

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 —

内 藤 友 紀

1. はじめに
2. 分析のフレームワーク
3. 実証分析
4. 追加検証
5. まとめ

1. はじめに

(1) 本稿の目的

本稿の目的は、2000年代の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てきたかについて、時系列データを用いて定量的に検証することである。より具体的には、2000年代における日本と韓国の金融政策変数と実体経済の代理変数（鉱工業生産指数）を用いた5変数VAR（Vector Auto-Regression）モデルを構築し、両国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1節では、本稿の問題意識についてまとめた上で先行研究について概観する。第2節では使用するデータとその処理について説明した後、実証分析のフレームワークを概説する。第3節では、前節の枠組みにしたがって実証分析をおこなう。第4節では、第3節の実証結果の頑健性を確認するために追加的な検証をおこなう。最後に第5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) 日韓経済関係¹⁾

21世紀に入ってからの10年間、日本と韓国の経済関係はそれまで以上に深化・強化が進んでいる。現在の日韓両国の貿易関係をみると、日本にとって韓国は中国・アメリカに次ぐ第3位の貿易相手国であり、韓国にとって日本は中国に次ぐ第2位の貿易相手国である²⁾。世界的に貿易が収縮した世界金融危機後の2009年にあっても二国間の貿易総額は約6.46兆円におよんで

いた。日本と韓国の主要産業構造は、電子・電機・自動車・船舶など近似しており、産業内貿易が日韓貿易の多くを占めている。ただし、韓国は主力輸出品の半導体などを生産するための中間財（部品・素材）と資本財（製造設備）の輸入を日本に依存してきたため、慢性的な対日赤字基調である（2009年：2.36兆円の赤字）。また、日韓両国の産業構造が近似していることから、第三国に対する主要産業の輸出に関しては現在も熾烈な競合関係にある。さらに、日本の対韓国投資も毎年10～20億ドル規模と大きく、2009年は19.3億ドルに達している（2008年末：対韓国直接投資残高121.8億ドル）。こうした中で、韓国企業への部品・素材の供給のため日本メーカーの技術移転を含めた韓国直接進出も進んでいる³⁾。このように、貿易・投資といった分野における日本経済と韓国経済の間の連関性は現在極めて高まっているといえる。

一方で、貿易・投資のさらなる拡大のためにも、1997年のアジア通貨危機以降に模索されつつあるのが、中長期的な将来における東アジア共通通貨構想や共通通貨に基づく金融資本市場の創設である⁴⁾。このような動きは2000年5月のチェンマイ・イニシアチブを出発点とし、日本・韓国・中国+ASEAN諸国の間で通貨スワップ協定が結ばれるなどして、2000年代に入ってから通貨・金融の分野でも東アジア域内各国当局間の連携が図られるようになってきている。こうした構想が将来的に実現する前提としては、日本・韓国を含む域内諸国の金融政策の連動性（将来的には統合）と同質な金融システムが必要である。

このような背景から、2000年代の日本と韓国の実体経済と金融政策の相互関係について定量的に分析することは日本・韓国両国経済の現状を正しく把握するためにも意義があると考えられる。

(3) 先行研究

前項のような日韓の経済関係の深化をうけて、近年の日本と韓国の実体経済および両国間の経済関係については、経済時系列データを用いた定量的な分析も蓄積されてきている。

まず中村 [1996] は、日本と韓国国内において、ともに輸出からGDPへという因果関係があることをグレンジャー検定 (Granger causal test) による因果性検定で明らかにした。

次に、日本と韓国との間の経済関係を検証したものとして、高橋・古屋 [2006] があげられる。高橋・古屋 [2006] は景気の代理変数として、アメリカ、日本、ドイツ、中国、韓国、台湾、シンガポール、タイ、マレーシアの9カ国の鉱工業生産指数を用いて（1993年1月から2006年6月）、9変数VAR (Vector Auto-Regression) モデルを構築し、各国間の景気波及を分析している。そして、景気の変動経路としてアメリカが先行すること、韓国からマレーシアを経由したアジア各国への景気の波及が存在すること、韓国から日本への因果性が検出されるが日本から韓国への因果性はないこと、日本はアメリカから影響を受けるが他国への伝播力は小さく影響を国内で消化していること、などを結論として挙げている。

また、日本と韓国の関係に絞った検証としては、根岸・鄭 [2007] がある。根岸・鄭 [2007]

は、1980年7月から2006年1月の日本・韓国の景気動向指数ディフュージョン・インデックス（DI）をデータとして用いて、指数間の時差相関係数を計測している。その結果、DIのうち先行指数では日本と韓国がほぼ同時、一致指数・遅行指数は日本が韓国に先行するとしている⁵⁾。さらに根岸・鄭〔2009〕では、同じくDIを用いて、シムズ検定（Sims casual test）とグレンジャー検定による因果性検定をおこなっている。その結果、日本と韓国の経済の先行性・因果性について、先行指数については韓国が、一致指数については日本が先行しているとしている。

本稿では、こうした先行研究の蓄積を踏まえ、中村〔1996〕、高橋・古屋〔2006〕らに倣い、グレンジャー検定とVARモデルを用いて日本経済と韓国経済の間の関係性（影響の波及）を分析する。その際、これらの先行研究が用いてこなかった金融政策変数を分析対象に含めることで、日本と韓国の間の実体経済の関係だけでなく、それに深く関連する金融政策の影響についても同時に検証していく。

