとき、(8) 式において z_{it} の要素である x_{it}^* に対応する誤差修正項の係数行列 α_i^* が 0 であるということである。つまり x_{it}^* は x_{it} の長期均衡関係を示す誤差修正項に影響を受けないということである。言い換えると、 x_{it} から x_{it}^* に長期的なフィードバックが存在しない、あるいは x_{it}^* の長期的なトレンドは x_{it} に独立であるということである。弱外生性検定は α_i^* に線形制約を課し F 検定を行うことで行うことができる。

2.2 構造ショックの識別

(1) 式から明らかなように、(6) 式の GVAR は誘導型であり、外国変数間の同時点関係はウェイトと推定されたパラメータによって決定されているが、自国変数間については同時点関係の識別問題が残っている⁹⁾。一般的な構造型 VAR の識別手法にのっとり、 x_t 全体にリカーシブな制約を課すことによってインパルス反応関数 (Orthogonal impulse response function) を計算するためには、VARX*内の変数の順序だけでなく、GVAR 内の VARX*の順序についても考慮する必要がある。この問題の解決策として Pesaran *et al.* (2004) では、予測誤差をそのまま構造ショックとして用いて、変数の順序に頑健なインパルス反応関数 (Generalized impulse response function) を計算している。しかし、直交化されていない構造ショックは解釈が困難であるという重大な問題点がある。それに対し、Dees *et al.* (2007) は 0 国の VARX*にのみリカーシブな制約を課して同時点関係を識別しそれを拡張する手法を提案し、現時点での標準的な手法となっている。Eickmeier and Ng (2015) は、Dees *et al.* (2007) を拡張する形で 0 国以外のすべての VARX*にリカーシブな制約を課して同時点関係を識別し、0 国の同時点関係には、GVAR から計算されるインパルス反応関数に符号制約を課して識別を試みている。しかし、この手法では固有のショックが適切に識別されず、フィードバック効果を過小評価してしまう可能性がある。なぜなら、GVAR は他の VARX*からのフィードバックが存在し、後述するとおり VARX*間の構造ショックに若干の相関を許しているため、GVAR のインパルス反応関数にはこうした VARX*間の相互作用が内在しているからである。特に数期先までインパルス反応関数に符号制約を課す場合、この問題は深刻化する。そこで、本分析では Eickmeier and Ng (2015) の手法を応用し、符号制約を GVAR ではなく、外国からの影響がコントロールされており、かつフィードバックを許さない VARX*から計算されるインパルス反応関数に課すことで、固有の構造ショックの識別を試みる。ローカルな

⁹⁾ G_0 の対角上にある行列は単位行列となっている。

分析とグローバルな分析を組み合わせたこの手法は、各国の VARX* を独立に扱うことができる GVAR ならではの手法だといえる¹⁰⁾。以下ではその手法について説明する。

直交化された構造型ショック ξ_{it} は (1) 式で与えられる i 国の誘導型の VARX* の誤差項 u_{it} を用いて次のように表される:

$$\xi_{it} = P_i u_{it}. \quad (9)$$

ここで ξ_i の分散共分散行列を単位行列とし、(9) 式に左から P_i^{-1} をかけ、それぞれの転置行列を右からかけると

$$P_i^{-1} P_i^{-1'} = \Sigma_{u_i} \quad (10)$$

が得られる。 $k_i(k_i+1)/2$ の連立方程式に対して、 P_i の未知の要素が k_i^2 個であるため、 P_i に何らかの制約を課すことによって Σ_{u_i} から P_i を計算することができる。通常のリカーシブ制約と同様に、 P_i が下三角行列であるという制約を課すことにより、 Σ_{u_i} をコレスキー分解し、逆行列を計算することで P_i が一意に決定される。0 国以外については $P_i u_{it}$ をもって構造ショックとする。

次に、符号制約による 0 国の構造ショックの識別を検討する。符号制約とはインパルス反応関数の符号に制約を設けることによる識別手法である。簡潔に説明すると、VAR の誤差項からランダムに直交化された構造ショックを発生させて計算したインパルス反応関数を評価し、その中から制約を満たした構造ショックのみを採用し、集合として推定する手法である。計算結果に直接的に制約を課すことになるため、この識別手法を用いる場合は特に制約と結果を混同するトートロジーに注意する必要がある。過剰な制約は恣意的な分析であるという批判を免れ得ない。しかし、本稿の目的は一国の構造ショックを適切に識別し、そのスピルオーバー、フィードバックを分析することにある。符号制約による 0 国の構造ショックをリカーシブな制約に頼らずに、0 国内の変数の反応をある程度コントロールして識別することは構造ショックに意味を与え、分析結果の解釈を明快にするという利点がある。

符号制約の具体的な手法について説明する。0 国の構造ショックを、その分散共分散

¹⁰⁾ 自国の構造ショックを外国とは独立に符号制約によって識別している、Canova (2005) のモデルを 2 国間からグローバルに拡張したという解釈ができる。一方で、Chudik and Fidora (2011) は石油価格ショックの識別に GVAR から計算されるインパルス反応関数に符号制約を課している。通常の VAR よりも多くの制約を課することができるため、GVAR は符号制約のメリットを最大限引き出すことができると主張している。石油価格のようなグローバルな性格を持つ変数にはむしろ GVAR に符号制約を課す方が適当であると考えられ、これも GVAR の特徴を活かした手法といえる。

行列を単位行列とすることによって、上記と同様の方法により計算される下三角行列 P_0^C と回転行列 R を用いて

$$\xi_{0t} = P_0 u_{0t} = R P_0^C u_{0t} \quad (11)$$

と表現する¹¹⁾。 P_0 は下三角行列ではないため、リカーシブな制約とはなっておらず、(11) 式を満たすような R は無数に存在する。ここで、符号制約を課すことで、唯一の R を選択することを検討する。手順を簡潔に言い表すと、大量にサンプリングしたデータの取捨選択である。ランダムに発生させた回転行列 \tilde{R} を用いて 0 期のインパルス反応関数 $(\tilde{R} P_0^C)^{-1}$ を計算する。もし 0 期のインパルス反応関数が符号制約を満たせば \tilde{R} を保存し、満たさなければ捨てるという手順を、制約を満たす \tilde{R} が 1 000 個得られるまで繰り返す¹²⁾。次に \tilde{R} の中で最も中央値に近い 0 期のインパルス反応関数を実現する回転行列を R として採用する。この処理は Fry and Pagan (2007) の Median Target Approach (MT Approach) と呼ばれ、符号制約を満たすインパルス反応関数の集合の中央値は必ずしも同一の \tilde{R} から計算された値ではないため、それを推定値として扱うことには問題がある (Multiple models problem, Fry and Pagan (2011))。それに対して MT Approach は単一の R を用いて分析するためこの問題を回避することができる¹³⁾。

以上で各 VARX* の構造型が識別された。最後に、 P_i をもとに構造型の GVAR を識別する。GVAR における構造ショック $\xi_t = (\xi'_{0t}, \xi'_{1t}, \dots, \xi'_{Nt})'$ は誘導型の GVAR の誤差項 $u_t = (u'_{0t}, u'_{1t}, \dots, u'_{Nt})'$ を用いて次のように表される:

$$\xi_t = P_G u_t. \quad (12)$$

ここで P_G は、 $N + 1$ 個の P_i をもとに

$$P_G = \begin{pmatrix} P_0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & P_1 & & & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ 0 & & & P_{N-1} & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & P_N \end{pmatrix} \quad (13)$$

と拡張した行列 ($K \times K$) とする。これを (6) 式に左からかけることにより、構造型 GVAR

¹¹⁾ 回転行列の定義より、 $R' = R^{-1}$ であり、 $RR = I$ である。 $\Sigma_{\xi_0} = I$ より、(11) 式 $\Rightarrow P_0^{C-1} R R P_0^{C-1} = P_0^{C-1} P_0^{C-1} = \Sigma_{u_0}$ であるため、 P_0^C は Σ_{u_0} へのコレスキー分解によって求められる。

¹²⁾ 本分析では Rubio-Ramirez *et al.* (2010) の QR 分解に基づくアルゴリズムを利用して \tilde{R} を発生させる。

¹³⁾ 具体的な R の導出方法は、 $(\tilde{R} P_0^C)^{-1}$ の各要素を中央値を用いて標準化し、その 2 乗和が最も小さい時の \tilde{R} を R とする。

モデルが識別される:

$$P_G G(L, p) x_t = P_G \Psi_t + \xi_t. \quad (14)$$

構造型 GVAR が識別されれば、構造ショックと GVAR の内生変数 x_t のダイナミクスを分析することができる。標準的な構造型 VAR モデルとは異なり、自国変数間だけでなく自国変数と外生変数として取り扱った外国変数間のグローバルな相互関係の分析が可能となっている。GVAR において識別された構造ショックはその VARX* 間の相関とスピルオーバーについて次のような特徴を持つ。まず、自国の構造ショック ξ_{it} 内は無相関であるが、各国の構造ショック ξ_{it} 間の相関を許している。これは u_t の分散共分散行列の非対角要素が非ゼロであるからである。しかし、各 VARX* (1) 式に外国変数の同時点の変数 x_{it}^* が含まれているため、 ξ_{it} 間の相関は限定的であると考えられる。なぜなら、(12) 式は

$$\xi_t = P_G G_0 \epsilon_t \quad (15)$$

と表すことができるため、 x_t の同時点関係は G_0 でとらえられているからである。つまり、 ξ_{it} 間の相関は x_{it}^* の係数行列 Λ_{i0} あるいは G_0 によって抑えられているということである。次に、GVAR に内在する各国固有の構造ショック ξ_t のスピルオーバーの経路が主に 2 つある。第一に W_i を通じた構造ショックの同時点のスピルオーバーが挙げられる。 i 国の変数ベクトル x_{it} への ξ_t の同時点での影響は $A_{i0} W_i \xi_t$ であり、たとえば 0 国の構造ショック ξ_{0t} の x_{it} への同時点での影響は $\Lambda_{i0} w_{i0} \xi_{0t}$ で与えられる。第二に、そのラグ時点でのスピルオーバーが考えられる。上述したとおり、自国変数は同時点において外国の構造ショックの影響を受けているので、外国からのラグ時点でのスピルオーバーには自国の構造ショックの影響も含まれている¹⁴⁾。そのため GVAR は国際間の構造ショックのスピルオーバー、フィードバックを分析するために望ましい性格を持った分析モデルであるといえる。

