

『地域分析』 第 57 巻第 1 号

論文

東アジアの貿易ハブ構造に関する実証分析

渡邊 隆俊・岡田 義昭

目次

I はじめに

II 東アジア新興経済圏

III 実証分析の枠組み

IV 推計結果

V 結び

注

参考文献

補論 ベイジアン・マルコフ連鎖モンテカルロ法

附表

要旨

本稿において、国際的比較優位の原理に基づいた分業システム＝グローバル・バリュー・チェーンが進展する東アジア新興経済圏と日米との貿易フローに関し、時系列統計データを基にマルコフ連鎖モンテカルロ法を適用したベイジアン・ベクトル自己回帰モデルの手法によって分析した。その結果、同経済圏の「ハブ機能」が極めて有効に機能している実態が明らかとなった。日米の企業は、ビジネスのグローバル化の下、東アジア新興経済圏に対し国際的な知的連携を密にしつつ“イノベーション拠点群”を形成し始めた。中長期的視点に立って欧米の最終市場を見据えつつ、生産性の高い技術力を有するより深化した高度の生産ネットワークを構築していく経営戦略は、今後とも益々重要となってくるであろう。

キーワード

グローバル・バリュー・チェーン、イノベーション拠点群、貿易フロー・ハブ、ベイジアン・ベクトル自己回帰モデル、マルコフ連鎖モンテカルロ法

最終稿：2018年9月 採択日：2018年10月

Hub Structure in East Asia: An Empirical Study

【Abstract】

In East Asian newly developed economies, the global value chains—a system of the international division based on the principle of international comparative advantage—are being made up briskly. We investigated, in this paper, the trade flows between US/Japan and East Asian newly developed economies, by application of Markov Chain Monte Carlo Method to the Bayesian Vector Autoregression and the time series statistical data. Our results indicate that the hub function works very effectively in East Asian newly developed economies. US/Japan companies carry on building up innovation-producing bases in close collaboration with the international R & D (research and development) in that area, under the business globalization. It would become more important that they formulate a business strategy that they build deepened and high-level production networks, i. e. “Global Value Chains,” in those economies, aiming at the US /European final markets from the middle- or long-viewpoint.

I はじめに

東アジア新興国・地域は長い間安定した経済発展を遂げた。とりわけ 1980 年代半ばから 1990 年代にかけて急速な経済成長を達成し、成長センターとして世界経済を牽引する役割を担った。のみならず成長の果実もまた公正に分配された¹⁾。各国は東アジアに熱い視線を注ぎ、世界銀行はこれを“東アジアの奇跡”と賞賛した²⁾。1990 年代後半、東アジア各国はタイ・バートの膨大な通貨投機に端を發した通貨金融危機に見舞われ、一時的に成長率は急落を余儀なくさせられた。しかしながら、その後、関係各国の政府や通貨当局・中央銀行は、国内の経済構造改革に加え、ASEAN、ASEAN+3、ASEM、APEC、EMEA P など様々な枠組みの下で効果的な政策協調を図ることにより、東アジアの経済は再び安定軌道に復した。さらに 2008 年秋には米国におけるサブプライム・ローン市場の混乱に端を發した世界的金融危機に巻き込まれたが、この危機も無事克服した。かくして東アジア新興経済圏は、かつての「世界の工場」から所得水準の高まりや中間層の拡大とともに「世界の市場」へと、今日、自己充足的成長を実現できる段階にまで発展してきている。

こうした東アジア新興経済圏はその成長過程で日米などの先進国とヒト、モノ、カネ、サービス、技術などで結び付き、生産工程ないしは事業段階のモジュール化されたフラグメンテーション (fragmentation) ごとに規模の経済や立地の優位性を域内で追求した。これら生産工程単位ないしは事業段階単位の国際分業システムは、今日「グローバル・バリュー・チェーン」(GVCs) として発展を遂げ、広範囲かつ複雑な高度のネットワークとして同経済圏は貿易フローのハブ機能を發揮し続けてきている³⁾。加えて同経済圏は、GVCs の進展の下、さらに国際的な知的連携を密にしつつ「技術革新」を創出するところの所謂“イノベーション拠点群”を形成しつつある⁴⁾。

そこで本稿では、国際的比較優位の原理に基づいた分業システム＝グローバル・バリュー・チェーンが進展する東アジア新興経済圏と日米との貿易フローに関し、時系列統計データをベースにマルコフ連鎖モンテカルロ法を適用したベイジアン・ベクトル自己回帰モデルの計量経済学的手法によってその特色を分析する⁵⁾。

先ず第 II 章で東アジア新興経済圏の現状ならびにその特色を俯瞰する。続く第 III 章と補論において、分析の枠組みとしてのベイジアン・ベクトル自己回帰モデル (BVAR) ならびにマルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法を設定する。さらに本邦経済産業研究所「RIETI-TID2016」ならびに IMF (2017), *International Financial Statistics* の各系列を実証分析のためのデータに採用した後、これら時系列統計データにグレンジャーの因果関係検定ならびに単位根・共和分検定を施し、その結果をもってベイジアン・ベクトル自己回帰モデルの定式化を図る。第 IV 章ではそれらベイジアン・ベクトル自己回帰式を基に MCMC 法により推計する。その上でさらにコレスキー順序を定め、一般に VAR の主要分析アイテムであるインパルス応答と予測誤差の分散分解とをベイジアン VAR 推定量から計測する。それら計測値により、東アジア新興経済圏をハブとした日米との域内域外貿易フローの実態を検証し、今後を展望する。

II 東アジア新興経済圏

本章において、まず成長の著しい東アジア新興経済圏の現状ならびにその特色を俯瞰する。

1 東アジア新興経済圏の発展と外資導入

東アジア新興経済圏は1980年半ば以降急速な発展を遂げ、世界経済の成長センターとしての役割を担った。世界は東アジア新興経済に注目し、世界銀行は既述のごとくこれを“東アジアの奇跡”として賞賛した。

こうした東アジア新興経済圏の高成長を実現させた要因として、今日様々な視点から分析が試みられている。2、3例を挙げれば以下のようなものである。

(i) マクロ経済の安定化や教育制度の充実、広範囲な農業育成策、価格の歪みの是正、外国の知識・技術の積極的導入など、基礎的条件整備政策に加え、特定産業育成、金利抑制と借入金上限の維持、輸入代替品の保護、衰退産業への補助金、政府系銀行の設立及び金融支援、応用研究への公的投資、など種々の国家による介入政策の組み合わせが奏効して東アジア新興経済の高成長を実現させた¹⁾。

(ii) 東アジア地域の多様性から出発し、「後発の利益」概念を援用して、高い転換能力と構造転換連鎖、域内循環構造などが同地域の経済発展のダイナミズムを形成した²⁾。

(iii) 東アジア新興経済における市場の拡大と分業の進展は、最終的には市場や政策のような枠組みを超え、経済の担い手である企業自身の能力や創造性により、企業レベルで技術能力・経営能力を高め、組織強化をはかり、さらに有効なネットワークを創造・開発した³⁾。

(iv) 東アジア新興経済の高成長の持続は、輸入代替型に替わる輸出重視の「外向きの経済政策」、例えば 企業や産業ごとの輸出目標の設定、輸出マーケティング機関の育成、輸入自由化、適切な外国為替管理、外資規制緩和、民間活力の重視と非効率な国営企業の民営化などを効果的に採用したことによる⁴⁾。

ところで、このような高成長を支える旺盛な資金需要に対しては、当然のことながら国内の貯蓄だけでは賄いきれず、多くの場合、積極的な外国資本の導入が必要となる。かくして、東アジア新興各国は、国内金融の自由化や外国為替管理・外資導入の規制緩和・自由化により大量の資本を国外から導入した⁵⁾。

例えば、タイでは1990年5月にIMF8条国に移行し、經常取引関連為替取引の自由化と資本移動に関する規制緩和を行った。その後も、資本取引に関する制限の緩和や自由化措置、輸出代金に関する規制の緩和、オフショア市場(BIBF)の創設などの政策が採られた⁶⁾。またインドネシアでは1983年6月の第1次金融改革を皮切りに、1988年には第2次金融改革が実施され、さらに銀行業監理に関する政策パッケージや新銀行法制定などが順次行われた⁷⁾。加えて韓国でも1980年代以降、重化学工業化政策の破綻による高度経済成長路線の挫折と累積債務問題の発生により、世界銀行やIMFの融資を仰ぐこととなったが、それと

引換えによりコンディショナリティを受け入れることとなり、金融分野でも外資導入法第3次全面改正(1984年)と連続改正(1991・92年)、国営銀行の再民営化(1983年前後)など、積極的な規制緩和・民営化・自由化が推し進められた⁸⁾。その他の東アジア新興諸国でも同様に濃淡の差はあれ經常取引・資本取引の制限緩和・自由化、国内銀行法の整備・改革、国内金融資本市場の育成・強化などがそれぞれ実施された。

また、de factoの米ドル・ペッグ制も為替リスクを軽減させる方向で働き、併せて外資導入に大きく貢献した⁹⁾。一般に、変動相場制の場合でも、外国為替の「先物」市場が完全に機能していれば自国金利＝外国金利＋先物プレミアム(ディスカウント)(ただし直先為替相場は自国通貨建て)の金利平価式が成り立つことから、カバー・ベースの金利裁定が働いて為替リスクは軽減できる。しかしながら、東アジアの外国為替市場では最長6ヶ月～1年程度の先物為替しか出会いが取れず、未発達・未整備の状況にある。したがって、この点から為替リスクとの兼ね合いで米ドル・ペッグ制の意味合いは大きかった。

加えて、内外金利差の拡大も外資導入を後押しした¹⁰⁾。すなわち、国内インフレ率の高騰等を反映して国内高金利水準は米ドル金利に比して相対的に高かったから、上述した de factoの米ドル・ペッグ制による為替リスク軽減と相俟って積極的に海外から低金利で資本が導入された。

2 技術導入

東アジア新興経済圏は、積極的な外資導入のみならず国内に不足した技術も外国から広範囲に求めた。

一般に、技術移転の最もポピュラーな形態はライセンス契約(LA)と外国直接投資(FDI)である。LAは基本的には生産技術だけが移転され、また通常一回限りの移転である。他方、FDIは生産技術、管理技術、経営ノウハウを含めた経営資源が資本と併せて一括りで移転される。これら2形態の他、例えば、①外国企業が設計・建設し、完成した工場設備を即操業可能な状態で受入国に手渡すターンキー・プラント方式、②外国企業が生産技術を移転して現地企業に生産を委託し、出来上がった製品を買い取って自己のブランドで販売するOEM方式、③外国企業が現地法人を設立せずに現地政府または企業と協力して事業を遂行していくプロダクション・シェアリング方式または事業協力方式、④外国企業が建設し、操業活動を行って投資額の回収や投資収益の確保ができた一定期間経過後に現地側に移転するBOT方式、などが技術移転の形態として良く見られるものである¹¹⁾。

東アジアにおける技術移転形態を概観すると以下のごとくである。

1985年9月のプラザ合意を契機に円高が急速に進んだ結果、本邦企業は価格競争力を失って生産拠点を東アジアに移転させるべく資本・技術の移転を積極的に図った。すなわち、対東アジア直接投資を強力に推し進めると同時に、併せて生産技術、管理技術、経営ノウハウを含めた経営資源の供与を活発化させた。こうした技術移転に関しては、以下の

