

2011～16年の日本と韓国の金融政策と実体経済 —“アベノミクス”が韓国に与えた影響についての実証分析—

内 藤 友 紀

- I はじめに
- II 分析のフレームワーク
- III 実証分析
- IV 追加検証
- V まとめ

I はじめに

(1) 論文の目的

本稿の目的は、2011年から第2次安倍晋三政権下までにおける日本と韓国の金融政策と実体経済が、どのように相互に影響を与えあってきたかについて、経済時系列データを用いた定量的な検証をおこなうことである。より具体的には、2011年以降における日本と韓国の金融政策変数（ベース・マネーと政策金利）および両国の実体経済の代理変数（鉱工業生産指数）を用いて、グレンジャー因果性検定（Granger causal test）及び4変数VAR（Vector Auto-Regression）モデルを使った分析によって、二国間の実体経済と金融政策の相互関係を明らかにする。

本稿の構成は以下の通りである。まず第I節で、本稿の分析対象である日韓経済関係の背景について概観した後に、先行研究についてまとめる。第II節では、使用する時系列データとその処理について説明した上で、実証分析のフレ

ームワークを概説する。第Ⅲ節では、そのフレームワークに則って実証分析をおこなう。第Ⅳ節では、第Ⅲ節の実証結果の頑健性を確認するためのいくつかの追加検証をおこなう。最後に第Ⅴ節で、前節までに得られた検証結果と今後の課題についてまとめる。

(2) 日韓の金融政策

日韓関係は2010年代に入って以降も様々な政治的懸案事項を抱えているが、貿易や投資を通じた日韓経済関係は深化・発展が進んでいる。2015年の日韓両国間の貿易総額は対前年比4.7%減の8.57兆円であったが、日本にとって韓国が、韓国にとって日本が中国、アメリカに次ぐ第3位の貿易相手国である¹⁾。また2015年の日本の対韓国投資額も前年比33.1%減の16.7億ドルであったが、これは対韓投資国として世界第2位の数字である²⁾。

こうした貿易投資関係は、当然二国の国内経済状況と金融政策の方向性に影響を受けると考えられる。2012年12月に第2次安倍内閣が発足すると、大胆な金融政策、機動的な財政政策、民間投資を喚起する成長戦略、を三本の矢とするいわゆる「アベノミクス」が提示され、翌2013年4月には、黒田東彦日銀総裁によって第一の矢である「異次元緩和」、すなわち量的・質的金融緩和（QQE: Quantitative and Qualitative Monetary Easing Policy）が開始された。このQQEは、①金融調節の操作目標をベース・マネーにする、②ベース・マネーが年間約60～70兆円ペースで増加するよう金融調節する、③ベース・マネー残高と長期国債・株価指数連動型上場投資信託（ETF）の保有額を2年で2倍にする、という大胆なものであった³⁾。QQE採用による日本の金融政策の転換は、投資環境の変化等の様々なチャネルを通じて日韓間の経済関係にも大きな影響を与えた可能性がある。

(3) 先行研究

日本と韓国の実体経済間の関係について経済時系列データを用いて定量的分

析をおこなった研究としては、日本と韓国・台湾を検証対象とし、日韓両国内において輸出からGDPへという因果関係があることをグレンジャー検定で明らかにした中村 [1996]、日本と韓国・アメリカを検証対象とし、韓国の成長と日本の影響力低下の趨勢があることを実質GDP、民需、実質為替レートの1980～2000年の四半期データを用いたVARモデル分析によって明らかにした宮川・今村 [2003]、景気の変動経路としてアメリカが先行し、韓国から日本への因果性を含む韓国からアジア各国への景気波及が存在する一方で日本から韓国への因果性はないことなどを、日本・アメリカ・韓国を含む9か国の鉱工業生産指数を用いた9変数VARモデル分析によって実証した高橋・古屋 [2006]、日本と韓国の経済の先行性・因果性について、景気動向指数ディフュージョン・インデックス（DI）の先行指数については韓国が⁴⁾、一致指数については日本が先行していることを、シムズ検定（Sims casual test）とグレンジャー検定で明らかにした根岸・鄭 [2009] など、多くの蓄積がある。

こうした先行研究のうち、主に中村 [1996] や高橋・古屋 [2006] らの分析手法に倣った内藤 [2011] では、日韓の金融政策が両国の実体経済に与える影響も計測するために、両国の鉱工業生産指数と先行研究が分析対象に含めていなかった金融政策変数を加えた5変数間のグレンジャー因果性検定と5変数VARモデルを用いて、2001～10年の日韓金融政策、実体経済間の相互関係について実証をおこなっている⁵⁾。その結果、まず日韓の実体経済間の関係としては、グレンジャー検定で、韓国鉱工業生産指数から日本鉱工業生産指数へは1%の優位性で因果性があったが、日本鉱工業生産指数から韓国鉱工業生産指数への因果性は検出されなかったこと、VARモデルにおける予測誤差の分散分解で、双方が相手国の経済へ3%弱の影響を与え合っていること、などの検証結果から韓国経済から日本経済への影響があることが示唆された。また2000年代の日本経済の変動要因としては、VARモデルにおけるインパルス反応関数で、韓国金融政策の変動によって日本経済は10期後まで正の影響を受け続けることが示されたこと、同じく予測誤差の分散分解で、韓国金融政策は日本経済の変

動の要因の約8～10%を占めていることが示されたことなどの検証結果から、韓国の金融政策が極めて大きいことが実証された。

本稿では、この内藤 [2011] の分析期間を2011年以降まで拡張し、グレンジャー因果性検定と4変数VARモデルを用いて、いわゆる「アベノミクス」によるQQE期を含む2016年までの日本と韓国両国間の実体経済と金融政策の相互関係について検証する。

