

『地域分析』 第56巻第2号
論文

東アジア貿易の構造的変移

渡邊 隆俊・岡田 義昭

目次

- I はじめに
 - II 分析モデルの概要
 - III 計量分析
 - IV 結び
- 注
参考文献

要旨

今日、ASEANを中心とする東アジア経済圏では、ダイナミックな企業活動の展開により経済構造に大きな変化が生じている。そこで本稿において、そうした変化を検証すべく、主要時系列統計データを基に「ベクトル自己回帰分析」を試みた。その結果、東アジア貿易の時遷的特色として、生産ネットワークの進展やパス・スルー率の低下により、為替レート変動などの価格要因に優先して世界需要や自国の景気動向など所得要因によって輸出入の決定される傾向にあることが明確に例証された。

キーワード

生産ネットワーク、パス・スルー率、為替レート弾力性、ベクトル自己回帰モデル、インパルス応答

最終稿：2017年12月 採択日：2018年1月

A Structural Change in the East-Asian Foreign Trade

【Abstract】

Nowadays, an economic structure is changing dramatically by developments of dynamic corporate activities in the East-Asian economic zone centering ASEAN. In this paper, we analyzed these phenomena by using “Vector Autoregression” based on Asian major economic time-series statistical data. It became clear that, as a periodical distinction of East-Asian foreign trade growth, exports/imports of that zone were determined mainly by income factors such as a world demand or business trends prior to price factors such as foreign exchange rate fluctuations, because of growing production network and the lowering pass-through rate of export/import prices.

I はじめに

A S E A Nが1967年に東南アジア主要5カ国によって設立されてから本年(2017年)で半世紀が経過した。その間、A S E A Nを中心とする東アジアは、“奇跡”と呼ばれるほどの成長と繁栄を遂げることに成功した。かくして、同地域は世界経済の成長センターとして刮目されるなど大きく発展し、また構造的にも著しい変貌を遂げた。生産ネットワークの構築と深化、市場別通貨建て価格設定型企業の割合増、通貨危機を契機とした新たな国際通貨制度への移行、リーマンショック後の大不況への対応、中国の台頭と国際秩序の再編成ないしは地政学的リスクの拡大、地域統合の促進とその枠組み作り等、発展と変貌の例示には事欠かない。

以下、東アジア経済圏の変遷を概観してみよう。

1 東アジアの貿易

a A S E A N

A S E A N(東南アジア諸国連合)がシンガポール、マレーシア、インドネシア、タイ、フィリピンの東南アジア主要5カ国によって1967年に設立されてから本年(2017年)で50年が経過した¹⁾。当初はベトナム戦争が継続中であり、同時に共産主義勢力を身内に抱えていたこともあって、国際紛争への対応など地域の安定と平和を目指した“政治協力”が主たる目的であった。しかしながら、1976年に第1回首脳会議が開催され、東南アジア友好協力条約(T A C)が採択されてからはこの半世紀でA S E A Nの域内協力関係は経済面を中心に進展した。今日ではA S E A Nは東アジアで最も深化した経済統合体となりつつある²⁾。こうした状況下でA S E A Nを始めとする東アジア経済圏は大きな構造転換を遂げた。

b 生産ネットワークの構築

1985年9月のプラザ合意以降円レートは米ドルに対して急速に増価した。それゆえ、米ドル建て取引を主体とする本邦企業の多くは輸出競争力の低下や生産コストの相対的な増加を懸念して、A S E A N他東アジアを中心に生産拠点を積極的に移転させた。その結果、東アジアでは、企業立地の最適化に基づく生産ネットワーク=工程間分業ネットワークないしは垂直的産業内分業ネットワークが形成された。すなわち、日本・N I E Sの各企業が高付加価値の部品・加工品を生産し、賃金が相対的に安価な中国・A S E A Nがそれら中間財を輸入して組み立て加工し、最終財・完成財として生産して欧米の最終消費地へ輸出するという図式である。こうした三角貿易構造の進展は、単に電気機械、家電、輸送機械、精密機械のような高技術集約的セクターのみならず、食料品、繊維、パルプ紙、化学、窯業土石、鉄鋼非鉄、雑貨・玩具に至るまで幅広い産業で確認された³⁾。

さらにまた1990年代後半になると、東アジアにおけるこれら生産ネットワークの既存の

型は徐々に変化し始める⁴⁾。例えば製造業、とりわけ高付加価値品の生産においては、最終製品の完成までに多段階の工程を経ることになるが、情報通信技術の発展により、各工程がたとえ物理的・地理的に離れていてもひとつの事業プロセスとして管理・統括することを可能とした。このため、ASEAN初め東アジアの多国籍企業は、モジュール化された生産工程単位ごとに規模の経済や立地の優位性を域内で追求し始めた。すなわち、企業や事業（ビジネス単位）といった生産主体を分解・再構成することにより、より生産性を上げるための経営手法として認識されることとなった。こうした生産工程単位、事業段階単位の国際分業システムは、「グローバル・バリュー・チェーン」として今日発展を遂げ、広範囲かつ複雑な高度のネットワークとして機能し続けてきている。加えて、一度国をまたいだ生産・取引ネットワークが構築されると関係性がロックインされ、大幅な価格変動や経済的危機が発生しても、他と新たなネットワークを構築するためにはサンクコストが高かったり、あるいはフラグメンテーションの精度や構築期間の点でより負担すべき費用が増えたりする懸念が残ることなどから、生産ネットワークはひとたび構築されると安定的且つ頑健であると言われている⁵⁾。しかも国際的ネットワークは、新興域外の先進国と結びついて初めて本格的に機能すると考えられている⁶⁾。かくして東アジアでは今や中国・ASEANには日系企業が約3万社進出して高度の生産ネットワークを構築し、より深化した産業集積を形成しつつ市場でのプレゼンスを高めている⁷⁾。

c パス・スルー率

近年、技術通信技術などの急速な進展により、各種規制の撤廃もあって経済のグローバル化が加速し、ヒト、モノ、カネ、技術などが地球的規模で大規模且つ短時間で取引されるようになった。したがって、技術に関する市場内伝播の速度は速まり、新技術が体化された製品に対する“差別化”を長期に亘って持続させることは著しく困難となった。その結果、市場におけるライバル企業との競争は激化し、各企業は市場での優位性を確保すべく価格・品質を含む全方位的競争力を強く意識することとなった。

一般に、世界の市場で利潤の最大化を図るべく合理的に行動する企業が最適価格を決定するに際し⁸⁾、貿易取引の建値（インボイス・カレンシー）や決済に対して生産者通貨建て（producers' currency pricing ; PCP）を選択するかあるいは市場別通貨建て（pricing-to-market ; PTM）を選択するかという「通貨建て選択」問題が重要となってくる⁹⁾。生産者通貨建てとは、企業が財サービスの輸出入に対して自国通貨により建値や取引・決済を行うものである。したがって、為替レートの変動はこの場合100%価格に転嫁（pass-through）され得るから、為替リスクは取引相手が負うこととなる。他方、市場別通貨建てとは、たとえ同一製品であっても企業は各国市場ごとにその国の通貨により建値や取引・決済を行うものである。したがって、場合によってはそれら企業は為替レート変動を輸出入価格にそのまま100%転嫁することなく、状況に応じて自社のマークアップ率を動かすことにより為替レート変動を吸収することもあり得る。かくして、東アジアの市場

で競争が激化すると、為替レート変動に伴う輸出入価格への即時的転嫁を抑制せざるを得なくなり、PCP型企业よりもPTM型企业の割合が高まることとなった。そうした傾向を支持する実証結果も今日数多く得られている¹⁰⁾。

d 為替レート弾力性の低下

ところで、生産ネットワーク内では国際間取引の値決めは一般的に予め定められた“社内レート”によってなされ、製品の国際間需給は全体的な生産計画によって決まることから市場での為替レート変動それ自身が自社の海外取引に及ぼす影響は極めて低い。また、為替レート変動による輸出入価格へのパス・スルー率が低下すると、当然のことながら為替レート変動による輸出入への影響度は弱まる。

かくして、ASEANを初めとする東アジアでは生産ネットワークの構築が高まり、また生産者通貨建て価格設定型企业よりも市場別通貨建て価格設定型企业の割合が増えることで為替レート変動による輸出入価格へのパス・スルー率も低下傾向にある実態から、為替レートの増価・減価に伴う輸出入への影響度は弱まっている、すなわち輸出入の為替レート弾力性は低下していると考えられる。

2 本稿のねらいと構成

a 本稿のねらい

以上のごとく、東アジアにおけるダイナミックな企業活動の時遷的変移により、為替レートの変動による輸出入への影響度は弱まりつつあると考えられる。こうした東アジアにおける輸出入の価格弾力性低下仮説を検証するために、本稿では、ベクトル自己回帰モデルを用いて実証分析を試みる。すなわち、経済システムを構成する複数の変数間のラグ構造を加味した相互依存関係に着目し、各変数の構造ショック増に対する経済システム全体の独立した動学的波及過程を明示的に導くことで、東アジアにおける為替レート変動を中心とする価格弾力性低下の実態を検証する。

