

Title	Structural FAVARによる世界景気の要因分析
Author(s)	竹内, 文英
Citation	経済分析, 184: 75-98
Issue Date	2011-01
Type	Journal Article
Text version	publisher
URL	http://hdl.handle.net/10119/10663
Rights	Copyright (C) 2011 内閣府経済社会総合研究所. 竹内文英, 経済分析, 184, 2011, 75-98. 本著作物は内閣府経済社会総合研究所の許可のもとに掲載するものです。
Description	

Structural FAVAR による世界景気の要因分析*

竹内 文英**

〈要約〉

今回の米国発の世界同時不況は、米国経済の動向は世界経済に影響を与えにくくなっているという「デカップリング」論の考え方に大幅な見直しを迫ることになった。その一方で、より長期的な視点から国際的な景気循環のあり方を分析した先行研究では近年、世界規模の景気の連動性よりも、欧州や北米、東アジアなどの地域経済圏の動向に関心が集まっており、域内各国、および、地域間の景気の連動性が高まっているという指摘も出ている。このような地域経済圏の醸成に加え、今回のような特定国に生じたショックが他国に与える影響や、貿易や投資の世界的な拡大、国際的な資源価格の上昇などの要因が複雑に絡み合う中で、世界各国の景気の関係性はどのように変化しているのだろうか。

本稿は、複数国の景気循環に影響を与えている構造ショックや国際間のスピルオーバー効果を抽出できる structural FAVAR (structural factor-augmented vector autoregression) を使い、東アジア 9 カ国と主要先進 7 カ国をあわせた 16 カ国の景気の変動要因を分析した。従来一般的な dynamic factor model と異なり、structural FAVAR では構造ショックを抽出するために、各国に影響を与えている景気変動要因が何なのかを特定しやすい。現実の生産性や資源価格ショック、金融ショックなどと比較したところ、東アジア、先進諸国ともに、2000 年代に入ってからエネルギー価格上昇の影響を強く受けていることが分かった。また、通貨統合などの、いわゆる制度的な統合を果たした欧州よりも東アジアの方が、地域要因の果たす役割が大きいことが明らかになった。同地域の工程間分業に伴い活発にやり取りされている資本財に体化した技術（投資特殊的技术進歩）の蓄積や、輸出競争力と密接な関係を持つ円ドルレートの動向が背景にあると考えられる。一方、先進諸国は全要素生産性 (TFP) や金融ショックの影響を受けている。

JEL classification: C32, E32, F41, F42

Key words: 国際的な景気循環の連動性、Structural FAVAR、投資特殊的技术進歩

* 本分析は、2009 年度日本経済学会春季大会（2009 年 6 月）における報告に加筆、修正を加えたものである。討論者の田端克至先生（二松学舎大学）より貴重なコメントを頂いた。また、2 人の本誌匿名レフェリーからも数多くの貴重なコメントを頂いた。記して感謝申し上げる。

** 日本経済新聞社 fumihide.takeuchi@nex.nikkei.co.jp

A Decomposition of Global Business Cycles Using Structural FAVAR

By Fumihide TAKEUCHI

Abstract

The recent global recession triggered by the financial crisis in the United States seems to invalidate the hypothesis frequently heard prior to the crisis that other countries can “decouple” from the US economy. At the same time, though, the literature on international business cycles suggests that, from a longer-term perspective, the global synchronization of business cycles is becoming somewhat less pronounced, while on the other hand regional synchronization among the highly integrated economies of North America, Western Europe, and emerging Asia, as well as between North America and Western Europe on the one hand and emerging Asia on the other, appears to be increasing.

This paper employs the structural FAVAR (structural factor-augmented vector autoregression) method to analyze factors affecting the business cycles of sixteen economies including the seven major developed and nine East Asian countries. Comparing these extracted shocks with empirically observed financial, productivity and natural resource price shocks reveals that all countries have been affected by soaring energy prices, especially in the 2000s. Another interesting feature to note is that the business cycles of East Asian economies are affected to a large extent by common factors, while those of the Euro zone countries are not. In East Asia, the observed business cycle synchronization appears to reflect the accumulation of technology (investment-specific technological change) embodied in capital goods traded vigorously in the region and also the fluctuation in the exchange rate of the Japanese yen vis-à-vis the US dollar, which has a close link to the competitiveness of their exports relative to Japanese exports. On the other hand, the synchronization of business cycles among developed countries arises through financial and total factor productivity (TFP) shocks.

JEL classification: C32, E32, F41, F42

Key words: International business cycle synchronization, Structural FAVAR, Investment-specific technological change

1 はじめに

2008 年後半から顕在化した米国発の金融危機は、世界各国の実体経済に深刻な影響を与えた。米国経済が減速し始めた当初は、問題が住宅投資という比較的限られたセクターに限定され、他のセクター、引いては海外経済にもたらされるインパクトが小さかったため、米国経済の動向は世界経済に影響を与えにくくなっているという「デカップリング」論が盛んに喧伝された。しかし、今や、こうしたデカップリング論は急速に影をひそめている。

このように経済状況が短期間に大きく変動するなかで、世界各国の景気が相互にどのようなメカニズムのもとで関係しあっているのか、という点に改めて注目が集まっている。デカップリング論の妥当性を早い時期に包括的に検討した IMF (2007) にあるように、世界経済の約 3 割を占める米国の影響抜きには、この問題に接近することができないのは確かである。その場合には「米国がくしゃみをするとき残りの国々が風邪を引く」という言い方がよくなされるように、米国で発生した何らかのショックがその後他国に波及するという、特定国のショックのスピルオーバー効果のあり方が焦点になる。今回の米国発の世界同時不況には、そうしたメカニズムが多分に働いていることは間違いないだろう。

しかし、世界景気が連動性を高めた過去のいくつかの局面を振り返った場合、こうした米国発のスピルオーバー効果ですべてが説明できるわけではないことが分かる。IMF (2007) はそうした例として、1970 年代の 2 度にわたるオイルショック、80 年代初頭に各国でとられたディスインフレ政策、2000-2001 年の株価下落など、世界各国で同時的に発生した様々なショックを挙げている。

そして、現在各国経済が直面する可能性のあるショックは、以上のような特定国発のスピルオーバー効果や世界共通のショックにとどまらない。特に近年注目されているのが特定グループに固有のショックである。欧州連合 (EU) や北米自由貿易協定 (NAFTA) などに代表されるような経済統合が各地で進み、その中には東アジア地域のような、制度で誘導するのではなく多国籍企業による分業ネットワークが生み出した事実上の経済統合 (de-facto integration) も含まれる。また、特定グループに固有のショックという意味では、特定地域だけではなく、先進国や途上国といった発展段階別の各グループに固有のショックというのも考えられるだろう。例えば ADB (2007) は東アジア地域と先進諸国 (日本、米国、欧州) という 2 つのグループに注目し、特に 90 年代後半のアジア通貨危機以降、両グループの間の景気循環の相関が高まっている点を指摘している。そして、その背景として、両グループ間の貿易関係の緊密化に加え、東アジアの途上国側固有の変化、すなわち、(1) 通貨危機を経験した各国の経済政策がより規律に沿った内容に変化したこと、(2) 工程間分業を通じて域内貿易が拡大してきたこと、の 2 点を挙げている。

以上のような点を考慮したうえで国際的な景気循環のメカニズムを分析する場合、各国経済に影響を与える複数のファクターを特定化し、それぞれの影響の大小を比較検討する必要が出てくる。

各国の景気に共通して影響をもたらす潜在変数 (latent variables) を推計する場合、いくつかの方法がある。従来一般的だったのが、いわゆる dynamic factor model の活用である (Kose et al. (2003、2008)、IMF (2007)、Moneta and Ruffer (2009))。AR 構造を持つ様々なファクターが各国の景気に影響を与えるというモデルを想定する。ただし、このモデルではスピルオーバー効果が識別できない。また、誘導形の推計のもとで抽出されたファクターはそれぞれ独立の、いわゆる構造ショック (structural shocks) ではない。各ファクターが複数の構造ショックの合成である以上、生産性など現実に計測される構造ショックと比べて、ファクターがどのような要因を体現しているのかを検討することはできない。

これに対して、Altonji and Ham (1990)、Norbin and Schlagenhauf (1996)、Clark and Shin (2000)、Bernanke et al. (2005)、Stock and Watson (2005a、2005b) などで取り上げられ、本稿でも採用しているのが、structural factor-augmented vector autoregression (structural FAVAR) という分析手法である。structural FAVAR は、dynamic factor model に構造 VAR の手法を取り入れたものと位置づけられる。各ファクターは相互に独立な構造ショックであるという前提が置かれるため、dynamic factor model と違い、各ファクターが現実的にどのような要因を指しているのかを検討しやすい。

この方法ではスピルオーバー効果のメカニズムをモデルに明示的に組み込むことができる。すなわち、各国の景気変動は、(1) 複数の国に同時的にもたらされる影響、(2) 各国ごとに発生する idiosyncratic なショック、そして、(3) ある国のショックの影響が時間をかけて他国へ伝ばしていくスピルオーバー効果、という 3 種類の要因に分解されることになる。

本稿は、この structural FAVAR を使い、東アジア 9 カ国 (韓国、台湾、香港、シンガポール、マレーシア、タイ、フィリピン、インドネシア、中国) と日本、米国、カナダ、英国、ユーロ圏 3 カ国 (ドイツ、フランス、イタリア) を含めた合計 16 カ国の 90 年代以降の景気循環の要因分析を行った。先行研究と比べた本稿の特徴は以下のように整理できる。