ような特色が指摘できる¹²⁾。

まず第1に、FDIの拡大が目覚しかったことは技術移転にとって極めて重要である。これらFDIは同経済圏の資本形成へ貢献したが、それ以上にFDIを通じた技術移転が促進され、こうした技術移転により更新・新規投資の促進、国際競争力の強化、輸出の拡大が実現されて、東アジア新興経済は急速に成長した。まさに1985年以降のASEANを中心とする東アジア新興経済圏は「直接投資主導型成長」として特徴付けられる。

第2に、技術移転形態はFDI以外にも多種多様であった。日本から東アジア新興国への技術移転は1980年代半ば以降活発化したが、その形態はFDIのみならずLA、OEM、委託生産、BOTなどと、受け入れ側の事情に応じて様々であった。

第3に、1980年代半ば以降、日本の対東アジアFDIはそれまでの労働集約的産業や資源集約的産業から急速に技術集約的・資本集約的産業にシフトした。それゆえ、東アジアでの産業別技術移転も量的のみならず質的にも変化した。

3 生産ネットワーク

積極的な外資導入と技術移転に支えられ、高い成長を維持する東アジア新興国は、世界の企業から関心を集めた。かくして、東アジア新興経済圏では、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・NIEsや米国など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ASEAN・中国がそれら中間財を輸入して組み立て加工し、最終財・完成財として仕上げて欧米の最終消費地へ輸出するという図式である。こうした貿易構造の進展は、単に電気機械、家庭用電気機械、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、幅広い産業で確認された¹³⁾。

ところで、一般に一国の国際競争力ないしは比較優位性を測る指標としては、貿易特化係数(TSC)や顕示比較優位(RCA)指数などが活用される。例えば*i*国の TSC_i とは

$$TSC_i = (i\text{国の輸出} - i\text{国の輸入}) / (i\text{国の輸出} + i\text{国の輸入})$$

で定義される。 TSC_i が1に近づくほど国際競争力があると解される。また、同じく*i*国の*j*財に対する RCA_{ij} とは

$$RCA_{ij} = (i\text{国の}j\text{財の輸出額} / i\text{国の輸出総額}) / (j\text{財の世界輸出額} / \text{世界輸出総額})$$

で定義される¹⁴⁾。 RCA_{ij} が1を上回れば比較優位があり、1を下回れば比較劣位にあるとされる。これら指数を用いて東アジア新興国の比較優位性を計測すると、PCなどの事務用機器やIT関連材、電気機械、一般機械、機械・輸送機器類などを中心におしなべて国際競争力ないしは比較優位性があるという結果が得られている¹⁵⁾。これより、東アジア新興経済圏が「世界の工場」の役割を果たしてきた理由が例証される。

ところで、1990年代後半になると、東アジア新興経済圏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。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・統括することが十分に可能となった。このため、東アジア新興国の多国籍企業は、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）といった生産主体の分解・再構成そのものが、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。このような生産工程単位ないしは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」（GVCs）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東アジア新興国で機能し続けてきている¹⁶⁾。

さらにこれら東アジア新興経済圏は、GVCsの進展の下、国際的な知的連携を密にしつつ「技術革新」を創出するところの所謂“イノベーション拠点群”の形成に成功した¹⁷⁾。すなわち、単に人件費が安いだけの“生産工場”からより高付加価値の技術力を有する“生産拠点”への脱皮だ。今後とも政策的支援や技術移転、共同R&Dなどにより、同経済圏が革新的技術を伴った生産性の高い生産拠点として一層発展することが期待されている¹⁸⁾。

こうした東アジア新興経済圏をハブとした日米との貿易フローの実態を、以下マルコフ連鎖モンテカルロ法を適用したベイジアン・ベクトル自己回帰モデルの計量的手法によって精査してみよう。

III 実証分析の枠組み

本章において、ASEAN主要8カ国（インドネシア、マレーシア、タイ、シンガポール、フィリピン、ブルネイ、カンボジア、ベトナム）の“東アジア新興経済圏”とそれを取り巻く日本、米国との圏内外貿易フローに関し、いかなる要因が相互に影響を及ぼし合っており、また1985年のプラザ合意以降に見られた本邦企業の積極的な生産拠点の海外移転やその後の米国企業の同様の生産ネットワーク構築に伴い、それら貿易フローにいかなる特色を見出すことができるかを検証すべく、実証分析の枠組みを検討する。

1 分析モデル

a ベクトル自己回帰モデル (VAR) ¹⁾

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 $c = (c_1, c_2, \dots, c_k)'$ を k 種類の定数項ベクトル、 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・ベクトルとし、ただし構造ショック・ベクトル ε_t は、平均がゼロ、共分散行列が Σ_ε 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定数項ベクトルならびに今期の構造ショック・ベクトルの和としてベクトル自己回帰モデル (VAR) が導ける。

$$(14) \quad y_t = c + B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \Sigma_\varepsilon)$$

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

ここで、 $k \times k$ -行列 B_i ($i=1, 2, \dots, p$) は係数行列を表し、変数間の内生的な相互依存関係を示している。

ついで、行列 $[c, B_1, B_2, \dots, B_p]$ 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

と置き、また $x_t = I_k \otimes (1, y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_{t-p})$ (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。さらに $\varepsilon \sim N(0, \Sigma_\varepsilon \otimes I_k)$ とする。かくして、上述 (14) 式のベクトル自己回帰モデルは

$$(15) \quad y_t = x_t \beta + \varepsilon$$

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

と簡単な行列表示になる。

これより、 $\theta = \text{vec}(B)$ 、 $X = (x_{p+1}, x_{p+2}, \dots, x_n)'$ 、 $T \equiv n - p$ と置いて、 $(\theta, \Sigma_\varepsilon)$ に対する尤度関数 f が

$$(16) \quad f(\theta, \Sigma_\varepsilon) \propto |\Sigma_\varepsilon \otimes I_T|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(y - (I_k \otimes X)\theta)'(\Sigma_\varepsilon \otimes I_T)(y - (I_k \otimes X)\theta)\right\}$$

として導かれるから、これに最尤法を適用すれば $(\theta, \Sigma_\varepsilon)$ の最尤推定量が求まる。あるいは、(15)式に対し直接に最小二乗法を適用することにより、(16)式で求めた最尤推定量と漸近的に一致する推定量が得られる。

b ベイジアン・マルコフ連鎖モンテカルロ法²⁾

ところで、(16)式の尤度関数に最尤法を適用するには尤度関数が単峰であることが必要である。しかしながら、一般には尤度関数の単峰性が必ずしも保証されなかったり(i. e. 双峰型ないしは多峰型)あるいは尤度関数が最大値の近傍でフラットになったりする場合も多々見られる。加えて、VARでは経済変数の数やラグ回数によっては推計すべきパラメータの数が多くなり、それゆえ相対的に時系列データ数が不足しがちとなって、信頼に足る推計結果を得ることが困難となることもこの種分析ではしばしば起こってくる。

こうしたデータ不足問題を回避するための一つの手立てとして、例えば推定すべきパラメータに制約条件を課し、パラメータ数を縮約(shrinkage)する方法があるが、これら縮約法の典型例として、尤度関数に予め先見的な情報を基にした事前分布を設定することで論理的且つ整合的に推定すべきパラメータ数を縮約するところのベイジアンVAR(BVAR)が活用される。また、単峰性問題に関しても、尤度関数に事前情報を加味して単峰型の事後分布を確保し、その上でベイズ流マルコフ連鎖モンテカルロ法に基づいて係数パラメータを求めるというものである。より具体的には、これらマルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定(The Bayesian Inference with a Markov Chain Monte Carlo Method; BI-MCMC)とは、

- (a) 事前分布 $\pi(\theta)$ を設定する、
- (b) 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 $f(\theta | data)$ から θ の確率標本(モンテカルロ標本)を生成する(サンプリング)、
- (c) これらサンプリングされた値を用いて未知パラメータ θ を求める、

という一連の手続きによって計算される(補論参照)。したがって、本推計法ではマルコフ連鎖の性質を利用することで任意の確率分布から乱数を生成し(モンテカルロ法)、これら確率標本値からモデル・パラメータを求めるので、本推定法の利点は、VARのごとく多くのパラメータを推計する必要があるときのデータ不足を解消することが可能となる。また、事前分布の制約条件が課せられた確率標本分布の形状をもって単峰性を識別することが可能となる。

本稿では、それゆえ分析の枠組みとして設定されたベクトル自己帰帰モデル(VAR)に対し、構造形VARに対する最尤法や誘導形VARに対する最小二乗法でパラメータを推定するのではなく、マルコフ連鎖モンテカルロ法(MCMC)によるベイズ推定により推計する。

c 事前分布

本ベイズアンVAR分析では、パラメータ θ ならびに構造ショックの共分散行列 Σ_ε のそれぞれに関し、以下のような2種類の事前分布を設定する。

(i) Litterman 事前分布³⁾

パラメータ θ の事前分布を

$$\theta \sim N(\theta_0, V_0)$$

ただし $\theta_0 = \mu i_{kp}$, $V_0 \neq 0$

なる正規分布に設定し、且つ $\mu = 0$ を初期値とする。また構造ショックの共分散行列 Σ_ε に関しては以下のごとくに既知の値として事前設定する。すなわち、ここではデータ数制約の観点から、 (i, i) 番目の要素である σ_{ii}^2 を1変数自己回帰式としてその最小二乗推定量 $\hat{\sigma}_{ii}^2$ を求め、

$$\hat{\Sigma}_\varepsilon = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{11}^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \hat{\sigma}_{22}^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \hat{\sigma}_{kk}^2 \end{bmatrix}$$

なる共分散行列をもってして Σ_ε に置き換える。その上で一連の計算手続きを進める。

(ii) 正規-Wishart 事前分布⁴⁾

パラメータ θ の事前分布を同様に

$$\theta \sim N(\theta_0, \Sigma \otimes V_0)$$

ただし $\theta_0 = \mu i_{kp}$, $\Sigma \otimes V_0 = \lambda I_k$

のごとく正規分布に事前設定し、且つ初期値として $\mu = 0$, $\lambda = 0.1$ と置く。また構造ショックの共分散行列 Σ_ε に関しては、その逆行列 Σ_ε^{-1} に対し、

$$\Sigma_\varepsilon^{-1} \sim W(\nu_0, S_0^{-1})$$

なる Wishart 分布⁵⁾ に従うものと事前設定する。ただし、 $\nu_0 = m$ は自由度であり、 $S_0 = I_k$ ($S_0 > 0$) はスケール行列を表す。

2 時系列統計データ

a 採用データ

先ず東アジア新興経済圏としてインドネシア、マレーシア、タイ、シンガポール、フィリピン、ブルネイ、カンボジア、ベトナムの8カ国を採り上げ、それら経済圏と日本、米国と

の域内外貿易フローを考える。その上で、以下のような各貿易フローを定義する。

EAJJP : 東アジア→日本

JPEA : 日本→東アジア

EAUS : 東アジア→米国

USEA : 米国→東アジア

EAEA : 東アジア→東アジア (除自国輸出)

こうした経済変数のデータソースとしては、本邦独立行政法人経済産業研究所が公表している時系列統計データ「RIETI-TID2016」⁶⁾を採用する。本データベースにおいて、貿易財の生産段階別分類としては最終財(資本財)のカテゴリーを採用する。ただし、それらカテゴリーの産業分類としては「食料品及び関連の農林水産、鉄鋼、非鉄金属・金属製品及び関連の鉱業、一般機械、電気機械、家庭用電気機器、輸送機械、精密機械、玩具・雑貨」と定義される。