¹⁴⁾ Dees *et al.* (2007) はこのフィードバック効果を second-round effects of the shocks あるいは return impacts と呼んでいる。

3 推定結果

3.1 データとモデルの特定化

サンプル期間は1996年3月から2016年2月までで、分析対象国は22カ国(日本、オーストラリア、ブラジル、カナダ、中国、ドイツ、香港、インド、インドネシア、韓国、マレーシア、メキシコ、フィリピン、ロシア、シンガポール、南アフリカ、スウェーデン、タイ、トルコ、イギリス、アメリカ、ベトナム)である。ウェイトにはIMFのDirection of Trade Statistics (DOTS)より入手可能な、2000年から2015年までの2国間の輸出量と輸入量を合算した貿易取引量の平均値をもとに計算する。用いる変数は生産(y)、物価水準(p)、マネタリーベース(m)、短期金利(r)、為替レート(ex)、株価(eq)、輸出量(exp)、石油価格(po)であり、表1は各国のVARX*の自国変数ベクトル x_{it} と外国変数ベクトル x_{it}^* とそれぞれのラグ次数(p_i, q_i)を示している¹⁵⁾。先行研究の多くでは ex として2国間レートが用いられている。しかし、この場合いずれかの国のVARX*に ex を含めることを諦めなくてはならない¹⁶⁾。それに対し、本稿はすべてのVARX*に ex を含め、さらに2国間ではなく総合的な通貨価値を分析するために、 ex に実効為替レートを用いる。その際、 ex を弱外生変数としてVARX*に含めようとすると各国の実効為替レートの荷重平均を含めることとなり、実質的に同義の変数が重複してしまう。そのため外国変数ベクトルからは ex を除外する。 m はゼロ金利制約下での金融政策ショックを適切に識別する目的で日本にのみ含める。また、Dees *et al.* (2007)にならい、アメリカの世界の金融市場への影響力を反映させるために、 r と eq は弱外生変数としてアメリカのVARX*には含めず、代わりに石油価格を内生変数として含める。その他の例外的な変数の欠損は当該データが入手困難であることに起因する¹⁷⁾。

¹⁵⁾ y は季節調整済みの鉱工業生産指数(2010 = 100)、 p は季節調整済みの消費者物価指数(2010 = 100)、 m は季節調整済みのマネタリーベース(2010 = 100)、 r はオーバーナイトから3カ月物の短期金利、 ex は実質実効為替レート(2010 = 100)、 eq は自国通貨建てのMSCI(2010 = 100)、 exp は自国通貨建て実質輸出量(2010 = 100)、 po は季節調整済みのWTI原油価格であり、 r 以外は自然対数を取り、100を乗じている。各データの詳述、出所についてはData Appendixを参照。また、ラグ次数は最大ラグ次数を2に設定して尤度比検定により決定した。赤池情報量基準によってラグ次数を決定しても主要な分析結果に影響は及ぼさなかった。

¹⁶⁾ 多くの場合、対ドルレートを用いて、アメリカのVARX*には ex が弱外生変数としてのみ含まれる。

¹⁷⁾ 弱外生検定の結果、150個の外国変数内134個が有意水準95%で弱外生性が採択された。採択されなかった外国変数をそれぞれのVARX*から除いて分析したところ、この変更は主要な結果に影響を及ぼさなかったため、以降、表1の分析結果を示す。

i 国	x_{it}	x_{it}^*	p_i	q_i
日本	$(y, p, m, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, r, eq, exp, po)'$	2	2
オーストラリア	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
ブラジル	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
カナダ	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
中国	$(y, p, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
ドイツ	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
香港	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	1
インド	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
インドネシア	$(p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
韓国	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
マレーシア	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
メキシコ	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
フィリピン	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
ロシア	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
シンガポール	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
南アフリカ	(y, p, r, ex, eq, exp)	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
スウェーデン	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
タイ	$(p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
トルコ	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
イギリス	$(y, p, r, ex, eq, exp)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2
アメリカ	$(y, p, r, ex, eq, exp, po)'$	$(y, p, m, exp)'$	2	2
ベトナム	$(p, ex)'$	$(y, p, m, r, eq, exp, po)'$	2	2

表1 i 国の自国変数ベクトルと x_{it} と外国変数ベクトル x_{it}^* とラグ次数 (p_i, q_i)

3.2 マクロ経済ショックの識別と評価

第2節で説明したように、0国以外のVARX*には表1の変数の順序に基づいてリカーシブな制約を、0国のVARX*には符号制約を課すことによって構造ショックを識別する。本項では、具体的な0国制約の内容について説明し、識別されたマクロ経済ショックのインパルス反応関数、時系列を評価し、適切にショックが識別されたことを確認する。

3.2.1 符号制約

0国のインパルスベクトル P_0^{-1} にはそれぞれ次のような符号制約とゼロ制約を課してマクロ経済ショックを識別する:

$$\mathbf{u}_{0t} = \begin{pmatrix} u_y \\ u_p \\ u_m \\ u_r \\ u_{ex} \\ u_{eq} \\ u_{exp} \end{pmatrix} = P_0^{-1} \boldsymbol{\xi}_{0t} = \begin{pmatrix} + & + & \times & \times & \times & 0 & 0 \\ + & - & \times & \times & \times & 0 & 0 \\ \times & \times & + & + & \times & 0 & 0 \\ + & \times & + & - & + & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & - & - & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & + & + & + & 0 \\ \times & \times & \times & \times & + & \times & + \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \xi_{AD} \\ \xi_{AS} \\ \xi_{MD} \\ \xi_{MS} \\ \xi_{EX} \\ \xi_{eq} \\ \xi_{exp} \end{pmatrix}.$$

ただし、0はゼロ、+は正、-は負の制約を示しており、 \times は制約がないこと (free parameter) を表している。 ξ_{AD} 、 ξ_{AS} はそれぞれ、 y と p と r を上昇させる正の総需要ショック (以下、総需要ショック)、 y を上昇させ、 p を下落させる正の総供給ショック (以下、総供給ショック) である。さらに ξ_{MD} 、 ξ_{MS} はそれぞれ、 m と r を上昇させる正の貨幣需要ショック、 m と eq を上昇させ、 r と ex を下落させる正の貨幣供給ショックあるいは拡張的金融政策ショック (以下、金融政策ショック) であり、 ξ_{EX} は r と eq と exp を上昇させ、 ex を下落させる為替レート減価ショックである。 ξ_{eq} 、 ξ_{exp} はそれぞれリカーシブな制約に基づく正の株価ショック、正の輸出量ショックである。 ξ_{AD} と ξ_{AS} については標準的な符号制約となっているが、 ξ_{MD} 、 ξ_{MS} には实体经济を表す y 、 p に対応するインパルスベクトルに制約を課さないという点で標準的な符号制約と異なっている。これは、貨幣市場におけるショックが实体经济へどのような影響を及ぼすか不透明であり、少なくとも同月に生産や物価が反応することは考えられないためである。金融政策にサプライズがあった際、生産や物価よりも株価や為替レートが即座に反応することが知られているため、 ξ_{MS} の識別には y 、 p の代わりに ex 、 eq へ制約を課す。また、 ξ_{EX} の識別制約は為替レートが減価したとき、資本流出に伴う円の資金供給の減少によって金利が上昇し、輸出産業が有利になることで eq と exp が上昇することを反映している。なお、本分析の対象は総需要ショック (ξ_{AD})、総供給ショック (ξ_{AS})、金融政策ショック (ξ_{MS}) である。正の貨幣需要ショック (ξ_{MD})、為替レート減価ショック (ξ_{EX}) については、金融政策ショックから正の貨幣需要ショックと為替レート減価ショックを明確に識別するという目的のために符号制約を課して識別する。

3.2.2 識別したマクロ経済ショック

次に、識別された3つのマクロ経済ショックについて、時系列とインパルス反応関数を評価する。図1は日本のそれぞれのマクロ経済ショックの12カ月移動平均をプロットしたものである。総需要ショック (ξ_{AD}) は2000年に上昇傾向にあるが、2001年になると下落する。これはITバブルとその崩壊に対応していると考えられる。以降2007年まではおおむね堅調に推移した後、アメリカに端を発したグローバル金融危機の影響より下落している。2011年の東の本大震災、欧州債務危機を経て、その後もちなおすも2012年ごろの円高不況によって持続的にマイナスとなっている。2013年以降は積極的な財政政策と金融政策によって大きく上昇している。