第 1 に、国際的景気循環の分析ではそもそも、structural FAVAR の採用がまだ非常に限られている。これまでこの分野の時系列分析では、VAR や dynamic factor model が主流であった¹。

第 2 に国際的な景気循環分析に structural FAVAR を適用した先行研究は、分析対象を先進諸国に限定していた。これに対して本稿では、相互依存度を高めている先進諸国と東アジアを一括して分析した。

先に述べたように、structural FAVAR では構造ショックを抽出できるために、ファクター

¹ structural FAVAR の採用例として挙げた Altonji and Ham (1990)、Norbin and Schlagenhauf (1996)、Clark and Shin (2000)、Bernanke et al. (2005)、Stock and Watson (2005a、2005b) のうち、Bernanke et al. (2005) は米国における金融政策の効果に関する分析であり、Altonji and Ham (1990)、Clark and Shin (2000) は基本的にカナダ、米国内の州経済を単位として、産業や州、国に起因する構造ショックの影響を抽出している。Stock and Watson (2005b) は米国内の多数の経済変数を取り上げ、各変数に共通して影響を与えている構造ショックを導くために structural FAVAR を採用している。国際的な景気循環をテーマに structural FAVAR を扱っているのは、Norbin and Schlagenhauf (1996)、Stock and Watson (2005a) である。

の中身を特定化しやすい。これに対し、東アジア 10 カ国（韓国、台湾、香港、シンガポール、マレーシア、タイ、フィリピン、インドネシア、中国、日本）の景気循環要因を **dynamic factor model** で分析した Moneta and Rüffer (2009) は 1 ファクターモデルで抽出した唯一のファクターに対して、資源価格や米金利、先進諸国の成長率、円ドルレートなど様々な系列を対置させ、個々の相関をチェックしている。抽出されたファクターが誘導形のショックである以上、相互に独立のショックを前提としてなされるべき、景気循環に対する複数の要因の寄与率の比較検討は難しくなる。Moneta and Rüffer (2009) では、生産性などの構造ショックとファクターとの関係性も検討されていない²。

本稿の分析の第 3 の特徴は、この生産性について、全要素生産性 (TFP) に加え、東アジアの工程間分業に伴って活発に交易されている資本財等の機械設備に注目し、同財に体化した技術ショック、すなわち、「投資特殊的技术進歩 (investment-specific technological change)」(Greenwood et al. (1997, 2000)) の影響について検討した点である。

本稿で得られた主な分析結果を要約すると以下のようになる。

東アジア、先進諸国の景気循環はともに、2000 年代に入ってからエネルギー価格上昇の影響を強く受けていることが分かった。2008 年後半から顕在化した米国発の「世界同時不況」より前から、世界的に景気の連動性が高まっている点が指摘されているが³、この資源価格ショックが連動性上昇の一因になっている可能性が強い。また、制度的な統合を果たした欧州よりも東アジアの方が、地域要因の果たす役割が大きいことが明らかになった。同地域の工程間分業を通じた技術の蓄積や、東アジア各国の輸出競争力と密接な関係を持つ円ドルレートの動向が背景にあると考えられる。一方、先進諸国は全要素生産性 (TFP) や金融ショックの影響を受けている。

本稿の構成は以下のようになる。次節では本稿が採用した structural FAVAR の特徴と解法について解説する。続く 3 節で分析の結果を報告し、最後の 4 節で分析結果をまとめる。

²Moneta and Rüffer (2009) では金融面のショックについても内生変数である米金利や株価との関係性を確認しているに過ぎず、構造 VAR で抽出した金融ショックとの関係については議論されていない。Moneta and Rüffer (2009) の貢献は、アジア景気の連関性に関する先行研究が 2 国間の景気の連動性という観点から分析されてきたのに対して (Crosby (2003)、Shin and Wang (2004)、Shin and Sohn (2006))、dynamic factor model をアジア地域に適用し、複数の国の景気循環から共通因子を抽出するというアプローチをとった点にある。

³ADB (2007)、竹内 (2006) は 2000 年代に入ってから、先進諸国、東アジア諸国を包括した世界的な規模で景気の連動性が高まっている点を指摘している。国際的な景気の連動性の高まりは従来、(1) GDP 成長率の相関の高まり、(2) 国際的に観察される同成長率の分散の低下、という 2 つの指標から検討されてきた。IMF (2007) は 1960 年代以降の、より長期の視点から、こうした指標に基づいた先行研究の結果をサーベイしており、連動性上昇の背景としては貿易や投資の活発化を挙げている。

2 Structural FAVAR

Stock and Watson (2005a)に依拠し、本稿では以下のように structural FAVAR を推計した。

まず、自国の過去の景気変動からの影響や他国からのスピルオーバー効果の波及プロセスを表現したARモデルを推計する。次に、これらの効果を除去したARモデルの誤差項を被説明変数として、それを説明する潜在変数としての構造ショック、すなわち、ファクターを特定化する。ファクターを抽出する第2段階は構造VARのアプローチと基本的に同じであり、ファクターにかかる係数マトリックスに一定の制約を課して構造ショックを導き出す。

Y_t を n カ国の GDP 成長率を収容したベクトル、 $A(L)$ を対角要素が p 次（自国分のラグ数）、非対角要素が q 次（他国分のラグ数）の要素を持つ行列とすると、第1段階の誘導形 VAR モデル (VAR (p , q)) は (1) 式のように表される。

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + v_t \text{ where } v_t \sim N(0, \Sigma_v) \quad (1)$$

L はラグオペレータ、 Σ_v は v の分散共分散行列を表す。

次に、(1) 式の誤差項 v_t を被説明変数として潜在変数としてのファクター f_t を特定化する (2 式)。

$$v_t = \lambda f_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

ただし、 $E(f_t f_t') = \text{diag}(\sigma_{f_1}, \dots, \sigma_{f_k})$ 、 $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \text{diag}(\sigma_{\varepsilon_1}, \dots, \sigma_{\varepsilon_n})$ 、 k はファクター f_t の数である。各ファクターが各国の景気に及ぼす影響度をあらゆる係数を収容した λ がファクター・ローディングス (factor loadings) である⁴。

以上から分かるように、各ファクターは相互に独立の構造ショックであるという前提が置かれている。 ε_t は各国自身の idiosyncratic なショックをあらゆる。したがって、各国の景気の変動は分散分解により、国際的な影響を各国に同時に及ぼす各種のファクターの効果と自国のショックの効果、そして、他国からのスピルオーバー効果に要因分解されることになる⁵。

なお、ファクター・ローディングスに対して過剰識別の制約が課される (2) 式におい

⁴ファクター、ファクター・ローディングスを識別するために、ここでは $\text{Var}(f_t) = I$ という制約を置いて推計した。

⁵スピルオーバー効果の特定は、ショックが他国に波及するまでにかかる時間に依存する点に留意する必要がある。本稿では四半期データを使って分析しているが、例えば、ある国で発生した idiosyncratic なショックの影響が、ショックが起きた当該四半期内に一気に国際的に波及したような場合は、本稿のモデルでは、idiosyncratic なショック+スピルオーバー効果ではなく、これを国際的なファクターと認識することになる。

てファクターの数、 k の決定は、尤度比検定（過剰識別テスト）で行う。また、潜在変数を含む(2)式の推計には、こうした場合の有用な推計方法として知られる「EMアルゴリズム」を用いる。

EM アルゴリズムは潜在変数を含む確率モデルについて最尤推定を行うための手法である。観察データをもとに完全データの対数尤度の条件付期待値を求める E (Expectation) ステップ、それを最大化する M (Maximization) ステップという 2 つのステップを繰り返すことで、パラメータに関する局所最適解を得る。Dempster et al. (1977) は、この繰り返し計算のアルゴリズムにおいて、対数尤度が単調に増加することを示した。

本稿では、完全データの分布は正規分布を想定する。このような指数分布族に属する密度関数の場合、EM アルゴリズムのうちの M ステップは省略でき、一つ前の E ステップで計算された十分統計量をそのまま使って次の E ステップにおいて対数尤度の条件付期待値を求めることができる。そして、この対数尤度の条件付期待値を求めることは、観察データを前提にした十分統計量を求めることと等しくなる⁶。

パラメータを求めるために十分統計量を繰り返し計算する EM アルゴリズムの具体的な手順は以下の通りである⁷。

上記モデルを前提とした EM アルゴリズムの E ステップでは、(1) 式の観察データ Y_t の AR モデルの誤差項 v_t に基づき、仮設値として設定するパラメータ $\theta_s = (\lambda_{(s)}, \varepsilon\varepsilon_{(s)} (\varepsilon_{(s)} \text{の分散}))$ に対応した十分統計量 $f_{t(s)} f'_{t(s)}$ を算出する（カッコ内の s は繰り返し計算の回数）。ファクター、ファクター・ローディングスの識別のために $\text{Var}(f_t) = I$ という制約条件を置いているため、(2) 式より時系列データ $f_{t(s)}$ の推計値 $\overline{f_{t(s)}}$ を、 $\overline{f_{t(s)}} = \lambda_{(s)} / \sum_{v(s)} * v_t$ として計算する。 $\sum_{v(s)}$ は $\sum_{v(s)} = \lambda_{(s)} \lambda'_{(s)} + \varepsilon\varepsilon_{(s)}$ である。この推計値と、 θ_s を使い、 $f_{t(s)} f'_{t(s)}$ が以下の (3) 式のように導出される（ T は各国の時系列データの数）。

$$f_{t(s)} f'_{t(s)} = \overline{f_{t(s)} f'_{t(s)}} + \left(I - \frac{\lambda_{(s)} \lambda'_{(s)}}{\sum_{v(s)}} \right) * T = \overline{f_{t(s)} f'_{t(s)}} + \frac{\varepsilon\varepsilon_{(s)}}{\sum_{v(s)}} * T \quad (3)$$