本稿では、これらベクトル自己回帰モデルのうち、分析対象の期間を通じて係数や構造ショック分散の推定値が固定したままの固定パラメータ・ベクトル自己回帰モデルと、係数ならびに構造ショックの分散が時間を通じて変化する時変パラメータ・ベクトル自己回帰モデルを採用する。そして、特に後者のモデルを貿易構造変化の著しい日本の事例に適用する。

b 本稿の構成

まず第II章では、本稿で採用された分析フレームワークである固定パラメータ・ベクトル自己回帰モデルならびに時変パラメータ・ベクトル自己回帰モデルの概要が示される。ついで第III章で、時系列データの説明、ベクトル自己回帰モデルの推計結果とインパルス応答、ならびに東アジア貿易の時遷的特色が提示される。かくして、ベクトル自己回帰モデルに基づく推計結果の含意と東アジア貿易の変移の実相が本稿で明らかにされる。

II 分析モデルの概要

東アジアにおける経済貿易動向を計量的に検証するために、本稿では固定パラメータ・ベクトル自己回帰モデルならびに時変パラメータ・ベクトル自己回帰モデルを用いるが、両分析モデルの概要を示せば以下のごとくである。

1 固定パラメータ・ベクトル自己回帰モデル¹⁾

a 構造 VAR

いま k 個の変数から構成される経済を考える。 k 次元 (列) ベクトル $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})'$ を k 種類の経済変数、同じく k 次元 (列) ベクトル $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{kt})'$ を k 種類の構造ショック (ないしはイノベーション) とすれば、構造 VAR は過去 p 期の変数ベクトルと今期の構造ショック (攪乱項) ベクトルの和として、

$$(1) \quad B_0 X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

と表現できる。ここで、 $k \times k$ 係数行列 B_i ($i=1, 2, \dots, p$) は変数間の内生的な相互依存関係を示しており、経済学的に全体構造が解釈可能という意味で構造モデルと称される。また、攪乱項ベクトル ε_t は、

$$(2) \quad E(\varepsilon_t) = 0$$

$$\text{var}(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma_\varepsilon (k \times k)$$

$$\text{cov}(\varepsilon_t \varepsilon_s) = E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0 \quad (t \neq s)$$

という性質を有するものと仮定する。ここで共分散行列 Σ_ε は一般に非対角行列である。さらにこれら攪乱項ベクトル ε_t が正規分布に従うものとするれば、最尤推定法が適用できて、これより上述各パラメータを求めることができる。さらに (1) 式にラグ・オペレータ L を適用すれば、

$$(3) \quad B(L)X_t = \varepsilon_t$$

となる。ただし、 $B(L) = B_0 - B_1 L - \dots - B_p L^p$ なる L の p 次多項式である。

つぎに構造モデルの識別問題を議論するために、VAR の別表現形式であるベクトル移動平均 (vector moving average; VMA) モデルを考える。すなわち、有限のラグ次数 (e.g. p 次) を持つ定常的な (1) 式ないしは (3) 式の構造 VAR は、右辺に逐次代入を繰り返すことにより、現在および過去の k 次元構造ショック・ベクトル (i.e. k 個の攪乱項) のみで説明される構造 VMA(∞)モデルに変換できる。したがって、(1) 式ないしは (3) 式は、

$$(4) \quad X_t = D_0 \varepsilon_t + D_1 \varepsilon_{t-1} + D_2 \varepsilon_{t-2} \dots$$

または

$$(5) \quad X_t = D(L)\varepsilon_t$$

と書ける。ただし、 L はラグ・オペレータで、 $D(L) = D_0 + D_1L + D_2L^2 + \dots$ であり、 D_j ($j = 0, 1, 2, \dots$)は $k \times k$ の係数行列である。

b 識別制約問題

p 次の構造 VAR である (1) 式に対応する誘導形 VAR は

$$(6) \quad X_t = A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \dots + A_pX_{t-p} + u_t$$

または

$$(7) \quad A(L)X_t = u_t$$

$$\text{ただし、} A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$$

と表せる。(6) 式において、係数行列 A_i は、 $A_i = B_0^{-1}B_i$ ($i = 1, 2, \dots, p$) である。また、 u_t は誘導形の誤差項ベクトルで、 $u_t = B_0^{-1}\varepsilon_t$ であり、更に u_t の共分散行列は、 $\Sigma_u = B_0^{-1}\Sigma_\varepsilon(B_0^{-1})'$ (ただし行列 $[\]'$ は転置行列を表す) である。(6) 式の誘導形 VAR は構造モデルと同様にして、

つぎのような誘導形 VMA モデルに変換できる。すなわち、

$$(8) \quad X_t = u_t + C_1u_{t-1} + C_2u_{t-2} + \dots$$

または

$$(9) \quad X_t = C(L)u_t$$

$$\text{ただし、} C(L) = I + C_1L + C_2L^2 + \dots$$

である。

ところで、(6) 式の誘導形 VAR に関する最小二乗推定量 (OLS) は (1) 式の最尤推定量に漸近的に一致することが知られている²⁾。したがって、標本期間が十分大きいとき、この大標本特性を生かして先ず OLS により (6) 式の誘導形モデルを求め、次いで一定の識別制約を課すことにより (1) 式の構造モデルを確定することが可能となる。いま誘導形モデルから構造モデルへの変換行列 R ($k \times k$) を導入し、さらに構造ショック・ベクトル ε_t は直交化され、且つ

$$(10) \quad \Sigma_\varepsilon = I \quad (I: \text{単位行列})$$

と仮定しておく。すると誘導形 VMA モデル (9) 式は、

$$(11) \quad \begin{aligned} X_t &= C(L)u_t \\ &= C(L)RR^{-1}u_t \\ &= D(L)\varepsilon_t \end{aligned}$$

と変換できる。ここで $\varepsilon_t = R^{-1}u_t$ なので、(10) 式を考慮すれば、

$$(12) \quad \Sigma_\varepsilon = R^{-1}\Sigma_u(R^{-1})' = I$$

となるから、

$$(13) \quad \Sigma_u = RR'$$

という条件式が求まる。この Σ_u は対称行列なので、(13)式は $k(k+1)/2$ 個の独立した条件式を提供するから、更に $k(k-1)/2$ 個の条件式が追加されれば変換行列 R の k^2 個の要素は全て一意的に確定する。これにより、誘導形モデルの推計値 (i. e. $A(L)$ の係数ならびに誤差項ベクトル u_t) は構造モデルにおける $B(L)$ の係数ならびに構造ショック・ベクトル ε_t の時系列を与えることになる。かくして、変換行列 R に与える追加条件を種々検討することが「識別制約問題」と称され、これら作業により OLS による誘導形モデルの推計値から経済学的に全体系の解釈が可能な構造 VAR を確定することが可能となる。

c 短期 (同時点) 制約

識別制約のうち、短期 (同時点) 制約とは構造 VAR の係数行列 B_0 に対して制約を課すものである。すなわち、 k 次元変数ベクトル $X_{t-i} = (x_{1,t-i}, x_{2,t-i}, \dots, x_{k,t-i})'$ ($i = 0, 1, 2, \dots, p$) の同時点間 (i. e. t 期中) における相互依存関係のみに着目し、① x_1 は他の変数と独立して決定される、② x_2 は x_1 のみに依存して決まる、③ x_3 は x_1, x_2 に依存して決まる、…と、変数間の依存関係を逐次的に拡張していくものとする。すると係数行列 B_0 は下三角行列となるから逆行列 B_0^{-1} も下三角行列となり、また(6)式、(10)式、ならびに(13)式より $B_0^{-1} = R$ であるから R も下三角行列となって、 R の各要素は過不足なく一意的に決まる³⁾。かくしてここに構造 VAR は適度に識別可能となる⁴⁾。

2 時変パラメータ・ベクトル自己回帰モデル⁵⁾

a TVP-VAR

いま k 個の変数から構成される経済を考える。 k 次元 (列) ベクトル $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$ を k 種類の経済変数ベクトル、同じく k 次元 (列) ベクトル $c_t = (c_{1t}, c_{2t}, \dots, c_{kt})'$ を時変定数項ベクトル、 k 次元 (列) ベクトル $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{kt})'$ を誤差項ベクトルとし、ただし誤差項ベクトル u_t は、平均がゼロ、時変共分散行列が Ω_t の k 変量正規分布に従うものとする。すると、今期の変数ベクトル y_t に対し、以下のような過去 p 期の変数ベクトルと今期の時変定数項ベクトルならびに誤差項ベクトルの和として時変パラメータ・ベクトル自己回帰モデル (TVP-VAR) が導ける。

$$(14) \quad y_t = c_t + B_{1t}y_{t-1} + B_{2t}y_{t-2} + \dots + B_{pt}X_{t-p} + u_t$$

$$u_t \sim N(0, \Omega_t)$$

$$t = p+1, p+2, \dots, n$$

ここで、 $k \times k$ -行列 B_i ($i = 1, 2, \dots, p$) は時変係数行列を表し、時間の経過とともに変化する変数間の内生的な相互依存関係を示している。