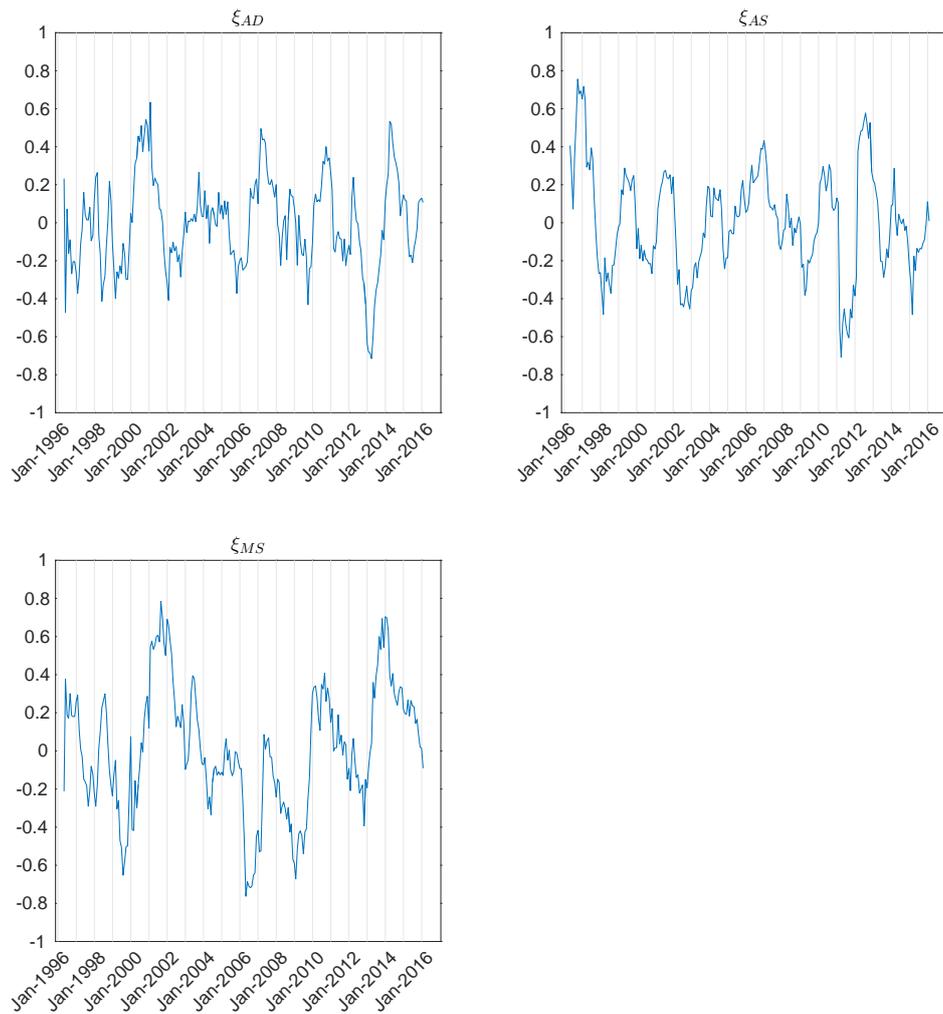
総供給ショック (ξ_{AS}) は消費増税が実施された1997年4月、2014年4月より下降傾向にある。ただし、2014年4月は法人税は減税されているため下げ幅は1997年4月よりも小さくなっている。また、東日本大震災が発生し、サプライチェーンが崩壊した2011年3月に大きく下落している。また、2012年代は著しい円高により輸入中間財や天然資源の調達コストが抑制されたため、大きく上昇していると考えられる。

金融政策ショック (ξ_{MS}) は量的緩和政策を始動した2001年の3月ごろから大きく上昇し、再び政策目標を金利に戻した2006年3月に大きく下落した。さらに黒田バズーカに対応するように2013年4月にまた跳ね上がっている。

以上3つのマクロ経済ショックは現実のイベントと整合的であると考えられる。そして特筆すべきはそれぞれが日本固有のショックとして識別されているという点である。2007年から2008年にかけての世界金融危機時、生産、株価、輸出量は著しく変動しているが、識別された日本のマクロ経済ショックは当該期における変動は限定的であり、むしろ東日本大震災や黒田バズーカ等の日本固有のイベント時に反応している。理由はVARX*に外国変数が組み込まれていることに他ならず、グローバルな変動がうまくコントロールされているためである。

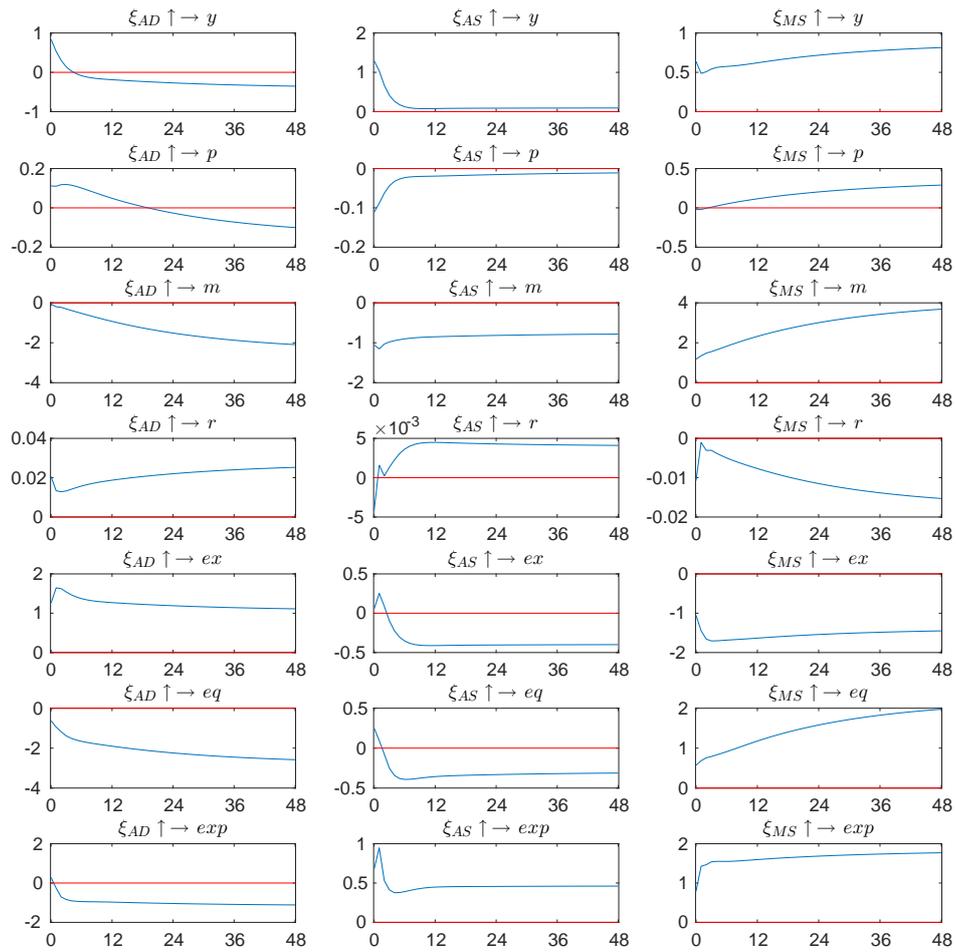
図2は日本のそれぞれのマクロ経済ショックが国内の変数に与える影響の、外国へのスピルオーバーやフィードバックは存在しないVARX*におけるインパルス反応関数である。総需要ショック(左列)は生産、を押し上げ、それに追従する形で物価を上昇させている。また、短期金利を上昇、為替レートを増価させており、両者のインパルス反応関数は対称的な動きをしている。さらに、3期以降輸出量が持続的に減少しているこ

とから、総需要ショックによる金利の変動によって、為替レートが調整され貿易取引量に影響を与えていると解釈でき、マンデルフレミングモデルと整合的であるといえる。株価の下落は為替レートが増価したことが要因であると考えられる。総供給ショック(中央列)は生産を押し上げ、物価を押し下げている。さらに輸出量に持続的にプラスの影響を与えている。短期金利を下落させ、マネタリーベースを増加させる金融政策ショック(右列)は中長期的に生産と物価を押し上げている。また、株価や為替レートは短期的にそれぞれ上昇、減価と大きく反応し、その効果は持続的である。図1、2で特徴付けられる日本のVARX*において識別されたマクロ経済ショックをもとに、GVARにおけるスピルオーバー、フィードバックの分析に移行する。



(注) 11 期までの値は 12 カ月移動平均ではなく、初期から当期までの平均値である。

図 1 日本のマクロ経済ショック ξ_{AD} 、 ξ_{AS} 、 ξ_{MS} (12 カ月移動平均)



(注) それぞれ 1 標準偏差ショックを与えたときのインパルス反応関数を示している。

図 2 日本の VARX* のインパルス反応関数

3.3 スピルオーバー

図3は日本の各マクロ経済ショックが各国の変数に与える影響のインパルス反応関数をすべてプロットしたものである。点線は、日本と当該変数を x_{it} に持たない国を除いた、最大21カ国分の点推定値を、実線はそれらの平均値をそれぞれ表している。それぞれのマクロ経済ショックのスピルオーバーについて総括的な解釈を試みる。