II 分析のフレームワーク

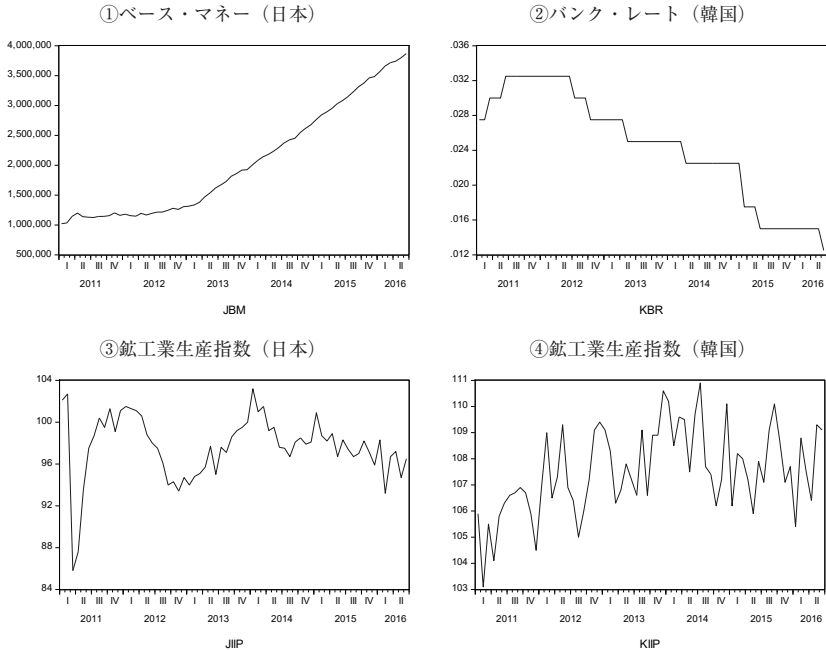
(1) データ

本稿が分析する期間は、2011年1月から2016年6月までの66ヶ月間である。このとき分析に使用するデータは、日本銀行の金融政策変数として①量的指標ベース・マネー (Japan-policy: JP)、韓国銀行の金融政策変数として②政策金利バンク・レート (Korea-policy: KP)、日本と韓国両国の実体経済の代理変数としてそれぞれの③・④鉱工業生産指数 (Japan-IIP: J-IIP, Korea-IIP: K-IIP) である (第1図⁶)。またVARモデルにおけるインパルス反応 (Impulse-responses) 関数の解釈を容易にするため金利系列 (②) 以外の変数はいずれも季節調整済の原データを対数変換して100を乗じた上で用いる⁷。

(2) VARモデル分析

本稿では4変数VAR (Vector Auto-Regression: ベクトル自己回帰) モデルを構築して実証分析をおこなう。VARモデルとは、モデルを構成する変数とその変数の自己ラグで推計したARモデル (Auto-Regression process: 自己回帰過程) を多変量に拡張した、動的同時線型方程式モデルの制約のない誘導型である。したがって、VARとは内生変数ベクトルを自身と互いのラグ付きの値の線型関数として表現したものになる。

2011～16年の日本と韓国の金融政策と実体経済（内藤）



第1図 使用データ

注）韓国バンク・レートは年利換算。日本・韓国の鉱工業生産指数は2010年=100.0。
 データ出典）ベース・マネー（日本）は日本銀行ホームページ、鉱工業生産指数（日本）は経済産業省（日本）ホームページ、レポ・レート（韓国）は韓国銀行ホームページ、鉱工業生産指数（韓国）は韓国統計庁ホームページの各統計。

Ⅲ 実証分析

（1）単位根検定

まず分析に先立って、ADF 検定（Augmented Dickey-Fuller test）によって単位根（unit root）の有無を検定し、検証に用いる4系列、ベース・マネー（Japan-policy: JP）、バンク・レート（Korea-policy: KP）、日本鉱工業生産指数（JIIP）、韓国鉱工業生産指数（KIIP）の定常性について検証する。単位根検定の結果は（第1表）の通りである。（第1表）にはJP、KP、JIIP、KIIPの4

第1表 ADF検定 (Augmented Dickey-Fuller test)

変数	ドリフト項	ラグ	トレンド+ ドリフト項	ラグ	判定
K-policy	0.63	0	-3.53 *	0	I(1)
Δ K-policy	-7.93 ***	0	-8.33 ***	0	
J-policy	1.45	3	-4.57 ***	3	I(1)
Δ J-policy	-3.91 ***	2	-4.59 ***	2	
K-IIP	-4.82 ***	0	-5.98 ***	0	I(0)
Δ K-IIP	-8.33 ***	1	-8.28 ***	1	
J-IIP	-2.89 *	2	-2.97	4	I(1)
Δ J-IIP	-9.11 ***	0	-9.04 ***	1	

注) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。またADF検定のラグ次数は、AIC基準(最大ラグ数10)で選択した。

変数についてのレベル及び1回階差系列について、トレンド項と定数項を含むケース、定数項のみ含むケースの検定結果を記載している⁸⁾。

レベル系列については、KPのトレンド項があるケース、JIIPのトレンド項がないケースでは10%の有意水準で、JPのトレンド項があるケースでは1%の有意水準で検定対象の時系列が単位根を持つという帰無仮説が棄却され、KPとJPのトレンド項がないケース、JIIPのトレンド項があるケースでは棄却されなかったが、1回階差系列についての検定ではいずれも1%の有意水準で帰無仮説が棄却されたため定常過程であることが示された。したがって、単位根検定の検出力の弱さを勘案してKP、JP、JIIPの3変数はI(1)変数だと判定した。KIIPはレベル・1回階差系列についてのいずれの検定でも1%の有意水準で帰無仮説が棄却されるI(0)変数だと判定されたが、以下次節の実証では、KP、JP、JIIPの3変数がI(1)変数であることなどから、階差をとったD-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIPの4変数を用いて分析をおこなう。

(2) グレンジャーの因果性検定

まず一つ目の検証として、各変数間のグレンジャー因果性検定(Granger

causal test) をおこなう。グレンジャー因果性検定では、モデルに含まれる個々の2変数間にグレンジャー因果性が無いという帰無仮説を棄却できるか否かを検定する。ある変数と他の変数の2変数の間にグレンジャー因果性がある場合には、時系列モデルにおいてがに影響を及ぼす、すなわち他の条件を一定としたときの過去の値がの変動についての説明力をもつことになる⁹⁾。

本稿でおこなった、D-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIPの4変数についてのグレンジャー因果性検定の結果が（第2表）である。まずラグ2期のケースでは、D-KPからはD-JPとD-JIIPへ5%の有意性で、D-JPからはD-KPとD-JIIPへ5%の有意性で、D-KIIPからはD-KPに10%、D-JIIPへ5%の有意性で、D-JIIPからはD-JPへ1%の有意性でグレンジャーの意味での因果関係があることが示された。次にラグ3期のケースでは、D-KPからはD-JIIPへ1%の有意性で、D-KIIPからはD-JIIPへ5%の有意性で、D-JIIPからはD-KPとD-JPへ1%の有意性でグレンジャーの意味での因果関係があることが示された。こ