通常、時変共分散行列 Ω_t は定値正符号実対称行列であるゆえ、コレスキー分解⁶⁾によって以下のごとく展開できる⁷⁾。

$$(15) \quad \Omega_t = R_t \Sigma_t \Sigma_t' R_t'$$

$$\text{ただし、 } R_t^{-1} \equiv A_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{pt} & \cdots & a_{p,p-1,t} & 1 \end{pmatrix}$$

$$\Sigma_t = \begin{pmatrix} \sigma_{1t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_{pt} \end{pmatrix}$$

ここで σ_{it}^2 は変数 i に関する構造ショックの時変分散、 a_{ji} は変数 j の構造ショックが変数 i に与える時変同時相関パラメータである。

つぎに、行列 $[c_t, B_{1t}, B_{2t}, \dots, B_{pt}]$ の各要素を行ごとに 1 列に並べた $(k(1+pk) \times 1)$ ベクトルを β_t と置く。さらに $X_t = I_k \otimes (1, y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_{t-p})$ (ただし、 I_k は $k \times k$ の単位行列、 \otimes はクロネッカー積) と定義すると、(14) 式・(15) 式は

$$(16) \quad y_t = X_t \beta_t + R_t \Sigma_t e_t$$

$$e_t \sim N(0, I_k)$$

と行列表示ができる。ここで $e_t = (e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{kt})'$ は基準化された構造ショックである。

b 時変パラメータ

A_t の下三角成分を行ごとに一列に並べたベクトルを $a_t = (a_{21t}, a_{31t}, a_{32t}, a_{41t}, \dots, a_{k,k-1,t})'$ と置く。また、 Σ_t の対角成分を $h_{it} = \ln \sigma_{it}^2$ と変換したうえで一列に並べ、このベクトルを $h_t = (h_{1t}, h_{2t}, \dots, h_{kt})'$ と定義する。かくして、TVP-VAR モデルにおける時変パラメータは (β_t, a_t, h_t) となる。

ここで、これら時変パラメータはランダム・ウォークに従うと仮定する。すなわち、

$$(17) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \varepsilon_t^\beta$$

$$a_t = a_{t-1} + \varepsilon_t^a$$

$$h_t = h_{t-1} + \varepsilon_t^h$$

$$\text{ただし、 } \begin{pmatrix} e_t \\ \varepsilon_t^\beta \\ \varepsilon_t^a \\ \varepsilon_t^h \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I_k & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{pmatrix} \right)$$

$$t = p+1, p+2, \dots, n$$

である。

c 逐次的識別制約

上述した (15) 式のコレスキー分解は、固定パラメータ VAR における識別方法の一つである逐次的制約に相当する。一般に VAR 分析において、互いに直交化された各構造ショック

クが経済全体へそれぞれ独立していかなる動学的な影響を及ぼすかという側面を把握することは主要な研究題目である。その際、固定パラメータ VAR において、誘導形モデルに対する最小二乗法や最尤法の推計量から構造モデルへ変換して経済学的解釈を可能とするためには、構造モデルにおける今期の変数ベクトルに係る係数行列を確定する必要があった。経済変数が k 個のとき、 $k \times k$ の構造ショック共分散行列は対称行列なので、さらに $k(k-1)/2$ 本の独立した条件式の追加を要する。これに対し、シムズ⁸⁾は、変数間の依存関係の“逐次的”拡大を意味するところの係数行列の「下三角行列化」を提案した。実際の計算ではコレスキー分解によって識別に必要な係数行列を直接導出する。本 TVP-VAR においても、変数間の“逐次的”依存関係を仮定して「コレスキー順序」を決め、コレスキー分解による時変共分散行列の下三角行列化が図られる。これにより、VAR 本来の分析目的であるところの構造ショック e_t による経済全体への各々独立した動学的影響をそのインパルス応答結果より導くことが可能となる。

d アルゴリズム

以上のような TVP-VAR モデルに対し、時系列データを基に時変パラメータ (β_t, a_t, h_t) の推計がなされる。構造ショックの分散が一定の場合はカルマン・フィルター・アルゴリズムを用いつつ最尤法によって推定されるが、本モデルのごとく構造ショックの分散が時变的な非線形の場合、ベイズ推定法の枠組みにおけるマルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法によって推定されるのが一般的である。すなわち、MCMC 法とは、まず事前分布を設定し、ついでマルコフ連鎖と呼ばれる確率過程の性質を利用して事後分布から確率標本 (モンテカルロ標本) を生成した後、これらサンプリングされた値を用いて未知パラメータを求める、という一連の手続きである⁹⁾。サンプリングのアルゴリズムとしては、メトロポリス-ヘイスティングス・アルゴリズム、データ拡大法、ギブス・サンプラーなどが利用される。

III 計量分析

本章において、ASEAN主要5カ国（シンガポール、マレーシア、インドネシア、タイ、フィリピン）ならびに日本の“東アジア経済圏”貿易構造に関し、いかなる要因が相互に影響を及ぼし合い、またそれら要因が時間の経過とともにどのように推移してきたかをベクトル自己回帰モデルを用いて検証する。

1 時系列統計データ

a 採用データ

一般に、一国の輸出は世界の財サービス需要（＝所得要因）と為替レートないしは自国輸出価格の対世界輸出価格比など（＝価格要因）によって決定され、他方、輸入は同じく自国の財サービス需要ならびに為替レートないしは自国輸入価格の対世界輸入価格比等によって決定されると考えられる¹⁾。したがって、本計量分析では、日本、シンガポール、マレーシア、インドネシア、タイ、フィリピンの東アジア6カ国に対して以下のような時系列統計データを採用する。データソースはIMF（2017）、*International Financial Statistics*, CD-ROM, June 2017であり、また推計期間は1980年第1四半期以降最近時点までの凡そ148期とする。

輸出：

e ：実質実効為替レート指数

x ：通関ベース輸出数量指数

w ：世界輸入数量指数

輸入：

e ：実質実効為替レート指数

m ：通関ベース輸入数量指数

y ：実質GDP指数

実質実効為替レートを除く各データに関しては、四半期原数値をセンサス X12-ARIMAにより季節調整を施し、さらにすべての数値の前期比を採る。指数は2010=100.0である。

ただしマレーシアにおいては1980Q1～1987Q4まで四半期ベース実質GDPが利用できないことから鉱工業生産指数を同期間に対し用いる。また、通関輸出入数量に関しても全期間に亘って利用できないことから、輸出数量に対しては自国通貨建て通関輸出価額を生産者物価指数で、また輸入数量に対しては同じく自国通貨建て通関輸入価額を消費者物価指数でそれぞれデフレートする。

タイでは実効為替レートが名目値・実質値ともに利用できないことから、タイ・パーツの対米ドル名目オフィシャル為替レートを採用する²⁾。そして自国通貨たるタイ・パーツに

対してはタイ国消費者物価指数で、外国通貨たる米ドルに対しては米国消費者物価指数により実質化する。また、1980Q1～1992Q4の間は四半期ベース実質GDPが利用できないことから、その間、四半期ベースのマネーマーケット・レートを基に実質GDP前年比を各四半期前期比増減率に配分する³⁾。

インドネシアではタイ同様、実効為替レートが名目値・実質値ともに利用できないことから、インドネシア・ルピアの対米ドル名目市場為替レートを採用する。そしてインドネシア・ルピアに対してはインドネシア消費者物価指数で、米ドルに対しては米国消費者物価指数により実質化する。また、通関輸出入数量に関しても全期間に亘って利用できないことから、輸出数量に対しては自国通貨建て通関輸出価額を卸売物価指数で、また輸入数量に対しては同じく自国通貨建て通関輸入価額を消費者物価指数でそれぞれデフレートする。さらに1980Q1～1996Q4まで四半期ベース実質GDPが利用できないことから製造業生産指数を同期間に対し用いる。

フィリピンにおいては、通関輸出入数量が全期間に亘って利用できないことから、自国通貨建て通関輸出価額を消費者物価指数⁴⁾で、また自国通貨建て通関輸入価額を消費者物価指数でそれぞれデフレートする。

b 単位根検定

各国のこれら変数に対し、拡張 Dickey=Fuller 単位根検定（定数あり・確定トレンドなし；ラグ次数は Schwarz 情報基準により自動的に決定）ならびに Phillips=Perron 単位根検定（定数あり・確定トレンドなし；Newey-West バンド幅自動選択）を施すと、いずれもレベル変数は定常時系列変数、すなわち $I(0)$ であることが1%の有意水準で確かめられる。

かくして、本 TVP-VAR ならびに FP-VAR に対する時系列統計データとして、輸出に関しては (w, e, x) の3変数を採用する。また輸入に関しても同様に (y, e, m) の3変数を採用する。