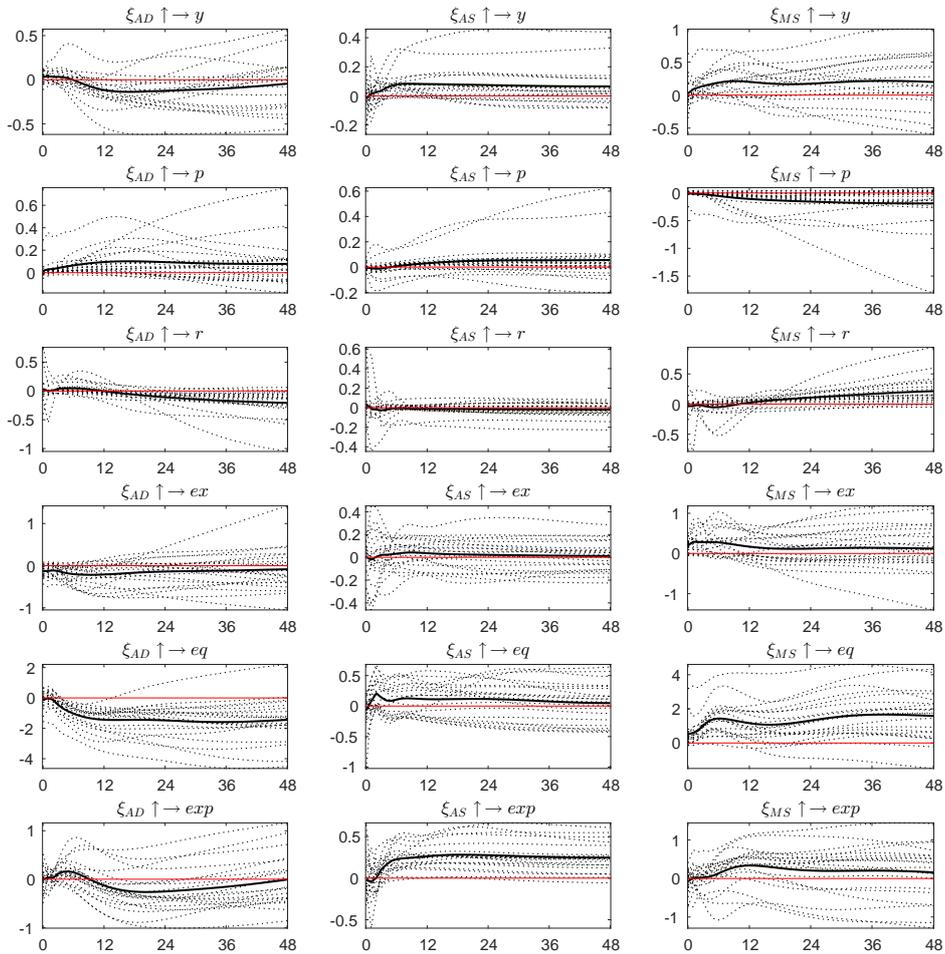
まず、日本の総需要ショックに対して各国の生産と物価と輸出量が短期的に上昇している。中長期的には生産と輸出量は下落に転じる一方、物価は持続的に上昇している。短期金利への短期的な影響はさまざまで、中長期的には押し下げ効果が見られる。また為替レートは日本の為替レートが増加した影響から、短期から中期にかけて減価しており、株価は短期的にはプラスの反応をした後、日本の株価に連動するように持続的にマイナスの反応を見せている。以上の結果を踏まえると、日本の総需要ショックは貿易取引を通じて、短期的に外国の実体経済にプラスの影響を与えるが、金融市場の停滞によってプラスの効果が徐々に相殺されていると解釈できる。

日本の総供給ショックは生産と物価と輸出量にマイナスのインパクトを与えた後、持続的なプラスの影響を与えている。短期金利と為替レートと株価といった金融変数への影響はさまざまである。物価への影響に着目すると、少なくない国が持続的にマイナスの反応を示している。よって貿易取引を通じた外国の物価への影響には個別的な分析が必要である。

日本の金融政策ショックは生産と株価を持続的に押し上げ、物価を押し下げている。また為替レートを短期的に増価させ、輸出量にマイナスのインパクトを、その後持続的なプラスの影響を与えている。短期金利は短期的にマイナスの反応を、中長期的にはプラスの反応を示している。日本の金融緩和によって日本の為替レートが減価、つまり外国の為替レートが増価することで輸出量が一時的にマイナスとなるが、株価にプラスの影響を与え、この効果を通じて実体経済にプラスの影響をもたらしている。その結果として中長期的に外国の自然利子率が上昇していると解釈できる。ただし、物価への影響はおそらく為替レートの増価によって下落圧力が働いていると考えられる。

図3により、日本のマクロ経済ショックのスピルオーバーの全体観を捉えることができた。しかし、同方向のインパルス反応関数間でもその度合いは異なっており、さらに総供給ショックの分析結果に顕著なように、国によって正反対の反応を示すことが

多く確認された。以下ではそれぞれのマクロ経済ショックにつき、関心のある外国変数に絞り、個別の国についてインパルス反応関数を示し、比較を行う。



(注) それぞれ 1 標準偏差ショックを与えたときのインパルス反応関数を示している。

図 3 各国への日本のマクロ経済ショックのスピルオーバー

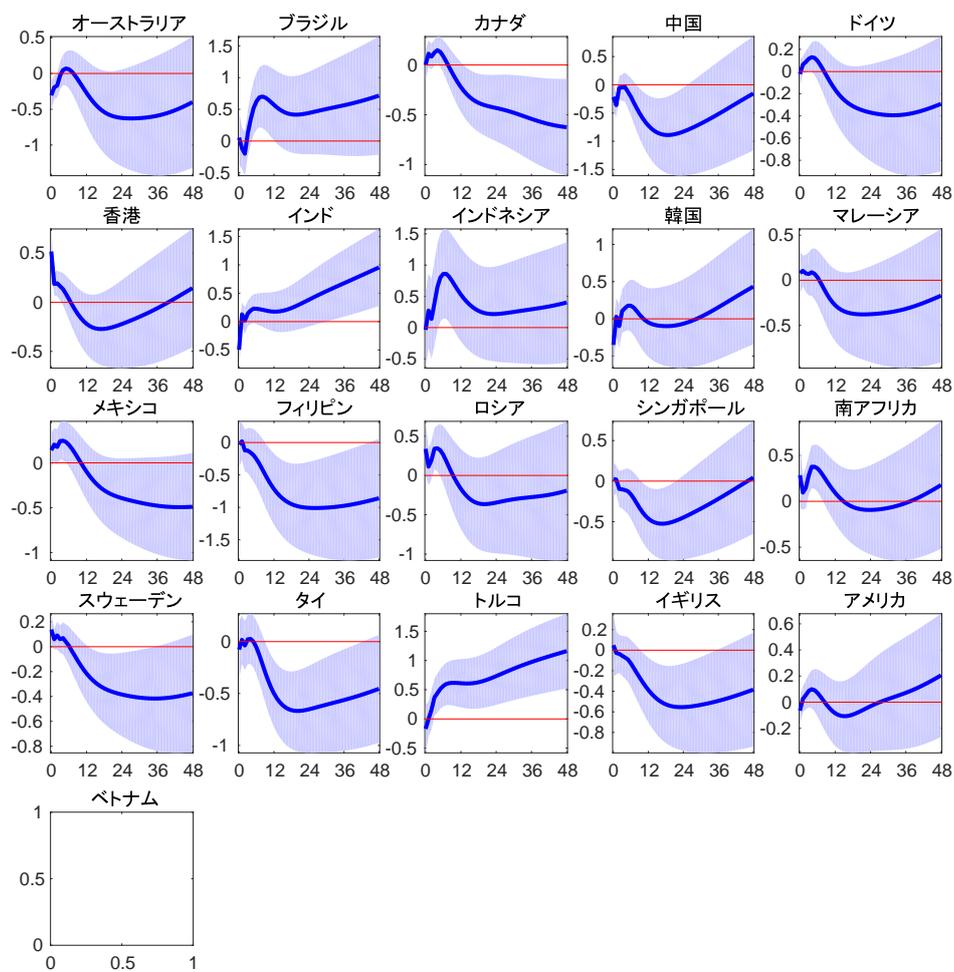
3.3.1 総需要ショック

図 4 は日本の総需要ショックの各国の輸出量へのスピルオーバーを表している。オーストラリア、中国、インド、韓国、フィリピン、シンガポール、タイ、イギリスは 12 期までにマイナスの反応を示しており、カナダ、中国、フィリピン、シンガポール、

スウェーデン、タイ、イギリスは12期以降、持続的にマイナスの影響を受けており、おおむね15から20期ごろにピークに達する¹⁸⁾。一方で、ブラジル、ドイツ、香港、インドネシア、メキシコ、ロシア、南アフリカ、トルコは12期までにプラスの影響を受けている。短期的にプラスの影響を受ける国は6期ごろにピークを迎えている。

プラスとマイナスの反応が混在する理由は、日本に総需要ショックが与えられたときにそれぞれの国の輸出財の性質にあると考えられる。短期的にマイナスの反応を示す国は中国やタイをはじめとするアジア諸国が中心となっている。これはアジア諸国からの輸入品が日本において劣等財となっており、所得の増加によって他の国からの輸入品へと需要がシフトしたと考えられる。つまり、日本の総需要ショックに対して、輸出量がプラスに反応した国は正の総需要ショックとして、マイナスに反応した国は負の総需要ショックとしてスピルオーバーしているということである。

¹⁸⁾ ただしスウェーデンはプラスのインパクトを、その後マイナスの影響を受けており、36期ごろにピークを迎えている。



(注) それぞれ 1 標準偏差ショックを与えたときのインパルス応答関数を示している。実線は点推定値、シャドーは $\pm SE$ 信頼区間を表している。

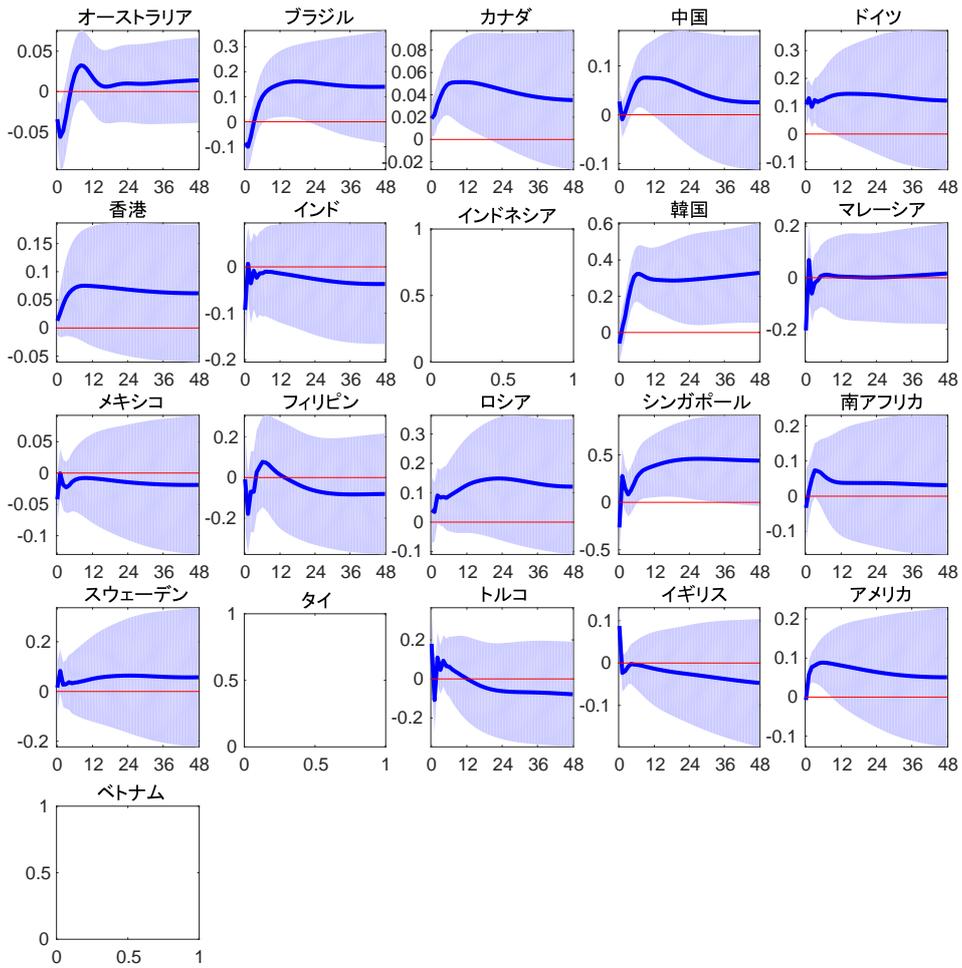
図 4 各国への日本のマクロ経済ショックのスピルオーバー ($\xi_{AD} \uparrow \rightarrow exp$)