次に、この結果を使って、次の E ステップに回される $\lambda_{(s+1)}$ を、(2) 式における回帰係数を求める要領で次のように計算する。

$$\lambda_{(s+1)} = \frac{\overline{v_t f_{t(s)}}}{\overline{f_{t(s)} f'_{t(s)}}} \quad (4)$$

⁶ EM アルゴリズムの参考文献は数多いが、この手法を初めて紹介した Dempster et al. (1977) のほかに、実際の適用事例や応用、拡張手法について紹介しており、実用のために有用なものとして、小西他 (2008) がある。

⁷ 推計のためのプログラムは、Stock and Watson (2005a) のプログラムを改変して作成した。基本となった Stock and Watson (2005a) の Gauss ベースのプログラムは以下のアドレスで公開されている (<http://www.princeton.edu/~mwatson/publi.html>)。なお、本稿のプログラムも、読者の求めに応じて提供する。

$\varepsilon\varepsilon_{(s+1)}$ は、次の (5) 式を計算する。

$$\varepsilon\varepsilon_{(s+1)} = \frac{1}{T} (v_t v_t' - v_t \overline{f_{I(s)}} \lambda_{(s+1)}) \quad (5)$$

次の E ステップ ($s+1$) の十分統計量 ($f_{I(s+1)} f_{I(s+1)}'$) は、前のステップの計算から求められた上記の $\theta_{s+1} = (\lambda_{(s+1)}, \varepsilon\varepsilon_{(s+1)})$ と v_t に基づき、同様に計算される。

収束時点 (\bar{s}) では $\sum_{v(\bar{s})} = \frac{1}{T} v_t v_t'$ 、 $\overline{f_{I(\bar{s})}} = \lambda_{(\bar{s})} / v_t * T$ となるため、(3) 式で事後的に計算される $f_{I(\bar{s})}$ の分散 $Var(f_{I(\bar{s})})$ も、 $Var(f_{I(\bar{s})}) = \frac{1}{T} f_{I(\bar{s})} f_{I(\bar{s})}' = \frac{\lambda_{(\bar{s})} \lambda_{(\bar{s})}'}{\sum_{v(\bar{s})}} + \frac{\sum_{v(\bar{s})} - \lambda_{(\bar{s})} \lambda_{(\bar{s})}'}{\sum_{v(\bar{s})}} = I$ に収束する。

(4) 式左辺の分子、(5) 式左辺の第 2 項の $v_t \overline{f_{I(s)}}$ は $v_t \overline{f_{I(\bar{s})}} = \lambda_{(\bar{s})} * T$ となり、収束時点 (\bar{s}) では、(4) 式は分母の $f_{I(\bar{s})} f_{I(\bar{s})}' = I * T$ から $\lambda_{(\bar{s})}$ に等しくなり、(5) 式は $\varepsilon\varepsilon_{(\bar{s})}$ と等しくなる ($\sum_{v(\bar{s})} - \lambda_{(\bar{s})} \lambda_{(\bar{s})}' = \varepsilon\varepsilon_{(\bar{s})}$)。このように EM アルゴリズムでは、いわゆる欠測部分を含む (2) 式の情報を補いながら、各段階の十分統計量を繰り返し計算することによって、パラメータの収束値を得ることができる⁸。

3 推計結果

3.1 データとモデル選択

各国の景気状況をあらわす変数として、一般的に使われる実質 GDP の変化率 (四半期ベース、季節調整済み前期比) を本稿でも用いる⁹。分析対象国は、東アジア 9 カ国 (韓国、台湾、香港、シンガポール、マレーシア、フィリピン、インドネシア、タイ、中国) と日本、米国、カナダ、英国、ユーロ加盟 3 カ国 (ドイツ、フランス、イタリア) の合計 16 カ国、分析期間は四半期データが 16 カ国共通して利用可能な 1993 年第 2 四半期から 2008 年第 4 四半期までである。

なお、公表されていない中国の四半期ベースの実質 GDP (実額) については独自に推計した。公表されている四半期ベースの実質 GDP データは成長率だけであり、年初からの累積値の前年比になっており、四半期単位の季節調整済み前期比が計算できないためである¹⁰。

以下、(1) 式のラグ数、および、(2) 式のファクター数の決定といった、モデル選択の

⁸ 本稿のモデルでは繰り返し計算を 1000 回行い、十分統計量の収束が確認された。

⁹ データは変化率に変換されており、16 カ国の採用データについてはすべて、単位根検定を通じて、単位根を持つという帰無仮説が棄却された。

¹⁰ 中国の四半期 GDP 統計については、名目 GDP の実額・前年比と実質 GDP の前年比が公表されている。ただ、名目 GDP が各四半期ごとの実績であるのに対して、実質 GDP は年初来の累積値の前年比になっており、四半期ごとの実質値は直接的には入手できない。そこで、名目 GDP が実質 GDP と等しくなる、いわゆる基準年を便宜的に 2000 年とし、その前後の各四半期ごとの実質 GDP の実額を計算した。計算方法の詳細は、日本経済研究センター (2009) を参照。

手順を紹介する。まず、(1) 式を推計する。ラグ数の決定には AIC、BIC を使い、自国ラグが 3、他国ラグが 1 である VAR (3, 1) が適当との結果を得た。

次に (2) 式を推計する。まず、ファクターの数を決めるために過剰識別テストを行う。いくつかの異なるファクターモデルを用意し、尤度比検定により適切なモデルを選択する。想定するファクターは世界、先進諸国（日本、米国、カナダ、英国、ユーロ圏）、ユーロ圏、中国を除く東アジア 8 カ国、東アジアをさらに 2 分割した NIES、ASEAN の各ファクターに加え、日本を除いた先進 6 カ国ファクター、対ドルレート of 安定を目指す東アジア 9 カ国（中国を含む）と米国をひとつのグループとする東アジア+米国ファクターの合計 8 つである。これらを組み合わせてファクターの数を増やしていき、尤度比検定によりファクター数を決定する。

以下、各ファクターを想定した理由について説明する。

東アジア地域に共通したファクターを想定する際に中国を除いたのは、東アジアの中で突出した大国である中国の景気循環が、周辺アジア諸国から比較的独立した動きをしているという Moneta and Ruffer (2009) の dynamic factor model の分析結果を踏まえたためである。さらに、中国を除く東アジア各国は共通して、このファクターの影響を受けると同時に、発展段階に応じて 2 つのグループに分かれ、それぞれ固有のファクターの影響下にあると想定される。先行グループの NIES は韓国、台湾、シンガポール、香港、後発グループの ASEAN はマレーシア、タイ、フィリピンで構成される。ASEAN グループからインドネシアを除外したのは、他の ASEAN 諸国と比べるとインドネシアの場合、農業・鉱業のシェアが大きく、製造業のシェアが小さいというように特徴的な産業構造を有しており、このことが景気循環にも影響している点を考慮したためである¹¹。

一方、中国を含む東アジア 9 カ国は対ドル為替レートの安定性を重視する為替政策をとってきた経緯があり、この点で米国と東アジア 9 カ国は固有のファクターの影響を受けている可能性がある (Moneta and Ruffer (2009))。東アジア各国は対ドルレートを安定させるように為替を誘導しているため、円ドルレートの変化が各国の対日輸出競争力に直接的な影響を与え、景気の変動要因になっている。したがって、米国+東アジアファクターは円ドルレートとの連動性が想定される。

先進諸国ファクターとは別に日本を除いた先進 6 カ国ファクターを設定したのは、日本が 1990 年代以降、「失われた 10 年」といわれるように、長期にわたる経済の停滞期を経験したためである。本稿の推計期間は多くの部分、この停滞期間と重なる。日本を含めた先進 7 カ国は途上国より高い生活水準にあり、生産面での技術水準も高いという点で共通する点が多いが、このような日本の固有要因を別途考慮する必要がある。

表 3-1 にファクターの次数を決定する尤度比検定の結果をまとめた。この場合の尤度

¹¹ファクター数を決定する尤度比検定において、東アジアファクターに中国を加え、ASEAN ファクターにインドネシアを加えた場合、本稿が採用した 8 ファクターモデルが有効であるという帰無仮説は 1% の有意水準のもとで棄却されてしまう。

比はファクターを含まない上記 (1) 式とファクターを含む (2) 式の比較であり、尤度比検定の帰無仮説は、モデルの分散共分散が (2) 式の f_i であらわされる各国共通のファクターを含むというものである。帰無仮説が棄却された場合、ファクターの有効性は否定される。すなわち、そこでのファクターの設定が不適切である（ファクター無しモデルによる結果と有意に変わらない）ことを意味する。1%有意水準を前提として、表 3-1 の結果から本稿では、structural FAVAR モデルが受容され、現実の国際景気変動メカニズムを説明するに十分なファクターが設定されているとみなせるのは、すべてのファクターを考慮した {世界、先進諸国、ユーロ圏、NIES、ASEAN、東アジア、日本を除く先進諸国、米国+東アジア9カ国} の8ファクターモデルであると判断した¹²。