第2表 グレンジャー因果性テスト①

帰無仮説	F 値		F 値		F 値	
	ラグ2		ラグ3		ラグ4	
J-policy ⇒ K-policy	2.3797	**	1.5805		1.7039	
K-policy ⇒ J-policy	2.3802	**	1.5700		0.5077	
K-IIP ⇒ K-policy	2.2328	*	1.7523		1.2766	
K-policy ⇒ K-IIP	0.2121		1.0581		1.0529	
J-IIP ⇒ K-policy	1.5532		4.0344	***	3.0343	***
K-policy ⇒ J-IIP	3.9044	**	4.7641	***	1.2475	
K-IIP ⇒ J-policy	0.4774		0.3820		0.3397	
J-policy ⇒ K-IIP	0.0090		0.0076		0.4785	
J-IIP ⇒ J-policy	4.9154	***	5.0956	***	1.3273	
J-policy ⇒ J-IIP	3.1710	**	1.8249		2.1969	*
J-IIP ⇒ K-IIP	1.0265		0.5011		0.8465	
K-IIP ⇒ J-IIP	3.1168	**	2.2501	**	1.7469	

注) *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを示す。

これらの検証結果は、韓国経済の日本経済に対する先行性の存在と、韓国金融政策の日本経済への影響波及を示唆している¹⁰⁾。

またVARモデル分析においては、構築するモデルに含まれる変数は他の変数とグレンジャーの意味での因果性 (Granger causality) を持つものであることが望ましいとされるが、以上の検定から4変数ともにブロック外生性 (block exogeneity) を持つ変数ではないことが示された。本稿では以下の(1)式のようにD-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIPの4変数を含めた1回階差VARモデルを構築して検証をおこなうこととする¹¹⁾。

$$\begin{pmatrix} \Delta KP_t \\ \Delta JP_t \\ \Delta KIIP_t \\ \Delta JIIP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \\ a_{40} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta KP_{t-1} \\ \Delta JP_{t-1} \\ \Delta KIIP_{t-1} \\ \Delta JIIP_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{pmatrix} \quad (1)$$

(3) ラグ次数の決定

まずVARモデルを構築するために、(D-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIP)の4変数VARモデルのラグ次数を選択する。本稿では、最大10次までのラグのVARモデルについて情報量基準を計算した。算出した情報基準量は、LR基準 (sequential modified LR test statistic)、FPE (Final prediction error)、AC基準 (Akaike information criterion : 赤池情報基準)、SC基準 (Schwarz information criterion)、HQ基準 (Hannan-Quinn information criterion) である¹²⁾。その結果、LR基準、FPE、AC基準では3次、SC基準、HQ基準では1次のラグが選択された (第3表)。本稿のVAR分析ではLR基準、FPE、AC基準に従い、長めの3次のラグを採用する¹³⁾。

(4) インパルス反応関数

二つ目の検証として、4変数VARモデルにおけるインパルス反応 (Impulse-responses) 関数を用いて (D-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIP) の4変数がそれ

第3表 情報量基準によるラグ次数の決定

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	NA	1.98E-05	0.521124	0.661974*	0.576106*
2	35.59185	1.76E-05	0.404389	1.108639	0.679299
3	28.75254*	1.72e-05*	0.371711*	1.639361	0.86655
4	22.52101	1.85E-05	0.424496	2.255546	1.139264
5	12.10721	2.48E-05	0.678602	3.073052	1.613299
6	10.83926	3.41E-05	0.935732	3.893582	2.090357

(注) *が各基準によって採用されたラグ次数。

ぞれに与える各期の累積の影響をみる。インパルス反応関数とは、VARを構成するある変数の攪乱項にイノベーション (innovation) が生じた際に、当該変数及び他の変数とその衝撃にどのように反応しているかを計測する関数で、このインパルス反応の形状を観察することによって当該VARモデルにおける各変数間の相互関係を視覚的に分析できる¹⁴⁾。一般的にVARモデルにおいては、モデル内の変数順序によってインパルス反応の結果が異なる可能性があるが、本稿では各変数間の相互依存関係がリカーシブ (recursive) な関係であるコレスキー (Cholesky) 分解を仮定する¹⁵⁾。その際に、高橋・古屋 [2006] の検証や前項のグレンジャー因果性検定の結果も考慮して、より外生性が高いと考えられる①D-KP、②D-JP、③D-KIIP、④D-JIIPという変数順序でVAR分析をおこなう¹⁶⁾。

本稿が推定した (D-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIP) 4変数VARモデルにおけるインパルス反応の累積を整理したものが (第2図) である。最初に、日韓両国の金融政策に対する自国の実体経済の反応をみる。まず、1標準誤差の韓国金融政策ショック (政策金利の上昇ショック) によって、韓国の実体経済 (韓国鉱工業生産) の反応は1期目から3期目に上昇し、第4期目から下降した後は12期後まで僅かながらマイナスを保っている (3行1列¹⁷⁾)。これは、韓国における金融引締め政策の効果が4か月後以降に現れていることを示している。一方、日本金融政策ショック (ベース・マネーの上昇ショック) によって、日

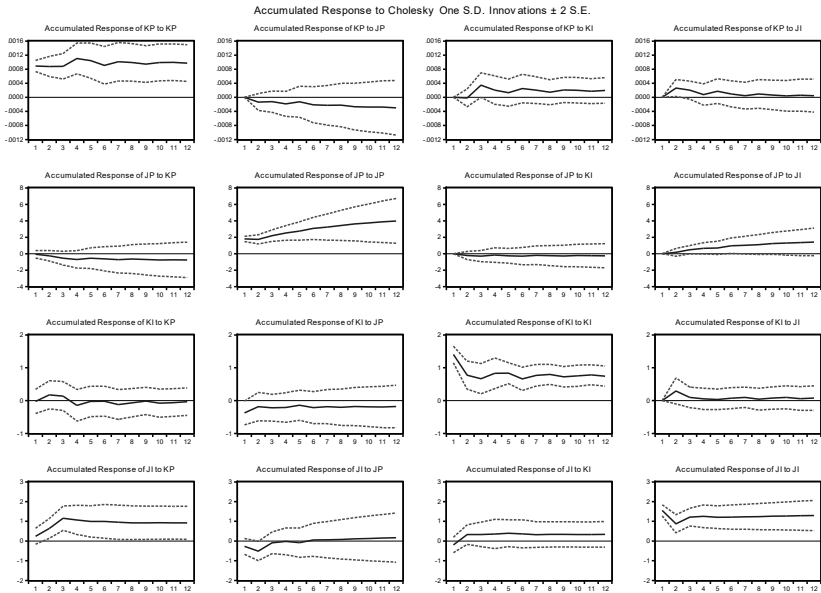
〈ショック〉

①金融政策 (韓国)