2 推計結果

日本に対しては時変パラメータベクトル自己回帰モデルを、また ASEAN 主要5カ国に対しては固定パラメータ自己回帰モデル (FP-VAR) を用いて分析する。

a 日本

まず日本の輸出に関し、上述時系列統計データ (w, e, x) を基に MCMC 計算を行うと、時変パラメータ $(\tilde{\beta}_t, \tilde{a}_t, \tilde{h}_t)$ に関して第1表のような推計結果を得る。第1表は時変パラメータに関する事後分布の平均、標準誤差、95%信頼区間、Geweke の収束判定法、収束効率性を各々表示している。ここでラグ次数に関しては、FP-VAR の推計値に対する赤池情報量基準 (AIC)、シュワルツ情報量基準 (SIC)、ハナン-キン情報量基準 (HQIC) などのラグ判定基準に基づき、3期とした。TVP-VAR の MCMC 法アルゴリズムにおいては、最初の3,000個を初期値に依存する稼動検査 (burn-in) 期間として捨て、その後の30,000個の標本を事後分布から

の標本と考える採用する。第1図は、各パラメータの標本コレログラム（上段）、標本経路（中段）、事後確率密度関数（下段）を表示している。このうち、標本コレログラムからいずれも標本自己相関は一定速度で減衰しており、したがって効率的にサンプリングしていることが見て取れる。また、標本経路も安定した動きで十分に状態空間全体を行き来していると見なされ得ることから不変分布に収束していると判定され、且つ各推計値が事後確率密度関数の中央近辺に来ていることも分かる。第1表を見ても、いずれのパラメータの Geweke 統計量に対して 10%の有意水準をもってしても「収束」帰無仮説を棄却し得ない。さらに各変数 (x, m, e, y, w) の時系列データを図示すると第2図のようになる。

つぎに日本の輸入関連時系列統計データ (y, e, m) を基に FP-VAR のラグ判定基準によりラグ次数を4期として同様のMCMC計算（サンプリング数=22,000個、最初の2,000個は稼働検査期間として棄却）を行うと、時変パラメータ $(\tilde{\beta}_t, \tilde{a}_t, \tilde{h}_t)$ に関して第2表のような推計結果を得る。これより第3図と併せサンプリングの収束性や効率性はともに良好と言える。

第1表 TVP-VAR推計結果：日本輸出

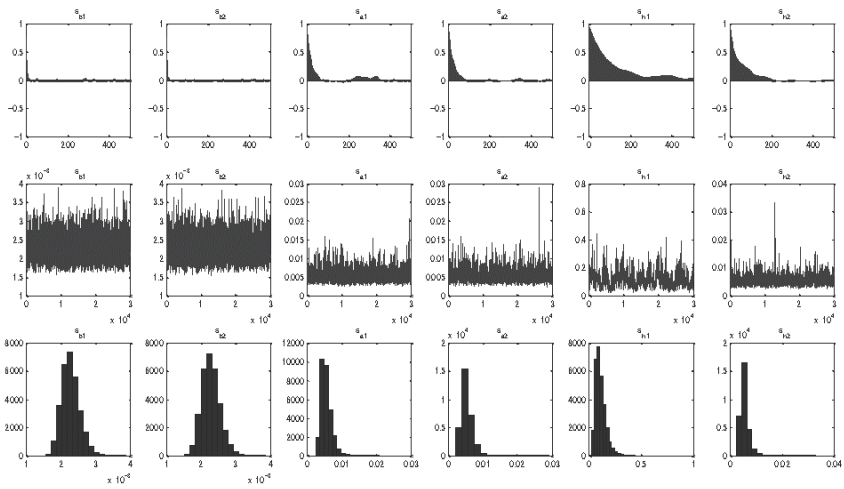
| Parameter | Mean | Stdev | 95%L | 95%U | Geweke | Inef. |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| sb1 | 0.0023 | 0.0003 | 0.0018 | 0.0029 | 0.827 | 6.99 |
| sb2 | 0.0023 | 0.0003 | 0.0018 | 0.0029 | 0.930 | 7.70 |
| sa1 | 0.0055 | 0.0016 | 0.0034 | 0.0092 | 0.229 | 34.95 |
| sa2 | 0.0055 | 0.0017 | 0.0033 | 0.0094 | 0.668 | 43.53 |
| sh1 | 0.1125 | 0.0517 | 0.0447 | 0.2455 | 0.172 | 142.37 |
| sh2 | 0.0056 | 0.0019 | 0.0034 | 0.0100 | 0.636 | 81.46 |

TVP-VAR model (Lag = 3)

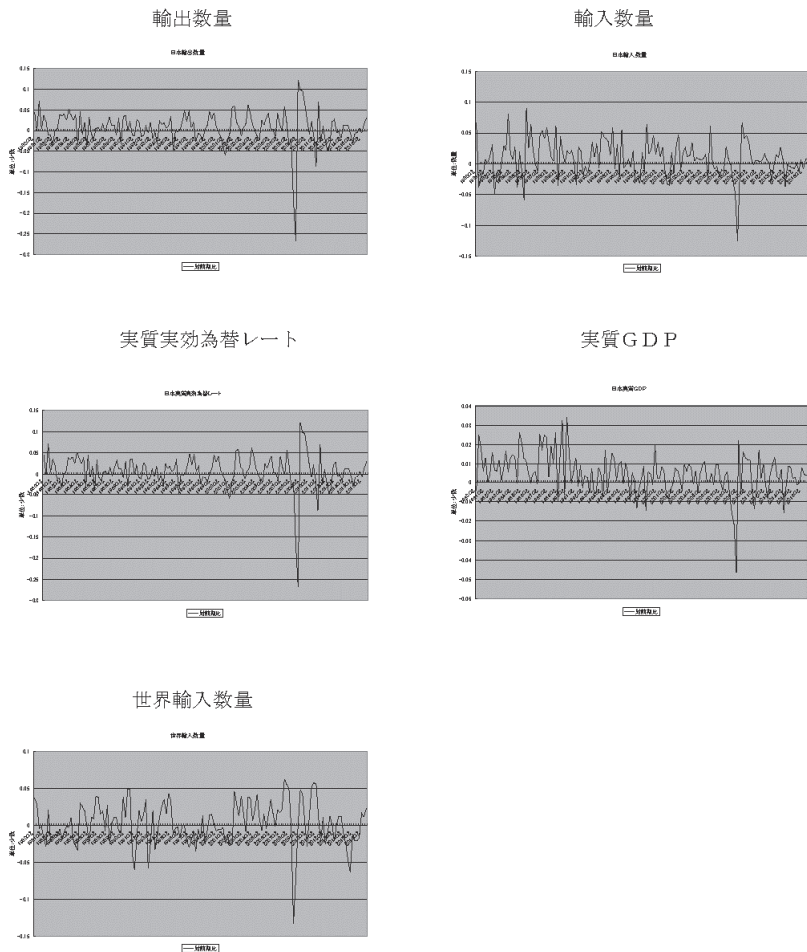
Iteration: 30000

Sigma(b): Diagonal

第1図 推計結果：輸出



第2図 時系列データ：日本



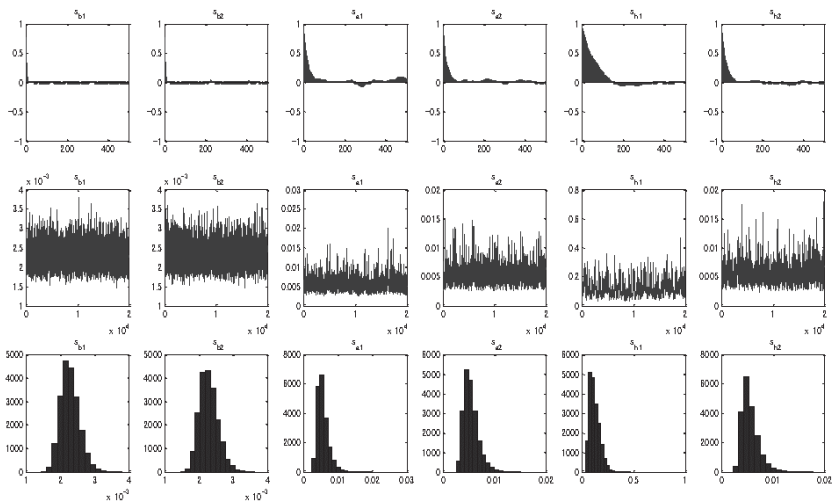
資料：IMF (2017)

第2表 TVP-VAR推計結果：日本輸入

| Parameter | Mean | Stdev | 95%L | 95%U | Geweke | Inef. |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|
| sb1 | 0.0023 | 0.0003 | 0.0018 | 0.0029 | 0.750 | 7.24 |
| sb2 | 0.0023 | 0.0003 | 0.0018 | 0.0029 | 0.414 | 5.71 |
| sa1 | 0.0056 | 0.0017 | 0.0034 | 0.0099 | 0.864 | 43.95 |
| sa2 | 0.0055 | 0.0015 | 0.0034 | 0.0092 | 0.355 | 42.44 |
| sh1 | 0.1203 | 0.0500 | 0.0501 | 0.2373 | 0.850 | 93.42 |
| sh2 | 0.0056 | 0.0016 | 0.0034 | 0.0097 | 0.818 | 44.95 |