表 3-1 ファクターの次数を決定する尤度比検定

	ファクター数	LR Stat.	p-value	ファクターの内容
(1)	3	147.690	0.000	世界+先進諸国+東アジア
(2)	5	126.641	0.001	(1)+NIES+ASEAN
(3)	6	119.248	0.002	(2)+ユーロ圏
(4)	7	101.315	0.005	(3)+東アジアと米国
(5)	8	89.716	0.020	(4)+日本を除く先進諸国

3.2 推計結果

3.2.1 分散分解

表 3-2 には (2) 式の λ のファクター・ローディングス、すなわち、各ファクターが複数の国に与える影響度合いをあらわすパラメータの推計結果をまとめた。推計結果を見ると、多くの係数について、1%の有意水準のもとで係数=0の棄無仮説が棄却されている¹³。

図 3-1、3-2 は、抽出した 8 つのファクターのうち、世界ファクターと主な地域ファクターであるユーロ圏、アジアファクターの時系列の動きを示したものである。それぞれの特徴を確認すると、まず、世界ファクターは 1998 年と 2008 年に大きな落ち込みを示している (図 3-1)。98 年はアジア通貨危機のタイミングであり、震源地であるアジアファクターももちろん大きく落ち込んでいるが (図 3-2)、同危機がアジア地域に限定されな

¹² ファクターを増やしていく際の順番を変えても尤度比検定の結果は変わらない。

¹³ ファクター・ローディングスの符号条件は必ずしもプラスに限定されるわけではない。後述するように、ユーロ圏、NIES、ASEAN、東アジア+米国、日本を除く先進諸国の各ファクターは、(景気循環へのプラスの効果が想定される) 生産性ショックとの相関が確認できなかったために、符号条件 (例えば NIES ファクターにおける韓国や ASEAN ファクターにおけるタイのマイナス) の妥当性について判断するのは難しい。一方、次節において生産性との相関が確認された先進諸国ファクター、アジアファクターについて一部のファクター・ローディングスの符号がマイナスに推計された点については、可能性として、以下のような要因が考えられる。先進諸国ファクターに対する日本のマイナスは、日本が推計期間の前半において他国と異なる長期停滞を経験したこと、アジアファクターにおける台湾のマイナス、有意な結果が得られなかったシンガポールについては、ASEAN の技術ショックを比較的強く反映したアジアショックと NIES の技術ショックが異なること、などである。

い世界規模のショックだったことをあらわしている。08年は次節で示すように世界規模でのエネルギー価格の急騰の影響を受けている。ユーロ圏ファクターは99年、2006年に上昇傾向を示している。99年は統一通貨ユーロが導入された年であり、06年は過去数年をかけた労働市場の構造改革が実を結び始め、単位労働コストの伸びの鈍化、労働需要の拡大がはっきりしてきた時期と重なる。

表3-2 ファクター・ローディングスの推計結果

	世界	ユーロ圏	NIES	ASEAN	先進諸国	東アジア	東アジア +米国	日本を除く 先進諸国
韓国	0.0107 *** 0.0001		-0.0033 *** 0.0001			0.0078 *** 0.0001	0.0025 *** 0.0001	
マレーシア	0.0073 *** 0.0011			0.0011 0.0011		0.0043 *** 0.0011	0.0031 *** 0.0012	
タイ	0.0031 *** 0.0004			-0.0090 *** 0.0004		0.0096 *** 0.0004	0.0035 *** 0.0004	
台湾	0.0071 *** 0.0001		0.0013 *** 0.0001			-0.0031 *** 0.0001	0.0069 *** 0.0001	
シンガポール	0.0089 *** 0.0014		0.0039 *** 0.0014			0.0016 0.0014	0.0051 *** 0.0015	
フィリピン	0.0000 0.0006			0.0042 *** 0.0006		0.0027 *** 0.0006	0.0026 *** 0.0006	
インドネシア	0.0052 *** 0.0013					0.0024 ** 0.0013	-0.0026 ** 0.0014	
香港	0.0078 *** 0.0002		0.0084 *** 0.0002			0.0045 *** 0.0002	0.0033 *** 0.0002	
中国	0.0051 *** 0.0011						0.0016 * 0.0011	
日本	0.0034 *** 0.0007				-0.0018 *** 0.0007			
米国	0.0016 *** 0.0004				0.0022 *** 0.0004		0.0012 *** 0.0004	-0.0011 *** 0.0005
カナダ	0.0009 *** 0.0001				0.0027 *** 0.0001			0.0014 *** 0.0001
フランス	0.0017 *** 0.0003	0.0014 *** 0.0004			0.0001 0.0003			-0.0002 0.0004
ドイツ	0.0010 *** 0.0005	0.0023 *** 0.0006			0.0016 *** 0.0005			-0.0012 *** 0.0005
イタリア	0.0015 *** 0.0006	0.0012 * 0.0008			0.0004 0.0006			0.0027 *** 0.0007
英国	0.0018 *** 0.0003				0.0018 *** 0.0003			-0.0005 *** 0.0003

(注) 上段が係数、下段が標準誤差。***1%有意水準、**5%有意水準、*10%有意水準

図3-1 世界ファクター

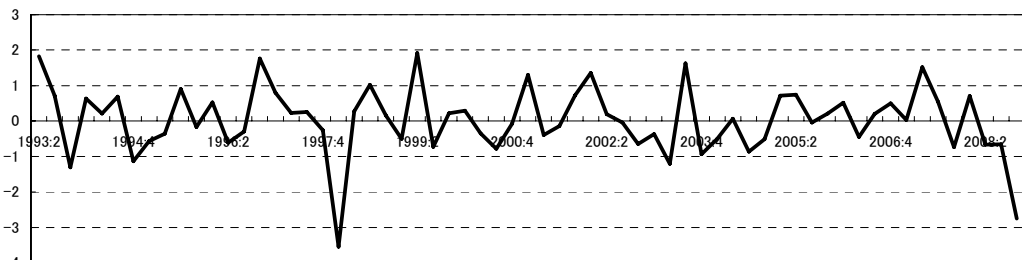
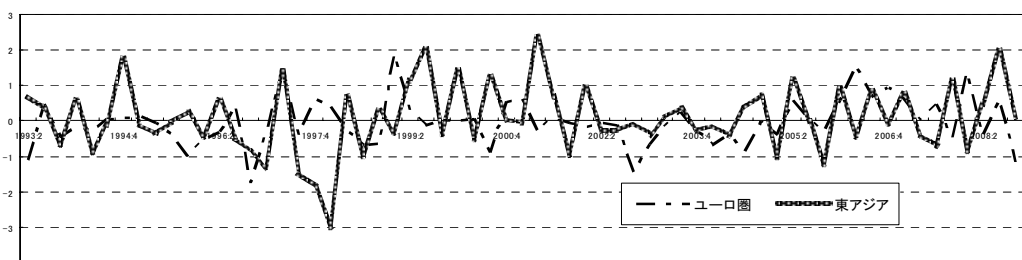


図3-2 東アジア・ユーロ圏ファクター



各国の景気の変動は分散分解により、国際的な影響を該当する国に同時に及ぼす8種類のファクターの効果と自国のショック、他国のショックからのスピルオーバー効果の合計10の要因に分解される。

表3-3が分散分解の結果である。表最上段には10の要因が並ぶ。縦には、各国ごとにショックがあった当期、4四半期（1年）後、8四半期（2年）後の3時点における各要因の影響割合が表示されている（行部分の10の要因の寄与割合の合計が1）。

表3-3 8つのファクターとスピルオーバー効果、自国ショックの分散分解

		世界	ユーロ圏	東アジア	NIES	ASEAN	先進諸国	東アジア +米国	日本を除く 先進諸国	スピルオー バー効果	自国要因
韓国	1	0.59		0.32	0.06			0.03		0.00	0.00
	4	0.55		0.17	0.01			0.12		0.16	0.00
	8	0.51		0.07	0.00			0.12		0.30	0.00
マレーシア	1	0.35		0.12		0.01		0.06		0.00	0.46
	4	0.44		0.18		0.02		0.13		0.11	0.12
	8	0.45		0.09		0.02		0.13		0.23	0.08
タイ	1	0.05		0.45		0.39		0.06		0.00	0.05
	4	0.27		0.27		0.13		0.13		0.17	0.02
	8	0.32		0.16		0.08		0.13		0.29	0.01
台湾	1	0.46		0.08	0.02			0.43		0.00	0.01
	4	0.39		0.01	0.01			0.27		0.31	0.00
	8	0.37		0.00	0.01			0.18		0.44	0.00
シンガポール	1	0.34		0.01	0.07			0.11		0.00	0.48
	4	0.46		0.02	0.03			0.19		0.23	0.08
	8	0.42		0.01	0.02			0.15		0.38	0.03
フィリピン	1	0.00		0.14		0.34		0.13		0.00	0.39
	4	0.30		0.21		0.06		0.13		0.16	0.13
	8	0.44		0.09		0.01		0.13		0.28	0.04
インドネシア	1	0.19		0.04				0.05		0.00	0.72
	4	0.33		0.38				0.05		0.18	0.07
	8	0.40		0.26				0.07		0.24	0.04
香港	1	0.37		0.12	0.42			0.07		0.00	0.01
	4	0.44		0.15	0.17			0.11		0.12	0.01
	8	0.44		0.09	0.09			0.12		0.25	0.00
中国	1	0.28						0.03		0.00	0.70
	4	0.41						0.01		0.08	0.49
	8	0.51						0.04		0.18	0.26
日本	1	0.29					0.08			0.00	0.62
	4	0.40					0.01			0.38	0.21
	8	0.38					0.03			0.51	0.07
米国	1	0.13					0.26	0.07	0.06	0.00	0.48
	4	0.30					0.23	0.11	0.03	0.18	0.15
	8	0.36					0.22	0.09	0.01	0.25	0.06
カナダ	1	0.07					0.69		0.18	0.00	0.05
	4	0.35					0.45		0.02	0.15	0.01
	8	0.39					0.33		0.00	0.28	0.00
フランス	1	0.30	0.20				0.00		0.00	0.00	0.49
	4	0.43	0.04				0.18		0.00	0.22	0.14
	8	0.41	0.01				0.22		0.00	0.34	0.04
ドイツ	1	0.04	0.24				0.12		0.06	0.00	0.53
	4	0.32	0.07				0.14		0.02	0.33	0.12
	8	0.34	0.01				0.17		0.00	0.46	0.02
イタリア	1	0.07	0.04				0.01		0.23	0.00	0.65
	4	0.23	0.01				0.10		0.07	0.30	0.30
	8	0.25	0.00				0.14		0.02	0.41	0.18
英国	1	0.29					0.29		0.03	0.00	0.39
	4	0.43					0.22		0.00	0.07	0.28
	8	0.42					0.20		0.00	0.12	0.26