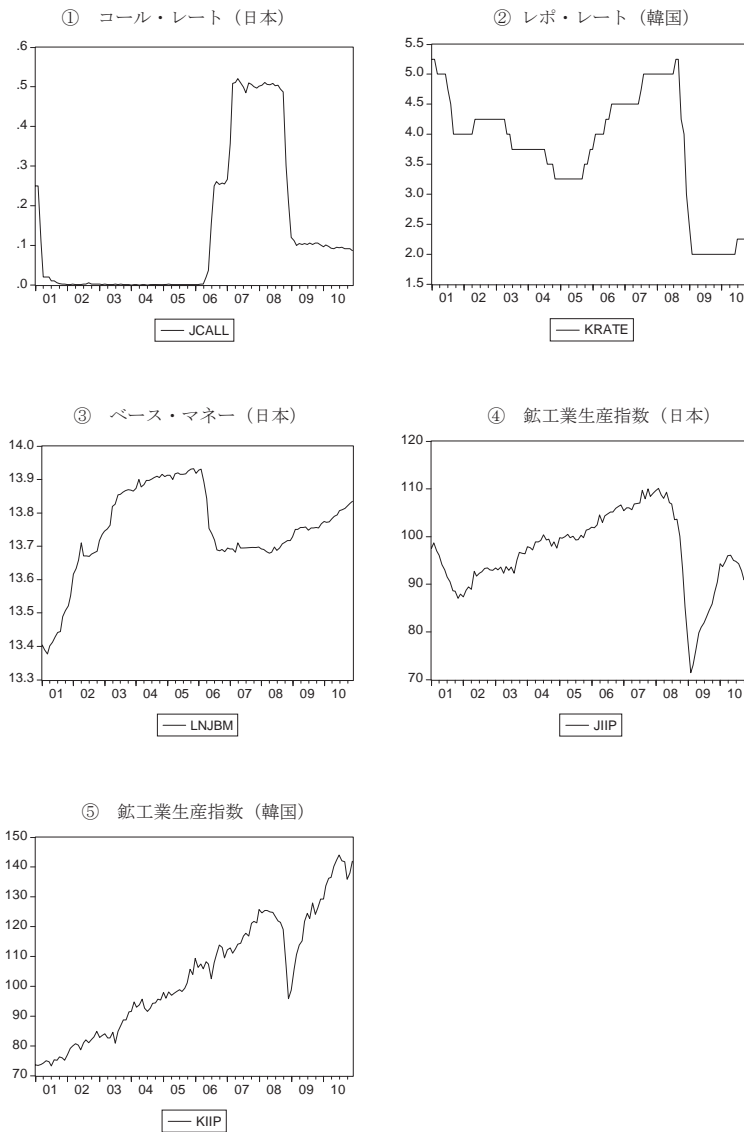
2. 分析のフレームワーク

(1) 分析の期間とデータ

本稿が分析する期間は、2001年1月から2010年12月までの10年間（120ヵ月）である。また分析に使用するデータは、日本の金融政策変数として①コール・レート（Japan-policy1：JP1）と②ベース・マネー（Japan-policy2：JP2）、韓国の金融政策変数として③レポ・レート（Korea-policy：KP）、日本と韓国の実体経済を表す変数としてそれぞれの④・⑤鉱工業生産指数（Japan-IIP：Japan、Korea-IIP：Korea）である（第1図）⁶⁾。日本の金融政策変数としてコール・レートとベース・マネーの2系列を用いるのは、2000年代の日本においては、金融政策の操作目標がいわゆるゼロ金利政策（とその解除）や量的緩和政策の採用によって金利指標と量的指標の間で変動しているからである。なお、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（①、③）以外の変数は季節調整済の原データを対数変換して用いる⁷⁾。

(2) 分析手法

本稿では5変数VAR（Vector Auto-Regression：多変量自己回帰）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）を複数の変数に拡張したもので、動的同時線型方程式モデルの制約のない誘導型である。すなわち、内生変数ベクトルを、それ自身と互いのラグ付きの値の線型関数として表したものである。例えば、 x_t と y_t という2変数でラグ次数が2期のVARモデルを構築した場合、以下の(1)、(2)式のように表されることになる⁸⁾（ e_{it} （ $i=1,2$ ）は攪乱項）。



第1図 使用データ

注) コール・レート、レポ・レートは年利換算。

日本・韓国の鉱工業生産指数は2005年12月=100.

データ出典)

ベース・マネー、コール・レート (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。

$$x_t = a_1 + b_{11}x_{t-1} + b_{12}x_{t-2} + c_{11}y_{t-1} + c_{12}y_{t-2} + e_{1t} \quad (1)$$

$$y_t = a_2 + b_{21}x_{t-1} + b_{22}x_{t-2} + c_{21}y_{t-1} + c_{22}y_{t-2} + e_{2t} \quad (2)$$

このような VAR モデルでは、Lucas [1976] や Sims [1980] が批判したような従来のマクロ計量経済モデル作成においておこなわれてきた内生変数と外生変数の恣意的な区別はせず、特定の経済理論に依拠しない。したがって、VAR モデル分析の目的は、 a や b などの各パラメータの推定ではなく変数自体とその変数の過去の値によって変数間の相互依存関係を明示することにある。このことを整理するために書換えると、前掲の(1)、(2)式がラグ1期のケースは、以下の(3)式として表すことができる。

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ b_1 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

(3) 単位根検定

経済の時系列データは、各系列同士がそれぞれのグラフを直感的に比較してみると関連しているように見えることがある。しかし、単位根 (unit root) を持つ非定常なデータを用いた分析では「みせかけの相関 (spurious regression)」である可能性があるため、こうした非定常系列を用いて推計しても、通常ので回帰モデルや同時方程式モデルが利用している回帰パラメータに関する t 検定などを用いた推計自体が全く統計的な意味のないものになってしまう⁹⁾。したがって、非定常過程にある系列の経済変数を用いた推計では、仮に回帰分析の決定係数が高かったとしても両変数の間に経済学的な関係があるという結論は導けなくなるため、時系列分析においては各変数の単位根検定をおこないその定常性 (stationality) を確認することが不可欠の手順となっている¹⁰⁾。

そこで本稿では、まず ADF 検定 (Augmented Dickey-Fuller test) によって、検証に用いる各系列 (コール・レート (Japan-policy1 : JP1)、ベース・マネー (Japan-policy2 : JP2)、レポ・レート (Korea-policy)、日本鉱工業生産指数 (Japan)、韓国鉱工業生産指数 (Korea)) の定常・非定常性について検証する¹¹⁾。ここでいう時系列における定常性とは、データの平均と分散および自己共分散が近似的に時間差のみによって定まることである。また、ADF 検定の詳細については本稿では触れないが、ここではいずれも、「検定対象の時系列が単位根を持つ (非定常過程である)」という帰無仮説を立て、それが棄却されたとき「検定対象の時系列が定常過程である」という対立仮説が採択される仮説検定である¹²⁾。

ADF 検定による単位根検定の結果は、(第1表)の通りである。(第1表)では Korea、Japan、KP、JP1、JP2 の5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¹³⁾。

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
Korea	-0.06	1	-5.36 ***	0	I (1)
DKorea	-12.60 ***	0	-12.53 ***	0	
Japan	0.44	1	-5.07 ***	1	I (1)
DJapan	-11.82 ***	0	-12.23 ***	0	
K-policy	-1.46	0	-1.29	0	I (1)
DK-policy	-4.27 ***	1	-4.73 ***	1	
J-policy 1	-0.67	1	-2.56	1	I (1)
DJ-policy 1	-5.22 ***	0	-7.19 ***	1	
J-policy 2	-2.83	2	-0.99	0	I (1)
DJ-policy 2	-3.94 ***	1	-7.03 ***	0	

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12) で選択

まず、Korea のレベル系列についての ADF 検定の結果をみると、トレンド項があるケースでは帰無仮説が1%の有意水準で棄却されたが、トレンド項がないケースでは帰無仮説は棄却されなかった。また一回階差系列についての検定結果をみると、いずれも1%の有意水準で帰無仮説が棄却され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すると Korea は I (1) 変数だと判断される。