ところで、これらデータから、東アジア新興経済圏をハブとしてそれに日米が加わった各貿易フローの相関係数行列(附表・第1表参照)ならびにグレンジャーの因果性統計を計算すると、その関係は極めて密接にて且つ相互に依存し合っていることが見て取れる。それゆえ、上述5変数を本ベジアンVARの内生変数とする。対象期間は、プラザ合意以降、大幅な円高に伴い本邦企業が積極的に海外へ生産拠点を移転させたことに鑑みて、1985年より最近時点までの年次データ(=32期)とする。ただしこれらデータはすべて米ドル建て金額ベースで表示されているため、ニューメーブルとしての米ドル建て為替レートの変動による影響を考慮すべく、IMF(2017), *International Financial Statistics*, CD-ROM版における米ドル名目実効為替レートをベジアンVARの変数に組み入れた(変数名: *EXRATE*)。加えて、1997年7月の東アジア通貨危機と2008年9月のリーマンショック危機が当該地域の輸出入や生産活動に大きな影響を及ぼしていることから、通貨危機ダミー(1997~2000=1.0, otherwise 0.0)ならびにリーマンショック・ダミー(2008~2011=1.0, otherwise 0.0)を併せて導入する。

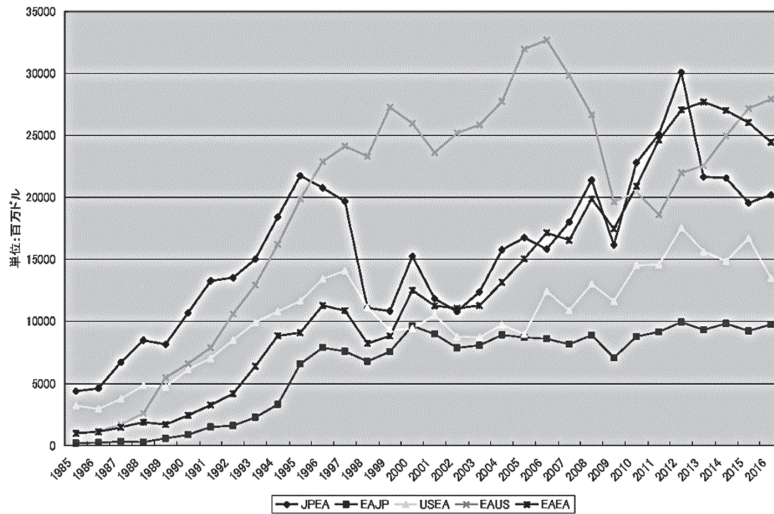
b 因果関係検定

東アジア新興経済圏と日米の各貿易フローの年次時系列データ(1985~2016年)ならびに米ドル名目実効為替レート指数(同、2010=100.0)を示すと第1図・第2図のごとくである。

これにグレンジャーの因果性検定を施すと、結果は附表第2表のごとく示される。5系列の貿易フロー変数はそれぞれ複雑な相互依存関係にあることが見て取れ、これよりこれら変数を内生変数としてVARに組み入れることは妥当と言える。

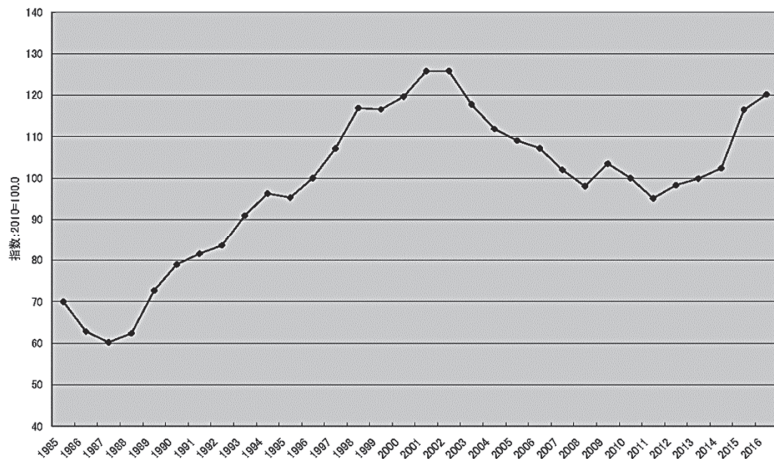
5%ないしは10%の有意水準でグレンジャーの因果関係を持つ貿易フローを示せば以下の通りである。

第1図 貿易フロー



資料：経済産業研究所「RIETI-TID2016」

第2図 米ドル名目実効為替レート指数



資料：IMF, IFS 2017

(i) JPEAがEAUSに先行して影響を及ぼす。すなわち、日本から東アジア新興経済圏への輸出が変動すると一定期間を経て同新興圏から米国への輸出が変動する関係を意味する。東アジアでは各国がそれぞれ生産工程ごとないしは事業段階ごとに比較優位を持って企業立地の最適化に基づく生産ネットワークが形成されており、日本・NIEs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・ASEAN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東アジア三角貿易の典型パターンである。

(ii) *EAEA* も *EAUS* に先行して影響する。これも上述のごとく、東アジア新興経済圏各国の国際分業体制により、米国の需要増に対応して生産活動が活発化すると先ず“域内貿易”が拡大して必要財サービスが取引され、その上で素材→中間財(加工品・部品)→最終製品までの工程を経て最終需要地=米国への輸出が増大することを示している。

(iii) *JPEA* は *USEA* の変動にも影響する。例えば、東アジア新興国の製造業は、米国向け輸出増のため日本からも一部中間財や資本財などを輸入して生産を拡大させるが、加えて、米国からも輸入を増加させる。これは日本と同様、米国にとっても東アジア新興経済圏が国際分業ネットワークに基づく生産拠点として機能していることを示唆するものである。

(iv) *USEA* の変動は一定期間後 *EAUS* に影響する。東アジア新興経済圏が日本と同様に米国のグローバル・バリュー・チェーンに組み込まれた生産拠点でもある以上、最終需要地である自国=米国への輸出を増やすために同経済圏の現地生産増を確保すべく、先行して米国から同経済圏へ中間財(加工品・部品)や資本財等を輸出する。日本の場合も同様の関係が予想されるが、ただし *JPEA* と *EAJP* のグレンジャーの因果関係に関する *F* 統計量は低く、したがって因果関係なしという帰無仮説を 10%の有意水準でも棄却できない。ただし、説明変数の *JPEA* に先行性を考慮せず、したがってラグ次数を考慮しない回帰式を設定して操作変数法で推計すると(ただし操作変数として定数項、2次のラグ変数 *EAJP*, 2階の階差変数 *EXRATE*, *DUM1*, *DUM2* を導入、*J* 統計量=5.41357 (*P*値=0.24743) ; 操作変数と誤差項の直交条件を有意に満たす)、*JPEA* の係数の推定値に関する *t* 統計量は 2.70027 (*P*値=0.01160) となり、また推計式の *F* 統計量は 7.29144 (*P*値=0.01162) となるから、5%の有意水準で *JPEA* と *EAJP* の同時的因果関係は成立していると言える。*JPEA* 変数自体が前年の値との差による 1 階の階差変数であり、加えて本データが年次データであることを考慮すれば、こうした関係性は十分頷首し得るものであろう。

(v) *EAJP* が先行して変動すると、*EAEA*、*JPEA*、*USEA* などに影響する。上記(iv)で見たごとく、*JPEA* と *EAJP* の変動は同時性が確認されることから、これは日本から東アジア新興経済圏へ中間財(加工品・部品)や資本財等が先行して輸出されると、“域内貿易”に影響し、また同経済圏と高度の生産ネットワークの構築された日米からの輸出へも影響することと同値と解される。

b 単位根・共和分検定

各変数に対し、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 情報量基準により自動的に決定)を施すと、附表第 3 表で示されるごとくとなる。*EAJP* ならびに *EAUS* はレベル変数が定常時系列変数、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。また、*JPEA*、*USEA*、*EAEA*、*EXRATE* は 1 階の階差変数が定常時系列変数、すなわち $I(1)$ であることが同じく 1%の有意水準で確認される。

ここで、*JPEA*、*USEA*、*EAEA*、*EXRATE* のレベル変数に Johansen の共和分検定を施す。検定方法にはトレース統計量に基づく検定と最大固有値統計量に基づく検定の 2 種類がある

が、この場合、検定結果が一致するとは必ずしも限らない。また、VARを

$$\Delta y_t = \gamma_1 + \gamma_2 t + A(B'y_{t-1} - \text{const} - \delta t) + \Gamma \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

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

と置いたとき、共和分方程式中の定数 *const* や確定的トレンドの係数 δ 、さらには共和分関係の外にあるデータのドリフト項 γ_1 やトレンド項 γ_2 がモデルに含まれるか否かによっても検定統計量は異なってくる⁷⁾。これら結果の一覧を示すと附表第4-a表のごとくであり、共和分関係の個数は0~2となる。

ところで、単位根検定で *JPEA* と *EAEA* は10%まで有意水準を緩めると *I(0)* であったから、*USEA* と *EXRATE* の2変数に限定して Johansen の共和分検定を施すと、附表第4-b表のような結果を得る。したがって、これより *I(1)* のレベル変数は共和分の関係にないものと看做し得る。

かくして本ベイジアンVARでは、

$$y_t = (EAJP_t, \Delta JPEA_t, EAUS_t, \Delta USEA_t, \Delta EAEA_t, \Delta EXRATE_t)'$$

$$t = 1985 \sim 2016$$

なる6系列の定常時系列変数を採り上げ、マルコフ連鎖モンテカルロ法によりベイズ推定する。ただし、ラグの長さは赤池の情報量基準(AIC)から2期とする。

IV 推計結果

前章で定式化したベイジアン・ベクトル自己回帰モデルを基に、本章においてマルコフ連鎖モンテカルロ法により東アジア新興経済圏と日米との圏内外貿易フロー時系列統計データを用いて推計し、その結果を検証する。

1 BVAR推計

a ベイジアン・ベクトル自己回帰モデル

かくして、東アジア新興経済圏と日米との圏内外貿易フロー・データを基に、Litterman事前分布ならびに正規-Wishart事前分布を設定し、さらに同一分布を共役分布としてマルコフ連鎖モンテカルロ法によりベイズ推定すると、附表第5表のような結果を得る。双方の推計結果を比較すべく、式の決定係数や標準誤差、また係数推定値のゼロ制約を検定するためのF値など関連統計量を見ると、正規-Wishart事前設定の方が推計結果の成績は概して良く、また各係数推定量のt値も正規-Wishart事前設定の方が概ね良好である。したがって、本稿では正規-Wishart事前設定による推計結果を採用し分析する。

b 逐次的識別制約

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が経済システム全体へそれぞれ独立していかなる動学的な影響を及ぼし合うかという側面を把握することは主要な分析アイテムである。その際、経済変数がk個の構造ショック $\varepsilon \sim N(0, \Sigma_\varepsilon \otimes I_k)$ において、構造ショック共分散行列 $\Sigma_\varepsilon (k \times k)$ 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¹⁾。これに対し、例えばSims²⁾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」を提唱した。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ことが提案されている。本ベイジアンVARのインパルス応答計算においても、変数間の“逐次的”依存関係を仮定して以下のごとく「コレスキー順序」を決め、コレスキー分解による共分散行列の下三角行列化を図る。すなわち、
 $DUM1, DUM2, \Delta EXRATE, \Delta JPEA, \Delta USEA, \Delta EAEA, EAJP, EAUS$
 とする³⁾。