②金融政策 (日本)

③韓国経済

④日本経済



第2図 インパルス反応関数① (階差モデル1)

注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたもの。

本の実体経済の反応は1期目から2期目に下降した後、以降12期目まで連続的にプラスを維持しており、金融緩和効果がみられる(4行2列)。したがってインパルス反応関数の形状からは、3~4期目以降には日韓両国の金融政策ショックが自国の実体経済の変動へと経済学的に妥当な影響を与えていることが確認できるが、いずれもその効果は極めて限定的である。

続いて、日韓両国の金融政策に対する相手国の実体経済の反応をみる。まず、韓国金融政策ショックによって、日本の実体経済は1期目から4期目に急上昇した後、12期後まで有意にプラスの累積効果を受けている(4行1列)。これは、韓国の金融引締め政策が日本の実体経済を上昇させている(または韓国の

金融緩和政策が日本の実体経済を下降させている）ことを意味している。また日本金融政策ショックも、韓国の実体経済を1期目に有意に下降させた後、12期後まで累積で僅かながらマイナスの影響を保っている（3行2列）。

最後に、日韓両国の実体経済変動に対する相手国の実体経済の反応をみる。まず、韓国の実体経済ショック（鉱工業生産指数の変動ショック）に対して、日本の実体経済は2期目に正の反応をした後、3期目からは累積でもプラスの影響を受けている（4行3列）。一方、日本の実体経済ショックに対して、韓国の実体経済は2期目に正の反応をした後、3期目に負の反応に転じ、以降は累積では若干のプラスの影響を受けているのみである（3行4列）。

本稿が構築した（D-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIP）4変数VARモデルからは、両国の金融政策からの自国の実体経済への影響などから、全体的に一般的なマクロ経済モデルとも整合的で解釈可能なインパルス反応が得られている。つまり、本稿の4変数VARモデル全体が妥当であり、日本経済には日本の金融政策ショック（ベース・マネー拡大ショック）からの僅かな正の影響だけではなく、韓国の金融政策ショック（政策金利上昇ショック）から有意に正の、韓国経済から正の寄与があり、同じく韓国経済には韓国の金融政策ショックからの僅かな負の寄与と日本の金融政策からの負の寄与があったという概ね頑健なVARモデルの実証結果が確認された。

（5）予測誤差の分散分解

二つ目の検証として、4変数VARモデルにおける予測誤差の分散分解（forecast error variance decomposition）をおこない、日韓両国の鉱工業生産指数（D-KIIP、D-JIIP）の変動に対する、（D-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIP）各変数の相対的な寄与度から各変数ショックの効果を定量的に計測する。予測誤差の分散分解は、ある変数の変動が当該変数及び他の変数の変動にどの程度の割合で影響しているかを数値化する。

本稿が推定した（D-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIP）4変数VARモデルにお

ける韓国実体経済 (D-KIIP) の変動に関する予測誤差の分散分解の検証結果を整理したものが (第4表)、日本経済 (D-IIP) の変動に関するものが (第5表) である。最初に、韓国の実体経済 (韓国鉱工業生産) への影響をみる。まず韓国金融政策ショックは、韓国実体経済の変動に対して、1期目の0.03%から2期目の1.52%、6期目には4.70%まで寄与し、それ以降も12期目 (1年後) の5.34%まで寄与度を連続的に微増させている。このことは、韓国の金融政策は韓国経済の変動の5%前後を説明していることを示している。一方、日本金融政策ショックの韓国実体経済の変動への寄与率は、1期目の6.69%から12期後

第4表 韓国経済に対する相対的寄与度
(予測誤差の分散分解)

	K-policy	J-policy	K-IIP	J-IIP
1期後	0.03	6.69	93.28	0.00
2期後	1.52	6.64	88.68	3.17
3期後	1.55	6.55	87.40	4.51
4期後	4.30	6.30	85.00	4.40
5期後	4.76	6.42	84.43	4.39
6期後	4.70	6.52	84.39	4.39
12期後	5.34	6.48	83.63	4.54

(注) 数値は%。

第5表 日本経済に対する相対的寄与度
(予測誤差の分散分解)

	K-policy	J-policy	K-IIP	J-IIP
1期後	2.25	2.82	1.55	93.37
2期後	6.01	3.67	8.99	81.32
3期後	11.88	7.44	7.77	72.92
4期後	12.02	7.53	7.74	72.70
5期後	12.12	7.61	7.75	72.51
6期後	12.05	8.08	7.73	72.13
12期後	12.10	8.12	7.76	72.03

(注) 数値は%。

まで、一定して6.5%前後の寄与度を保っている。よって、日本の金融政策は韓国経済の変動のうちの6%強の説明力を持っていることになる。その他、金融政策以外では、韓国経済自体のショックが、韓国実体経済の変動に対して1期目に93.28%、2期目以降は12期後まで漸減しつつも84%前後の寄与度を占めている。また日本経済のショックは、1期にはネグリジブルだが、2期目以降は3～5%の寄与度となっている。

続いて、日本の実体経済（日本鉱工業生産）への影響をみる。まず、日本金融政策ショックの日本の実体経済の変動への寄与度は、1期目の2.82%から2期目に3.67%、3期目には7.44%まで上昇し、それ以降は12期後の8.12%まで漸増している。すなわち、日本の金融政策は3期目以降には日本経済の変動の7～8%程度を説明していることになる。一方、韓国金融政策ショックの日本実体経済の変動への寄与度は、1期目の2.25%から3期目には11.88%まで上昇し、それ以降は12期後（1年後）まで12%強を保っている。つまり、韓国の金融政策は、日本経済の変動のうちの約12%の説明力を持っていることになる。

その他、金融政策以外では、日本経済自体のショックが、日本経済の変動に対して1期目には93.37%、2期目には81.32%、3期目以降は概ね72～73%の寄与度を占めている。また韓国経済のショックは、2期目には1.55%、3期目には8.99%、それ以降は8%弱の影響を日本経済の変動に与えている。