表 3-3 からは以下のような特徴が観察できる。(1) 先進諸国、東アジア各国ともに世界要因の影響を強く受けている。(2) 東アジア地域に固有のショック（東アジアファクター、あるいは、東アジア+米国ファクター）の影響が比較的強い。(3) 先進諸国では多くの場合、自国要因が大きい。(4) 経済統合が進むユーロ 3 カ国についてはショックから 1 年経過後にはユーロ圏ファクターの影響はほとんど消えてしまい、地域要因の影響が持続する東アジアとは状況が異なる¹⁴。

(3) に関連して、自国要因比率と推計期間の実質輸出の四半期平均伸び率との関係を中国を除く 15 カ国についてチェックしたところ、両者は強い逆相関を示した（相関係数 = -0.60）。自国要因の相対的大きさは通常、輸出入を GDP で除した「対外開放度」と関係付けて考えられる場合が多いが、対外開放度と自国要因比率の間には明確な相関関係は伺えなかった¹⁵。

3.2.2 抽出したファクターは何を表しているのか

構造ショックを抽出する structural FAVAR では、ファクターの計測の次の段階として、それらのファクターが現実にもどのような要因を反映したものなのかが問われる。分析の対象となるのは、スピルオーバー効果と自国のショックを除く上記 8 つのファクターである。

先進 7 カ国について分析した Stock and Watson (2005a) では、これらの国に共通する世界ファクターとして推計された系列と、原油などの資源価格、生産性、金融ショックなどの構造ショックとの相関関係を確認しているが、いずれも明確な関係性は確認できなかった。本稿では、Stock and Watson (2005a) を参考にしながら、抽出されたファクターとの相関が想定される、以下の 6 変数について検討した。

6 変数は、(1) エネルギー（原油、石炭、天然ガス）価格 (2) 食料、鉱物など、エネルギーを除くその他一次産品の平均価格 (3) 金融ショック (4) 名目ベースの円ドル為替レート (5) 全要素生産性 (6) 投資特殊的技术進歩である。いずれも前期比 ((1) (2) は季節調整済み系列を使用) を計算し、スピルオーバー効果と自国のショックを除いた 8 つのファクターの前期比との相関係数を計算した。なお、以下の変数の作成には、IMF の International Financial Statistics (IFS) に加え、DRI 国際経済金融データベース (米 Global Insight 社)、CEIC databases (CEIC Data Company Ltd.)、Penn World Table (version 6.2) を利用した。

(1) (2) は資源価格ショックの代理変数であり、データは IMF の IFS から入手した。

(3) の金融ショックについては、本稿では Christiano et al. (1997) の方法に拠った¹⁶。

¹⁴ ユーロ導入は域内各国の景気の連動性を低下させている可能性がある。2007 年までの四半期データを使った最近の分析としては、Periklis and Kothroulas (2009) がある。こうした景気循環の連動性低下には、産業立地の再編、すなわち、規模の経済が働く産業を中心に、transaction cost が低下した域内において、特定国に集中的に立地する傾向が強まっていることが影響している可能性がある。

¹⁵ 中国については輸出価格が入手できず実質輸出の伸びが計算できなかったために除外した。

¹⁶ Christiano et al. (1997) の Appendix B. (Sims-Zha identification scheme) として、係数行列の制約条件が紹介されている。

金融政策のターゲットを R_t 、金融政策当局が有する情報を Θ とすると、金融ショック ε_t は $R_t = g(\Theta) + \varepsilon_t$ から導かれる。 $g(\Theta)$ は線形の関数である。金融ショック ε_t は系列相関を持たず、当然のことながら政策当局の持つ情報 Θ とは無相関であるとの想定が置かれる。

実際の金融ショックの導出は、この金融政策関数を含む複数の連立式からなる構造 VAR により米国のデータをもとに行った。採用する変数は、米財務省証券 3 ヶ月物の利回りのほか、マネーサプライ (M2、対数差分)、粗原材料 (crude materials) 価格 (対数値)、中間財 (intermediate materials) 価格 (対数値)、GDP デフレーター (対数値)、実質賃金 (対数値)、実質 GDP (対数値) の 7 変数である。同時点の変数間の関係をあらし、構造ショックを抽出するために設定される係数行列では、米財務省証券 3 ヶ月物の利回り、マネーサプライ、粗原材料価格という金融変数を含むパートと、中間財価格、GDP デフレーター、実質賃金、実質 GDP という実体経済をあらわす変数のパートに分かれる。物価の硬直性を前提に、後者の実体経済をあらわす変数には前者に含まれる金融変数の影響が直接的には波及しないような行列内の変数の配列が特徴になっている。

なお、米国の金融ショックを国際的な金融ショックとして扱うのは、Stock and Watson (2005a) と同様である。米国が基軸通貨国であることを踏まえればこの点は許容されると考える。

(4) の円ドルレートは先に述べたように、円ドルレート (円/米ドル) の増価 (レートの下落) がドルと連動した東アジア各国の輸出競争力の上昇、減価 (レートの上昇) が同競争力の低下につながるため、想定される円ドルレートの変化率と東アジア+米国ファクターの関係は逆相関になることが想定される。

続いて生産性関連の 2 つの指標について述べる。(5) の全要素生産性は、Backus et al. (1992, 1994)、Glick and Rogoff (1995) などを参考に、コブダグラス型の生産関数を想定して $\ln(Y_t) - \pi \ln(L_t)$ という形でソロー残差を計算して求めた (Y は実質 GDP、 L は雇用者数、 π は労働分配率)。資本ストックを考慮しないのは第一にデータ制約のためだが、資本の volatility が労働に比べて小さく計測結果に与えるバイアスは小さいという前提に基づく。一方、 L については本来、労働時間のデータを使うのが望ましいが、途上国はもちろんのこと、先進諸国においても四半期単位の労働時間データの入手が難しい場合があるために雇用者数で計算した。その結果、ソロー残差に景気循環要因が混入してしまうという問題が生じる。本稿ではこの点を考慮し、Hodrik-Prescott filter によりソロー残差からトレンド成分を抽出し、これを全要素生産性とした¹⁷。ファクターとの対応関係を見るために、国別に算出した全要素生産性を 2000 時点の実質 GDP で加重平均し、世界、および、各グループの全要素生産性とした。

(6) の投資特殊的技術進歩は先に述べたように資本財等の機械設備に体化された技術を指す。東アジアでは工程間分業を通じて、これらの財の交易が他地域に比べて活発であ

¹⁷Hodrik-Prescott filter のスムージングパラメータは通常四半期データに対して使われる 1600 とした。

り¹⁸、マクロ経済に対する寄与が大きいことが予想される。他地域には見られない、東アジアの分業ネットワークに組み込まれた企業の競争力の源泉として、同技術は注目されており（ADB（2003））、こうした輸入資本財に依存する度合いが大きい韓国の事例を取り上げて実証分析した Kwack and Sun（2005）では、同国の1969–2000年における全要素生産性上昇率の過半が、輸入資本財に体化された技術の移転によって説明できると結論づけている。

本稿が採用する投資特殊的技術進歩の計測方法は Greenwood et al.（1997、2000）が提示したモデルに基づいており、Kwack and Sun（2005）のアプローチとは異なり、全要素生産性とは別種の技術進歩として、この機械設備に体化された技術の役割を位置づける¹⁹。

資本ストックを K 、投資の対象となり資本ストックに組み入れられる機械設備を I 、資本ストックの減耗率を δ と置くと、投資特殊的技術進歩（ q ）は資本の遷移式に次のように組み込まれる。

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_{t-1} + q_t I_t \quad (6)$$

生産に直接影響を及ぼす全要素生産性と異なり、投資特殊的技術進歩は上式のように投資活動を通じて経済に影響を及ぼす。

モデル上、representative agent は所得のうちから投資するか消費するかの選択をする。そのため、投資特殊的技術進歩による生産の拡大は結果的に消費財と効率投資財の相対価格の変化（効率投資財の相対価格の低下）を伴う。これに対して、全要素生産性の上昇による生産の拡大は相対価格を変化させない。つまり、投資特殊的技術進歩（ q ）の動きは、消費財価格の効率投資財に対する相対価格の動きとして表現される（消費財の相対価格の上昇＝効率投資財の相対価格の低下＝投資特殊的技術進歩の増大）。