3.3.2 総供給ショック

図5は日本の総供給ショックの各国の生産へのスピルオーバーを示している。オーストラリア、ブラジル、マレーシアの3期以内のマイナスのインパクトを除けば、おおむね12期までにプラスの影響を与えているか、有意な反応が見られないかの2通りであった。カナダ、ドイツ、韓国、シンガポール、アメリカは持続的な反応を見せており、韓国はより顕著であり、ドイツは特に反応が早い。

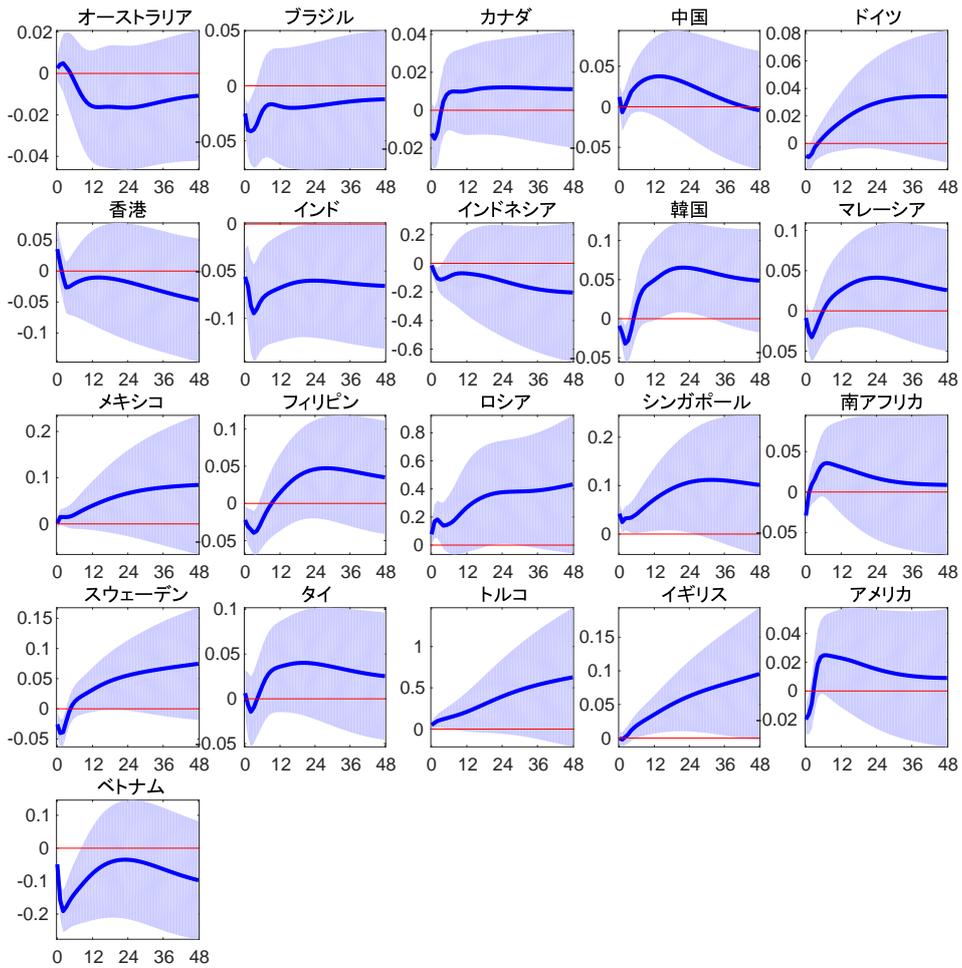
図6は日本の総供給ショックの各国の物価へのスピルオーバーを示している。ブラジル、ドイツ、インド、インドネシア、韓国、マレーシア、フィリピン、南アフリカ、スウェーデン、アメリカ、ベトナムは短期的にマイナスの反応を示しており、ロシア、シンガポール、トルコ、イギリスでは中期的にプラスの反応を示している。また韓国は12期から30期ごろまで有意にプラスに転じており、点推定値に注目すると、中国、ドイツ、マレーシア、フィリピン、南アフリカ、スウェーデン、タイ、アメリカも同様の傾向を示している。

岩崎ほか(2012)は貿易構造によって総供給ショックのスピルオーバーの効果が異なることを指摘している。水平分業の場合、貿易相手国との関係は競合的となるため、当該外国の生産は減少する一方、垂直分業関係にある国では中間財の需要が喚起されるため、生産が増加すると考えられる。図5、6を踏まえると、生産が増加する国が多かったことから、日本はほとんどの国とおおむね後者の関係にあり、物価については短期的に貿易取引を通じた価格ショックとしてマイナスの影響を受けるが、後に垂直分業関係の密な国の需要に影響しはじめ、物価を上昇させたと解釈できる。特に韓国においてその傾向が顕著に見られた。さらに図3から総供給ショックが中長期的に各国の輸出量にプラスの影響を与えていることもこの解釈をサポートしている。



(注) それぞれ 1 標準偏差ショックを与えたときのインパルス応答関数を示している。実線は点推定値、シャドーは $\pm SE$ 信頼区間を表している。

図 5 各国への日本のマクロ経済ショックのスピルオーバー ($\xi_{AS} \uparrow \rightarrow y$)



(注) それぞれ 1 標準偏差ショックを与えたときのインパルス応答関数を示している。実線は点推定値、シャドーは $\pm SE$ 信頼区間を表している。

図 6 各国への日本のマクロ経済ショックのスピルオーバー ($\xi_{AS} \uparrow \rightarrow p$)

3.3.3 金融政策ショック

図7は日本の金融政策ショックに対する各国の生産のインパルス反応関数である。まず生産に注目すると、ドイツ、メキシコ、トルコはマイナスのインパクトを受けるも、中長期的にはプラスに転じている。カナダ、マレーシア、フィリピン、ロシア、フィリピン、シンガポール、南アフリカ、スウェーデン、イギリス、アメリカは有意にマイナスとなることなくプラスの反応を示している。一方でブラジルは短期的にはプラスの反応を示しているが、24期ごろ以降マイナスに転じており、中国はプラスとなることなく通期でマイナスの反応を示している。短期的なインパクトはマイナスとなる国もあるが、おおむね日本の金融緩和は一部の例外を除いて外国の生産に対して好影響を与えていることがわかる。

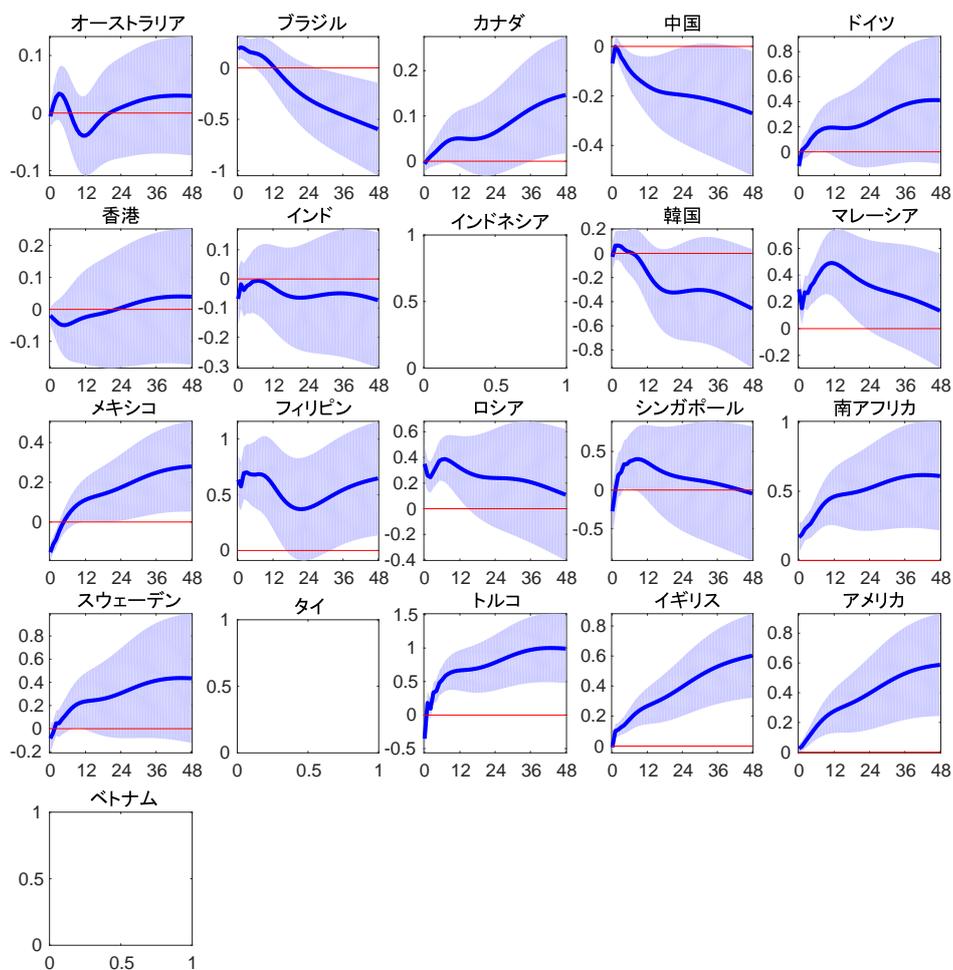
次に日本の金融政策ショックの外国の生産への波及経路として輸出量と株価への影響を議論する。図8,9は日本の金融政策ショックの各国の輸出量と株価へのスピルオーバーをそれぞれ表している。まず図8によれば、日本の金融政策ショックはカナダ、中国、ドイツ、香港、マレーシア、シンガポール、スウェーデン、タイ、イギリスの輸出量にはプラスの影響がある。一方でオーストラリア、インド、インドネシア、メキシコ、ロシア、トルコ、アメリカは短期的にはマイナスの影響があり、オーストラリア、メキシコ、ロシアはその後プラスに転じ、インド、トルコは持続的にマイナスの反応を示している。輸出量のマイナスのインパクトは為替レートの増価(図3より)によるものであると考えられるが、ほとんどの国においてこの効果は持続的でないため、部分的には為替レートチャネルによる外国経済への副作用が認められるものの、むしろ為替レートが外国に不利になっているにもかかわらず、輸出量に好影響を与えていることが示唆された。