TVP-VAR model (Lag = 4)
 Iteration: 20000
 Sigma(b): Diagonal

第3図 推計結果：輸入



b ASEAN

ASEAN主要5カ国に対し、各国の輸出関連時系列統計データ (w, e, x) ならび輸入関連時系列統計データ (y, e, m) を基に固定パラメータ自己回帰モデル (FP-VAR) を推計する。ただし、1997年7月の東アジア通貨危機を境にそれ以前と以後とでは各国の国際通貨体制や貿易構造が変化したことに鑑みて、推計期間を通貨危機前 (1980Q1~1997Q2) と通貨危機後 (1997Q3~2016Q4) とに分割する。

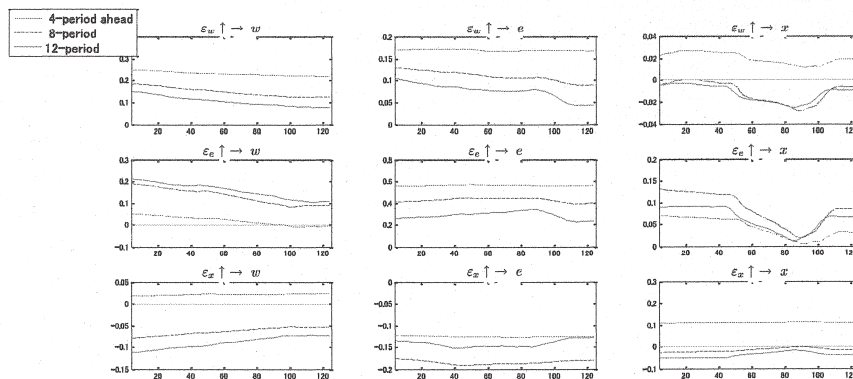
3 インパルス応答

ここで、TVP-VAR ならびに FP-VAR において各構造ショックの標準偏差が $+1\sigma_i$ ($i=1,2,3$) だけ増加したときの経済システム全体の動学経路を求めてみる。ただし、これらインパルス応答を計算するに当たっては、シムズの逐次的識別制約を前提にコレスキー順序を (w,e,x) ならびに (y,e,m) と設定する。

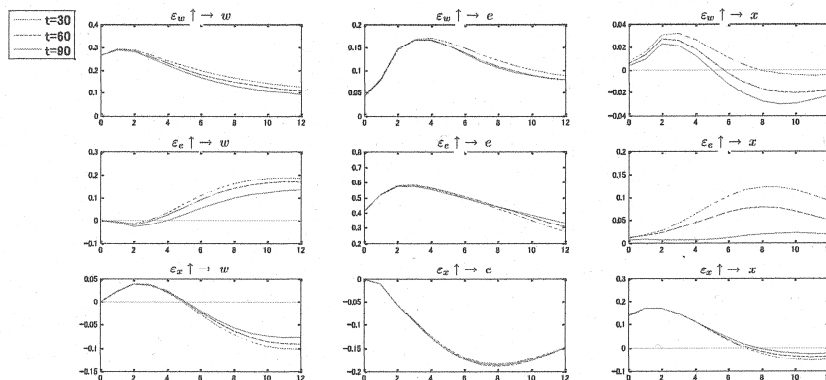
第4図は、日本の輸出においてイノベーション（衝撃）発生時から4四半期、8四半期、12四半期のインパルス応答を時期の経過に応じてそれぞれ示している。また、第5図は、同じく日本の輸出においてイノベーション発生時から12四半期までのインパルス応答を30期、60期、90期の各期について描いている。さらに第6図・第7図は、日本の輸入に関するインパルス応答をそれぞれ描いている。