本稿では SNA の消費デフレータを、同じ SNA の総固定資本形成のうちの機械設備（machinery and equipment）のデフレータで除した値を q とした²⁰。

¹⁸ Ando et al.(2006)を参照。

¹⁹ 投資特殊的技術進歩は、Solow（1960）、Domer（1963）、Jorgenson（1966）などで基本的な考え方が提示され、Greenwood et al.（1997、2000）は、この技術ショックが米国の経済成長に貢献している点を1国モデルを使い実証している。開放体系の動学一般均衡モデルへの応用例として、Boileau（2002）、竹内（2006）などがある。このうち、Boileau（2002）は先進諸国モデルであるのに対して、竹内（2006）は資本財を供給する先進諸国（日本と米国）と、資本財を輸入して現地生産を行う東アジア7カ国（韓国、台湾、マレーシア、インドネシア、フィリピン、シンガポール、タイ）の間の「2カ国モデル」を想定し、投資特殊的技術進歩の存在が先進諸国と東アジア諸国の間の景気循環の相関に一定の役割を果たしていることを実証している。

²⁰ 米国の投資特殊的技術進歩を扱った Greenwood et al.（1997、2000）では、機械設備価格については、独自に品質調整を施した Gordon（1990）の研究成果を引用している。Pakko（2002）が明らかにしているように、資本財の品質調整の程度は投資特殊的技術進歩の推計結果を大きく左右する問題だが、品質調整をどのようにして、どこまでデフレータに反映させるべきかについては様々な考え方があり、先進諸国の間でも対応の仕方に差があるのが実情である。Pakko（2002）が指摘する通り、Greenwood et al.（1997、2000）も、Gordon（1990）のデータを簡易延長して使用している点には改善の余地が残る。本稿で採用された各国の SNA 統計についても、必ずしも同様の基準に基づいて品質調整されているわけではない点には留意する必要がある。

図3-3、図3-4は実際のデータから計算した16カ国の投資特殊的技術進歩の推移である。図3-3が先進諸国、図3-4が東アジア諸国である。

図3-3 先進7カ国の投資特殊的技術進歩

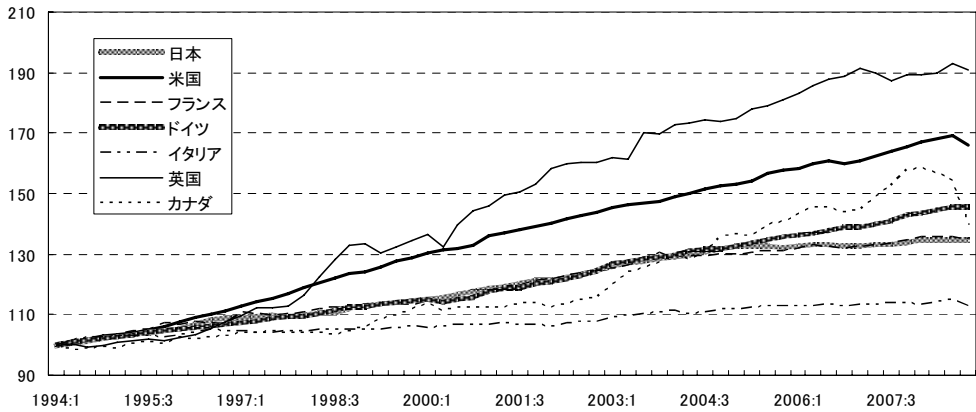
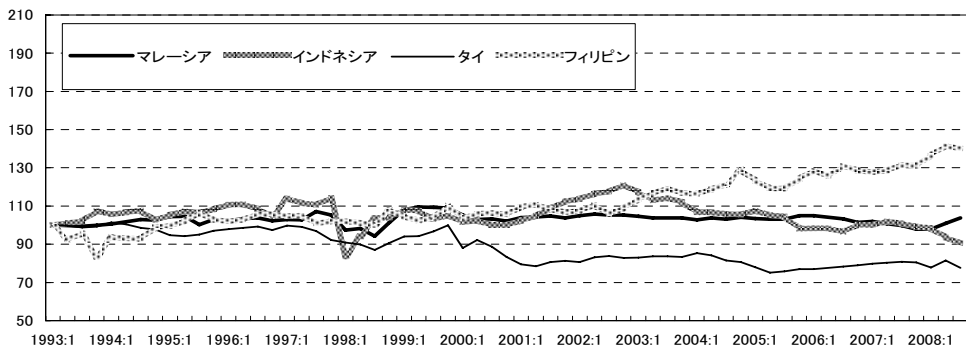
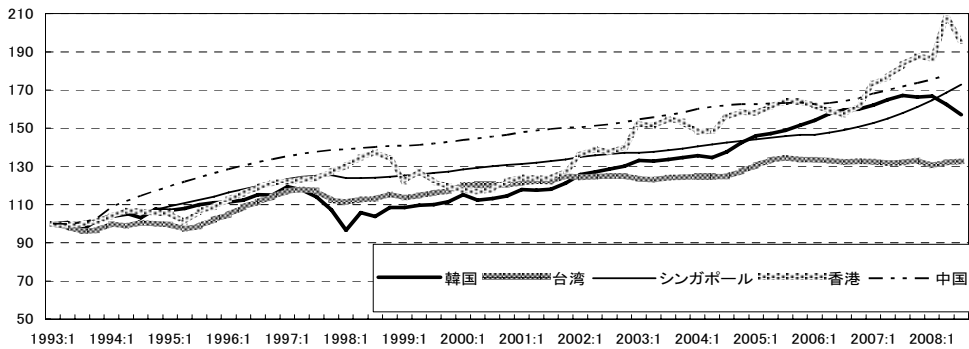


図3-4 東アジア9カ国の投資特殊的技術進歩



東アジアの一部の国を除いて投資特殊的技術進歩は上昇トレンドを描いている。こうした上昇トレンドは先進諸国を扱った先行研究でも同様に確認されている。また、東アジアの中で比較した場合、NIES 各国の投資特殊的技術進歩の伸びはおおむね、ASEAN 各国を

上回っていることが見て取れる。なお、世界、先進諸国、東アジアファクターと比較するために必要な投資特殊的技術進歩の集計は、全要素生産性と同様に、2000 時点の実質 GDP で加重平均して行った。

では、以上のように計算された各変数と structural FAVAR から抽出されたファクターの間にはどの程度の相関が見出せるのだろうか。表 3-4 に、各変数と主要ファクターとの相関係数の計算結果をまとめた²¹。

表 3-4 ファクターと各種ショックとの相関係数

		世界	先進諸国	東アジア (中国除く)	東アジア(中国 含む)+米国
エネルギー価格(IFS)	(-)	-0.1162 0.8837	-0.1696 1.2996	-0.0413 0.3122	-0.1762 * 1.3523
エネルギー価格(IFS)2000 年以降	(-)	-0.2829 ** 1.7208	-0.1107 0.6496	-0.0220 0.1284	-0.2887 ** 1.7593
その他1次産品価格(IFS)	(-)	-0.0190 0.1435	-0.1584 1.2119	0.0867 0.6573	0.1019 0.7737
その他1次産品価格(IFS)2000 年以降	(-)	0.0956 0.5600	-0.0447 0.2609	0.0718 0.4199	0.0841 0.4924
エネルギー価格(IFS)Hamilton(1996)	(-)	-0.1667 1.2770	-0.1469 1.1218	-0.0256 0.1937	-0.2827 ** 2.2252
エネルギー価格(IFS)2000 年以降 Hamilton(1996)	(-)	-0.2789 ** 1.6934	-0.0949 0.5560	-0.0385 0.2251	-0.3783 ** 2.3833
金融ショック	(-)	-0.0071 0.0555	-0.2543 ** 2.0541	0.0665 0.5208	0.0889 0.6973
円ドルレート(対日本輸出競争力)1993-2004	(-)	0.1384 0.9377	-0.1567 1.0645	0.1043 0.7038	-0.3290 ** 2.3383
円ドルレート(対日本輸出競争力)1993-2008	(-)	0.2096 ** 1.6890	-0.0211 0.1663	-0.0311 0.2451	-0.1547 1.2239
全要素生産性	(+)	0.0046 0.0353	0.2164 ** 1.7175	0.0497 0.3823	-0.0580 0.4465
投資特殊的技術進歩	(+)	-0.0789 0.5709	0.1351 1.0022	0.2179 ** 1.6710	0.0561 0.4168

(注 1) 上段が相関係数、下段はピアソンの検定統計量。**5%有意水準、*10%有意水準。

(注 2) (+) (-) は想定される相関係数の符号条件。

(注 3) 2つの生産性指標のうち、投資特殊的技術進歩は、ファクターに対して4四半期リードをとった時差相関係数(ファクターと4四半期後の投資特殊的技術進歩との相関係数)。他のショックについてはリード・ラグなしの相関係数。文中の「3.2.3 生産性ショックの分析結果」を参照。

まず、資源価格ショックである(1)(2)だが、(1)のエネルギー価格については、世界ファクター、および、東アジア+米国ファクターとの相関が確認された。ただし、1993 第2四半期-2008 年第4四半期の通期のデータを使った場合、世界ファクターとの相関は有意ではなく、有意な相関が確認できたのは、資源価格が上昇基調に転じた2000年以降であった。(2)のエネルギーを除く一次産品価格については、ファクターとの相関は見出せ