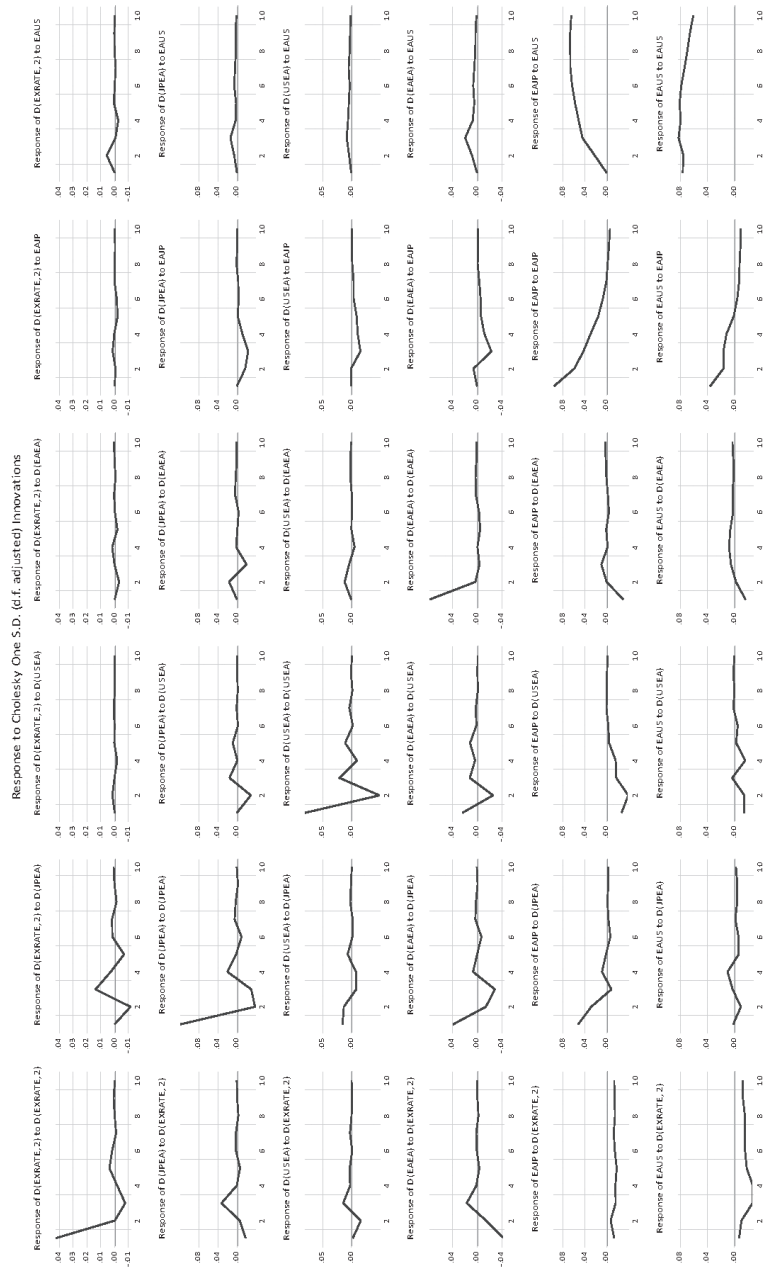
c インパルス応答

これら「コレスキー順序」に基づいて、インパルス応答、すなわち各構造ショックが1標準偏差だけ他の構造ショックとは独立してモデル体系に与えられたとき、東アジア新興経済圏をハブとしつつそれに日米の加わった貿易フローが全体としていかなる動学的偏倚を辿るか、ベイジアンVARモデルそれ自身で“複製”してみる。

これらインパルス応答結果を図示すれば第3図・第4図のごとくである。第3図は「単純」インパルス応答グラフであり、第4図は「累積」インパルス応答グラフである。いずれも横にEXRATE（為替レート）やJPEA, USEA, EAEA, EAJP, EAUSの貿易フローを各構造シ

ヨック順に並べ、縦に各構造ショックが与えられた系列を同じ順序で並べる。また、第5図は、それらグラフのうちJPEAの構造ショックに対するJPEA, EAEA, EAJPの累積インパルス応答グラフを、第6図はEAEAの構造ショックに対するEAEA, EAUSの同じく累積インパルス応答グラフを採り上げる。

第3図 インパルス応答：単純ケース

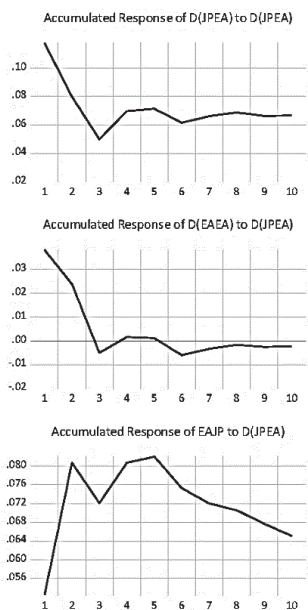


第4図 インパルス応答：累積ケース



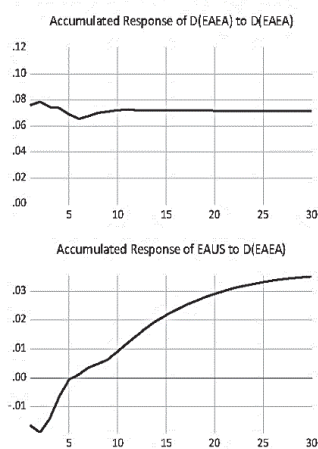
第5図 JPEA 構造ショックの累積インパルス応答

Accumulated Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations



第6図 EAEA 構造ショックの累積インパルス応答

Accumulated Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations



d 分散分解

さらにベイジアンVARの予測誤差に上述コレスキー順序のもと分散分解を施す。この分散分解により、各貿易フローの変動が他の貿易フローの変動によって例えば10期程度に亘りどの程度説明されるかを知ることが可能となる。行方向の合計は100.0として計算される。結果は附表第6表に示されるごとくである。

(i) 日本や米国から東アジア新興経済圏への輸出 (i. e. *JPEA*, *USEA*) は、東アジア通貨危機の影響を極めて強く受けている。他方、*EAUS* すなわち東アジア新興経済圏から米国への輸出は、当然のことながらリーマンショック、すなわち米国サブプライム・ローン市場の混乱に端を発した金融危機の影響を強く受けている。

(ii) *JPEA* や *USEA* は他の貿易フローに影響される割合が低い。したがって、日本や米国から東アジア新興経済圏への輸出が他の貿易フローに先行して自律的に決まると考えられる。

(iii) *EAEA* の変動は他の貿易フローの変動に大きく影響されている。中でも日本からの輸出変動の貢献度が高い。したがって、東アジア新興経済圏の域内貿易は日本からの輸出に依存する部分が多いと言える。換言すれば、東アジア新興経済圏は最終需要地としてのウェイトは低く、日本企業の生産拠点としての役割が大きいとも言える。

(iv) *EAJP* は *EAUS* の影響を強く受けている。本分析では東アジア新興経済圏をハブとして最終需要国である米国への貿易フローは *EAUS* のみで考えている。しかしながら、日本から中間財や資本財などが生産拠点である同経済圏へ輸出され、そこで加工・組み立てがな

された後に日本に向けて輸出され、必要であればさらに手加えられて最終製品・完成品として日本から米国へ輸出されるという貿易フローも存在する。したがって、*EAJP* と *EAUS* との上述関係はこれら動向が反映しているものと推察される。

(v) 米ドル為替レートの変動は東アジア新興経済圏の域内貿易変動 (i. e. *EAEA*) に最も強く影響を及ぼしている。同経済圏における域内貿易は、通常自国通貨建て名目輸出入価格に対する米ドル建て表示で行われている。したがって、*EAEA* が米ドル為替レートの変動を一番大きく受けることになる。

2 分析結果

上述 d 項の予測誤差に対する分散分解結果を踏まえつつ先のインパルス応答分析から導かれる内容は以下のごとくである。

第 3 図～第 5 図で示されるように、*JPEA* に構造ショックが与えられると、それに応じて *EAJP* が比較的に早い段階で増大する。これは日本から東アジア新興経済圏へ輸出が増加すると、その後時間を置かずに同経済圏から日本へ輸出が増加することを意味する。その背景としては上述したごとく、本邦企業が生産拠点を ASEAN を中心とする東アジア新興国に移転させた結果、先ず日本から中間財（加工品・部品）や資本財などが輸出され、その後東アジアで即効率良く加工・組み立てがなされて最終財として日本に向けて輸出されるという一連の生産プロセスの構築が反映していると考えられる。また、同じく *JPEA* に構造ショックが与えられても、域内の輸出入、すなわち *EAEA* には余り大きな変動はなく、当初は増加しても短時間でその影響は消滅し、その後はほぼゼロの近辺に収束する。これは、日本から東アジア新興経済圏への輸出が増加するとき、“域内貿易”の影響には直接には限定的でむしろ国内の“生産活動”の活発化に貢献すると思われる。

しかしながら、一方において *EAEA* に構造ショックが加わると一定期間を経て *EAUS* が飛躍的に拡大していくが（第 3 図・第 4 図並びに第 6 図参照）、こうした動きは以下のような東アジアにおける生産ネットワークの最近に至るまでのダイナミックな展開に基づくものと考えられる。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、情報通信技術の革命的発展により、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ならしめた。このため、東アジア新興国の多国籍企業は、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）といった生産主体の分解・再構成そのものが、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東アジア新興国で機能し続けてきている。それゆえ、東アジア新興経済圏の各国がそれぞれ生産工程ごとないしは事業段階ごとに比較優位を持ち、圏内でこうした“分業体制”が働くことにより、生産活動が活発化すると域内貿易が拡大すると同時に、素材→

中間財（加工品・部品）→最終製品の完成までの多段階の工程を経て最終需要地＝米国への輸出が増大する。

ところで、*EAUS*に構造ショックが与えられと *JPEA*, *USEA*, *EAEA*, *EAJP* などすべての貿易フローがプラスの影響を受けることが第4図6列目より見て取れる。これは米国が東アジア新興経済圏にとって最大の最終需要地であるためと解される。例えば米国の資本財需要が高まると、東アジア新興国の製造業は米国に向けて輸出を増加させるために生産を一斉に拡大させるが、それゆえ圏内の国際分業体制のもと、素材、中間財（加工品・部品）、資本財などを調達するべく域内貿易を活発化させる。また、一部日本からも中間財や資本財などを輸入する。加えて、米国からの東アジア新興経済圏向け輸出も増大するが、これは日本と同様、米国にとっても東アジア新興経済圏が生産拠点として機能していることを示唆するものである。かくして東アジア新興経済圏から米国に向けての資本財輸出増は、累積インパルス応答が一様な右上がりの曲線で示されるごとく、相互作用的に拡大する好循環（virtuous cycle）を生み出す。

最後に貿易フローと為替レートとの関連を見ておこう。

*EXRATE*に構造ショックが与えられたとき、*JPEA*, *USEA* への影響は中長期的には限定的である。これは日米にとって生産拠点を置く東アジア新興経済圏への輸出に関しては、短期的には為替レート変動リスクへの懸念はあるも、むしろ中長期的戦略に立って米国の市場確保を狙いつつ生産拡大に伴う中間財（加工品・部品）や資本財などの輸出を増やす経営判断が優先するからであろう。しかしながら、*EXRATE*の変動は *EAEA*, *EAJP*, *EAUS* には影響を及ぼす。第4図の1列目において、*EXRATE*の構造ショックは *EAEA*, *EAJP*, *EAUS*の累積インパルス応答曲線を低下させ、とりわけ *EAEA* 曲線のゼロ軸からの落ち込み幅は大きい。これは東アジア新興国における国内企業製品の輸出価格は多くの場合自国通貨建てで設定され（i. e. 生産者通貨建て価格設定、Producers' Currency Pricing）⁴⁾、したがって自国通貨建て名目輸出価格はたとえ一定であっても、例えばニューメレールとしての米ドル名目為替レートが増価すると日米向けやとりわけ域内での米ドル建て名目輸出価格は下落せざるを得ない状況を反映している。

