

東アジアの景気サイクル

一月次データによる景気波及経路の検出

高橋 克秀

1. 問題の所在

東アジア共同体やアジア共通通貨の議論の高まりとともに、その基盤となる東アジアの実物的景気サイクルの連動性や同調性に注目が集まっている。なぜなら、地域経済統合のフレームワークである最適通貨圏の理論において、実物経済の統合度は大きなポイントになるからである。

また、アジア景気の連動性が強まっているとすれば、各国のマクロ経済政策の運営にあたって、アジア全体の景気動向を視野に入れることが重要になる。その際には複雑な景気波及プロセスの因果関係を整理しておく必要がある。それは、将来、アジア通貨危機が再来した場合の実物面のショックの伝播の方向とインパクトについても示唆を与えることになるだろう。

本稿の目的は、月次データを用いて東アジアの景気サイクルの特徴を明らかにすることである。従来、アジアの景気サイクルの分析においては、GDP（国内総生産）の年次データが使われることが多かった。これは主として、データの利用可能性の制約によるものである。アジア諸国の場合、マクロ経済データの整備が進んだのは1990年代に入ってからであり、一部の国ではいまだに四半期のマクロデータが整備されていない。このため、景気サイクルを議論する際にやむをえず年次データを利用してきたという事情がある。

たしかに、景気サイクルを概観するには年次データでもかまわないが、景気サイクルを詳細に分析していくためには、年次データよりも四半期データ、さらに月次データを用いることが望ましい。なぜなら、景気サイクルの振幅の大きさや景気の転換点、景気サイクルの国際的相関などをより具体的に検討するには年次データではあいまいな部分が残るからだ。また、年次データを用いて計量経済学的なアプローチを採る場合には、サンプル数の不足という深刻な問題に直面する。

本稿の目的は、月次の景気インデックスを用いて、東アジア各国間の景気の国際的波及経路を明らかにすることである。¹⁾ 月次データを用いることによって、東アジアの景気サイクルに関する議論のフロンティアを拡大することが可能になると考えられる。

2節では、まず、年次データを利用した伝統的な分析を行い、「定型化された事実」(stylized facts) を整理する。3節では、(社)日本経済研究センターが開発した月次データ

1) 本稿では、台湾と香港も便宜上、国と呼称する。

「アジア経済インデックス」を用いてアジアの景気サイクルの特徴を描写する。3節では、ベクトル自己回帰（VAR）モデルを構築し、グレンジャーの因果性、インパルス応答関数などからアジアの国際的景気波及の経路を浮き彫りにする。4節は、結論とこれからの検討課題にあてられる。

2. 年次データによる景気サイクルの分析

この節では、アジア各国景気の国際的相関に関する従来の研究を紹介し、2.2では、2.1のデータを拡張して、結果の頑健性を確認し、アジアの景気に関する「定型化された事実」を整理する。

2.1 景気の国際的相関

河合・本西（2004）は、1980年から2002年までの年次データを用いて（ただし、データのアベイラビリティの関係で、一部の国ではサンプル期間が多少短い）実質GDP成長率の国際的相関を算出し、同時点でのアジア経済の同調性・連動性(co-movements)を検証している。検討対象は、ASEAN10カ国に加えて日本、中国、韓国、台湾、香港、アメリカ、EU、オーストラリア、ニュージーランド、インドである。²⁾

ここからは次のようなファクトが明らかになっている。

- ① ASEANの先発国（タイ、マレーシア、インドネシア、フィリピン、シンガポール）相互の相関は強い。
- ② ASEANの先発国とアセアン後発国（ベトナム、カンボジア、ラオス、ミャンマー）の相関は弱く、二極化された状況になっている。
- ③ ASEAN先発国と日本、韓国、台湾、香港との相関は強い。
- ④ 中国と東アジア諸国の相関は弱い。
- ⑤ オーストラリア、ニュージーランド、インドと東アジア諸国の相関は弱い。
- ⑥ アメリカ、EUと東アジア諸国との相関は一般的に弱い。

2.2 データの拡張

次に、上記の河合・本西（2004）の方法を踏まえて若干のデータの拡張を行う。サンプル期間の短いASEAN後発国を対象から外し、ドイツとブラジルを加えた。また、サンプル期間も前後に延長する。期間を延長したときにも、河合・本西のファクト・ファインディングが観察できるかどうか確認するためである。