以上の実証分析から、本稿の（D-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIP）4変数VARモデルにおいては、2011年以降の韓国経済の変動に対しては、韓国経済の自己ショックの影響が最も大きいものの、日本の金融政策と韓国の金融政策がそれぞれ影響を与えていることが示された。一方、日本経済の変動に最も大きな影響を与えていたのは、日本経済の自己ショックを除けば、韓国の金融政策であり、日本の金融政策の日本経済への説明力よりも大きいことが示された。また、日韓経済の相互関係については、日本経済の変動ショックが韓国経済に与える影響に対して、韓国経済の変動ショックが日本経済に与える影響が相対的に大きいことが示された。

IV 追加検証

(1) 水準モデルでの分析

本稿では、前項まで単位根検定での変数の定常性についての判定を前提として、(D-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIP) 4変数VARの階差モデルを用いて、日韓二国間の実体経済と金融政策の相互関係についての検証をおこなってきた。しかし近年、データの定常性や共和分の有無などに関わらず、レベルの変数のままでVARモデルの推定をおこなう方法がトレンドになっている¹⁸⁾。そこで4変数VARによる実証結果の頑健性を再確認するために、レベル変数による(KP、JP、KIIP、JIIP) 4変数の制約のないVARの水準モデルによる検証を追加的におこなう。

(2) グレンジャーの因果性検定

追加検証でおこなった、KP、JP、KIIP、JIIPの4変数についてのグレンジャー因果性検定の結果が(第6表)である。ラグの期間によって差異はあるものの、日韓金融政策の相互関係、日本金融政策が日本経済への因果関係、韓国金融政策と韓国経済から日本経済への因果関係の存在などについては、階差モデルにおける検定と概ね整合的な結果となっている。ただし、階差モデルで検出された韓国金融政策の韓国経済への因果性が水準モデルでは見られなくなっている。

(3) インパルス反応関数

本稿が追加検証で推定した(KP、JP、KIIP、JIIP) 4変数VARの水準モデルにおけるインパルス反応の累積を整理したものが(第3図)である。

まず、日韓両国の金融政策に対する自国の実体経済の反応については、韓国金融政策ショックによって韓国の実体経済がマイナスの影響を受け(3行1列)、日本金融政策ショックによって日本の実体経済がショック当初の下降の後に若

第6表 グレンジャー因果性テスト②

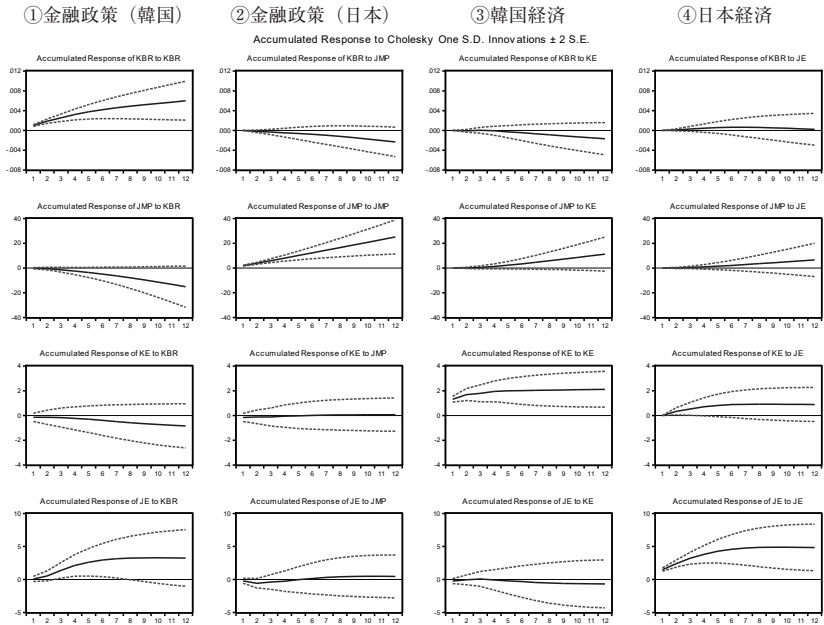
帰無仮説	F 値		F 値		F 値	
	ラグ 2		ラグ 3		ラグ 4	
J-policy ⇒ K-policy	8.5033	***	3.6701	***	2.9702	**
K-policy ⇒ J-policy	2.9850	**	1.3768		0.9314	
K-IIP ⇒ K-policy	0.8080		1.6867		1.5558	
K-policy ⇒ K-IIP	0.9356		0.4833		1.4929	
J-IIP ⇒ K-policy	1.5933		1.7730		2.9632	**
K-policy ⇒ J-IIP	0.1963		2.2792	*	3.2799	***
K-IIP ⇒ J-policy	0.5900		2.6571	**	3.1717	**
J-policy ⇒ K-IIP	1.0081		0.4805		1.0129	
J-IIP ⇒ J-policy	2.0530		2.8591	**	3.3374	***
J-policy ⇒ J-IIP	0.5783		2.1967	*	2.2646	*
J-IIP ⇒ K-IIP	1.1759		0.9455		0.0795	
K-IIP ⇒ J-IIP	5.8188	***	1.7148		1.8357	

注) *, **, ***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを示す。

干のプラスの影響を受けるが（4行2列）、どちらも限定的な効果に止まっている。次に、日韓両国の金融政策に対する相手国の実体経済の反応については、韓国金融政策ショックによって日本の実体経済が9期目まで有意の、12期後まで累積で大きなプラス効果を受け（4行1列）、日本金融政策ショックによって韓国の実体経済は当初若干の下降効果を受けるが、その後12期目まで殆ど影響を受けない（3行2列）、というインパルス反応関数の形状が示された。これらは概ね階差VARモデルとも整合的であり、本稿の検証結果の頑健性を示しているといえる。

ただし日韓両国の実体経済変動に対する相手国の実体経済の反応については、日本の実体経済ショックによって韓国の実体経済が4期目まで有意に、累積でもプラスの影響を受け（3行4列）、韓国の実体経済ショックによって日本の実体経済は累積で若干のマイナスの影響を受ける（4行3列）、というインパルス応答が階差VARモデルと相違しており、一定の留保が必要である。

〈ショック〉



第3図 インパルス反応関数② (水準モデル)