V 結び

A S E A N (東南アジア諸国連合) を中心とする東アジア新興国は長期に亘り急速な経済発展を遂げた。1997 年半ばには国際通貨危機が、そして 2008 年秋にはリーマンショック危機が襲ったが、そうした破壊的な大危機も無事克服した。同圏の経済面をベースに進展する域内協力関係は、深化した経済統合体を実現させた。世界はこれら経済圏に多大の関心を寄せ、とりわけ日米はヒト、モノ、カネ、技術などで強い結び付きを深めることとなった。これら広範囲且つ複雑な高度の生産ネットワークは、今日“グローバル・バリュー・チェーン”(G V C s) として機能し続けている。加えて、同経済圏はこれら G V C s の進展の下、国際的な知的連携を密にしつつ「技術革新」を創出するところの所謂“イノベーション拠点群”の形成にも成功した。すなわち、単に人件費が安いだけの生産工場からより高付加価値の技術力を有する生産拠点への脱皮だ。

そこで、本稿において、東アジア新興経済圏の域内ならびに日米との域外貿易フローに関する時系列データを基に、マルコフ連鎖モンテカルロ法を適用したベイジアン・ベクトル自己回帰モデルの計量的手法によって同経済圏の「ハブ機能」に関する特色を検証した。その結果、以下の点が明らかとなった。

(i) 日本から東アジア新興経済圏へ輸出が増加するとき、時間を置かず同経済圏から日本へ輸出が増加する。また、一定の期間を経て米国への輸出も増加する。その背景としては、本邦企業が生産拠点を東アジア新興国に移転させた結果、先ず日本から中間財(加工品・部品)や資本財などが輸出され、しかる後に東アジアで即効率良く加工・組み立てがなされて最終財として日本や米国に向けて輸出されるという一連の生産プロセスの構築が反映していると考えられる。

(ii) 東アジア新興経済圏の域内貿易が増加すると、一定期間を経て米国への輸出が飛躍的に拡大する。これは、同経済圏の各国がそれぞれ生産工程ないしは事業段階ごとに比較優位を持ち、こうした国際的な“分業体制”が有効に働くことによるものと解される。すなわち、生産活動が活発化すると先ず域内で生産に必要な財サービスの国際間取引が拡大すると同時に、素材→中間財→最終製品・完成品までの多段階の工程を経て最終需要地＝米国への輸出が増大すると考えられる。

(iii) 東アジア新興経済圏から米国へ輸出が増加すると、すべての貿易フローがプラスの影響を受け、さらにそれがまた米国への輸出増を誘発するという好循環(virtuous cycle)が齎される。これは米国が東アジア新興経済圏にとって最大の最終需要地であると同時に、日本同様、米国にとっても同経済圏が生産ネットワークに組み込まれた生産拠点として機能しているためでもあると解される。

(iv) 為替レートが変動するとき、日米からアジア新興経済圏への輸出に対する影響は中長期的には限定的である。これは日米企業にとって短期的には為替レートの変動リスクに対応するも、中長期的には米国の市場確保を狙いつつ生産拡大に伴う財サービス等の輸出

を増やすような経営戦略・経営判断が優先するためと思われる。

(v) ただし、為替レートの変動はアジア新興経済圏から域内・域外への輸出に対しては影響を及ぼす。これは東アジア新興国における国内企業製品の輸出価格の多くは自国通貨建てで設定され (i. e. 生産者通貨建て価格設定、Producers' Currency Pricing) 、したがって自国通貨建て名目輸出価格はたとえ一定であっても、ニューメレールとしての米ドル名目為替レートが増価すると、とりわけ域内での米ドル建て名目輸出価格は下落せざるを得ないからであろう。

日米主要企業は、今日ビジネスのグローバル化に伴う積極的な海外移転策により生産拠点を広く東アジア新興経済圏に展開する。とりわけ中長期的視点に立って欧米の最終市場を見据えつつより深化した高度の生産ネットワーク構築を積極的に推し進めている。それら企業にとっては、各生産工程がたとえ物理的・地理的に離れていても進歩する情報通信技術により一つの事業プロセスとして管理・統括することは十分可能となった。加えて東アジアの多様性を活かした各国の比較優位をベースに、生産工程単位ないしは事業段階単位で国際分業化が促進される。こうした国境というバリアーを超越した多国籍企業的経営戦略——グローバル・バリュー・チェーンの構築・発展——に加え、国際的な知的連携を密にすることによって達成される“イノベーション拠点群”、すなわち、高付加価値の先端的・革新的技術を創出ないしは保持する生産拠点群としての進化は、かつての“東アジアの奇跡”の再来に向け今後とも益々その必要性を増して来ることになるであろう。

注

第 I 章

- 1) World Bank (1993) Overview.
- 2) *ibid.* title.
- 3) 安藤 (2016)、加藤/水沼 (2013)、吉富 (2003) 第 4 章、渡邊/岡田 (2018) 第 I 章、Koopman et al. (2010)、UNCTAD (2013) pp.175-210、ASEAN-Japan Center (2017)。
- 4) 伊藤 (2016)、戸堂/柏木 (2017)、Koopman et al. (2010)。
- 5) 本稿のような問題意識に立って一般的な VAR モデルにて分析した先行研究として磯貝/森下/ルッファー(2002)が挙げられる。本稿作成に際しても同論文を参考にした。

第 II 章

- 1) World Bank (1993).
- 2) 渡辺 (1996)。
- 3) 鄭 (1997) pp.17-21。
- 4) 谷内 (1997) 第 1 章。
- 5) 青木他 (1997), World Bank (1993)。
- 6) 岡田 (2001) pp.131-132、田坂 (1996) 第 1 章・第 3 章。
- 7) 岡田 (2001) pp.150-152、安中/三平 (1995) 第 5 章。
- 8) 鄭 (1996) 。
- 9) 吉富 (2003), Yoshitomi et al. (2001) (2003)。
- 10) *ibid.*
- 11) トラン (2003) 。
- 12) *ibid.*
- 13) 磯貝/森下/ルッファー (2002)、深尾 et al. (2003)、経済産業省 (2004) 第 3 章、ditto (2005) 第 2 章、吉富 (2003) 第 4 章、Okamoto (2005a) (2005b)。深尾 et al. は東アジア域内の貿易を、(i) 一方向貿易 (産業間貿易)、(ii) 垂直的産業内貿易、(iii) 水平的産業内貿易、に分類し、1996 年～2000 年の期間を分析した結果、東アジア 10 域内で垂直的産業内貿易が拡大したと結論付けている。その要因としては、①東アジア地域の各国・地域間には非常に大きな所得格差 (すなわち要素価格の差) が存在することが生産工程ごとに立地の優位性を追求しつつ国際的選択と集中をもたらし、垂直的産業内貿易を拡大させていること、②東アジア地域の消費者の嗜好が多様であって且つ必ずしも同質化されないため、水平的産業内貿易が少ないこと、を挙げている。
- 14) Balassa (1965)。
- 15) 磯貝/森下/ルッファー (2002)、三浦 (2016)、唱新 (2016)、内田/桑森/玉村 (2014)、久永 (2015)、山田 (2011)。

- 16) 安藤 (2016)、加藤/水沼 (2013)、吉富 (2003)第4章、渡邊/岡田 (2018) 第I章、ASEAN-Japan Center (2017)、Koopman et al. (2010)、UNCTAD (2013) pp.175-210。
- 17) 伊藤 (2016)、Koopman et al. (2010)。
- 18) 戸堂/柏木 (2017)。

第三章

- 1) 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) ベイジアン・ベクトル自己回帰モデル (BVAR) の概要に関しては、Hamilton (1994) Chap.12, Geweke (1989), IHS Markit (2017) pp.732-754に拠る。なお、BVARに応用したベイジアン・マルコフ連鎖モンテカルロ法に関しては本稿補論1「ベイジアン・マルコフ連鎖モンテカルロ法」を参照。
- 3) Litterman (1986), Doan et al. (1984)。
- 4) 大森/渡部 (2008), 古澄 (2008), IHS Markit (2017) pp.732-753。
- 5) k 次元 Wishart 分布 $W(\nu, X)$ (ただし ν は自由度にて $\nu \geq k$, 且つ $X \in R^{k \times k}$ は対称な正値定符号行列) の確率密度関数 $P(X)$ ならびに期待値 $E(X)$ を示せば以下の通りである (Nydic (2012))。なお、 $|A| = \det A = \sum_{i=1}^{j=k} a_{ij} A_{ij}$ ならびに $trA = \sum_{i=1}^k a_{ii}$ とする。

$$\text{確率密度関数: } P(X) = \frac{|X|^{\frac{\nu-k-1}{2}}}{2^{\frac{\nu k}{2}} |\Sigma|^{\frac{\nu}{2}} \Gamma_k\left(\frac{\nu}{2}\right)} \exp\left\{-\frac{1}{2} tr(\Sigma^{-1} X)\right\}$$

$$\text{ただし } \Gamma_k\left(\frac{\nu}{2}\right) \equiv \pi^{-\frac{\nu(\nu-1)}{4}} \prod_{j=1}^k \Gamma\left(\frac{\nu+1-j}{2}\right), \quad (\Gamma: \text{ガンマ関数})$$

$$\text{期待値: } E(X) = \nu \Sigma$$

- 6) URL:<http://www.rieti-tid.com/> (2018/08/19 最終閲覧)。
- 7) 松浦/マッケンジー (2012) 第9章、森棟 (1999), Johansen (1988) (1991), ditto/ Juselius (1990)。

第四章

- 1) 宮尾 (2006) pp.20-21。
- 2) Sims (1980) (1986) (1992)。
- 3) 3番目以降の各変数の順序を適宜変更してインパルス応答結果を比較してみたが、それら結果にはそれほど大きな差異は出なかった。
- 4) 生産者通貨建て価格設定 (PCP) に関しては市場別通貨建て価格設定 (PTM) とともに岡田 (2009) 第5章参照。

補論

- 1) 本補論をまとめるに際しては、大森 (2001) (2007)、大森/渡部 (2008)、古澄 (2008)、中妻 (2007)、和合 (1998) (2007)、渡部 (1999)、Kendall (2005)、Robert/Casella (2004) を参考にした。
- 2) 古澄 (2008) pp. 277-278。
- 3) ibid. p. 278
- 4) ibid. pp. 278-279.
- 5) ibid. p. 279, 大森 (2001) p. 312。
- 6) 中妻 (2007) p. 138。
- 7) 大森 (2001) (2007), 大森/渡部 (2008), 中妻 (2007)。
- 8) マルコフ連鎖の収束条件は、多くの応用例で満たされていることが分かっている (大森 (2007) p. 707)。
- 9) 大森/渡部 (2008) pp. 229-231, 古澄 (2008) pp. 290-291。
- 10) (α, β) をパラメータとする逆ガンマ分布の確率密度関数は

$$\pi(x|\alpha, \beta) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{-(\alpha+1)} \exp\left(-\frac{\beta}{x}\right) \quad x > 0, \quad \alpha > 0, \quad \beta > 0$$

$$\text{ただし、} \Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx$$

で定義され、 $X \sim IG(\alpha, \beta)$ と表記される。 $X \sim IG(\alpha, \beta)$ であれば、 $X^{-1} \sim G(\alpha, \beta)$ であるから、逆ガンマ分布からのサンプリングは、したがって、ガンマ分布からサンプリングして逆数をとればよいことが分かる。ところで、線形回帰式がベクトル自己回帰式 (VAR) のような場合には誤差項は $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$ ではなくて $\varepsilon \sim N(0, \Sigma_\varepsilon \otimes I_n)$ (\otimes はクロネッカー積) で定義される。したがってこの場合は誤差項の共分散行列 Σ_ε に関しては、その逆行列 Σ_ε^{-1} に対し共役分布は一変数逆ガンマ分布ではなく多変数逆ガンマ分布である逆 Wishart 分布が適用される。