次に Japan のレベル系列についての ADF 検定を見てみると、Korea と同じくトレンド項付きのケースでは1%の有意水準で帰無仮説が棄却されたが、ドリフト項がないケースでは帰無仮説が棄却されなかった。また一回階差系列についての検定結果をみると、いずれも1%の有意水準で帰無仮説が棄却され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 Japan も I (1) 変数だと判断する。

また、KP、JP1、JP2 の各変数については、いずれも ADF 検定の結果、レベル系列でトレンド項なし、トレンド項ありの両ケースにおいても帰無仮説が棄却されず、単位根が検出されたが、一回階差系列では1%の有意水準で帰無仮説が棄却され定常となったため、I (1) 変数であることが示された。

したがって以下本稿では、Korea、Japan、KP、JP1、JP2 の5変数が I (1) 変数であることから、D-Korea、D-Japan、D-KP、D-JP1、D-JP2 の各変数を用いて検証をおこなう。

3. 実証分析

(1) ラグ次数の選択

まずモデルを構築するために、D-Korea、D-Japan、D-KP、D-JP1、D-JP2 の5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、AIC基準（Akaike information criterion：赤池情報基準）、SIC基準（Schwarz information criterion）、HQ基準（Hannan-Quinn information criterion）である¹⁴⁾。その結果、AIC基準では3次、SIC基準・HQ基準の1基準では1次のラグが選択された（第2表）。本稿のVAR分析ではAIC基準に従い、長めの3次のラグを採用することとする¹⁵⁾。

(2) グレンジャー因果性の検定

一般的に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。そこで、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。ここでいうグレンジャー因果性とは、時系列モデルにおいてある変数 x が他の変数 y に影響を及ぼす、すなわち他の条件を一定として y の過去の値が x の変動についての説明力をもつということであり、論理的な意味での一般的な「因果性」とは異なる概念である¹⁶⁾。

第2表 情報量基準によるVARラグ次数の決定

Lag	LR	AIC	SIC	HQ
0	NA	-19.8037	-19.6803	-19.7537
1	147.1388	-20.7735	-20.0328*	-20.4732*
2	62.3236	-20.9507	-19.5927	-20.4001
3	43.2272	-20.9568*	-18.9816	-20.1558
4	24.4648	-20.7761	-18.1836	-19.7248
5	24.0313	-20.607	-17.3971	-19.3053
6	17.339	-20.3706	-16.5434	-18.8185
7	44.1682*	-20.5169	-16.0725	-18.7145
8	22.8639	-20.3944	-15.3327	-18.3417

注) *が各基準によって採用されたラグ次数。

第3表 グレンジャー因果性テスト

帰無仮説	F値
Japan ⇒ Korea	0.9325
Korea ⇒ Japan	6.1988***
K-policy ⇒ Korea	5.0438***
Korea ⇒ K-policy	2.8599**
J-policy1 ⇒ Korea	2.2168*
Korea ⇒ J-policy1	0.9852
J-policy2 ⇒ Korea	1.1227
Korea ⇒ J-policy2	0.4241
K-policy ⇒ Japan	8.7123***
Japan ⇒ K-policy	0.943
J-policy1 ⇒ Japan	3.0813***
Japan ⇒ J-policy1	1.1642
J-policy2 ⇒ Japan	0.3778
Japan ⇒ J-policy2	0.4618
J-policy1 ⇒ K-policy	2.8445**
K-policy ⇒ J-policy1	6.9863***
J-policy2 ⇒ K-policy	0.286
K-policy ⇒ J-policy2	0.2745
J-policy2 ⇒ J-policy1	1.8473*
J-policy1 ⇒ J-policy2	0.5832

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。ラグ次数は6。

本稿でおこなった、D-Korea、D-Japan、D-KP、D-JP1、D-JP2の5変数についてのグレンジャー因果性検定の結果が(第3表)である。(第3表)の検定結果は、「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ないという帰無仮説」を棄却できるか(「グレンジャー因果性があるという対立仮説」を肯定できるか)否かを示している。検定の結果からは、D-KoreaからはD-Japanへ1%、D-KPへ5%の有意性で、D-KPからはD-Koreaへ1%、D-Japanへ1%、D-JP1へ1%の有意性で、D-JP1からはD-Japanへ1%、D-Koreaへ10%の有意性で、D-JP2からはD-JP1へ10%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ている。この検証結果は、先行研究の高橋・古屋[2006]とも概ね整合性があるといえる。

以上の検定結果から、5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明らかになったため、本稿では既述の(3)式に倣い、以下の(4)式のようにD-Korea、D-Japan、D-KP、D-JP1、D-JP2の5変数を含めたVARモデルを構築して検証をおこなうこととする¹⁷⁾。

$$\begin{pmatrix} D-Kp_t \\ D-Jp1_t \\ D-Jp2_t \\ D-Korea_t \\ D-Japan_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \\ a_{40} \\ a_{50} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} D-Kp_{t-1} \\ D-Jp1_{t-1} \\ D-Jp2_{t-1} \\ D-Korea_{t-1} \\ D-Japan_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \end{pmatrix} \quad (4)$$

(3) インパルス反応関数

VARモデルによる検証として、まずインパルス反応(Impulse-responses)関数を用いてD-Korea、D-Japan、D-KP、D-JP1、D-JP2の5変数がそれぞれに与える各期のフローの影響をみる。このインパルス反応関数とは、ある変数の攪乱項に何らかの衝撃(イノベーション: innovation)が生じた際に、当該変数及びその他の変数にその衝撃がどのように伝搬しているかを数値的に示す関数である。したがって、このインパルス反応関数の形状を観察することによって、VARモデルにおける各変数間の波及効果を視覚的に分析することができる¹⁸⁾。つまり本稿では、日本の実体経済の指標である鉱工業生産指数(D-Japan)に対して、日本の実体経済自体と日本の金融政策を示すコール・レート(D-JP1)とベース・マネー(D-JP2)の変動だけでなく、韓国の金融政策を示すレポ・レート(D-KP)と韓国の実体経済の指標である鉱工業生産指数(D-Korea)の変動がどのように影響を与えたか、また同様に韓国の実体経済の指標である鉱工業生産指数(D-Korea)に対して、韓国の実体経済自体と韓国の金融政策を示すレポ・レートの変動だけでなく、日本の金融政策を示すコール・レートとベース・マネーおよび日本の実体経済の指標である鉱工業生産指数の変動がどのように影響を与えたかを観察することになる¹⁹⁾。一般的にVARモデルにおいては、構築されたモデルにおける変数の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（Choleski）分解を仮定する^{20）}。そこで、前項における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D-KP、D-JP1、D-JP2、D-Korea、D-Japanという順序に変数を置いて分析をおこなった^{21）}。