²¹ 表 3-4 には、何らかの相関が確認できたファクターだけを掲載した。ここで触れられていない欧州、NIES、ASEAN、日本を除く先進諸国の各ファクターについては、それらの具体的な中身を特定するには至らなかった。なお、GDP の代わりに生産データを使い行った頑健性テスト(3.3 節)では、NIES、日本を除く先進諸国の各ファクターについても全要素生産性などとの相関が確認された。

なかった。エネルギー価格の上昇は世界ファクターを通じてすべての国に影響をもたらしているが、東アジアおよび米国にはさらに追加的なマイナスの効果が確認される結果となった。これは、東アジアと米国が他の先進諸国に比べてエネルギー効率（エネルギー供給量／実質 GDP）が悪いことを反映していると推察される²²。

なお、資源価格ショックについては、Hamilton（1996）に基づいて計算した資源価格の変化率と、各ファクターとの関係も確認した。Hamilton（1996）は原油価格の変化がマクロ経済にもたらす影響が価格の上昇局面と下降局面で非対称的であり、下降局面には必ずしもプラスの効果をもたらさない点に注目し、下降局面の変化率をゼロと置いた指標を使って GDP 成長率への影響を分析し、単純な変化率を採用した場合よりもマクロ指標に対する説明力が高い点を明らかにした。表 3-4 を見ると、Hamilton（1996）に沿って同様に（1）を計算した場合も世界ファクター、および、東アジア+米国ファクターとの相関が認められ、東アジア+米国ファクターとの相関については説明力が高まる傾向が確認できる。

次に、金融ショックだが、先進諸国ファクターとの相関だけが確認された。金融深化（financial deepening）の度合いは途上国であるアジア諸国よりも先進諸国の方が大きく、金融ショックの影響が先進諸国に限定されるという結果は妥当と判断できる。

4 番目の変数である（4）の円ドルレートは想定どおり、東アジア+米国ファクターとの逆相関が確認された。しかし、有意な関係が認められるのは 2004 年までであった。この結果は、2005 年以降、アジア各国通貨の対ドルレートが増価基調に転じ、volatility が大きく上昇したことと整合的である。東アジア+米国ファクターが想定通り、東アジア各国の対日輸出競争力の変化を反映しているためには、アジア各国の為替レートが対ドルで安定していることが前提となるからである。

3.2.3 生産性ショックの分析結果

次に生産性ショックの分析結果に移る。全要素生産性については先進諸国生産性が先進諸国ファクターに影響を与えているものの、世界、東アジア、NIES、ASEAN など他のグループの生産性とファクターの間には相関は確認できなかった。

これに対して、投資特殊的技術進歩は全要素生産性とは逆の結果になった。すなわち、投資特殊的技術進歩の場合、東アジアの投資特殊的技術進歩が東アジアファクターに与えている影響は確認できたが、世界や先進諸国の同技術進歩はいずれのファクターとも有意な関係が見出せなかった。

なお、消費財の機械設備に対する相対価格としてあらわされる投資特殊的技術進歩では、生産性の変化と価格の変化との間にあるタイムラグに留意する必要がある。生産性ショックがあった場合も、価格の調整コスト等が介在する結果、すべての企業が同時に価格を改定できるわけではなく、したがって、生産性ショックによるマクロの価格変更は緩やかに時間をかけて行われると考えられるからである。

²² IEA "Energy balances of OECD countries"、"Energy balances of non-OECD countries" の各年版を参照。

こうした「粘着価格」を前提にした場合、相対価格が大きく変化する以前に生産性の変化は起こっており、生産性の変化はその時点で実体経済（景気循環）に影響を与えると考えられるため、表3-4の（注3）にあるように、相関係数は、ファクターとそれ以降の相対価格＝投資特殊的技術進歩との間で計算する必要が出てくる。1993年第2四半期から2008年第4四半期までの通期で有意なプラスの相関が認められたのは、アジアファクターと、4四半期後のアジアの投資特殊的技術進歩の間であり、表3-4の相関係数0.217がそれに相当する。

もう一点、補足すべきこととして、次のような問題を指摘したい。すなわち、途上国の場合、技術集約的な資本財は相当程度輸入で賄われている実態があり、相対価格の変化は生産性の変化というより、単純に為替レートの変化を反映したものに過ぎない可能性があるということである。特に為替レートが相対価格と東アジアファクター双方に影響を与えているような場合は、相対価格＝投資特殊的技術進歩とファクターの関係は見せかけの相関である可能性も出てくる。

投資特殊的技術進歩に関する先行研究は先進諸国に関するものに限定されており、特に本稿が参照する Greenwood et al. (1997, 2000) は一国モデルによる分析になっている。従来は、こうした為替レートと相対価格の関係については特段の考察がなされてこなかったといえる。

そこで、ここでは相関が見られたアジアの投資特殊的技術進歩と為替レート²³、ファクターの関係をチェックしておく。まず、1993年第2四半期から2008年第4四半期までの通期におけるアジアの投資特殊的技術進歩と為替レートの相関係数は-0.69と高い。ただし、これは1997年から98年にかけて発生した通貨危機によって、アジア各国通貨が大きく減価したという特殊事情を反映した結果である。急激で大幅な為替安（レートの上昇）が自国通貨建ての資本財価格を引き上げたことで、資本財に対する消費財の相対価格である投資特殊的技術進歩指標が低下した（したがって、技術進歩と為替レートの相関係数はマイナス）。このような通貨危機の相対価格への影響は、生産性の変化とは基本的に異なるものと理解できる。そこで、為替が大幅な減価と反動的な増価を経験した1997年第3四半期から1999年第4四半期までの期間を除き、改めて投資特殊的技術進歩と為替レートの相関係数を計算すると-0.10となり、両者は基本的に無相関であると結論づけられる。

一方、この通貨危機による為替レートの急激な変動期間を除いて、もう一方の投資特殊的技術進歩と東アジアファクターの相関係数を計算すると、0.374となり、為替の変動期間を含めた通期の相関係数である0.217を大きく上回った²⁴。投資特殊的技術進歩はその本来的な意味で、東アジアファクターを通じて、生産性上昇のプラスの効果を域内経済に与えていることが改めて確認された。

²³ IFSからはアジア各国の実効レートが入手できないため、アジアファクターと対応する東アジア8カ国の対ドル名目レートを2000年時点の実質GDPで加重平均して東アジアの平均レートを計算した。

²⁴ 標準ケースと同様、相関係数は、投資特殊的技術進歩との間に4四半期のリードをとって計算した。

表3-5 ファクターと各種ショックとの相関係数（生産データ）

		世界	先進諸国	東アジア (中国除く)	東アジア (中国含む) +米国	NIES	日本を除く 先進諸国
エネルギー価格(IFS)	(-)	-0.2393 ** 1.8608	-0.0628 0.4754	-0.0485 0.3669	-0.0176 0.1329	0.2258 ** 1.7504	-0.2083 * 1.6085
エネルギー価格(IFS)2000 年以降	(-)	-0.2773 ** 1.6837	-0.1076 0.6311	-0.1127 0.6614	-0.1200 0.7051	0.2795 ** 1.6981	-0.0877 0.5135
その他1次産品価格(IFS)	(-)	-0.0399 0.3016	-0.0336 0.2540	-0.0264 0.1994	0.0409 0.3091	0.1782 * 1.3676	0.1153 0.8768
その他1次産品価格(IFS) 2000年以降	(-)	0.1131 0.6641	0.1702 1.0077	-0.0456 0.2662	0.1049 0.6152	0.2094 1.2494	0.1925 1.1445
エネルギー価格(IFS) Hamilton(1996)	(-)	-0.3086 *** 2.4494	-0.0910 0.6900	-0.0545 0.4123	-0.0611 0.4622	0.1949 * 1.5003	-0.1324 1.0089
エネルギー価格(IFS)2000 年以降 Hamilton(1996)	(-)	-0.3985 *** 2.5336	-0.1481 0.8737	-0.1486 0.8764	-0.1059 0.6211	0.2097 1.2506	-0.0594 0.3474
金融ショック	(-)	0.0960 0.7535	-0.2841 ** 2.3154	-0.0338 0.2643	0.0330 0.2580	0.0242 0.1892	-0.1061 0.8335
円ドルレート(対日本輸出競争 力)1993-2004	(-)	-0.1534 1.0414	0.0868 0.5845	-0.0202 0.1356	-0.1119 0.7556	0.0860 0.5791	-0.0202 0.1356
円ドルレート(対日本輸出競争 力)1993-2008	(-)	0.0986 0.7807	0.0425 0.3352	0.1189 0.9437	-0.0868 0.6808	0.0953 0.7540	0.0014 0.0115
全要素生産性	(+)	-0.1877 * 1.4676	0.1767 * 1.3902	0.0277 0.2129	0.1652 1.2876	0.2221 ** 1.7502	0.2629 ** 2.1285
投資特殊的技術進歩	(+)	0.1270 0.9236	0.2357 ** 1.7829	0.2211 ** 1.6969	0.0371 0.2754	0.1399 1.0189	-0.1260 0.9596

(注1) 上段が相関係数、下段はピアソンの検定統計量。***1%有意水準、**5%有意水準、*10%有意水準。

(注2) (+) (-) は想定される相関係数の符号条件。

(注3) 2つの生産性指標のうち、投資特殊的技術進歩は、ファクターに対して4四半期リードをとった時差相関係数(ファクターと4四半期後の投資特殊的技術進歩との相関係数)。他のショックについてはリード・ラグなしの相関係数。