参考文献

- 青木昌彦/金澄基/奥野正彦編（白鳥正喜監訳）（1997）『東アジアの経済発展と政府の役割』日本経済新聞社
- 安藤光代（2016）「東アジアの生産ネットワーク—域内での深化と域外との結びつき—」木村福成他『東アジア生産ネットワークと経済統合』慶應義塾大学出版会、第3章
- 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
- 伊藤由紀希子（2016）「多国籍企業の海外進出決定要因—生産性の差異はなぜ重要なのか—」木村福成他『東アジア生産ネットワークと経済統合』慶應義塾大学出版会、第7章
- 内田陽子/桑森啓/玉村千治（2014）「東アジアの比較優位構造—RCA指数およびRSCA指数による分析—」『調査研究報告書』第4章、アジア経済研究所
- 大森祐浩（2001）「マルコフ連鎖モンテカルロ法の最近の展開」『日本統計学会誌』第31巻第3号 pp. 305-344
- （2007）「マルコフ連鎖モンテカルロ法」蓑谷千鳳彦/縄田和満/和合肇編著『計量経済学ハンドブック』朝倉書店 pp. 699-723
- /渡部敏明（2008）「MCMCとその確率的ボラティリティモデルへの応用」国友直人/山本拓監修『21世紀の統計科学Ⅰ：社会・経済の統計』東京大学出版会 pp. 223-266
- 岡田義昭（2001）『国際金融：理論と政策』法律文化社
- （2009）『開放経済下の新マクロ経済分析』成文堂
- 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』
- 古澄英男（2008）「マルコフ連鎖モンテカルロ法入門」国友直人/山本拓監修『21世紀の統計科学Ⅲ：数理・計算の統計科学』東京大学出版会 pp. 271-304
- 唱新（2016）「中国・ASEANの経済発展と『東アジアトライアングル』の新基軸」『東アジア論壇』第12号
- 田坂敏雄（1996）『パーツ経済と金融自由化』御茶ノ水書房
- 谷内満（1997）『アジアの成長と金融』東洋経済新報社
- 鄭章淵（1996）「韓国外資導入政策の再検討」『岐阜経済大学論集』第29巻第4号
- （1997）「『東アジア経済発展論』の構築とその射程—開発経済学の議論を中心に—」『岐阜経済大学論集』第31巻第2/3号
- 独立行政法人経済産業研究所『RIETI-TID2016』URL:<http://www.rieti-tid.com/>
（2018/08/19 最終閲覧）

- 戸堂康之/柏木柚香 (2017) 「グローバルな企業ネットワークから見た日本企業の現状」『RIETI Policy Discussion Paper Series』 17-P-004、経済産業研究所
- トラン・ヴァン・トゥ (2003) 「東アジアの貿易・投資動向と国際分業の進展」内閣府・経済社会総合研究所 (URL:<http://www.esri.go.jp/jp/tie/ea/ea3.pdf>) (2005/12/18 最終閲覧)
- 中妻照雄 (2007) 『入門ベイズ統計学』朝倉書店
- 久永忠 (2015) 「貿易構造変化と東アジアの比較優位構造の国際比較」『経済学研究』 第 65 巻第 1 号、pp. 137-155、北海道大学
- 深尾京司/石戸光/伊藤恵子/吉池喜政 (2003) 「アジアにおける垂直的産業内貿易と直接投資」『RIETI Discussion Paper Series』 03-J-009、経済産業研究所
- 松浦克己/コリン・マッケンジー (2012) 『E Views による計量経済分析 [第 2 版]』東洋経済新報社
- 三浦有史 (2016) 「東アジアの相互依存と競争関係はどのように変わったか—付加価値貿易統計からみた日中韓の比較優位—」『J R I レビュー』 Vol. 3, No. 33、日本総合研究所
- 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
- 森棟公夫 (1999) 『計量経済学』東洋経済新報社
- 安中章夫/三平則夫編 (1995) 『現代インドネシアの政治と経済』アジア経済研究所
- 山田裕 (2011) 「高度化する東アジア地域の国際分業構造に関する分析」『Discussion Paper Series』 No. 153、中央大学経済研究所
- 吉富勝 (2003) 『アジア経済の真実』東洋経済新報社
- 和合肇 (1998) 「ベイズ計量経済分析における最近の発展」『日本統計学会誌』 第 28 巻 第 3 号 pp. 253-305
- (2007) 「ベイジアン計量経済学」蓑谷千風彦/縄田和満/和合肇編著『計量経済学ハンドブック』朝倉書店 pp. 665-698
- 渡邊隆俊/岡田義昭 (2018) 「東アジア貿易の構造的変移」『地域分析』 第 56 巻 第 2・3 合併号、愛知学院大学産業研究所
- 渡辺利夫 (1996) 『開発経済学 第 2 版』日本評論社
- 渡部洋 (1999) 『ベイズ統計学入門』福村出版
- ASEAN-Japan Center (2017), *Global Value in ASEAN: A Regional Perspective*, Paper 1, ASEAN Promotion Center on Trade, Investment and Tourism
- Balassa, B (1965), “Trade Liberalisation and Revealed Comparative Advantage,” Manchester School of Economic and Social Studies, Vol. 33, pp. 99-123
- Doan, T., R. Litterman and C.A. Sims (1983), “Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions,” *Working Paper* No. 1202, National Bureau of Economic Research

- Geweke, J. (1989), "Bayesian Inference in Econometric Models Using Monte Carlo Integration," *Econometrica*, Vol. 57, pp. 1317-39
- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press
- IHS Markit (2017), *EViews 10 User's Guide II*, Chap. 40, pp. 732-753
- International Monetary Fund (2017), *International Financial Statistics*, CD-ROM 版
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* Vol. 12, pp. 231-254
- (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica* Vol. 59, pp. 1551-1580
- and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* Vol. 52, pp. 169-210
- Kendall, W.S. (2005), *Markov Chain Monte Carlo: Innovation and Applications*, Lecture Notes Series, Institute for Mathematical Sciences, World Scientific Singapore
- Koopman, R., W.M. Powers, Z. Wang, and S-J. Wei (2010), "Give Credit Where Credit is Due: Tracing Value Added in Global Production Chains," *Working Paper* No. 16426, National Bureau of Economic Research
- Litterman, R.B. (1985), "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions—Five Years of Experience," *Research Department Working Paper* 274, Federal Reserve Bank of Minneapolis
- Nydick, S.W. (2012), "The Wishart and Inverse Wishart Distributions," URL: <https://pdfs.semanticscholar.org/ac51/> (2013/07/22最終閲覧)。
- 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*
- Robert, C.P. and G. Casella (2004), *Monte Carlo Statistical Methods*, Second Edition, Springer
- 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
- UNCTAD (2013), *World Investment Report 2013: Global Value Chains: Investment and Trade for Developments*, United Nations

World Bank (1993), *The East Asian Miracle*, Oxford U.P.

Yoshitomi, M. and S. Shirai (2001), “Designing a Financial Market Structure in Post-Crisis Asia,” *Working Paper* No.15, Asian Development Bank Institute
—— and ADBI Staff (2003), *Post-Crisis Development Paradigms in Asia*, Asian Development Bank Institute

補論 ベイジアン・マルコフ連鎖モンテカルロ法

本補論において、本稿のパラメータ推計で用いた統計手法である「マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法」を概観する¹⁾。

1 BI-MCMC 法

マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定 (The Bayesian Inference with a Markov Chain Monte Carlo Method; BI-MCMC) とは、

- (a) 事前分布 $\pi(\theta)$ を設定する、
 - (b) 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 $f(\theta | data)$ から θ の確率標本 (モンテカルロ標本) を生成する (サンプリング)、
 - (c) これらサンプリングされた値を用いて未知パラメータ θ を求める、
- という一連の手続きで計算される。

2 ベイズ推定

ベイズの定理にしたがえば、 θ を未知パラメータ、 x を観測データとしたとき、

$$(1) \quad f(\theta | x) = \frac{g(x | \theta)\pi(\theta)}{\int g(x | \theta)\pi(\theta)d\theta} \propto g(x | \theta)\pi(\theta)$$

すなわち、事後分布 \propto 尤度関数 \times 事前分布で表せる。ここで、ある尤度関数 g に対して事前分布 π と事後分布 f が同じ形状の確率分布となれば扱いやすくなる。これを共役分布 (conjugate distribution) と称する。

3 マルコフ連鎖

確率変数列 $\{X_n\} (\forall n \in \{0, 1, 2, \dots\})$ が状態空間 Ω で一定の値をとるとき、

$$(2) \quad \Pr(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n, X_{n-1} = x_{n-1}, \dots, X_0 = x_0) = \Pr(X_{n+1} = x_{n+1} | X_n = x_n)$$

であるならば、 $\{X_n\}$ はマルコフ連鎖と称される。すなわち、 $n+1$ 期における条件付確率分布が時点 n よりも以前の履歴には依存しない確率過程がマルコフ性 (Markov property) と呼ばれるものである。さらに (2) 式の条件付確率が n から独立のなとき (i. e. 斉時的 (time-homogeneous))、

$$(3) \quad \Pr(X_{n+1} = x_j | X_n = x_i) = p(i, j), \quad i, j = 1, 2, \dots, k, \quad \forall n \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

$$p(i, j) \geq 0, \quad \sum_{j=1}^k p(i, j) = 1$$

と表し、これを推移確率と称する。さらにこの推移確率 $p(i, j)$ を第 i, j 要素とする $k \times k$ 行列 T を推移行列と称する。ここですべての $i, j (\in \{1, 2, \dots, k\})$ に対して T を n 乗した値が正、すなわち $T^n_{i,j} > 0$ となる有限の n が存在するならば、マルコフ連鎖は既約的 (irreducible) であ

るという²⁾。つぎに、状態 $i(i \in \{1, 2, \dots, k\})$ に対し、 $\{n \geq 1: T^n_{i,i} > 0\}$ で定義される集合を考える
と、これは、元の状態に戻るのに必要な時間間隔数の集合を表している。この集合の最大公約数を状態 i の周期といい、すべての状態の周期が 1 のとき、マルコフ連鎖は非周期的 (aperiodical) であるという³⁾。最後に、推移行列が T であるようなマルコフ連鎖に対して、行ベクトル $\pi = \{\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_k\}$ が

$$(4) \quad \pi = \pi T$$

$$\text{ただし } \pi_i \geq 0 \quad (i \in \{1, 2, \dots, k\}), \quad \sum_{i=1}^k \pi_i = 1$$