加えて、第8図から第12図はASEAN主要5カ国の輸出ならびに輸入に関するFP-VARによる累積インパルス応答図である。

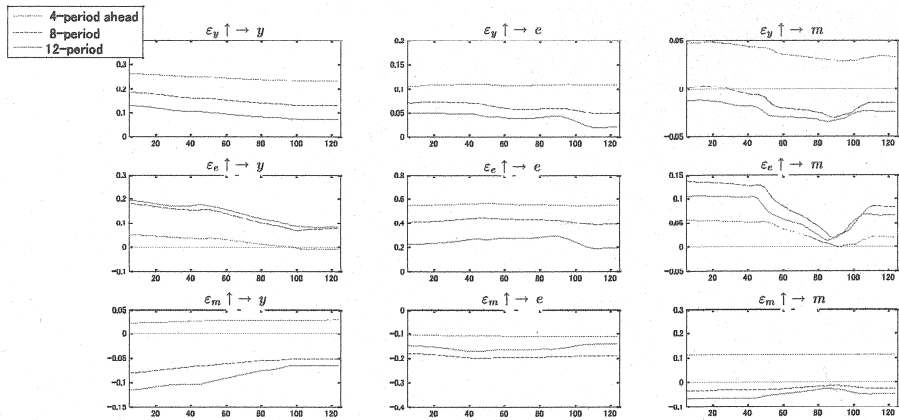
第4図 インパルス応答（1）：輸出



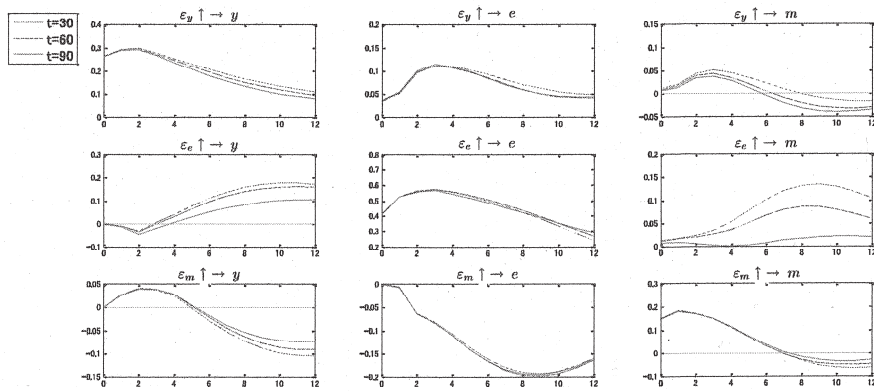
第5図 インパルス応答（2）：輸出



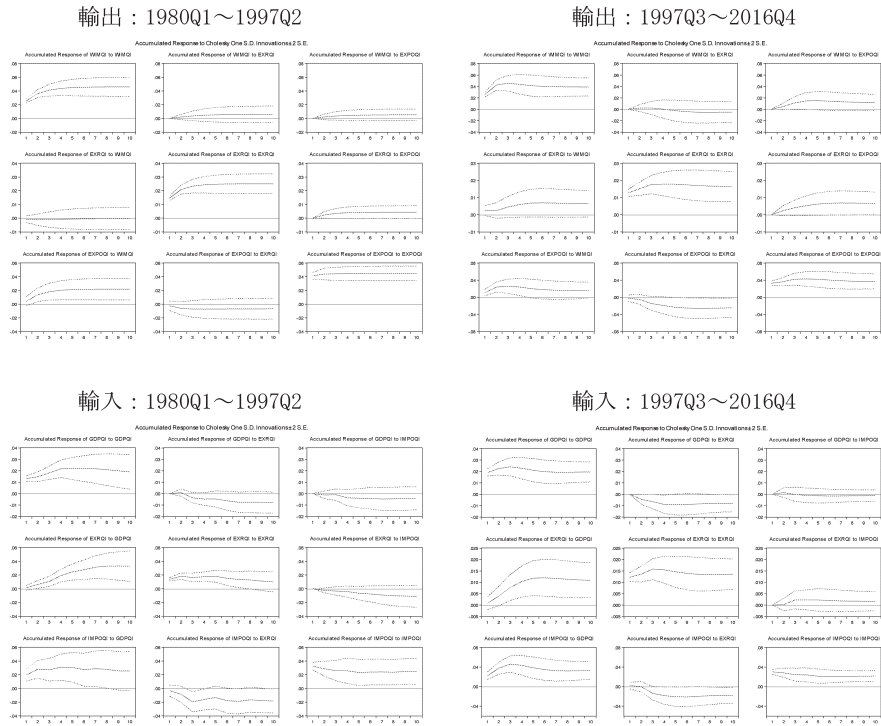
第6図 インパルス応答 (1) : 輸入



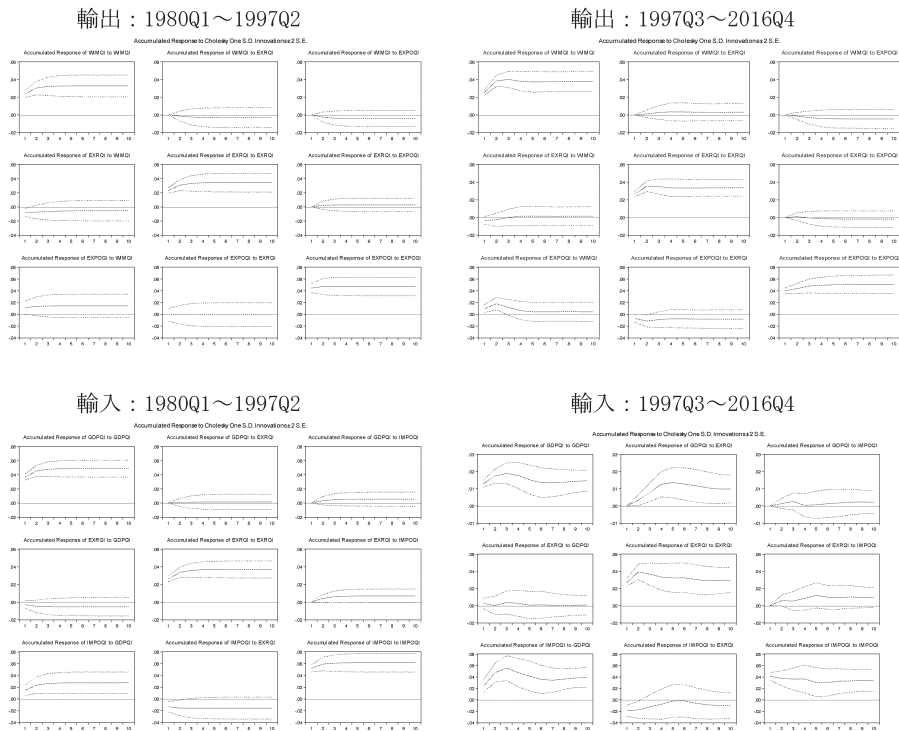
第7図 インパルス応答 (2) : 輸入



第8図 インパルス応答：シンガポール



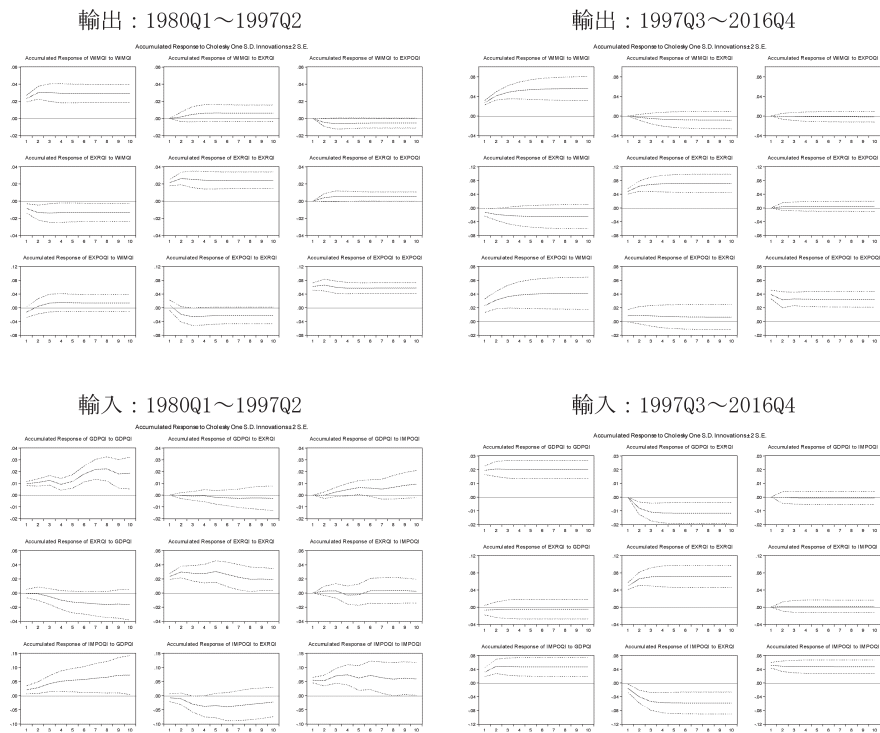
第9図 インパルス応答：マレーシア



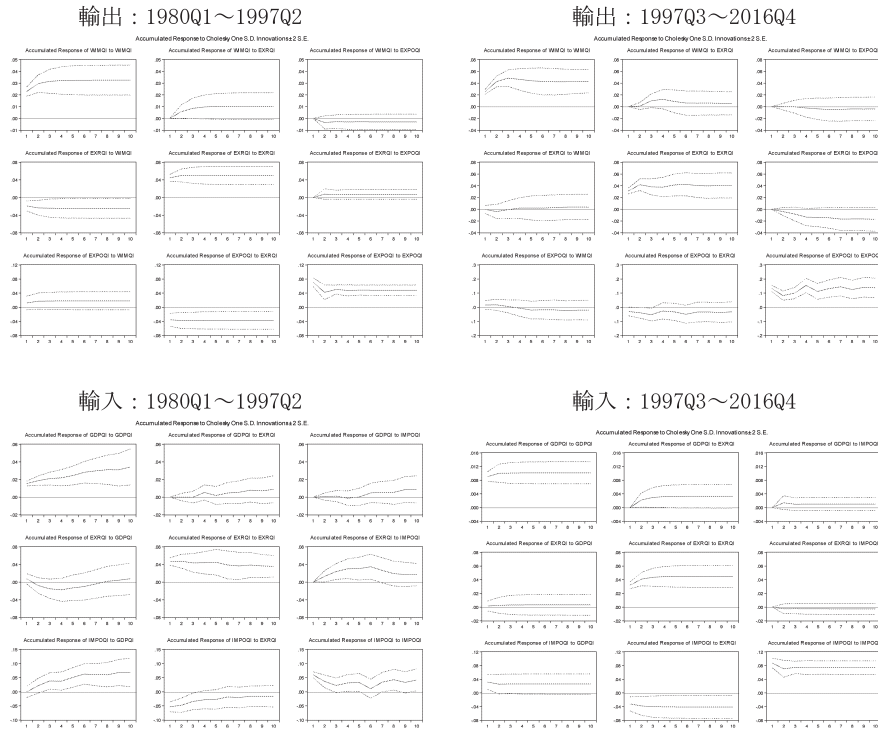
第10図 インパルス応答：インドネシア



第11図 インパルス応答：タイ

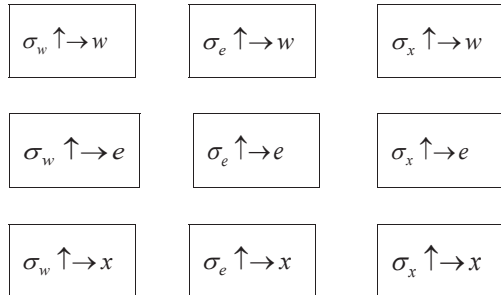


第12図 インパルス応答：フィリピン

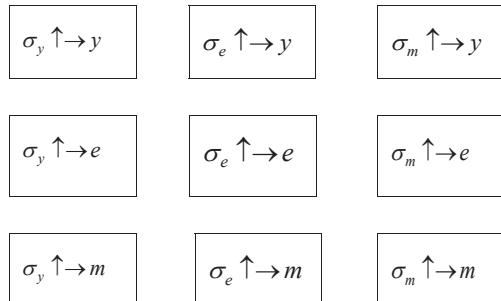


各図のインパルス応答方向：

輸出



輸入



4 東アジア貿易の時遷的特色

上述したインパルス応答結果から、次のような東アジア貿易の時遷的特色が導ける。

a 日本

日本の貿易に関し、世界の実質輸入数量や日本の実質GDPが増加して日本の財に対する需要が高まると即 4 四半期程度の期間で輸出入数量ともに増加傾向を辿る。しかしながら、実質実効為替レートの変動に対しては輸出数量にはほとんど影響を及ぼしていない。加えて、輸入においても 1980 年代、1990 年代、2000 年代と期を経るに従い、実質実効為替レート変動の輸入数量弾力性は低下しつつあり、こうした傾向から、実質実効為替レートの動向とは無関係に部品・中間財を本邦企業の生産に必要な一定割合だけ生産ネットワークを通じて輸入していることが窺える。したがって、経済のグローバル化に伴い市場での競争が激化するなかで、市場別通貨建て価格設定を選択・実行する本邦企業の割合が増える傾向にあることと併せ、日本の貿易にとって世界の実質輸入数量や日本の実質GDPなど所得要因は強く機能しているものの他方で実質実効為替レートなど価格要因はほとんど機能していないことが見て取れる。