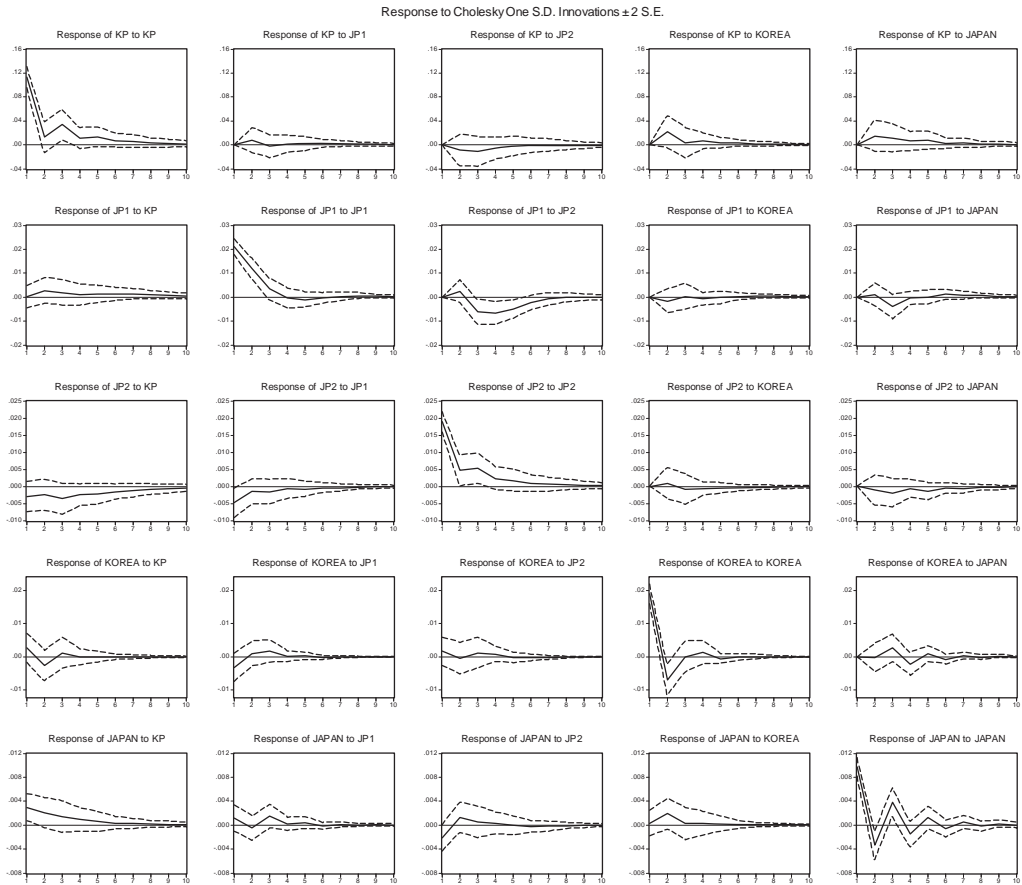
分析の結果である（第2図）には、本稿が推定した（D-KP、D-JP1、D-JP2、D-Korea、D-Japan）5変数VARモデルにおけるインパルス反応が整理されている。最初に、各々の金融政策に対する自国の実体経済の反応をみる。まず、1標準誤差の韓国金融政策指標ショック（レポ・レートの上昇ショック）によって、韓国の実体経済（韓国鉱工業生産の反応）は1期目上昇した後、第2期に有意に下降している^{22）}。これは、韓国における金融引締め政策の効果を示している。一方、日本の金融政策ショック①（コール・レートの上昇ショック）に対しては、2期目に日本の実体経済（日本鉱工業生産指数の反応）は下降して金融引締め効果がみられるが、3期目には反動がみられ5期以降は収束にむかっている^{23）}。そして、日本の金融政策ショック②（ベース・マネーの上昇ショック）に対しては、日本の実体経済が2期目以降6期まで連続的に上昇しており、金融緩和効果がみられる。以上のインパルス反応関数の形状からは、2期目以降は、それぞれの金融政策ショックが自国の実体経済の変動へと政策目的通りの効果を与えていることが確認できる。また、日本の金融政策ショック①はベース・マネーを8期まで連続して減少させ、日本の金融政策ショック②は2期以降コール・レートを有意に下降させている。このことから、金利と貨幣量の関係についても、多くの経済モデルの想定と整合的であるといえる。

続いて、同じく（D-KP、D-JP1、D-JP2、D-Korea、D-Japan）5変数VARモデルにおいて、各々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（レポ・レートの上昇ショック）によって、日本の実体経済（日本鉱工業生産の反応）は1期目から2期目に有意に上昇した後、第10期まで収束に向かいながらも増加を続けている。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（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。一方、日本金融政策ショック①（コール・レートの上昇ショック）は、韓国の実体経済（韓国鉱工業生産の反応）を1期目に有意に低下させた後、2期から4期目まで増加させている。ただし、日本金融政策ショック②（ベース・マネーの上昇ショック）は、韓国の実体経済を1期目と3期目に僅かに増加させるものの概ね変動を与えていない。

最後に各変数がその他の変数に与える影響についても、インパルス反応関数の形状から簡単に観察する。まず、金融政策ショックについて。韓国金融政策ショックは韓国金融政策自体を、また日本金融政策ショック①・②は日本金融政策自体を、それぞれ1期目から4～10期まで有意に引き上げている。これらは、一度採用された金融政策の方向性が連続的に実行される傾向があることを示唆している。一方で、韓国金融政策ショックに対して日本金融政策ショック①は10期まで正の、日本金融政策ショック②は10期まで負の反応を連続的にみせているが、日本

〈ショック〉

- ①金融政策 (韓国) ②金融政策 I (日本) ③金融政策 II (日本) ④韓国経済 ⑤日本経済



第2図 インパルス反応関数① (5変数モデル)

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。

金融政策ショックに対して韓国金融政策はほとんど反応していない²⁴⁾。このことは、2000年代の日本が長らくゼロ金利政策を採用していた上、それが解除された後もコール・レートの変動幅が極めて限定されていたことが影響していると考えられる。次に、実体経済ショックについて。韓国の実体経済ショックに対して、韓国実体経済は1期目に有意に大きく正の反応をした後、2期目には有意に負の反応をし3期目からは概ね収束している。しかし日本実体経済は、2期目に正の反応を示した以降は概ね影響を受けていない。一方、日本の実体経済ショックに対して、日本実体経済は1期目に有意に大きく正の反応をした後、2期目には有意に負の3期目には有意に正の反応（さらに4期目には負、5期目には正の反応）をという波動状の影響を受けている。同様に韓国経済は3・5期目には正の4期目には負の影響をうけており、1期目の反応を除けば日本経済とはほぼ同じ動向を示しているといえる。どちらの経済も自国経済の変動に対しては1期目は同調的な反応を示し、次期においてはその反動が起きている。

以上のように、本稿が構築した（D-KP、D-JP1、D-JP2、D-Korea、D-Japan）5変数VARモデルからは、両国の実体経済の変動へのそれぞれの金融政策の影響だけでなく、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5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の影響だけではなく韓国の金融政策ショックからは有意に正の、同じく韓国経済には韓国の金融政策からの影響とともに日本の金融政策（コール・レート）ショックからも僅かながら正の影響があったという概ね頑健な5変数VARモデルの実証結果が確認された。