を満たすとき、 π は T の不変分布 (invariant distribution) であるという⁴⁾。かくして次の定理が成り立つ⁵⁾。

マルコフ連鎖の収束定理：

マルコフ連鎖 $\{X_0, X_1, \dots\}$ が既約的かつ非周期的であるとき、その推移行列を T とする。さらに π が T の不変分布であれば、 π^n が任意の初期分布 π^0 から出発して $n \rightarrow \infty$ で不変分布に収束する、すなわち、 $\frac{1}{2} \sum_{i=1}^k |\pi_i^n - \pi_i| \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty)$ となる。

こうして、不変分布が目標分布となるようにマルコフ連鎖を構成することにより、適当な初期値から始めて十分な回数の連鎖の反復をしていくとき、マルコフ連鎖の確率標本を目標分布からの確率標本とすることができる。

さらにまた、マルコフ連鎖の不変分布に対しては以下のような性質が存在する⁶⁾。

マルコフ連鎖における大数の法則：

マルコフ連鎖に従う標本 $\{X_0, X_1, \dots\}$ の標本平均、標本分散、標本中央値などは、標本数を無限大にすると不変分布の平均、分散、中央値などに確率 1 で収束する。

したがって、マルコフ連鎖により十分多くの乱数生成を行ったあとの確率標本分布 X_n を基に平均、分散、中央値を計算すれば、これらは不変分布の平均、分散、中央値などとみなすことが可能となる。

4 ギブス・サンプラー (Gibbs sampler)

上述したマルコフ連鎖モンテカルロ法のアルゴリズムとしては、今日①メトロポリス-ヘイスティングス・アルゴリズム (Metropolis-Hastings algorithm)、②データ拡大法 (data augmentation method)、③ギブス・サンプラー (Gibbs sampler) などが利用される⁷⁾。ここではギブス・サンプラーを取り上げる。

いま、目標分布 π の確率密度関数が $\pi(\theta)$ であるとし、 θ は $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_k)$ といくつかのベクトルに分割できるとする。ベイズ推定においては、 θ は未知パラメータであり、また $\pi(\theta)$ はその事後確率密度関数となっている。このとき、

- 1) 初期値 $\theta^0 = (\theta_1^0, \theta_2^0, \dots, \theta_k^0)$ を決める。
- 2) $n = 0, 1, 2, \dots$ に対して以下を繰り返す。
 - (i) θ_1^{n+1} を $\pi(\theta_1^{n+1} | \theta_2^n, \dots, \theta_k^n)$ から発生させる。
 - (ii) θ_2^{n+1} を $\pi(\theta_2^{n+1} | \theta_1^{n+1}, \theta_3^n, \dots, \theta_k^n)$ から発生させる。
 - ⋮
 - (k) θ_k^{n+1} を $\pi(\theta_k^{n+1} | \theta_1^{n+1}, \dots, \theta_{k-1}^{n+1})$ から発生させる。

こうして逐次的に得られた $\theta^0, \theta^1, \theta^2, \dots$ は、 n が十分大なるとき、同時事後分布からのサンプリングと見なし得るから、

$$(7) \quad T(\theta^n, \theta^{n+1}) = \pi(\theta_1^{n+1} | \theta_2^n, \dots, \theta_k^n) \times \prod_{j=2}^{k-1} \pi(\theta_j^{n+1} | \theta_1^{n+1}, \dots, \theta_{j-1}^{n+1}, \theta_{j+1}^n, \dots, \theta_k^n) \\ \times \pi(\theta_k^{n+1} | \theta_1^{n+1}, \dots, \theta_{k-1}^{n+1})$$

を推移核とするマルコフ連鎖であり、したがって、マルコフ連鎖の収束条件が満たされているならば⁸⁾、「収束定理」から θ^n の分布は $n \rightarrow \infty$ で $\pi(\theta)$ を確率密度関数とする分布 (i. e. 不変分布) に収束する。この収束するまでの期間は稼働検査期間 (burn-in period) と呼ばれるものである。さらにこれら実際の繰り返し計算で、いつ標本が不変分布へ収束するかという収束判定に関しては、得られた標本の時系列プロットによる方法のほか、標本から統計量を計算して収束を判定する方法も数多く提案されている⁹⁾。

5 回帰モデルへの BI-MCMC 法の応用

ここで次のような多変数線形回帰モデルを考える。

$$(8) \quad y = X\beta + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

ただし $y = (y_1, \dots, y_n)'$: 確率変数で被説明変数ベクトル
 $X = (x_1, \dots, x_n)'$ & $x_i = (1, x_{2i}, \dots, x_{ki})'$: 既知の定数で説明変数行列
 $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$: 未知のパラメータで回帰係数ベクトル
 ε : n 変量正規分布に従う確率変数で攪乱項、 I_n は n 次元単位行列、
 σ^2 は攪乱項の分散スカラー

このとき尤度関数は、

$$(9) \quad f(y|\beta, \sigma^2) = \frac{1}{(\sigma\sqrt{2\pi})^n} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(y-X\beta)'(y-X\beta)\right\}$$

となる。また β, σ^2 の事前分布をそれぞれ $\beta \sim N(b_0, B_0)$ (正規分布)、 $\sigma^2 \sim IG(\frac{n_0}{2}, \frac{S_0}{2})$ (逆ガンマ分布¹⁰⁾) に独立して従うと仮定すれば、同時事前分布は

$$(10) \quad \pi(\beta, \sigma^2) = \pi(\beta)\pi(\sigma^2) \\ \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta-b_0)'B_0^{-1}(\beta-b_0)\right\} \times (\sigma^2)^{-\frac{(n_0+1)}{2}} \exp\left\{-\frac{S_0}{2\sigma^2}\right\}$$

となる。これより同時事後分布は

$$(11) \quad \pi(\beta, \sigma^2 | y) \propto (\sigma^2)^{-\frac{(n_0+1)-n}{2}} \exp\left\{-\frac{S_0 + (y-X\beta)'(y-X\beta)}{2\sigma^2}\right\} \\ \times \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta-b_0)'B_0^{-1}(\beta-b_0)\right\}$$

となる。したがって、(11)式を平方完成法 (completion of the square) を用いて展開すれば、以下のような条件付確率分布が得られる。

$$(12) \quad \pi(\beta | \sigma^2, y) \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta-b_1)'B_1^{-1}(\beta-b_1)\right\} \\ \pi(\sigma^2 | \beta, y) \propto (\sigma^2)^{-\frac{(n_1+1)}{2}} \exp\left\{-\frac{S_1}{2\sigma^2}\right\}$$

$$\text{ただし、 } b_1 = B_1(B_0^{-1}b_0 + \sigma^{-2}X'y)$$

$$B_1^{-1} = B_0^{-1} + \sigma^{-2}X'X$$

$$n_1 = n_0 + n$$

$$S_1 = S_0 + (y-X\beta)'(y-X\beta)$$

これから、たとえば具体的計算アルゴリズムとしてのギブス・サンプラーが以下のようにして求まる。

- 1) 初期値 $\beta^{(0)}, \sigma^{2(0)}$ を決める。
- 2) $\beta^{(n)}, \sigma^{2(n)}$ ($n = 0, 1, 2, \dots$) が得られたら、
 - (i) $\beta^{(n+1)} | \sigma^{2(n)}, y \sim N(b_1, B_1)$ を発生させる。

$$\text{ただし、 } b_1 = B_1^{(n)}(B_0^{-1}b_0 + \sigma^{-2(n)}X'y), \quad B_1 = (B_0^{-1} + \sigma^{-2(n)}X'X)^{-1}$$

(ii) $\sigma^{2(n+1)} | \beta^{(n+1)}, y \sim IG\left(\frac{n_1}{2}, \frac{S_1}{2}\right)$ を発生させる。

$$\text{ただし、 } S_1 = S_0 + (y - X\beta^{(n+1)})'(y - X\beta^{(n+1)})$$

3) n を $n+1$ として 2) に戻る。これら手順を繰り返しつつ、初期値の影響を受けていそうな最初の部分のサンプリングを捨て、残りをパラメータ推計に利用する。

平方完成法：

上述(11) 式において、指数関数部分は、

$$\exp\left\{\frac{\sigma^{-2}(y - X\beta)'(y - X\beta) + (\beta - b_0)'B_0^{-1}(\beta - b_0) + \sigma^{-2}S_0}{-2}\right\}$$

であるが、ここで分子を整理すると、

$$\begin{aligned} & \sigma^{-2}\{y'y + (X\beta)'(X\beta) - 2(X\beta)'y\} + (\beta'B_0^{-1}\beta + b_0'B_0^{-1}b_0 - 2\beta'B_0^{-1}b_0) + \sigma^{-2}S_0 \\ &= \left\{\sigma^{-2}(X\beta)'(X\beta) + \beta'B_0^{-1}\beta\right\} - 2\left\{\sigma^{-2}(X\beta)'y + \beta'B_0^{-1}b_0\right\} + (\sigma^{-2}y'y + b_0'B_0^{-1}b_0 + \sigma^{-2}S_0) \\ &= \left(\beta - (\sigma^{-2}X'X + B_0^{-1})^{-1}(\sigma^{-2}X'y + B_0^{-1}b_0)\right)'(\sigma^{-2}X'X + B_0^{-1}) \\ & \quad \times \left(\beta - (\sigma^{-2}X'X + B_0^{-1})^{-1}(\sigma^{-2}X'y + B_0^{-1}b_0)\right) \\ & \quad - (\sigma^{-2}X'y + B_0^{-1}b_0)'(\sigma^{-2}X'X + B_0^{-1})^{-1}(\sigma^{-2}X'y + B_0^{-1}b_0) + (\sigma^{-2}y'y + b_0'B_0^{-1}b_0 + \sigma^{-2}S_0) \end{aligned}$$

となるから、

$$B_1^{-1} = \sigma^{-2}X'X + B_0^{-1}$$

$$b_1 = B_1(\sigma^{-2}X'y + B_0^{-1}b_0)$$

$$C = -(\sigma^{-2}X'y + B_0^{-1}b_0)'(\sigma^{-2}X'X + B_0^{-1})^{-1}(\sigma^{-2}X'y + B_0^{-1}b_0) + (\sigma^{-2}y'y + b_0'B_0^{-1}b_0 + \sigma^{-2}S_0)$$

： β に依存しない定数

と置けば、先の指数関数の部分は、

$$\exp\left\{-\frac{1}{2}[(\beta - b_1)B_1^{-1}(\beta - b_1) + C]\right\} \propto \exp\left\{-\frac{1}{2}(\beta - b_1)B_1^{-1}(\beta - b_1)\right\}$$

となる。

附表

- 1 相関係数行列
(第 1 表)
- 2 グレンジャー因果性検定
(第 2 表)
- 3 単位根検定
(第 3 表)
- 4 共和分検定
(第 4 表)
- 5 ベイジアン・ベクトル自己回帰モデル推計結果
(第 5 表)
- 6 予測誤差の分散分解
(第 6 表)

第1表 貿易フロー相関係数

	EAJP	D(JPEA)	EAUS	D(USEA)	D(EAEA)
EAJP	1.0000				
D(JPEA)	-0.2943	1.0000			
EAUS	0.9691	-0.3007	1.0000		
D(USEA)	-0.2922	0.5368	-0.2674	1.0000	
D(EAEA)	-0.3724	0.7420	-0.3418	0.6327	1.0000