注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたもの。

(4) 予測誤差の分散分解

本稿が推定した (KP、JP、KIIP、JIIP) 4変数VARの水準モデルにおける韓国実体経済 (KIIP) の変動に関する予測誤差の分散分解の検証結果を整理したものが (第7表)、日本経済 (JIIP) の変動に関するものが (第8表) である。

まず、韓国の実体経済への影響についての寄与度で見ると、階差モデルに比して日韓両国の金融政策による影響が占める比率が低下した上で日本の実体経済からの影響が大きくなっており (12期後に9%弱)、水準モデルのインパルス反応関数と同様に注意が必要である。続いて、日本の実体経済への影響についての寄与度で見ると、階差モデルと検証結果の傾向はほぼ同様であるといえるが、

第7表 韓国経済に対する相対的寄与度
（予測誤差の分散分解）

	K-policy	J-policy	K-IIP	J-IIP
1期後	1.36	1.53	97.11	0.00
2期後	1.18	1.43	91.90	5.48
3期後	1.17	1.41	90.20	7.21
4期後	1.35	1.57	88.66	8.41
5期後	1.56	1.60	88.01	8.83
6期後	1.93	1.66	87.38	9.03
12期後	3.46	1.66	85.97	8.91

（注）数値は％。

第8表 日本経済に対する相対的寄与度
（予測誤差の分散分解）

	K-policy	J-policy	K-IIP	J-IIP
1期後	0.18	1.96	2.66	95.20
2期後	6.35	4.98	2.79	85.87
3期後	18.70	4.22	2.29	74.80
4期後	25.37	3.79	2.30	68.54
5期後	26.74	4.38	2.39	66.49
6期後	27.48	4.67	2.48	65.38
12期後	27.54	5.15	2.88	64.43

（注）数値は％。

日本経済の自己ショックも含めた日韓両国の実体経済による影響と日本金融政策による影響が占める割合が低下する一方で、韓国金融政策による3期目以降の影響の比率がより大きくなっている（12期後に27%強）。

（5）第2次安倍政権下に限定した分析

最後に、QQEの影響のみを抽出するために、検証対象期間を第2次安倍政権期に限定した（D-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIP）4変数VARの階差モデル②による検証を追加的におこなった。このとき、サンプル期間は2012年10月から

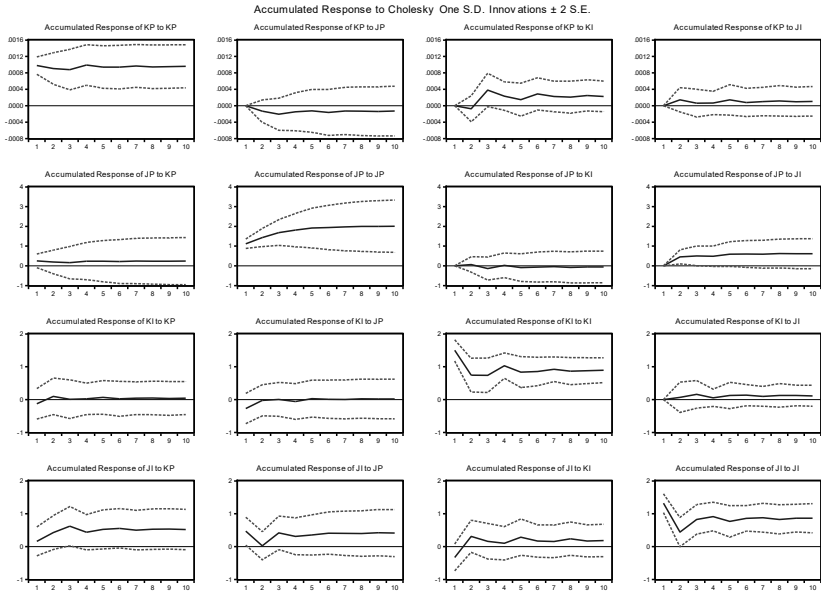
〈ショック〉

①金融政策 (韓国)

②金融政策 (日本)

③韓国経済

④日本経済



第4図 インパルス反応関数③ (階差モデル2)

注) 図の破線は2標準偏差の区間を示す。インパルス反応の標準偏差は漸近分布によって求められたもの。

2016年6月の45ヶ月間である¹⁹⁾。同モデルにおけるインパルス反応の累積を整理したものが (第4図) である²⁰⁾。

まず、当該期の韓国実体経済の反応については、日韓両国の金融政策ショックによって当初の下降の後に若干のプラスの影響を受けるが、その後はどちらからも殆ど影響を受けていない (3行1列、3行2列²¹⁾)。このことは、当該期の韓国経済が対外的な金融環境も含めて金融政策的アプローチに応答を示さなくなっていることを示している。ただし、日本の実体経済ショックからは、累積で若干のプラスの影響を受けている (3行4列)。

次に、日本の実体経済の反応については、韓国金融政策ショックによって3

期目まで有意の、12期後まで累積で大きなプラス効果を受け（4行1列）、日本金融政策ショックによって当初有意の（2期目はマイナス）、その後12期目まで累積してプラスの影響を受けており（4行2列）、第Ⅲ節の階差VARモデルにおける検証結果とほぼ同様であることが示された。また、韓国の実体経済ショックによって当初はマイナスの、累積で若干のプラスの影響を受ける（4行3列）、というインパルス反応関数の形状も、水準モデルと異なり第Ⅲ節の階差VARモデルと相似的である。

V まとめ

（1）分析結果

本稿では、2011年以降における日本と韓国の金融政策と実体経済の相互関係について、韓国バンク・レート（KP）、日本ベース・マネー（JP）、韓国鉱工業生産指数（KIIP）、日本鉱工業生産指数（JIIP）の4変数の定常性についてADF検定をおこなった上で、（D-KP、D-JP、D-KIIP、D-JIIP）4変数VARモデルを用いて検証した。

まずグレンジャー因果性検定から、ラグ2期のケースでは、D-KPからはD-JIIPへ5%の有意性で、D-JPからはD-JIIPへ5%の有意性で、D-KIIPからはD-JIIPへ5%の有意性で、D-JIIPからはD-JPへ1%の有意性で因果関係があることが示され、ラグ3期のケースでは、D-KPからはD-JIIPへ1%の有意性で、D-KIIPからはD-JIIPへ5%の有意性で、D-JIIPからはD-KPとD-JPへ1%の有意性で因果関係があることが示された。すなわち、韓国経済からは日本経済へ、韓国金融政策から日本経済へ、日本金融政策からは日本経済へ、それぞれの変動について有意に説明力をもつことが判った。