（4）予測誤差の分散分解

VARモデルによる二つ目の検証として、予測誤差の分散分解（forecast error variance decomposition）を行う。前項でおこなったインパルス反応関数による検証は、その反応関数の形状から変数間の関係（変動に対する反応）を観察するものであったが、この予測誤差の分散分解は、ある変数の変動がどの程度他の変数の変動に影響しているかを数値化して示す。つまり、本稿の検証では、特に2000年代の日本・韓国両国の実体経済への影響力を測定するために、両国の鉱工業生産指数（D-Korea、D-Japan）の変動に対する、（D-KP、D-JP1、D-JP2、D-Korea、D-Japan）各変数の相対的な寄与度から各変数ショックの効果の大きさを見る。

本稿が検証に用いている（D-KP、D-JP1、D-JP2、D-Korea、D-Japan）5変数VARモデルにおける日本経済（D-Japan）と韓国経済（D-Korea）の変動に関する予測誤差の分散分解の結果が（第4表）と（第5表）に整理されている。最初の分析として、日本経済への影響をみていくことにする（第4表）。予測誤差の分散分解によれば、まず、日本金融政策ショック①（コール・レートの上昇ショック）の日本鉱工業生産指数（D-Japan）の変動への寄与率は、1期後の1.29%から3期後には2.56%まで上昇し、それ以降は6期後まで2.61%前後を連続して維持している。そしてその影響は12期後（1年後）でも2.61%と持続している。同様に日本の

第4表 日本経済に対する相対的寄与度
(予測誤差の分散分解①)

	K-policy	J-policy1	J-policy2	Korea	Japan
1期後	8.03	1.29	4.08	0.11	86.49
2期後	9.94	1.27	4.66	2.94	81.18
3期後	9.97	2.56	4.26	2.61	80.59
4期後	10.30	2.53	4.24	2.62	80.31
5期後	10.37	2.61	4.19	2.62	80.21
6期後	10.42	2.61	4.21	2.61	80.16
12期後	10.45	2.61	4.22	2.61	80.12

注) 数値は%。

第5表 韓国経済に対する相対的寄与度
(予測誤差の分散分解②)

	K-policy	J-policy1	J-policy2	Korea	Japan
1期後	1.96	2.56	0.77	94.71	0.00
2期後	3.23	2.48	0.71	93.58	0.01
3期後	3.46	3.09	1.03	90.79	1.63
4期後	3.41	3.05	1.16	89.79	2.59
5期後	3.40	3.06	1.18	89.59	2.78
6期後	3.39	3.07	1.19	89.46	2.89
12期後	3.39	3.07	1.20	89.40	2.94

注) 数値は%。

金融政策ショック② (ベース・マネーの上昇ショック) の日本鉱工業生産指数の変動への寄与率は、1期後の4.08%から2期後には4.66%まで上昇し、それ以降は4.2%前後を連続的に維持している。すなわち、日本の金融政策は日本経済の変動の2～5%弱を説明していることになる²⁵⁾。一方、韓国金融政策ショック (レポ・レートの上昇ショック) の日本鉱工業生産指数の変動への寄与率は、1期後の8.03%から4期後には10.3%まで上昇し、それ以降は12期後 (1年後) まで10.4%前後を連続的に維持している。つまり、韓国の金融政策は、日本経済の変動のうち8～10%に寄与していることになる。その他、金融政策以外では、日本経済自体のショックが1期目には86.49%、2期後以降は概ね80%強を、韓国経済のショックが2期目には2.94%、それ以降は2.6%前後の影響を日本経済の変動に与えている²⁶⁾。

二つ目の分析として、韓国経済への影響をみる (第5表)。まず、韓国金融政策ショックは、韓国鉱工業生産指数 (D-Korea) の変動に対して、1期後の1.96%、2期後には3.23%まで寄

与し、それ以降は12期後（1年後）まで連続的に3.4%前後の影響を与えている。したがって、韓国の金融政策は韓国経済の変動の3%強を説明している。一方、日本金融政策ショック①の韓国鉱工業生産指数の変動への寄与率は、1期後の2.56%から2期後には2.48%まで下降しているが、それ以降は12期後（1年後）まで3%強を連続的に維持している。また、日本の金融政策ショック②の韓国鉱工業生産指数の変動に対する寄与率は、1期から2期後には0.77~0.71%であったものが、それ以降は1.03%から12期後の1.20%へと連続的に上昇している。よって日本の金融政策は韓国経済の変動のうちの1~3%に影響を与えていることになる。その他、金融政策以外では、韓国経済自体のショックが1期目には94.71%、2期目には93.58%、3期後以降は概ね90%前後が、韓国経済の変動に寄与している。また日本経済の変動ショックの韓国経済への寄与率は、1期から2期目にはネグリジブルだが、3期目には1.63%それ以降は3%弱となっている。

以上の実証分析から、本稿の（D-KP、D-JP1、D-JP2、D-Korea、D-Japan）5変数VARモデルでは、日本経済の自己ショックを除けば、2000年代の日本経済の変動に最も大きな影響を与えていたのは韓国の金融政策（8~10%）であり、日本の金融政策（2~5%弱）の日本経済への寄与率よりも大きいことが示された。一方、韓国経済の変動に対しては、韓国経済の自己ショック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ともに1~3%強の影響を与えていることが示された。また、日本経済と韓国経済は、それぞれの変動ショックが相手国の経済に対して概ね3%弱の影響を与えあっていることも明らかになった。

4. 追加検証

(1) 頑健性の検証

前節まで本稿では、（D-KP、D-JP1、D-JP2、D-Korea、D-Japan）5変数VARモデルを用いて、日本・韓国経済の変動要因についての検証をおこなってきた。しかしVARモデル分析では、構築したVARに含まれる変数の種類はもちろん数によっても検証結果が左右され得る。そこで最後に、ここまでおこなってきた5変数VARモデルから得られた実証結果の頑健性を高めるために、グレンジャー因果性検定で日本経済（D-Japan）と韓国経済（D-Korea）との間に因果関係が見られなかった（第3表）、日本金融政策②（D-JP2）をモデルからはずした（D-KP、D-JP1、D-Korea、D-Japan）4変数VARモデルを用いて追加的な分析をおこなう。

まず5変数VARモデルと同様に、（D-KP、D-JP1、D-Korea、D-Japan）4変数モデルについてインパルス反応関数を計測し、日本経済変動ショックと韓国経済変動ショックの反応をみる。分析から得られた（第3図）によれば、1標準誤差の韓国金融政策指標ショック（レポ・レートの上昇ショック）によって、韓国の実体経済（韓国鉱工業生産）は1期目に上昇した後、第2期に有意に下降する反応をしていること、日本の実体経済（日本鉱工業生産）は1期目か