次に図9から明らかなように、日本の金融政策ショックは韓国、メキシコ、タイを除く国の株価を上昇させており、韓国、メキシコ、タイについても有意なマイナスの影響は受けていない。また、オーストラリア、カナダ、中国、ドイツ、インド、フィリピン、ロシア、南アフリカ、スウェーデン、トルコ、イギリス、アメリカへは持続的な影響を与えている。輸出量と同様に、株価にもおおむね好影響を与えていることがわかる。

以上を踏まえると、日本の金融緩和政策は輸出量の増加と株価の上昇を通じて外国の生産にプラスの効果があるといえる。例外的に、ブラジルの生産が減少し、オースト

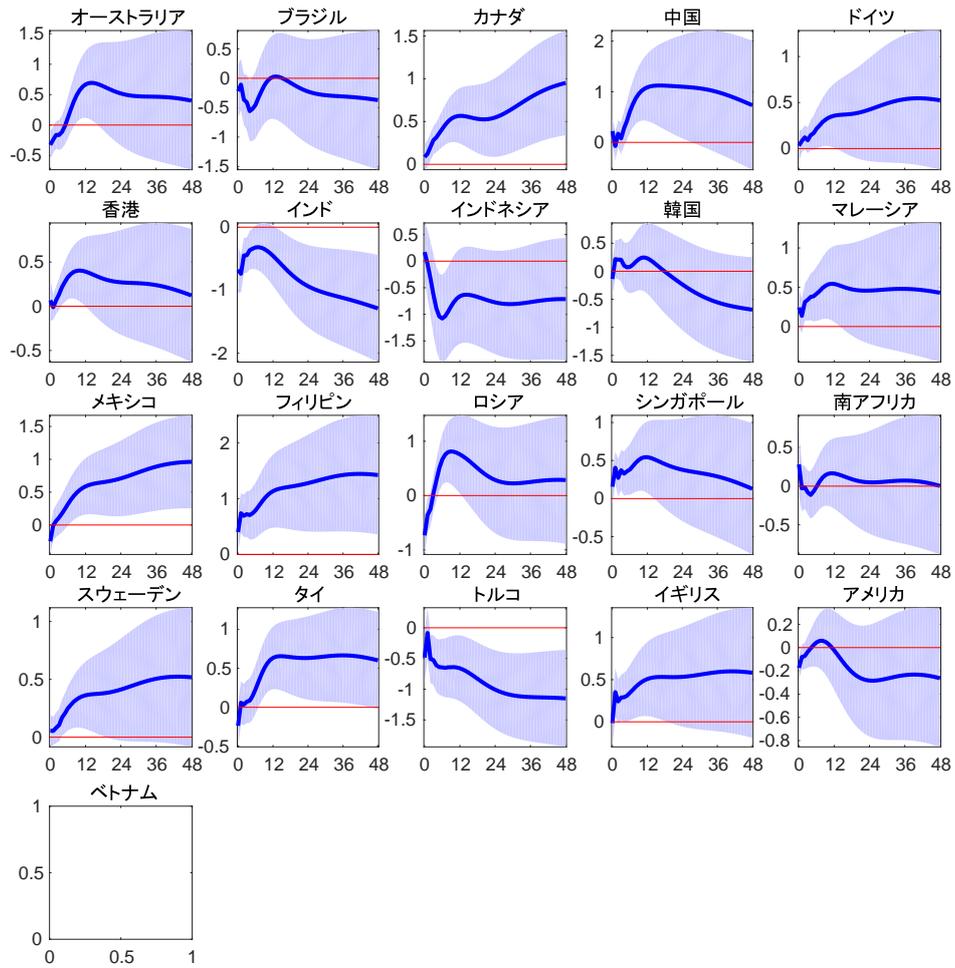
ラリア、インドの生産に変化がなかった理由は、輸出が短期的に減少したためであり、韓国の生産に変化がなかった理由は、株価と輸出量ともに有意な影響がなかったためであると考えられる。しかし、中国と香港の株価と輸出量ともにプラス効果が見られたが、中国は生産が減少し、香港の生産には変化が見られなかったことについては、他の要因によるものであると考えられる。

図10は日本の金融政策ショックの各国の短期金利への影響を示している。オーストラリア、ブラジル、ドイツ、香港、シンガポール、南アフリカ、スウェーデン、イギリスにはプラスの効果をもたらしている。カナダ、インド、インドネシア、韓国、マレーシア、メキシコ、ロシア、タイ、トルコ、アメリカは短期的に下落しているが、インド、インドネシア、韓国、メキシコ、ロシア、タイを除いて、その後上昇している。つまり、ほとんどの国においては中長期的には短期金利が上昇していることがわかる。図7より、多くの国の生産に好影響を与えていたことから、各国の自然利子率が上昇していると考えられる。



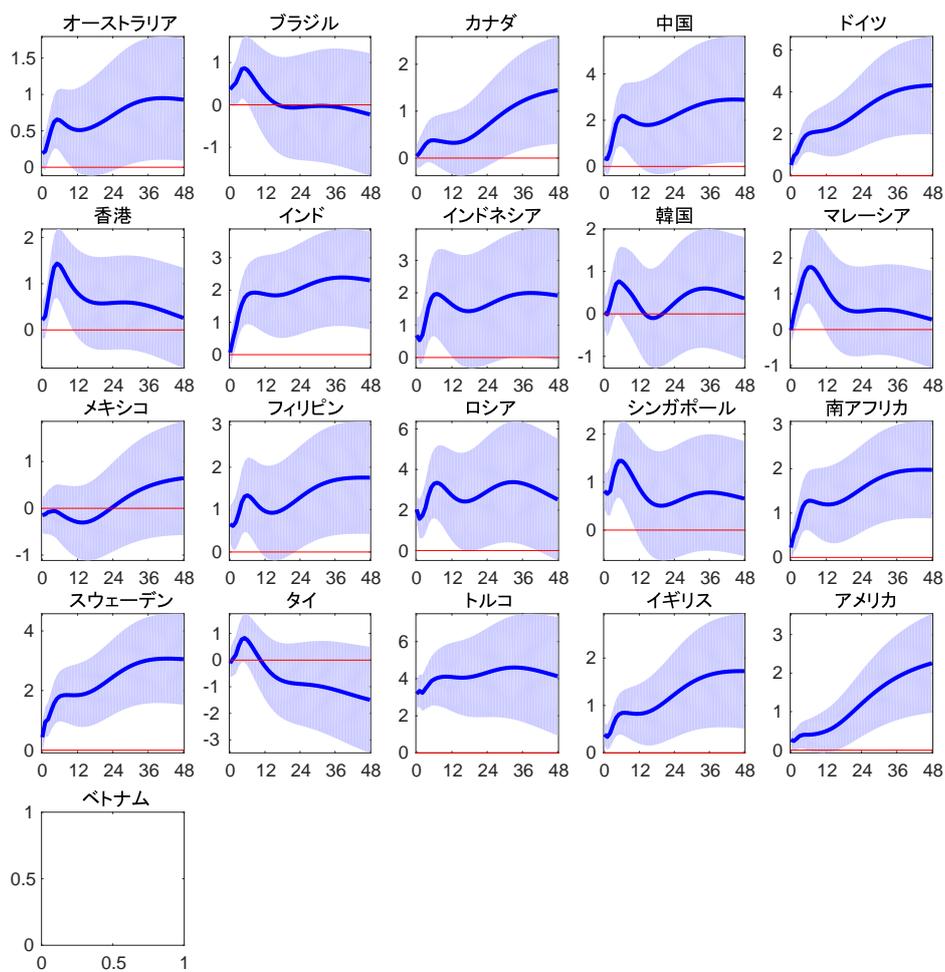
(注) それぞれ 1 標準偏差ショックを与えたときのインパルス応答関数を示している。実線は点推定値、シャドーは $\pm SE$ 信頼区間を表している。

図 7 各国への日本のマクロ経済ショックのスピルオーバー ($\xi_{MS} \uparrow \rightarrow y$)