次に4変数VARモデルのインパルス反応関数の形状から、韓国金融政策ショックによって、韓国実体経済は当初は上昇し4か月目から下降した後は12ヶ月目まで僅かな負の影響を、日本実体経済は初期に急上昇した後は12ヶ月目ま

で有意に正の累積的影響を受けていることが示された。また日本金融政策ショックによって、韓国実体経済は直後に有意に下降した後は12ヶ月目まで累積で僅かに負の影響を、日本実体経済は当初に下降した後は以降12ヶ月目まで累積で僅かに正の影響を受けることも示された。さらに韓国の実体経済ショックによって、日本の実体経済は2ヶ月後に上昇した後は3ヶ月目からは累積でも正の影響を受け、日本の実体経済ショックに対して韓国の実体経済は、2ヶ月目に上昇した後は3ヶ月目から下降に転じ、以降は累積では若干の正の影響を受けていることも明らかになった。

最後に予測誤差の分散分解から、韓国経済の変動に対しては、韓国経済の自己ショックの影響が80%強を占めるが、日本の金融政策と韓国の金融政策がそれぞれ最大6%強と5%強の影響を与えていることが示された。また日本経済の変動に対しては、日本経済の自己ショックの影響が約70%あるが、それ以外では1年後には韓国の金融政策が最大(12%)であり、日本の金融政策の日本経済への説明力(8%)よりも大きいことが示された。また日韓経済の相互関係については、韓国経済の変動ショックが日本経済に与える影響が1年後までに8%弱程度なのに対して、日本経済の変動ショックが韓国経済に与える影響は3~5%に過ぎないことが明らかになった。

(2) 結論と課題

本稿の分析による結論をまとめる。まず一つ目としては、日本経済の変動要因として、韓国の金融政策が極めて大きな位置を占めていることが再確認されたことが挙げられる。既述のようにインパルス反応関数によれば、韓国金融政策の変動によって日本経済は有意に変動の12期後まで累積的な正の影響を受け続けること、また予測誤差の分散分解によれば、韓国金融政策は日本経済の変動の要因の約12%強を占めていること(追加検証では27%強)、が示された。これは、韓国銀行の金融緩和政策が日本の経済状況に下降圧力をかけているということを意味しており、韓国政府・通貨当局が金融緩和によってウォン安誘導

を通じた近隣窮乏化政策（beggar-thy-neighbor policy）を実施していた可能性、を内藤〔2011〕が指摘した2001～10年と同様の状況が、2011年以降も継続していたことを意味する。それに比して、「アベノミクス」期を含んだ日本の金融政策は、韓国経済の変動要因となっていない。これは、韓国の政策金利（バンク・レート）が政策変動の幅に余裕（3.25～1.25%）を有していたのに対して、日本のQQEによる量的指標（ベース・マネー）を用いた非伝統的金融政策の政策効果が、枠組みとしても限定されていたことなどによる可能性がある。

二つ目としては、日韓両国の金融政策が自国の実体経済への効果が挙げられる。日本の金融政策による日本経済への効果は、グレンジャーの意味での因果性を持っていたが、インパルス応答は僅かなものであった。QQEには株価などの資産価格上昇の一定の効果があつたとされるが²²⁾、実体経済（鉱工業生産指数）を押し上げる効果は殆ど無かつたことになる²³⁾。また韓国の金融政策による韓国経済への効果は、グレンジャー因果性も存在せず、インパルス応答も殆ど無かつた。韓国金融政策の金利政策は、デフレ回避のためのたけでなく本来の景気回復を狙った緩和政策であつたはずであり、その意味で政策に無反応だつた韓国経済の現状は厳しいともいえる²⁴⁾。

三つ目としては、日本と韓国の実体経済間の関係が挙げられる。本稿のグレンジャー因果性検定では、レベル変数による追加検証も含めて、韓国鉱工業生産指数から日本鉱工業生産指数への優位性で因果性の存在が確認されたが、日本鉱工業生産指数から韓国鉱工業生産指数への因果性は検出されなかつた。また階差VARモデルにおける予測誤差の分散分解では、韓国鉱工業生産指数から日本鉱工業生産指数へ8%弱（追加検証では3%弱）の影響を与え、日本鉱工業生産指数から韓国鉱工業生産指数へは5%弱（追加検証では9%弱）の影響を与えているという検証結果であつたが、前述のグレンジャー因果性検定を考慮すると、日本の実体経済と韓国の実体経済の間には後者から前者への影響波及があることが示唆され、9ヶ国を分析対象とした高橋・古屋〔2006〕や、2001～10年について同様の分析をした内藤〔2011〕にはほぼ整合的な検証結果と

なった。ただしインパルス反応関数の形状については、水準VARモデルによる追加検証においては、韓国経済ショックに対して日本経済が僅かながらマイナスの反応を示すことが観察されており、一定の留保が必要である。2011年以降の二国間における経済構造の変化の可能性も否定できないため、今後の検討課題である。

最後に、本稿が内藤 [2011] から継承している課題として、VARを構築する変数選択の問題がある。日韓両国の金融政策と経済に大きな影響を与える物価指数・為替レート・株価指数・財政政策変数などの変数をVARモデルに含めなかったため、本稿の分析では両国の実体経済の変動の60~90%は自己ショックとしてしか現れなかった。またこのことは、VAR分析方法の選択の問題にも繋がる。本稿では制約のないVARを分析に用いたが、今後の検証では、分析に含む変数を増やすためにベイジアンVAR (Bayesian VAR) を用いるなどして、パラメータを増やすことで生じる政策効果分析のための識別問題を回避する方法を採用していく必要もあるだろう。

(主要参考文献)

- 岩田一政・日本経済研究センター編 [2014] 『量的・質的金融緩和—政策の効果とリスクを検証する—』、日本経済新聞出版社。
- 外務省アジア大洋州局日韓経済室 [2016] 「韓国経済と日韓経済関係」。
- 外務省北東アジア課 [2016] 「最近の日韓関係」。
- 高橋克秀・古屋秀樹 [2006] 「東アジア景気の相互連関—時系列分析と産業連関分析の視点から—」、『経済学研究年報』53号、神戸大学、pp107-132。
- 中村英樹 [1996] 「FederモデルによるGranger因果性テスト：日本、韓国と台湾において」『商学論集』第64巻第4号 福島大学、pp3-11。
- 根岸紳・鄭東憲 [2007] 「韓国と日本の景気指数—時差相関関数の計測—」、『経済学論究』第61巻第2号、関西学院大学経済学部研究会、pp1-12。
- 根岸紳・鄭東憲 [2009] 「景気指数の因果検定：韓国と日本」、『経済学論究』第63巻第2号、関西学院大学経済学部研究会、pp51-63。
- 内藤友紀 [2011] 「2000年代の日本と韓国の金融政策と実体経済—二国間における政策効果の波及についての実証分析—」、『政策創造研究』第5号、関西大学政策創造学部、

pp.23-43.