資料: RIETI-TID2016より計算

第2表 グレンジャーの因果性検定

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1985 2016			
Lags: 5			
	Obs	F-Statistic	Prob.
D(USEA) ⇒ D(JPEA)	26	1.1912	0.3595
D(JPEA) ⇒ D(USEA)**		3.4393	0.0287
D(EAEA) ⇒ D(JPEA)	26	1.1940	0.3583
D(JPEA) ⇒ D(EAEA)		0.8740	0.5214
EAJP ⇒ D(JPEA)*	26	2.4650	0.0805
D(JPEA) ⇒ EAJP		0.4420	0.8124
EAUS ⇒ D(JPEA)	26	0.5795	0.7153
D(JPEA) ⇒ EAUS**		3.3168	0.0324
D(EAEA) ⇒ D(USEA)	26	1.8146	0.1704
D(USEA) ⇒ D(EAEA)		1.3491	0.2975
EAJP ⇒ D(USEA)*	26	2.3989	0.0867
D(USEA) ⇒ EAJP		0.8248	0.5512
EAUS ⇒ D(USEA)	26	0.6525	0.6643
D(USEA) ⇒ EAUS*		2.6193	0.0679
EAJP ⇒ D(EAEA)**	26	2.9188	0.0491
D(EAEA) ⇒ EAJP		1.3422	0.3000
EAUS ⇒ D(EAEA)	26	1.8998	0.1541
D(EAEA) ⇒ EAUS*		2.7178	0.0609
EAUS ⇒ EAJP	27	0.6964	0.6339
EAJP ⇒ EAUS		0.8763	0.5187

***: 1%有意水準、**: 5%有意水準、*: 10%有意水準

第3表 拡張 Dickey-Fuller 単位根検定

	レベル変数	1階階差変数
JPEA	-2.73444*	-5.32465***
USEA	-2.39965	-6.04779***
EAEA	-2.86965*	-4.32154***
EAJP	-3.71895***	-
EAUS	-5.76380***	-
EXRATE	-2.00565	-5.96293***

*** : 1%有意水準、** : 5%有意水準、* : 10%有意水準

第4-a表 共和分検定総括表(1)

Sample: 1985 2016			
Included observations: 30			
Series: JPEA USEA EAEA EXRATE			
Lags interval: 1 to 1			
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model			
Data Trend:	None	Linear	Linear
Test Type	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	Trend
Trace	1	2	2
Max-Eig	1	1	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

第4-b表 共和分検定総括表(2)

Sample: 1985 2016			
Included observations: 30			
Series: USEA EXRATE			
Lags interval: 1 to 1			
Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model			
Data Trend:	None	Linear	Linear
Test Type	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	Trend
Trace	1	2	0
Max-Eig	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

第5-a表 BVAR推計結果:Litterman Prior

Bayesian VAR Estimates								
Sample (adjusted): 1989 2016								
Included observations: 28 after adjustments								
Prior type: Litterman								
Initial residual covariance: Univariate AR								
	DUM1	DUM2	(EXRATE,; D(JPEA)	D(USEA)	D(EAEA)	EAJP	EAUS	
R-squared	0.358	0.364	0.162	0.225	0.301	0.274	0.964	0.954
Adj. R-squared	-0.576	-0.561	-1.056	-0.903	-0.715	-0.781	0.912	0.887
Sum sq. resids	2.201	2.180	0.078	0.921	0.439	0.573	0.620	0.271
S.E. equation	0.447	0.445	0.084	0.289	0.200	0.228	0.237	0.157
F-statistic	0.383	0.394	0.133	0.199	0.297	0.260	18.390	14.298

第5-b表 BVAR推計結果:Normal-Wishart Prior

Bayesian VAR Estimates								
Sample (adjusted): 1989 2016								
Included observations: 28 after adjustments								
Prior type: Normal-Wishart								
	DUM1	DUM2	(EXRATE,; D(JPEA)	D(USEA)	D(EAEA)	EAJP	EAUS	
R-squared	0.699	0.758	0.466	0.682	0.727	0.694	0.978	0.950
Adj. R-squared	0.262	0.406	-0.310	0.219	0.329	0.248	0.945	0.877
Sum sq. resids	1.031	0.830	0.050	0.378	0.172	0.242	0.383	0.296
S.E. equation	0.306	0.275	0.067	0.185	0.125	0.148	0.187	0.164
F-statistic	1.599	2.154	0.600	1.474	1.827	1.556	30.203	13.008

第6表 予測誤差の分散分解

normal-wishart

Variance Decomposition of D(EXRATE):

Period	S.E.	DUM1	DUM2	(EXRATE; D(JPEA)	D(USEA)	D(EAEA)	EAJP	EASU
1	0.2031	4.0355	6.3139	89.6506	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.2662	5.0805	6.4552	80.3318	6.0193	0.1244	0.0225	1.5053
3	0.3018	7.4655	5.6983	72.2360	12.6641	0.1087	0.0996	1.3262
4	0.3154	10.9189	5.4278	68.9291	12.3522	0.2355	0.5101	1.5299
5	0.3182	11.7578	5.9649	66.2203	13.4827	0.2256	0.6236	1.4691
6	0.3186	11.9282	6.3926	65.6193	13.4263	0.2233	0.6180	1.4532
7	0.3190	11.9100	6.3883	65.5069	13.5286	0.2359	0.6216	1.4699
8	0.3194	12.0191	6.3920	65.3423	13.5707	0.2357	0.6355	1.4664
9	0.3198	12.0183	6.3933	65.3393	13.5671	0.2360	0.6360	1.4676
10	0.3201	12.0145	6.4016	65.3199	13.5770	0.2362	0.6405	1.4673

Variance Decomposition of D(JPEA):

Period	S.E.	DUM1	DUM2	(EXRATE; D(JPEA)	D(USEA)	D(EAEA)	EAJP	EASU
1	0.1822	0.4001	5.9445	2.1364	91.5189	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.2459	30.8169	3.5467	1.3716	58.6688	3.2982	1.0274	1.1514
3	0.2819	26.4398	6.9414	4.4746	52.8558	3.5791	2.2364	2.7601
4	0.2879	26.8932	6.8468	4.3357	52.4602	3.4707	2.1740	3.1072
5	0.2903	26.9493	7.4216	4.4116	51.6535	3.6401	2.1432	3.0717
6	0.2940	26.8578	7.7563	4.3722	51.3510	3.6173	2.1632	3.0781
7	0.2960	26.7985	7.8690	4.3680	51.2209	3.6044	2.1999	3.0881
8	0.2976	26.6802	8.2054	4.3798	50.9945	3.5980	2.2086	3.0748
9	0.2985	26.6510	8.2752	4.3756	50.9488	3.5942	2.2060	3.0725
10	0.2991	26.6590	8.2756	4.3750	50.9331	3.5947	2.2070	3.0747

Variance Decomposition of D(USEA):

Period	S.E.	DUM1	DUM2	(EXRATE; D(JPEA)	D(USEA)	D(EAEA)	EAJP	EASU
1	0.0446	0.5991	0.8003	0.1067	3.3674	95.1266	0.0000	0.0000
2	0.0471	6.6540	1.8674	2.7034	3.7089	83.6313	1.2855	0.0020
3	0.0505	12.1624	4.8553	3.7689	3.6289	71.8231	1.1579	2.0041
4	0.0517	12.2417	4.9134	3.6660	4.0376	70.0726	1.3619	2.8751
5	0.0530	11.9808	4.9616	3.6393	4.2567	69.4061	1.3335	3.4787
6	0.0533	12.3765	5.4421	3.6118	4.2302	68.4794	1.3234	3.5522
7	0.0533	12.3491	5.6529	3.6184	4.2424	68.0469	1.3178	3.6512
8	0.0534	12.2741	6.0704	3.5997	4.2405	67.6664	1.3305	3.6503
9	0.0534	12.2358	6.3620	3.5917	4.2270	67.4087	1.3370	3.6412
10	0.0534	12.2157	6.4766	3.5870	4.2250	67.3066	1.3364	3.6392

Variance Decomposition of D(EAEA):

Period	S.E.	DUM1	DUM2	(EXRATE; D(JPEA)	D(USEA)	D(EAEA)	EAJP	EAS
1	0.1229	0.2308	0.2267	19.1731	15.0548	5.6576	59.6570	0.0000
2	0.1612	14.5417	4.1364	15.5582	12.5045	9.0209	43.4967	0.2530
3	0.1748	12.0025	7.6813	14.5015	15.4631	8.2688	35.9417	3.4793
4	0.1776	13.6896	7.9592	13.8963	15.0678	7.9758	34.4301	4.1622
5	0.1790	13.4782	8.2366	13.7291	14.8037	8.5794	33.9678	4.3200
6	0.1800	13.4169	8.6868	13.5277	14.8809	8.4586	33.5284	4.4525
7	0.1804	13.3140	9.1036	13.4364	14.8077	8.4152	33.2929	4.5008
8	0.1808	13.2293	9.8246	13.3307	14.6760	8.3421	32.9943	4.4623
9	0.1809	13.1984	10.0635	13.2862	14.6288	8.3153	32.8859	4.4568
10	0.1810	13.1925	10.1002	13.2758	14.6175	8.3137	32.8669	4.4629

Variance Decomposition of EAJP:

Period	S.E.	DUM1	DUM2	(EXRATE; D(JPEA)	D(USEA)	D(EAEA)	EAJP	EAS
1	0.0829	2.0248	6.9705	1.2405	17.9606	4.8959	5.9935	60.9143
2	0.1036	1.5191	12.2303	1.0267	14.9882	9.8902	3.8723	54.4146
3	0.1145	1.2535	12.0425	1.7952	12.5706	9.2105	3.5012	50.9984
4	0.1165	1.7833	12.8453	2.2941	10.8372	8.5955	2.9695	45.6633
5	0.1178	1.6672	14.2401	2.8396	9.3970	7.4996	2.5758	40.1967
6	0.1186	1.4376	16.7125	2.9211	8.1779	6.4687	2.2503	34.6720
7	0.1191	1.2531	19.8997	2.8308	7.0327	5.5473	1.9378	29.7316
8	0.1194	1.0709	23.9942	2.7963	6.0132	4.7415	1.6566	25.4125
9	0.1196	0.9334	27.8142	2.7173	5.2070	4.0976	1.4343	21.9796
10	0.1197	0.8248	30.8800	2.6268	4.6007	3.6177	1.2741	19.4286

Variance Decomposition of EAS:

Period	S.E.	DUM1	DUM2	(EXRATE; D(JPEA)	D(USEA)	D(EAEA)	EAJP	EAS
1	0.0984	1.8337	33.3991	0.4469	0.0164	1.8238	2.2873	10.9146
2	0.1153	0.8402	45.9554	0.6165	0.3523	1.6530	1.0511	5.9050
3	0.1270	1.1277	48.5984	2.0701	0.2275	1.0237	0.6913	4.1790
4	0.1298	0.8391	50.7882	2.7002	0.3204	1.1590	0.5943	3.2009
5	0.1309	0.6869	50.7647	2.6384	0.3187	0.9501	0.5264	2.5968
6	0.1319	0.6300	50.4609	2.5421	0.3149	0.8415	0.4535	2.2406
7	0.1324	0.6114	50.4124	2.4947	0.2801	0.7444	0.4061	2.0280
8	0.1331	0.5554	50.7325	2.4634	0.2703	0.6694	0.3666	1.8796
9	0.1333	0.5150	51.0329	2.3965	0.2641	0.6147	0.3380	1.7927
10	0.1334	0.4845	51.4169	2.3503	0.2507	0.5718	0.3203	1.7292

Cholesky Ordering: DUM1 DUM2 D(EXRATE) D(JPEA) D(USEA) D(EAEA) EAJP EAS

受理日 平成30年10月3日