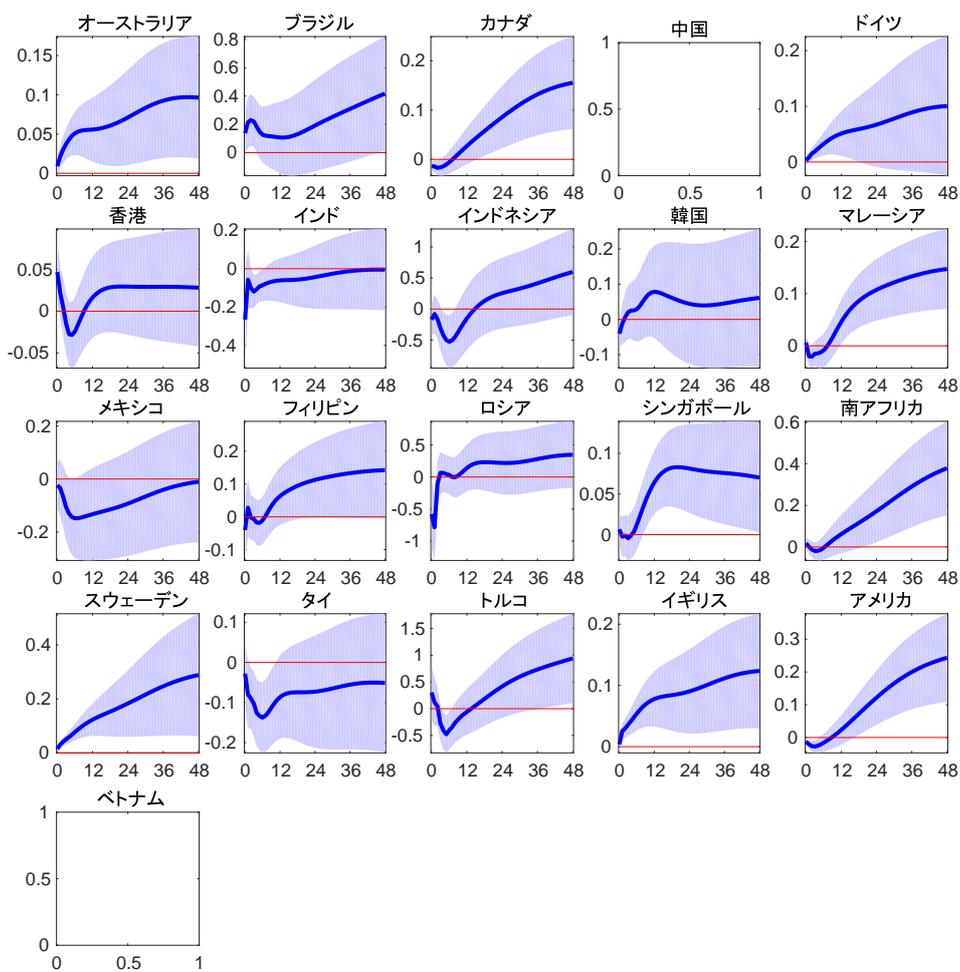
(注) それぞれ 1 標準偏差ショックを与えたときのインパルス応答関数を示している。実線は点推定値、シャドーは $\pm SE$ 信頼区間を表している。

図 8 各国への日本のマクロ経済ショックのスピルオーバー ($\xi_{MS} \uparrow \rightarrow exp$)



(注) それぞれ 1 標準偏差ショックを与えたときのインパルス応答関数を示している。実線は点推定値、シャドーは $\pm SE$ 信頼区間を表している。

図 9 各国への日本のマクロ経済ショックのスピルオーバー ($\xi_{MS} \uparrow \rightarrow eq$)



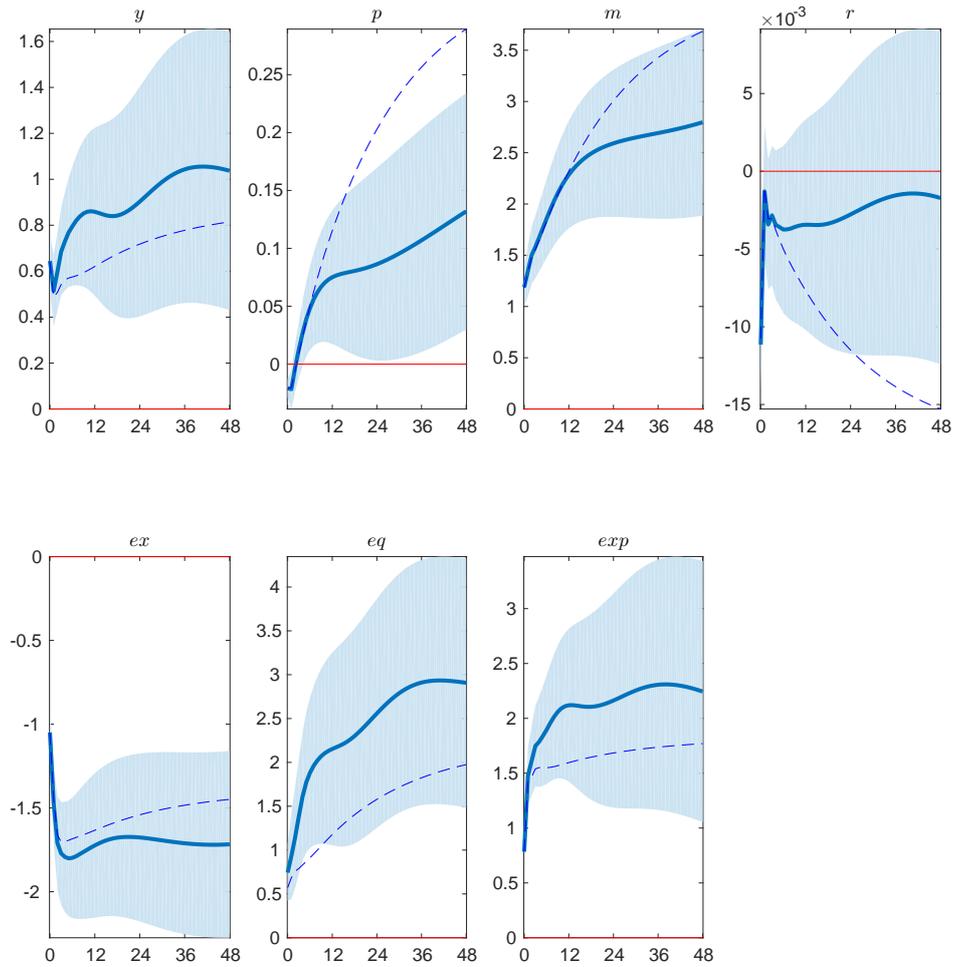
(注) それぞれ 1 標準偏差ショックを与えたときのインパルス応答関数を示している。実線は点推定値、シャドーは $\pm SE$ 信頼区間を表している。

図 10 各国への日本のマクロ経済ショックのスピルオーバー ($\xi_{MS} \uparrow \rightarrow r$)

3.4 金融政策のフィードバック

日本の金融緩和政策は、貿易取引や金融市場を通じて、おおむねプラスのスピルオーバーを外国経済にもたらしているということがわかった。次に、この国際的なスピルオーバーを通じて、日本にどのようなフィードバックがあるのかを分析する。図 11 は日本の金融政策ショックの各自国変数への影響を表しており、実線はフィードバックを許した GVAR で、破線はフィードバックを許さない VARX* で計算されるインパルス反応関数の点推定値をそれぞれ表している。すなわち、前者から後者を差し引いた値がフィードバックによる効果であると解釈できる。

まず、株価への影響は通期でプラスであるが、即座にその効果が増幅していることがわかる。遅れて為替レートへの減価の効果が増幅し、ほとんど同時期に生産と輸出量へも正のフィードバック効果がみられる。一方で金融政策変数である短期金利、遅れてマネタリーベースの緩和的な変動が抑制されている。また、金融緩和による物価の上昇効果も縮小している。これは上述したように、日本の金融緩和政策の効果が外国へスピルオーバーし、その恩恵がまず日本の株価に、のちに実体経済にフィードバックしたことによる可能性が高い。この分析結果は宮尾 (2011, 2013) が指摘する国際的なスピルオーバーを通じた金融政策ショックの波及経路を支持している。そして、政策当局は緩和スタンスを緩め、それに伴い物価の上昇幅が縮小したと解釈できる。



(注) それぞれ 1 標準偏差ショックを与えたときのインパルス応答関数を示している。実線は GVAR から求められる点推定値、シャドーはその $\pm SE$ 信頼区間、破線は VARX*から求められる点推定値を表している。

図 11 日本の金融政策ショックのフィードバック効果

4 おわりに

本稿は GVAR を用いて、日本のマクロ経済ショックの国際的なスピルオーバーとフィードバックの実証分析を行った。構造ショックの識別には、すべて内生変数となる GVAR ではなく、外国の変数を外生的に与えた VARX* に符号制約を課すことで固有のショックを識別する方法を提案した。識別された日本固有のマクロ経済ショックは外国経済へ少なからずスピルオーバーしていることが明らかとなった。

日本の実体経済へのショック（総需要ショックと総供給ショック）は貿易取引を通じて、外国へ量質ともにさまざまな影響を与えていることがわかった。日本の総需要ショックは各国の輸出量をおおむね増加させるが、アジアの一部の国では減少させた。また、日本の総供給ショックは各国との垂直分業関係により、中長期的には輸入中間財への需要の高まりにより、輸出量、そして生産と物価を上昇させた。

日本の金融政策ショックは外国の実体経済におおむね好影響を与え、中長期的には各国の短期金利を上昇させた。波及経路としては金融市場と貿易取引が挙げられる。特に株価はほとんどの国でプラスの影響を与えている。また、日本の為替レートは減価し、各国の為替レートは増価したが、持続的に輸出量が減少し続ける国はほとんどなかった。つまり多くの先行研究と同様に、金融緩和政策が近隣窮乏化政策であるという可能性は否定され、むしろ株価を通じた外国の実体経済へのプラスの効果を支持する結果となった。

さらに本稿では、GVAR の特徴を活用することで、金融政策のフィードバック効果を明示的に分析した。日本の金融政策ショックは、外国経済にプラスの効果をもたらす国際的なスピルオーバーを通じて、日本の生産、株価、輸出量を上昇させていることがわかった。その結果、金融政策変数である短期金利とマネタリーベースの変動が抑制され、それに伴い物価の上昇圧力も弱まることとなった。このような分析結果を得たのは知りうる限り本稿が最初である。