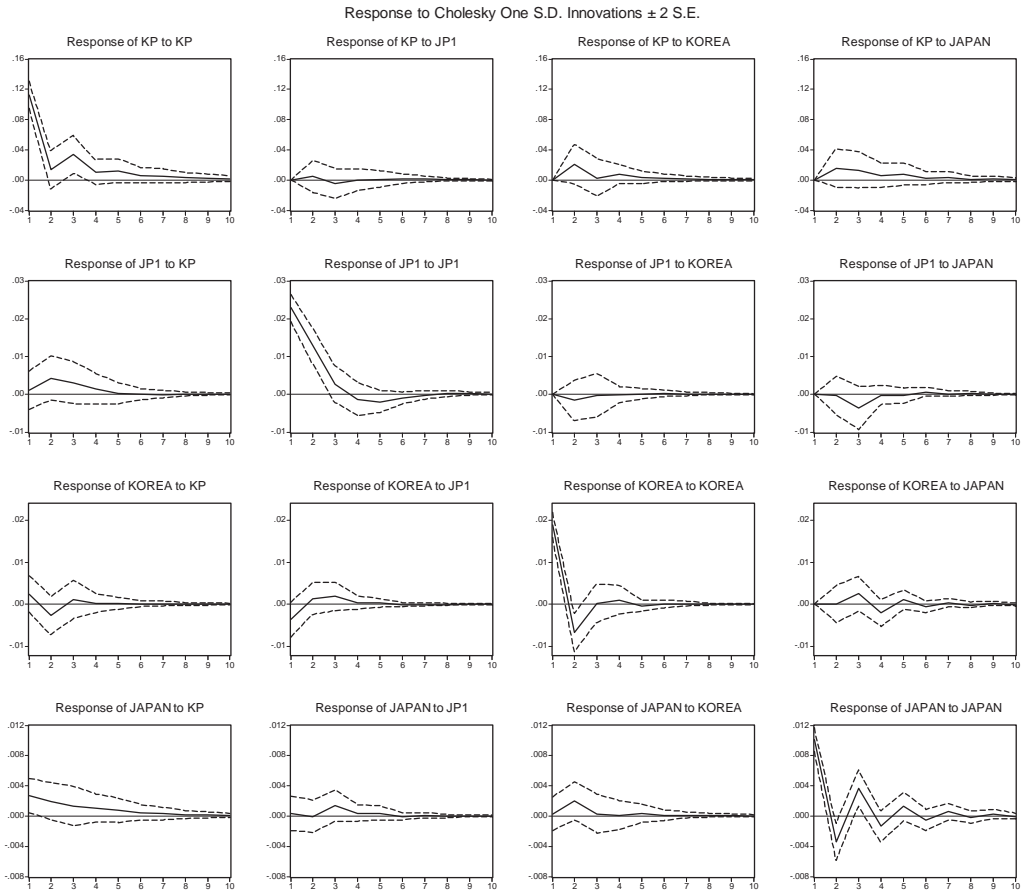
〈ショック〉

①金融政策 (韓国)

②金融政策Ⅱ (日本)

③韓国経済

④日本経済



第3図 インパルス反応関数② (4変数モデル)

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。

ら2期目に有意に上昇した後、第10期まで収束に向かいながらも増加を続けていることがわかる。また日本の金融政策ショック（コール・レートの上昇ショック）によって、日本の実体経済は2期目には下降するが、3期目には反動がみられ5期以降は収束にむかっていること、韓国の実体経済は1期目に有意に減少した後、2期から4期目まで増加していることがわかる。さらに、韓国の実体経済ショックに対して、韓国実体経済は1期目に有意に大きく正の反応をした後、2期目には有意に負の反応を3期目からは収束すること、日本実体経済は2期目に正の反応を示した以降は概ね影響を受けないことがわかる。そして、日本の実体経済ショックに対して、日本実体経済は1期目に有意に大きく正の反応をした後、2期目には有意に負の3期目は有意に正の反応（さらに4期目には負、5期目には正の反応）をという波動状の影響を受けること、韓国経済は3・5期目には正の4期目には負の影響を受けることがわかる。これらの分析結果は、前節までの（D-KP、D-JP1、D-JP2、D-Korea、D-Japan）5変数VARモデルで得られた検証結果と整合的である。

続いて、同じく（D-KP、D-JP1、D-Korea、D-Japan）4変数VARモデルについての予測誤差の分散分解をおこなう。日本経済と韓国経済の変動に関する4変数モデルの予測誤差の分散分解の結果は、それぞれ（第6表）と（第7表）に整理されている。まず日本経済への影響としては、日本金融政策ショックの寄与率は、1期目の0.1%から3期後には1.32%へ増加し、それ以降は12期後まで1.45%前後を維持している。韓国金融政策ショックの寄与率は、1期目の6.54%から12期後（1年後）の9.55%まで連続的に増加している。また金融政策以外では、韓国経済ショックが2期目には3.22%、それ以降は2.9%弱の影響を日本経済の変動に与えていることがわかる（第6表）。続いて韓国経済への影響として、韓国金融政策ショックの寄与率は、1期目の1.59%、2期後には3.07%まで上昇し、それ以降は12期後まで連続的に3.3%前後となっている。日本金融政策ショックの寄与率は、1期目の3.58%から3期後以降は12期後ま

第6表 日本経済に対する相対的寄与度
（予測誤差の分散分解③）

	K-policy	J-policy1	Korea	Japan
1期後	6.54	0.10	0.08	93.28
2期後	8.38	0.09	3.22	88.31
3期後	8.61	1.32	2.89	87.18
4期後	9.17	1.38	2.84	86.60
5期後	9.39	1.45	2.87	86.29
6期後	9.49	1.45	2.86	86.20
12期後	9.55	1.45	2.86	86.14

注) 数値は%。

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④）

	K-policy	J-policy1	Korea	Japan
1期後	1.59	3.58	94.84	0.00
2期後	3.07	3.55	93.38	0.81
3期後	3.31	4.24	91.06	1.40
4期後	3.27	4.22	90.17	2.34
5期後	3.27	4.22	89.92	2.58
6期後	3.27	4.22	89.83	2.68
12期後	3.27	4.22	89.77	2.74

注) 数値は%。

で4.2%強で推移している。また金融政策以外では、日本経済ショックが、1期目の0%から2期目以降は0.81%から2.74%と12期後まで連続して上昇している(第7表)。分散分解の結果は、5変数VARモデルと比べて、日本の金融政策の寄与率が日本経済に対しては低下し韓国経済に対しては上昇しているが、趨勢としては(D-KP、D-JP1、D-JP2、D-Korea、D-Japan)5変数VARモデルで得られたものと整合的であるといえる。以上の追加的な検証により、インパルス反応関数の形状分析と併せて本稿の構築した5変数VARモデルの頑健性が再確認された。