3.3 推計の頑健性テスト

以上の分析結果の頑健性をチェックするために、GDPの代わりに採用16カ国の生産指数の季節調整済み前期比データを使い、同様の分析を行った²⁵。表3-5は、生産指数を使った場合のファクターと各種ショックの相関係数を示している。世界ファクターはエネルギー価格と、先進諸国ファクターは金融ショックとの相関が同様に確認された。また、その他1次産品の価格との関係は生産データを使った場合も確認できなかった。一方、円ドルレートと東アジア+米国ファクターの相関係数はマイナスだったが、有意ではなかった。

生産性については、東アジアファクターが投資特殊技術進歩の影響だけを受けている点はGDPデータによる分析結果と同様だが、東アジアのうちNIESファクターについては全要素生産性との相関も確認された。先進諸国の景気循環は、先進諸国ファクターに加え、日本を除く先進諸国ファクターを通じて、全要素生産性の影響を受けている。生産データの場合は同時に投資特殊的技術進歩からの影響も認められた。以上、全体的には、GDPデータを使った分析内容とほぼ同様の傾向が確認できた。

²⁵ データは基本的に industrial production ベースだが、フィリピン、香港、タイの3カ国についてはデータの制約から、製造業の生産指数を使った。

4 結語

structural FAVAR を使って主要各国の景気変動の要因分析を行った。structural FAVAR は景気のスピルオーバー効果を考慮したうえで、複数国の景気変動を相互に独立の複数のファクター（構造ショック）に分解できるという特徴を持つ。ただ、従来の研究ではその適用範囲が限定され、先進諸国を主な分析の対象にしてきた。本稿の特徴は途上国経済、なかでも世界経済への影響度を増している東アジア経済を分析対象に加え、ファクターの数も増やした拡張型の structural FAVAR を推計した点にある。その結果、これまでも分析の対象になっていた先進諸国の景気波及メカニズムも含めて、先行研究ではとらえられなかった新たな知見を得ることができた。

第1に、各国の景気に影響を及ぼしているファクターの数が予想以上に多いことが確かめられた。第2に、自国のショックとスピルオーバー効果に8つの国際的なファクターを加えた10の景気変動要因に基づいて行った景気変動の要因分解（分散分解）では、次のような点が明らかになった。(1)世界要因がすべての国で比較的大きな影響を及ぼしている。

(2) 東アジア各国は東アジア域内に固有の要因の影響（東アジアファクター、及び、東アジア+米国ファクター）を強く受けているが、欧州の場合、そうした地域要因の影響は比較的小さい。(3) 先進諸国では多くの場合、自国要因の影響が比較的大きい。

抽出されたファクターと実際に観察される構造ショックの関係については、主要なファクターについて特定化することができた。これは structural FAVAR を採用した先行研究では詰め切れなかった点であり、本稿で得られた主な結論の3点目である。すべての国に影響をもたらしている世界ファクターには資源価格ショックが関係しており、景気循環の連動性が近年、世界的に高まっている背景として、資源価格の動向が大きく関与している可能性が示された。先進諸国ファクターには全要素生産性や金融ショックが影響していた。東アジアの景気循環には、この地域特有の生産性要因である投資特殊の技術進歩が関係している可能性がある。

投資特殊の技術進歩については、技術の代理指標となる資本財など機械設備の相対価格をどう正確にとらえるかという、いわゆる「ヘドニック価格」の問題が引き続き存在するが、先進諸国の場合以上に途上国では、輸入資本財からの技術移転がマクロ経済に大きな影響を与えている可能性が高い。このほか、東アジア+米国ファクターの分析からは、円ドルレートの変化が、工程間分業のネットワークに組み込まれた東アジア諸国にとって重要な対日輸出競争力を変化させることを通じて、東アジア各国の景気に影響を及ぼしている点も確認された。

参考文献

- Altonji, J. G., J. C. Ham, "Variation in Employment Growth in Canada: The Role of External, National, Regional, and Industrial Factors," *Journal of Labor Economics*, 1990, 8(1), pp S198-S236.
- Ando, M., S. W. Arndt, and F. Kimura, "Production Networks in East Asia: Strategic Behavior by Japanese and U.S. Firms," *Japan Center for Economic Research (JCER) Discussion Paper*, 2006, 103.
- Asian Development Bank (ADB), *Asian Development Outlook 2007*, pp66-81.
- Asian Development Bank (ADB), *Asian Development Outlook 2003*, pp205-272.
- Backus, D. K., P. J. Kehoe, and F. E. Kydland, "International Real Business Cycles," *The Journal of Political Economy*, 1992, 100(4), pp745-775.
- Backus, D. K., P. J. Kehoe, and F. E. Kydland, "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve?," *The American Economic Review*, 1994, 84(1), pp84-103.
- Bernanke, B. S., J. Boivin, and P. Elias, "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach," *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(1), pp387-422.
- Boileau, M., "Trade in Capital Goods and Investment-Specific Technical Change," *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2002, 26(6), pp964-984.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, C. L. Evans, "Sticky Price and Limited Participation Models of Money: A Comparison," *European Economic Review*, 1997, 41(6), pp1201-1249.
- Clark, T. E., K. Shin, "The Sources of Fluctuations Within and Across Countries," In: *Intranational Macroeconomics*, Hess, G. D., E. van Wincoop (Eds.), Cambridge: Cambridge University Press, 2000, pp189-217.
- Crosby, M., "Business Cycle Correlations in Asia-Pacific," *Economics Letters*, 2003, 80(1), pp35-44.
- Dempster, A. P., Laird, N. M., Rubin, D. B., "Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm," *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 1977, 39(1), pp1-38.
- Domar, E. D., "Total Productivity and the Quality of Capital," *The Journal of Political Economy*, 1963, 71(6), pp586-588.
- Glick, R., K. Rogoff, "Global versus Country-Specific Productivity Shocks and the Current Account," *Journal of Monetary Economics*, 1995, 35(1), pp159-192.
- Gordon, R. J., *The Measurement of Durable Goods Prices*, Chicago: University of Chicago Press, 1990.
- Greenwood, J., Z. Hercowitz, and P. Krusell, "Long-run Implications of Investment-Specific Technological Change," *The American Economic Review*, 1997, 87(3), pp342-362.

- Greenwood, J., Z. Hercowitz, and P. Krusell, "The Role of Investment-Specific Technological Change in the Business Cycle," *European Economic Review*, 2000, 44(1), pp91-115.
- Hamilton, J. D., "This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship," *Journal of Monetary Economics*, 1996, 38(2), pp215-220.
- International Energy Agency (IEA), *Energy Balances of OECD Countries*, various years.
- International Energy Agency (IEA), *Energy Balances of Non-OECD Countries*, various years.
- International Monetary Fund (IMF), "Decoupling the Train ? Spillovers and Cycles in the Global Economy," *World Economic Outlook*, 2007, April, pp121-160.
- Jorgenson, D. W., "The Embodiment Hypothesis," *The Journal of Political Economy*, 1966, 74(1), pp1-17.
- Kose, M. A., C. Otrok, and E. Prasad, "Global Business Cycles: Convergence or Decoupling?," *IZA Discussion Paper*, 2008, 3442.
- Kose, M. A., C. Otrok, and C. H. Whiteman, "International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors," *The American Economic Review*, 2003, 93(4), pp1216-1239.
- Kwack, S. Y., Sun, L. Y., "Economies of Scale, Technological Progress, and the Sources of Economic Growth: Case of Korea," *Journal of Policy Modelling*, 2005, 27(3), pp265-283.
- Monata, F., R. Ruffer, "Business Cycle Synchronization in East Asia," *Journal of Asian Economics* 2009, 20(1), pp1-12.
- Norrbin, S. C., D. E. Schlagenhauf, "The Role of International Factors in the Business Cycle: A Multi-Country Study," *Journal of International Economics*, 1996, 40(1-2), pp85-104.
- Pakko, M. R., "Investment-Specific Technology Growth: Concepts and Recent Estimates," The Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, 2002, 84(6), pp37-48.
- Periklis, G., Kothroulas, G., "Two Speed Europe and Business Cycle Synchronization in the European Union: The Effect of the Common Currency," *MPRA Paper*, 2009, 13909.
- Shin, K., C.-H. Sohn, "Trade and Financial Integration in East Asia: Effects on Co-movements," *The World Economy*, 2006, 29(12), 1649-1669.
- Shin, K., Y. Wang, "Trade Integration and Business Cycle Co-movements: The Case of Korea with Other Asian Countries," *Japan and the World Economy*, 2004, 16(2), pp213-230.
- Solow, R. M., "Investment and Technological Progress," In: *Mathematical Methods in the Social Sciences 1959*, Arrow, K. J., S. Karlin, and P. Suppes (Eds.), Stanford: Stanford University Press, 1960, pp89-104.
- Stock, J. H., M. W. Watson, "Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics," *Journal of the European Economic Association*, 2005a, 3(5), pp968-1006.
- Stock, J. H., M. W. Watson, "Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis," *NBER Working Paper Series*, 2005b, 11467.
- 小西 貞則・越智義道・大森裕浩 『計算統計学の方法—ブートストラップ・EM アルゴリ

ズム・MCMC (シリーズ 予測と発見の科学 5)』朝倉書店 2008.

竹内 文英 「アジア景気との連動性はなぜ高まっているのかー動学一般均衡モデルによる
分析」 日本経済研究センターディスカッションペーパー No.108 2006.

日本経済研究センター 『第 20 回金融研究ー世界金融危機下の日本経済』 2009.