本研究にはまだ発展の余地が大いにある。本稿ではウェイトをはじめとする外国とリンクするデータとして為替レートや貿易取引量を用いた。しかし、実際には直接投資や証券投資も国際的な相互依存関係のとらえる重要な鍵となるはずである。さらに、本稿で用いられた GVAR には日本を含めて 22 カ国で構成されているため、構造ショックの分析対象国を日本以外の国に設定することで、他にもより多くの興味深い実証結果

を得られると同時に、より詳細なグローバルなダイナミクスを明らかにすることができはざである。本稿はあくまで日本を中心とする国際相互依存関係を部分的に明らかにしたにすぎず、複雑化するグローバル経済の解明にはより一層の網羅的な分析と緻密な考察が必要不可欠である。

謝辞

本稿の執筆は神戸大学大学院経済学研究科での1年半の学びの集大成です。入学時から現在まで、さまざまな形で関わってくださった方々全員にこの場を借りて感謝の意を伝えます。

本稿を作成するにあたり、指導教官の地主敏樹先生から熱心なご指導を賜りました。毎回の報告時には分析結果についての的確なコメントをいただき、研究方針を示唆していただきました。ここに深謝の意を表します。また、副指導教官の柴本昌彦先生からは講義に引き続いて、研究の指導を賜りました。私の研究の特に時系列分析のテクニカルな面で大変有意義なアドバイスを頂き、さらに先行研究を多く紹介して頂きました。ここに深謝の意を表します。地主ゼミ、柴本ゼミで貴重なコメントをくださったゼミ生にも感謝します。

最後に、精神面、経済面で支えてくれる家族に心から感謝します。

参考文献

日本語文献

- 岩崎 雄斗, 河合 正弘, 平形 尚久 (2012) 「新興国における供給ショックの国際波及-3カ国 DSGE モデルによるインフレーションの分析-」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』, No.12-J-7。
- 宮尾 龍蔵 (2011) 「わが国の経済・物価情勢と金融政策 大分県金融経済懇談会における挨拶要旨」大分県金融経済懇談会, 3月23日。
- 宮尾 龍蔵 (2013) 「わが国の経済・物価情勢と金融政策 岐阜県金融経済懇談会における挨拶要旨」岐阜県金融経済懇談会, 4月18日。

英語文献

- Canova, F. (2005) "The transmission of US shocks to Latin America," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.20, No.2, pp.229-251.
- Canova, F., and Ciccarelli, M. (2004) "Forecasting and turning point predictions in a Bayesian panel VAR model," *Journal of Econometrics*, Vol.120, No.2, pp.327-359.
- Canova, F., and Ciccarelli, M. (2009) "Estimating multicountry VAR models," *International Economic Review*, vol.50, No.3, pp.929-959.
- Chudik, A., Fidora, M. (2011) "Using the global dimension to identify shocks with sign restrictions," *ECB Working Paper Series* No.1318.
- Dees, S., Mauro, F. D., Pesaran, M. H., and Smith, L. V. (2007) "Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.22, No.1, pp.1-38.
- Eickmeier, S., and Ng, T. (2015) "How do US credit supply shocks propagate internationally? A GVAR approach," *European Economic Review*, Vol.74, pp.128-145.
- Fry, R., and Pagan, A. (2007) "Some issues in using sign restrictions for identifying structural VARs," *National Centre for Econometric Research Working Paper*, No.14.
- Fry, R., and Pagan, A. (2011) "Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review," *Journal of Economic Literature*, Vol.49, No.4, pp.938-960.
- Harbo, I., Johansen, S., Nielsen, B., and Rahbek, A. (1998) "Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.16, No.4, pp.388-399.
- Kim, S. (2001) "International transmission of US monetary policy shocks: Evidence from VAR's," *Journal of Monetary Economics*, Vol.48, No.2, pp.339-372.
- Maćkowiak, B. (2006) "What does the Bank of Japan do to East Asia?" *Journal of International Economics*, Vol.70, No.1, pp.253-270.
- Maćkowiak, B. (2007) "External shocks, US monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets," *Journal of Monetary Economics*, Vol.54, No.8, pp.2512-2520.
- Mumtaz, H., and Surico, P. (2009) "The transmission of international shocks: a factor augmented VAR approach," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.41, No.s1,

71-100.

- Pesaran, M. H., Schuermann, T., and Weiner, S. M. (2004) "Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.22, No.2, pp.129-162.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J. (2000) "Structural analysis of vector error correction models with exogenous I (1) variables," *Journal of Econometrics*, Vol.97, No.2, pp.293-343.
- Rajan, R. G. (2005) "Has financial development made the world riskier?" *NBER Working Paper*, No.w11728.
- Rey, H. (2016) "International Channels of Transmission of Monetary Policy and the Mundellian Trilemma," *IMF Economic Review*, Vol.64, No.1, pp.6-35.
- Rubio-Ramirez, J. F., Waggoner, D. F., and Zha, T. (2010) "Structural vector autoregressions: Theory of identification and algorithms for inference," *The Review of Economic Studies*, Vol.77, No.2, pp.665-696.

Data Appendix

国	変数	データ	詳細	出所	備考
日本	y	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	p	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	m	マネタリーベース	月末値、季節調整済み、2010=100	日本銀行	
	r	無担保コールレート	月末値	Datastream	
	ex	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	eq	MSCI JAPAN	月末値、2010=100	Datastream	
	exp	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	y	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	p	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
オーストラリア	r	3カ月物銀行間金利	月末値	Datastream	
	ex	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	eq	MSCI AUSTRALIA	月末値、2010=100	Datastream	
	exp	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	y	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	p	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	r	翌日物 Selic レート	月末値	Datastream	
	ex	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	eq	MSCI BRAZIL	月末値、2010=100	Datastream	
ブラジル	exp	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	y	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	p	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	r	翌日物 Selic レート	月末値	Datastream	
	ex	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	eq	MSCI BRAZIL	月末値、2010=100	Datastream	
	exp	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	y	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	p	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
カナダ	y	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	p	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	

国	変数	データ	詳細	出所	備考
中国	<i>r</i>	翌日物マネーマーケット金利	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI CANADA	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	World Bank	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	i)
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI CHINA	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
ドイツ	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	<i>r</i>	翌日物銀行間金利	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI GERMANY	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	ii)
	<i>r</i>	3カ月物政府債金利	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI HONG KONG	月末値、2010=100	Datastream	
インド	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	OECD	

i) 一部欠損値を IFS より入手したインフレ率を用いて補った。

ii) 一部欠損値を Bloomberg より入手した成長率を用いて補った。

国	変数	データ	詳細	出所	備考	
インドネシア	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS		
	<i>r</i>	預金金利	月末値	Datastream		
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS		
	<i>eq</i>	MSCI INDIA	月末値、2010=100	Datastream		
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream		
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS		
	<i>r</i>	翌日物銀行間金利	月末値	Datastream		
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS		
	<i>eq</i>	MSCI INDONESIA	月末値、2010=100	Datastream		
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream		
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream		
	韓国	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
<i>r</i>		翌日物ブローカー金利	月末値	Datastream		
<i>ex</i>		実質実効為替レート	2010=100	BIS		
<i>eq</i>		MSCI KOREA	月末値、2010=100	Datastream		
<i>exp</i>		自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream		
<i>y</i>		鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream		
マレーシア		<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
		<i>r</i>	3カ月物銀行間金利	月末値	Datastream	
		<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
		<i>eq</i>	MSCI MALAYSIA	月末値、2010=100	Datastream	
		<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
		<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS		
	メキシコ	<i>r</i>	3カ月物銀行間金利	月末値	Datastream	
		<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
		<i>eq</i>	MSCI MALAYSIA	月末値、2010=100	Datastream	
		<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
		<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
<i>p</i>		消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS		

国	変数	データ	詳細	出所	備考
フィリピン	<i>r</i>	91日物Cetes金利	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI MEXICO	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	<i>r</i>	銀行間コールローン金利	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI PHILIPPINES	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
ロシア	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	OECD	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	<i>r</i>	翌日物銀行間金利	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI RUSSIA	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	<i>r</i>	マネーマーケット金利	月末値	IFS	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
シンガポール	<i>eq</i>	MSCI SINGAPORE	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	<i>r</i>	マネーマーケット金利	月末値	IFS	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI SINGAPORE	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IES	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
南アフリカ	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	

国	変数	データ	詳細	出所	備考
スウェーデン	<i>r</i>	銀行間コール金利	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI SOUTH AFRICA	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	OECD	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	<i>r</i>	3カ月物銀行間金利	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI SWEDEN	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Statistics Sweden	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	<i>r</i>	翌日物銀行間金利	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI THAILAND	月末値、2010=100	Datastream	
トルコ	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	IFS	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	<i>r</i>	翌日物銀行間金利	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI TURKEY	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	IFS	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	<i>r</i>	翌日物銀行間金利	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI TURKEY	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	イギリス	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	IFS
<i>p</i>		消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
<i>r</i>		翌日物 Sterling レート	月末値	Datastream	

国	変数	データ	詳細	出所	備考
アメリカ	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI UK	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	Datastream	
	<i>y</i>	鉱工業生産指数	2010=100、季節調整済み	IFS	
	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	<i>r</i>	翌日物FFレート	月末値	Datastream	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	BIS	
	<i>eq</i>	MSCI US	月末値、2010=100	Datastream	
	<i>exp</i>	自国通貨建て実質輸出量	2010=100、季節調整済み	Datastream	
	<i>po</i>	米ドル建てWTI原油価格	月末値、季節調整済み (X13-ARIMA)	FRED	
ベトナム	<i>p</i>	消費者物価指数	2010=100、季節調整済み (X13-ARIMA)	IFS	
	<i>ex</i>	実質実効為替レート	2010=100	Datastream	

各変数の推移