5. まとめ

(1) 分析結果

本稿では、2010年代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、韓国レボ・レート(KP)、日本コール・レート(JP1)、日本ベース・マネー(JP2)、韓国鉱工業生産指数(Korea)、日本鉱工業生産指数(Japan)の5変数が各々単位根を持つI(1)系列であることを確認した上で、(D-KP、D-JP1、D-JP2、D-Korea、D-Japan)5変数VARモデルを用いて検証した。

そして、まずグレンジャー因果性検定から、D-KoreaからはD-Japanへ1%の有意性で、D-KPからはD-KoreaとD-Japanへ1%の有意性で、D-JP1からはD-Japanへ1%、D-Koreaへ10%の有意性で、グレンジャーの意味での因果性が検出された。すなわち、韓国経済からは日本経済へ、韓国金融政策からは韓国経済と日本経済へ、日本金融政策からは日本経済と韓国経済へ、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5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、韓国経済は1期目に上昇した後、第2期に有意に下降する反応をしていること、日本経済は1期目から2期目に有意に上昇した後、第10期まで収束に向かいながらも増加を続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、日本経済は2期目には下降するが、3期目には反動がみられ5期以降は収束に向かっていること、韓国経済は1期目に有意に減少した後、2期から4期目まで増加していることが示された。さらに、韓国の実体経済ショックに対しては、韓国経済は1期目に大きく有意に正の反応をした後、2期目には有意に負の反応を3期目からは収束すること、日本経済は2期目に正の反応を示した以降はほぼ影響を受けないことが示された。そして、日本の実体経済ショックに対して、日本経済は1期目に有意に大きく正の反応をした後、2期目には有意に負の3期目は有意に正の反応(さらに4期目には負、5期目には正の反応)をという波動状の影響を受けること、韓国経済は3・5期目には正の4期目には負の影響を受けることが明らかになった。

最後に予測誤差の分散分解から、日本経済の自己ショックを除けば、2000年代の日本経済の

変動に最も大きな影響を与えていたのは韓国の金融政策（8～10%）であり、日本の金融政策（2～5%弱）の日本経済への寄与率よりも大きいことが明らかになった。また、韓国経済の変動に対しては、日本の金融政策と韓国の金融政策がともに1～3%強の影響を与えていることが示された。また、日本経済と韓国経済は、それぞれの変動ショックが相手国の経済に対して概ね3%弱の影響を与えあっていることも明らかになった。

（2）結論と課題

以上の本稿の分析から、明らかになった重要な検証結果をまとめる。まず一つ目として、日本と韓国の実体経済間の関係について。本稿のおこなったグレンジャー因果性検定では、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った。VARモデルにおける予測誤差の分散分解では、双方が相手国の経済へ3%弱の影響を与え合っているという検証結果であったが、グレンジャー因果性検定の結果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、後者から前者への因果性（先行性）があることが示唆される。このことは、先行研究の高橋・古屋〔2006〕の検証結果と整合的である。経済規模がGDP比で約5倍以上ある日本経済の方が韓国経済の影響を受ける側であることは奇異ではあるが²⁷⁾、その理由としては、日本の輸出依存度（輸出・GDP比率）が約11～16%なのに比して韓国の輸出依存度が約33～45%もあることなどから²⁸⁾、韓国経済の影響とはすなわち世界経済（≡アメリカ経済）の影響であり、韓国経済はそれを伝える経路にすぎないという可能性も推測される。

二つ目として、2000年代の日本経済の変動要因として極めて大きいのが韓国の金融政策（レポ・レートの変動）であることが明らかになったことが挙げられる。まず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、日本経済は金融政策ショック10期後まで収束に向かいながらも正の影響を受けつづけること、次に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8～10%を占めていること、が示された。このことが重要なのは、韓国銀行の金融緩和政策が、日本経済に下降圧力をかけているということになるからである。事実、金融緩和は通貨価値下落圧力を伴うが、こうした円高・ウォン安を背景に韓国企業が自動車・造船・電機などの各分野で日本企業のシェアを奪うという現象がおきているとされる²⁹⁾。これはすなわち韓国政府・通貨当局による近隣窮乏化政策（beggar-thy-neighbor policy）に他ならない。そのような意味で、共通の金融政策が必要とされる将来の東アジア共通通貨構想などは、韓国通貨当局の意識の上でも未だ遙か遠い存在であるのは明白であろう。一方で、日本の金融政策が韓国経済の変動要因としてそれほど大きくならなかったのは、韓国の政策金利（レポ・レート）の変動幅（2～5.5%）に比して、日本の政策金利（コール・レート）の変動幅（0～0.5%）がゼロ金利政策時代も含めて極めて限定されていたことなどによるのかもしれない。

最後に、本稿に残されたいいくつかの課題について。まず、VAR分析の手法自体が、変数とその過去の値によって変数間の相互依存関係を明示することを目的としていることから、本稿が検証した各変数間の関係性に経済理論的な背景があるわけではない。つまり、VARモデル分析によって明らかになった、韓国鉱工業生産指数から日本鉱工業生産指数や、韓国レポ・レートから日本鉱工業生産指数という因果関係や変動の影響は各変数の現在と過去の値によって説明されたものに過ぎないという限界がある。

次に、日本・韓国両国の経済に影響を与えると考えられる為替レート・財政政策変数・資本移動・貿易額などの変数を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多くの部分は自己ショックとしてしか現れ得なかった。また、アメリカや中国など、日韓両国の経済に影響を与えているであろう外的要因についても捨象している。これらの課題については、変数を変えた他のVARモデルを構築するなど、さらなる追加的な検証が必要であろう。

そして最後に、サンプル期間の問題がある。本稿では2000年代10年間を通じた考察を目的としていることから、2001年1月から2010年12月までの月次データを用いた検証をおこなっている。しかし、当該期間には2007年のサブプライム・ローン問題、2008年のリーマン・ショックを始めとして、いくつかの日本と韓国との間の経済関係において構造変化をもたらした可能性のある契機があった。本稿では立入ることが出来なかったが、期間内におけるチャウ・テスト (Chow Break-point test)、ステップワイズチャウ・テスト (N-Step Forecast test) などの構造変化の検証も必要であろう。いずれも今後の検討課題としたい。

注

* 本稿は、2011年2月22日に韓国テグにおいて開催された、慶北大学経済経営研究所主催の研究会での報告を加筆修正したものである。研究会で報告するにあたり、慶北大学校経商大学経済通商学部長 Chang Ji Sang 先生、同前学部長 Kyung Soo Chung 先生、Gyewan Moon 先生、Kim Hee Ho 先生、Shim Seung-Jin 先生、Kim Pansoo 先生に大変お世話になるとともに、研究会では数多くの方に有益なコメントを頂戴した。この場を借りて深く御礼申し上げたい。もちろん、本稿に残存する問題点はすべて筆者の責任である。