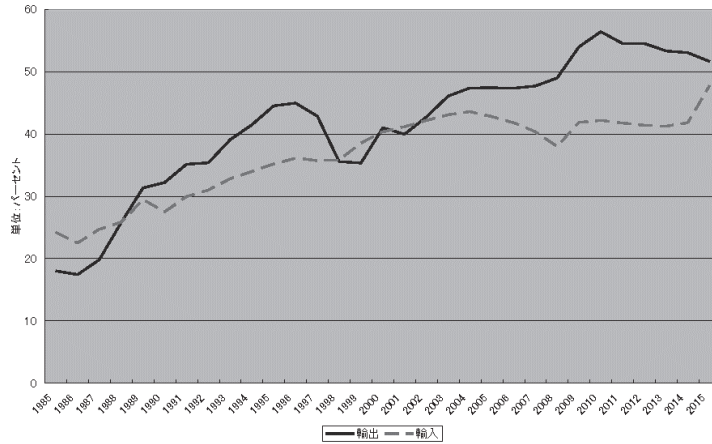
b ASEAN

ASEAN主要 5 カ国では、世界実質輸入数量の構造ショック増に対する自国輸出数量のインパルス応答ならびに自国実質GDPの構造ショック増に対する自国輸入数量のインパルス応答の度合いは極めて高い。すなわち、自国・外国の景気動向に呼応して財需要が高まればそれに応じて輸出入数量は拡大する。他方、実質実効為替レート変動に対する輸出入数量の弾力性は低く、実質実効為替レートが増価・減価してもそれに対する輸出入数量の反応は極めて鈍い。したがって、ASEAN主要 5 カ国の貿易にとっても、日本と同様の背景から所得要因は強く機能しているものの他方で価格要因はほとんど機能していないことが分る。実質実効為替レートを対米ドル名目為替レートに置き換えても結果はほぼ同様である。

c 東アジア貿易

国際的ネットワークは、新興国域外の先進国と結びついて初めて本格的に機能する。しかも、同一地域圏内での“近接性”の利点も最大限活用されると言われる⁵⁾。第 13 図は、1985 年から今日までの日本の輸出入全体に占める東アジア地域向け輸出入の割合を示したものである。1980 年代は日本から東アジア地域向けの輸出は 2 割前後であったものが、今日では 5 割強まで上昇してきたことが分る。また、同地域から日本への輸入も 1980 年代は 2 割強であったものが近年では倍増している。かくして東アジア経済圏、とりわけ ASEAN+スリー（日本・韓国・中国）において de facto としての強固な“経済共同体”が構築されてきたことが窺える。

第13図 日本の輸出入全体に占める東アジア地域向け輸出入比率



資料：RIETI-TID2015 より計算

以上より東アジア各国の貿易に関し、経済のグローバル化の下で市場の競争激化に伴う為替レート変動の輸出入価格へのパス・スルー率低下や、また様々な企業がアウトソーシングないしは生産拠点の海外移転も含めて付加価値段階単位で経営資源を最適配分・管理することの結果として、為替レート変動の輸出入への影響度は近年弱まりつつある。したがって、東アジア貿易の時遷的特色として、為替レートなど価格要因よりも景気動向など主に所得要因によって決定される傾向にある状況が本計量分析結果からも明確に例証される。

IV 結び

ASEANを中心とする東アジア経済圏では、ダイナミックな企業活動の展開により、高度の生産ネットワークを構築する動きが高まった。また近年、経済のグローバル化が加速し、市場での競争が激化したことから、為替レート変動による輸出入価格へのパス・スルー率も抑制的に働いて低下傾向にある。かくして、東アジアでは、為替レートの増価・減価による輸出入への影響度は弱まっていると考えられる。そこでこうした東アジアにおける輸出入の“価格弾力性低下仮説”を検証するために、本稿で、世界輸入数量、自国実質GDP、実質実効為替レート、自国輸出入数量などの時系列統計データを基に「ベクトル自己回帰分析」を試みた。

その結果、以下のような東アジア貿易の時遷的特色が明らかとなった。

まず日本の貿易に関し、世界の輸入数量や日本の実質GDPが増加して日本の財に対する需要が高まると、即4四半期程度の期間で輸出入数量ともに増加傾向を辿る。しかしながら、実質ベースの実効為替レートの変動は輸出数量にはほとんど影響を及ぼしていない。加えて、輸入数量においても1980年代、1990年代、2000年代と期を経るに従い、為替レート変動の輸入弾力性は低下しつつあり、本邦企業は実質為替レートの動向とは無関係に部品・中間財を生産に必要な一定割合だけ生産ネットワークを通じて輸入していることが窺える。したがって、経済のグローバル化に伴い市場での競争が激化するなかで、市場別通貨建てでの価格設定を選択・実行する本邦企業の割合が増える傾向にあることと併せ、日本の貿易にとって「所得要因」は強く機能しているものの他方で「価格要因」はほとんど機能していないことが本稿における分析結果から見て取れる。

つぎにASEAN主要5カ国では、世界輸入数量の構造ショック増に対する自国輸出数量のインパルス応答ならびに自国実質GDPの構造ショック増に対する自国輸入数量のインパルス応答の度合いは極めて高い。すなわち、自国・外国の実質財需要が高まればそれに応じて輸出入数量は拡大する。他方、為替レート変動に対する輸出入の弾力性は低く、実質為替レートが実効ベースで増価・減価してもそれに対する輸出入数量の反応は極めて鈍い。したがって、ASEAN主要5カ国の貿易にとっても、日本と同様の背景から「所得要因」は強く機能しているものの他方で「価格要因」はほとんど機能していないことが分る。

かくして、経済システムを構成する主要マクロ経済変数間の相互依存関係をベースに、各変数の構造ショック増に対する経済システム全体の動学的波及過程をベクトル自己回帰モデルを基に導くと、東アジア貿易の特色として、「価格要因」よりも主に「所得要因」によって決定される傾向にある状況が明確に例証される。

注

第 I 章

- 1) ASEAN発足後 50 年の経過ならびにその評価については、山影編(2011)、寺田(2013)、『世界経済評論—ASEAN新時代—』2017年9月・10月号所収各論文を参照。
- 2) 東アジアの統合に関する動きについては、進藤(2007)、ditto/平川編(2006)、谷口(2004)、山澤/馬田/国際貿易投資研究会編著(2013)、小川/日本経済研究センター編(2015)を参照。
- 3) 磯貝/森下/ルッファー(2002)、経済産業省(2004)第3章、ditto(2005)第2章、吉富(2003)第4章、Okamoto(2005a)(2005b)。
- 4) グローバル・バリュー・チェーンの以下議論は、加藤/永沼(2013)、吉富(2003)第4章、安藤光代(2016)「東アジアの生産ネットワーク」木村他(2016)所収、に拠る。
- 5) 大久保敏弘(2016)「世界金融危機と生産ネットワーク」木村他(2016)所収、安藤光代(2016)「3つの危機と生産ネットワークの頑健性」ibid。
- 6) 木村福成(2017)「ASEANアイデンティティを確立できるか」『世界経済評論—ASEAN新時代—』2017年9月・10月号所収。
- 7) 経済産業省(2014)第Ⅲ部第2章。
- 8) この分野の嚆矢となった Obstfeld/Rogoff(1996)の著書では、財サービス市場は独占的競争の状況下にあると仮定して、それまでの Mundell-Fleming-Dornbush 流の開放マクロ経済理論に替わる「新開放マクロ経済理論(NOEM)」を展開している。すなわち、多数の企業が生産活動を行い、企業の市場への参入・退出が自由であるという点では競争的であり、また、それぞれの財サービスはある程度まで相互に代替的であることから、価格の過度の引き上げは自社製品から他社製品に需要がシフトする可能性があるという意味では各企業は競争関係にあると考える。他方、各企業は、ブランド力などによりある程度にまで差別化された財サービスを生産することによって独自の需要関数に直面し、したがって財サービス価格に一定の決定力・支配力を有するという点では独占的でもあるとする。それゆえ、完全競争市場での企業のごとく、市場のオークションが告げる価格を所与として主体的均衡を図るというものではなく、独占的競争企業は、限界費用に一定のマークアップ率を乗じた水準に照らして自らの最適価格を決定するとした。
- 9) PCP型の企業を前提としたモデルは Obstfeld/Rogoff(1996)で検討された。PTM型に関しては、P. Krugman(1989), *Exchange-rate Instability*, The MIT Press 以降、いろいろな角度から研究が進んだ。例えば、Devereux/Engel(1998)(1999)に加え、P. R. Lane(2000), “The New Open Economy Macroeconomics: A Survey,” *Trinity Economic Paper Series*, No. 3, ないしは、L. Sarno(2001), “Towards a New Paradigm in Open Economy Modeling,” *FRB of St. Louis Review*, May/June 2001 のサーベイ論文を参照。
- 10) 大谷/白塚/代田(2003)(2006)、岡田(2009)第5章、Campa/Goldberg(2002), Betts,

C. and M.B. Devereux (2000), “Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to-Market,” *Journal of International Economics*, Vol. 50, No. 1, Feenstra, C.R. (1989), “Symmetric Pass-Through of Tariffs and Exchange Rates under Imperfect Competition: An Empirical Test,” *Journal of International Economics*, pp. 25-45, Knetter, M.M. (1989), “Price Discrimination by U.S. and German Exporters,” *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 198-210, ditto (1993), “International Comparison of Pricing-to-Market Behavior,” *American Economic Review*, Vol. 83, pp. 473-486, Marston, R.C. (1990), “Pricing to Market in Japanese Manufacturing,” *Journal of International Economics*, pp. 217-236, Ohno, K. (1989), “Export Pricing Behavior of Manufacturing: A U.S.-Japan Comparison,” *IMF Staff Paper*, pp. 550-579, Taylor, J.B. (2000), “Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms,” *European Economic Review*, pp. 1389-1408 を参照。初期の実証研究ではマイクロ・データを用いた個別企業の輸出価格に関する為替レートのパス・スルー率計測が対象であったが、その後はマクロ統計に基づく輸入物価へのパス・スルー率計測が中心議題となっている。