畠中道雄 [1996] 『計量経済学の方法 改訂版』 創文社.

本多佑三・黒木祥弘・立花実 [2010] 「量的緩和政策—2001年から2006年にかけての日本経済の経験に基づく実証分析—」 『フィナンシャル・レビュー』、財務省財務総合政策研究所、pp.59-81.

松浦克巳・Cマッケンジー [2001] 『Eviewsによる計量経済分析』 東洋経済新報社。

宮川努・今村有里子 [2003] 「景気循環の国際的波及 アジア・太平洋諸国における実証分析」、『景気循環と景気予測』、pp.337-370. 東京大学出版会。

Adams F. Gerard, Klein R. Larence, Yuzo Kumasawa and Akihiko Shinozaki. 2008, “The East Asian growth process and IT”, *Accelerating Japan's Economic Growth*, ch6, Routledge.

Davidson, R. and J Mackinnon. 1993 ,*Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York.

Mackinnon, J. 1991,*Critical Values for Cointegration Tests*, Engle, R. F and C. W. J. Granger ed, *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, New York.

（ホームページ）

外務省 (<http://www.mofa.go.jp>)

韓国銀行 (<http://www.bok.or.kr>)

韓国統計庁 (<http://kosis.kr/eng/index/index.jsp>)

経済産業省 (<http://www.meti.go.jp>)

総務省統計局 (<http://www.stat.go.jp/index.htm>)

内閣府 (<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/di.html>)

日本銀行 (<http://www.boj.or.jp>)

注

- 1) 外務省ホームページ (<http://www.mofa.go.jp>)。
- 2) 同じく韓国の2015年における対日直接投資は、前年比35.7%減の5.7億ドルであった（外務省ホームページ (<http://www.mofa.go.jp>)）。
- 3) 岩田一政・日本経済研究センター編 [2014]、pp.15-20.
- 4) ディフュージョン・インデックス (DI) は、景気動向を示す指数。先行系列、一致系列、遅行系列が内閣府によって発表されている。
- 5) 5変数となっているのは、ゼロ金利政策とそれが解除された時期が混在している分析対

象期間 (2001~10年) の日本の金融政策手段を踏まえて、日本の金融政策変数として量的指標と金利の2系列 (ベース・マネー、コール・レート) が分析対象とされているためである。

6) 各変数の原データの出典は以下の通りである (いずれも2016年8月10日確認)。

- ①ベース・マネー……日本銀行ホームページ (<http://www.boj.or.jp>)
- ②バンク・レート……韓国銀行ホームページ (<http://www.bok.or.kr>)
- ③鉱工業生産指数 (日本) ……経済産業省ホームページ (<http://www.meti.go.jp>)
- ④鉱工業生産指数 (韓国) ……韓国統計庁ホームページ
(<http://kosis.kr/eng/index/index.jsp>)

7) 各変数を対数変換することで、変数の増加率の分析をおこなっていることになる。

8) ADF 検定以外の単位根検定として PP 検定 (Phillips-Perron test) をおこなったが、PP 検定によってもほぼ同様の結果が検出された。

9) 松浦・マッケンジー [2001]、pp.271-272.

10) ラグ2次のケースでは、日韓金融政策相互、日本金融政策から日本経済などにも因果性が存在することを示唆している。

11) ここでいう「ブロック外生性 (block exogeneity) を持つ」とは、ある変数 x がどの被説明変数 y に対してもグレンジャー因果性を持っていないことである。なお、(1) 式はラグ1次のケースである。

12) 本稿の頑健性を高めるために SC 基準・HQ 基準が支持したラグ次数1を用いた検証もおこなったが、インパルス反応関数の形状などに大きな差異はみられなかった。

13) 各変数間の経済関係に検証の関心がある場合は、情報基準に頼らずラグ数はなるべく長めにとる方が良いとされている。畠中 [1996]、p.161他。

14) 第2~4図には、漸近分布に基づいて計算された95%信頼区間が破線で表示されている。

15) コレスキー分解をおこなう場合、理論的にはより外生性の高い順序で変数を並べる必要がある (松浦・マッケンジー [2001])。

16) VAR モデルに含まれる4変数の順序を変えておこなった複数の検証 ((D-KP、D-KIIP、D-JP、D-JIIP) や (D-JP、D-JIIP、D-KP、D-KIIP) など) においても、インパルス反応関数の形状および次項に検証する予測誤差の分散分解に大きな差異はみられなかった。

17) 第2~4図は、日本の実体経済と韓国の実体経済に対する短期 (1ヶ月) のショックへの反応だけでなく、韓国の金融政策・日本の金融政策それぞれの複数変数間の影響を表した全システムのインパルス反応を表したものである。

18) レベル変数の VAR を用いた分析例としては、本多佑三・黒木祥弘・立花実 [2010] など。

19) 本稿では省略しているが、追加的検証における4変数についても ADF による単位根検定

をおこない、多くのケースがレベル系列で単位根を持ち1回階差系列で定常となることが確認された。

- 20) 本稿では省略しているが、追加的検証における4変数についてもグレンジャー因果性検定をおこなった。サンプル数の少なさなどからいくつかのケースで変数間の因果性の存在が棄却されたが、概ね本稿の階差モデルと同様の検定結果が確認された。
- 21) ここでも韓国金融政策ショックは引締めショック、日本金融政策は緩和ショックである。
- 22) 岩田一政・日本経済研究センター編 [2014]、pp.61-71.
- 23) もちろんQQEの主目的はデフレ脱却のための2%の物価上昇であり、生産への効果はあくまで2次的なものだと言うこともできる。
- 24) 2012年以降の緩和政策の継続によって韓国の政策金利も下限に近付いており(1.25%)、韓国銀行の金融政策も、2000年代の日本のようにゼロ金利政策、さらには量的指標を用いた非伝統的政策に移行せざるを得なくなる可能性がある。