- 1) この項の数値データ・叙述内容の多くは、外務省アジア大洋州局日韓経済室 [2011] に拠っている。
- 2) いずれも2010年のデータ。(ジェトロ: JETRO (日本貿易振興機構) ホームページより <http://www.jetro.go.jp/world/japan/stats/trade/>)。(2011年7月20日確認)
- 3) 『日本経済新聞』2011年7月17日。
- 4) 伊東 [2003] 他。
- 5) 景気動向指数ディフュージョン・インデックス (DI) は、景気動向を示す指数のことで、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。(内閣府ホームページ <http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/di.html>)
- 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2011年2月20日確認)。
 - ① ベース・マネー (日本) ……日本銀行ホームページ (<http://www.boj.or.jp>)

- ② コール・レート（日本）……日本銀行ホームページ（同上）
- ③ レボ・レート（韓国）……韓国銀行ホームページ（<http://www.bok.or.kr>）
- ④ 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>）
- ⑤ 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) 松浦・マッケンジー [2001]、p263-267他。
- 9) 単位根 (unit root) とは、自己回帰式の定常性の条件を決定する固有方程式の根が1であることである。
- 10) 襄谷 [2003]、p247。
- 11) 非定常系列には、単位根系列と発散系列があるが、経済変数としては発散系列は考えにくいので、ここでは定常性の検定として単位根検定をおこなう。
- 12) 単位根の概念、および ADF 検定・PP 検定などの単位根検定については、襄谷 [2003]、p376-429、松浦・マッケンジー [2001]、p229-261に詳しい。
- 13) 本稿では省略しているが、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。この PP 検定によっても、ほぼ同様の結果が検出された。
- 14) ラグ次数算出のための他の情報量として、LR (sequential modified LR test statistic) 基準などがある。なお、本稿の頑健性を高めるために SIC 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。
- 15) 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]、161ページ他。
- 16) 松浦・マッケンジー [2001]、271ページ他。
- 17) 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、(4)式はラグ 1 次のケースである。
- 18) 金森・荒・森口 [2001]、49ページ他。
- 19) 第 2 図・第 3 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。
- 20) 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])。
- 21) VAR モデルに含まれる 5 変数の順序を変えておこなった複数の検証 (D-KP、D-JP2、D-JP1、D-Korea、D-Japan など) においても、インパルス反応関数の形状および後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。
- 22) 第 2 図・第 3 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) のショックのフローの反応だけでなく、韓国の金融政策・日本の金融政策 (金利・貨幣ストック) 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関数を表したものである。
- 23) なお、VAR モデルを構築する各変数は、既述の通り定常性を前提としているため、本稿の分析でも長期的にショックはゼロに収束している。
- 24) このことは、D-JP2 から D-KP へと D-KP から D-JP2 の因果関係が見られないというグレンジャー因果性検証の結果と整合的である (第 3 表)。ただし、レボ・レートはベース・マネーの上昇ショックに対して 2~4 期まで僅かに負の反応を示している (第 2 図)。
- 25) 二つの政策 (金利と貨幣量) を合算すると、日本の金融政策は日本経済の変動について 5~7% 弱の影響を与えていると考えることも出来るが、グレンジャー因果性テストにおいては、ベース・マネーは日本鉱工業生産指数への因果性は有意に検出されなかったことから (第 3 表)、ここではどちらか片方だけの寄与率を考え

ている。

26) 1期目の影響は0.11%とネグレジブルである。

27) 2008年のGDPは、それぞれ9291億ドル(韓国)、4兆9093億ドル(日本)であった。外務省アジア大洋州局日韓経済室 [2011]。

28) 日本の輸出・GDP比率は、2005年13.1%、2006年14.9%、2007年16.0%、2008年16.1%、2009年11.4%。韓国の輸出・GDP比率は、2005年33.7%、2006年34.2%、2007年35.4%、2008年45.3%、2009年43.4%。総務省統計局・政策統括官(統計基準担当)・統計研修所(日本)ホームページより(2011年2月20日確認)。

29) 特に2011年からは、EUとの間のFTA(自由貿易協定)発効などで追い風に乗る韓国企業(サムスン電子:電機、サムスン重工:造船、現代:自動車)が、円高・ウォン安、3月の東日本大震災の影響、高い法人税実行税率などで負担を背負う日本企業のシェアを奪う状態になっている(『日本経済新聞』2011年7月17日)。

〈参考文献〉

伊東和久 [2003] 「アジア通貨危機後の東アジアの国際金融協力」『季刊 国際貿易と投資』No. 54 財団法人国際貿易投資研究所。

外務省アジア大洋州局日韓経済室 [2011] 『韓国経済と日韓経済関係』

金森久雄・荒憲治郎・森口親司編 [2001] 『経済辞典第3版』有斐閣。

総務省統計研修所編 [2008] 『第57回 日本統計年鑑 平成20年』総務省統計局。

高橋克秀・古屋秀樹 [2006] 「東アジア景気の相互連関—一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。

鄭東憲 [1994] 「韓国金融政策の中間目標に関する考察」『関西学院経済学研究』第25号 pp101-121。

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、pp 3-11。

根岸紳・鄭東憲 [2007] 「韓国と日本の景気指数—一時差相関係数の計測—」『経済学論究』第61巻第2号 関西学院大学経済学部研究会、pp 1-12。

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。

畠中道雄 [1996] 『計量経済学の方法 改訂版』創文社。

福田慎一 [1996] 「東アジアにおける金融の自由化・国際化と日本の役割」『フィナンシャル・レビュー』February-1996 大蔵省財政金融研究所、pp 1-24。

細野薫・杉原茂・三平剛 [2001] 『金融政策の有効性と限界』東洋経済新報社。

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。

松林洋一 [2010] 『対外不均衡とマクロ経済—理論と実証—』東洋経済新報社。

藁谷千風彦 [2003] 『計量経済学 (第2版)』多賀出版。

和合肇・伴金美 [1999] 『TSP による経済データの分析 (第2版)』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*, ch.6, Routledge.

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

Lucas, R. E. Jr. 1976 "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in K. Brunner and A. H. Meltzer eds., *The Phillips Curve and Labor Markets*, Amsterdam, North-Holland.

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.

Sims, C. A. 1980 "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol.48.

〈ホームページ〉

韓国銀行ホームページ (<http://www.bok.or.kr>)

韓国統計庁ホームページ (<http://kosis.kr/eng/index/index.jsp>)

経済産業省（日本）ホームページ (<http://www.meti.go.jp>)

総務省統計局・政策統括官（統計基準担当）・統計研修所（日本）ホームページ (<http://www.stat.go.jp/index.htm>)

内閣府（日本）ホームページ (<http://www.cao.go.jp/index.html>)

日本銀行ホームページ (<http://www.boj.or.jp>)

日本貿易振興機構（ジェトロ）ホームページ (<http://www.jetro.go.jp/world/japan/stats/trade/>)