第II章

- 1) 固定パラメータ・ベクトル自己回帰モデルの概要に関しては、松浦/マッケンジー (2012) 第7章、宮尾 (2006) 第2章、森棟 (1999) 第10章に拠る。
- 2) 山本 (1988) 第8章。
- 3) 実際の計算では $\Sigma_u = RR'$ にコレスキー分解を施して R 行列を求め、また、コレスキー順序を変えることでそれら推計結果の頑健性をチェックする。なおこれらコレスキー分解に関しては畠中道雄 (1996) 『計量経済学の方法・改訂版』創文社 pp. 296-297 を参照。
- 4) Sims (1980) (1986) (1992).
- 5) 時変パラメータ・ベクトル自己回帰モデルの概要説明に関しては、中島/渡部 (2012)、Primiceri (2005)、Koop/Korobilis (2009)、Nakajima (2011) を基に纏めた。また、MCMC 法による TVP-VAR 推計のための MATLAB コードとしては本稿では Nakajima (2013) の推計プログラム・パッケージ「TVP-VAR package」を用いた。
- 6) コレスキー分解法によれば、 A を定値正符号実対称行列としたとき、 A を下三角行列 Q と Q の転置 Q' との積に分解できる。すなわち、 $A = QQ'$ である。あるいは、 D を対角行列とすれば、 L を同じく下三角行列とし、 $Q = LD^{\frac{1}{2}}$ と置くことによって $A = LDL'$ と表現できる (森/杉原/室田 (1994))。
- 7) 下三角行列 R は $\det R \neq 0$ となるゆえ、必ず逆行列 R^{-1} が存在する。行列 A も同様である。
- 8) Sims (1980) (1986) (1992).
- 9) 岡田 (2014) pp. 52-59。

第三章

- 1) 例えば、建元正弘/真継隆（1973）『社会人のための計量経済学』日本経済新聞社、第9章、馬場正雄編（1970）『計量経済学入門』有斐閣、第8章・第10章、を参照。
- 2) タイでは1984年11月以降、それまでの米ドル・ペッグ制に替えて1997年7月の東アジア通貨危機時まで“通貨バスケット・ペッグ制”を採用した（通貨危機以降は完全変動相場制へ移行）。すなわち、中央銀行の内部組織である為替平衡基金が主要貿易相手国（米、日、独、マレーシア、シンガポール、香港等）の諸通貨の加重平均によって求めた対米ドル売買相場を基に、商業銀行に対して無制限の直物為替取引に応ずるというものであった（岡田義昭（2001）『国際金融』成文堂 pp. 130-131）。したがって、これらバツ建て対米ドル・オフィシャルバスケット通貨レートは一種の実効為替レートと解し得る。
- 3) タイではその期間、製造業生産指数やマネーサプライ、雇用量、失業率等の四半期ベースの景気動向関連統計が利用できなかった。したがって、ここではマネーマーケット・レートを採用する。すなわち、景気が好転したときは企業・家計の資金需要が高まり、したがってそれにつれて市場レートも上昇すると考える（vice versa）。
- 4) 輸出価格指数の定義に近い卸売物価指数や生産者物価指数などがフィリピンでは利用できないため、消費者物価指数で代替した。
- 5) 加藤/永沼（2013）p. 11。

参考文献

- 磯貝孝/森下浩文/R. ルッファー(2002)「東アジアの貿易を巡る分析:比較優位構造の変化、域内外貿易フローの相互依存関係」『国際局ワーキング・ペーパー』02-J-1、日本銀行
- 大谷聡/白塚重典/代田豊一郎(2003)「為替レートのパス・スルー低下:わが国輸入物価による検証」『金融研究』第22巻第3号
- /———/———(2006)「再論・為替レートのパス・スルー低下」福田慎一/小川英治編『国際金融システムの制度設計』東京大学出版会
- 小川英治/日本経済研究センター(2015)『激流アジアマネー』日本経済新聞出版社
- 岡田義昭(2006)『国際金融の新たな枠組み』成文堂
- (2009)『開放経済下の新マクロ経済分析』成文堂
- (2011)『国際金融論攷』成文堂
- (2014)『グローバル化への挑戦と開放マクロ経済分析』成文堂
- (2017)「中国外国為替相場制度改革と人民元レートの伝達メカニズム」『商学研究』第57巻第2/3号、愛知学院大学
- 加藤涼/水沼早央梨(2013)「グローバル化と日本経済の対応力」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No. 13-J-13
- 経済産業省(2004)『2004年版通商白書』
- (2005)『2005年版通商白書』
- (2012)『2012年版通商白書』
- 木村福成他(2016)『東アジア生産ネットワークと経済統合』慶応義塾大学出版会
- 進藤榮一(2007)『東アジア共同体をどうつくるか』筑摩書房
- /平川均編(2006)『東アジア共同体を設計する』日本経済評論社
- 谷口誠(2004)『東アジア共同体』岩波書店
- 寺田貴(2013)『東アジアとアジア太平洋』東京大学出版会
- 中島上智/渡部敏明(2012)「時変ベクトル自己帰帰モデル—サーベイと日本のマクロデータへの応用—」『経済研究』第63巻第3号、pp. 193-208
- /———(2017)「時変多変量自己帰帰モデルを用いた日本の輸出量の計量分析」『経済研究』第68巻第3号、pp. 237-249
- 松浦克己/コリン・マッケンジー(2012)『EViewsによる計量経済分析 [第2版]』東洋経済新報社
- 宮尾龍蔵(2006)『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社
- 森正武/杉原正顯/室田一雄(1994)『岩波講座応用数学・線形計算』岩波書店
- 森棟公夫(1999)『計量経済学』東洋経済新報社
- 山影進編(2011)『新しいASEAN』アジア経済研究所
- 山澤逸平/馬田啓一/国際貿易投資研究会編著(2013)『アジア太平洋の新通商秩序』勁草書房

山本拓 (1988) 『経済の時系列分析』 創文社

吉富勝 (2003) 『アジア経済の真実』 東洋経済新報社

Benati, L. (2008), “The ‘Great Moderation’ in the United Kingdom,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 40, No. 1, pp. 121-147

—— and P. Surico (2008), “Evolving U.S. Monetary Policy and the Decline of Inflation Predictability,” *Journal of the European Economic Association*, Vol. 6, No. 2-3, pp. 634-646

Campa, J.M. and L.S. Goldberg (2002), “Exchange Rate Pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?” *Working Paper* No. 8934, National Bureau of Economic Research

Devereux, M.B. and C. Engel (1998), “Fixed vs. Floating Exchange Rates: How Price Setting Affects the Optimal Choice of Exchange-rate Regime,” *Working Paper* No. 6867, National Bureau of Economic Research

—— and —— (1999), “The Optimal Choice of Exchange-rate Regime: Price-setting Rules and Internationalized Production,” *Working Paper* No. 6992, National Bureau of Economic Research

International Monetary Fund (2017), *International Financial Statistics*, CD-ROM, June 2017

Koop, G., URL:personal.strath.ac.uk/gary.koop/research.htm

—— and D. Korobilis (2009), “Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics,” *Foundations and Trends in Econometrics*, Vol. 3, No. 4, pp. 267-358

——, R. Leon Gonzales and R.W. Strachan (2009), “On the Evolution of the Monetary Policy Transmission Mechanism,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 33, No. 4, pp. 997-1017

——, —— and —— (2011), “Bayesian Inference in a Time Varying Cointegration Model,” *Journal of Econometrics*, Vol. 165, No. 2, pp. 210-220

—— and S.M. Potter (2011), “Time Varying VARs with Inequality Relations,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 35, No. 7, pp. 1126-1138

Llewellyn, D.T. (1986), “International Monetary System since 1972: Structural Change and Financial Innovation,” in M. Ponsler ed. (1986), *Problems of International Money: 1972-85*, International Monetary Fund

Nakajima, J. (2011), “Time-varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications,” *Monetary and Economic Studies*, Vol. 29, pp. 107-142

—— (2013), “Time-varying parameter VAR model using TVP-VAR package,” URL:sites.

- google.com./site/jnakajima/tvpvar
- , S. Shiratsuka and Y. Teranishi (2010), “The Effects of Monetary Policy Commitment: Evidence from Time-Varying VAR Analysis,” *JMES Discussion Paper*, 2010-E-6, Bank of Japan
- , M. Kasuya and T. Watanabe (2011), “Bayesian Analysis of Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.25, pp.225-245
- Obstfeld, M. (1998), “The Global Capital Market: Benefactor or Menace?” *Journal of Economic Perspective*, Vol.12, No.4
- and K. Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press
- Okamoto, S. (2005a), “Classification of Commodity Trade Goods according to the Production Stage: RIETI Trade Industry Database,” *RIETI Discussion Paper*
- (2005b), “Research on the Trade Structure in East Asia: Triangular Trade Structure as a Regional Manufacturing Platform,” *RIETI Discussion Paper*
- Primiceri, G.E. (2005), “Time-varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies*, Vo.72, No.3, pp.821-852
- Sims, C.A. (1980), “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, Vol.48, pp.1-48
- (1986), “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?” *Quarterly Review* 10, Federal Reserve Bank of Minneapolis, pp.2-16
- (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review*, Vol.36, pp.975-1000