2) 結果の詳細は、河合・本西(2004)pp.103 表3-1-1(a)各国相関係数表：実物変数1980-2002

『世界経済の潮流』（内閣府政策統括官室）の巻末データ集³⁾とCEICデータベース⁴⁾を用いて1960年～2004年までデータを延長した。大半の国で1960年代初頭から実質GDP成長率のデータを利用することが出来る。ただし、ブラジルは70年、韓国とマレーシアは71年からである。このため、表1の相関係数を見る際にも一定の留保が必要になるが、全般的な傾向を確認するためには問題がないと思われる。言うまでもなく、相関関係は必ずしも因果関係を意味するわけではないので、相関が高い場合も恣意的な解釈に陥らないようにしなければならぬ。

表1から次のようなファクトを読み取ることができる。

- ① ASEAN各国間、欧州各国間では強い相関が観察される。米国・カナダ間もかなり相関は高い。
- ② ASEANの先発国（タイ、マレーシア、インドネシア、フィリピン、シンガポール）相互の相関は強いが、このなかでフィリピンは他国との相関がやや弱い。フィリピンはむしろ、日本、韓国と相関が強い。
- ③ インドとロシアは他国との相関が全般的に弱い。
- ④ ブラジルは全般的に他国との相関が弱い。
- ⑤ 中国は全般に国際的相関が弱い。中国と先進国の相関は弱く、ゼロに近いかマイナスの場合もある。
- ⑥ 韓国は、香港、ASEANとの相関がかなり高い（いずれも相関係数が0.6以上）
- ⑦ 台湾はシンガポールとの相関は強いが、他のASEAN諸国との相関は弱い。
- ⑧ オーストラリア、インドと東アジア諸国の相関は弱い。
- ⑨ アメリカとアジアの相関は全般的に弱いが、アメリカと中国、アメリカと台湾の相関は比較的強い。
- ⑩ アメリカとEU、オーストラリア、インドとの相関は比較的強い。
- ⑪ アメリカと日本の相関はほぼゼロである。
- ⑫ インドと東アジアの相関は全般的に弱い。

こうしたファインディングスは、河合・本西（2004）の結果と整合的である。⁵⁾ 以上を総合すると、グローバルに景気の国際相関を観察した場合、欧州とASEANという非常に相関の強い地域があることがわかる。日本とASEANの相関の強さも明瞭である。半面、中国、インド、ブラジルのように、他国と相関が弱く独自の景気サイクルで動いている国もある。

3) 『世界経済の潮流』（内閣府政策統括官室）2005年春版pp.193以下の（資料2）国・地域別経済統計を利用。

4) 香港を拠点とするデータベース企業。アジアのマクロデータを豊富に収集している。

5) 河合・本西（2004）はGDP以外の景気サイクルの指標として、産出量、個人消費、投資などを用いて相関を調べているが、結果はGDPを用いた場合とほぼ同じである。Kim,Kose &Plummer(2003), Kim,Kim&Wang(2005)なども同様の結果を報告している。

米国はカナダ，オーストラリア，台湾との相関は強いものの，全般的にはアジアとの相関は強いとはいえない。

表1 実質GDP成長率の国際的相関 1960年～2004年

	アメリカ	カナダ	中国	日本	韓国	台湾	香港	シンガポール	インドネシア	タイ	マレーシア	フィリピン	インド	オーストラリア	ユーロ	ドイツ	ブラジル
アメリカ	1.00	0.75	0.16	0.35	0.23	0.61	0.41	0.22	0.03	0.07	0.15	-0.05	0.02	0.54	0.49	0.47	0.22
カナダ	0.75	1.00	-0.05	0.21	0.12	0.40	0.35	0.20	0.04	-0.06	0.07	0.11	-0.05	0.69	0.51	0.27	0.48
中国	0.16	-0.05	1.00	-0.13	0.04	-0.01	-0.14	-0.05	-0.08	0.05	-0.15	-0.52	0.33	0.18	-0.41	-0.28	-0.17
日本	0.35	0.21	-0.13	1.00	0.37	0.61	0.52	0.44	0.49	0.49	0.39	0.28	-0.19	0.07	0.58	0.60	0.37
韓国	0.23	0.12	0.04	0.37	1.00	0.42	0.50	0.38	0.56	0.74	0.55	0.21	-0.09	-0.18	0.26	0.33	0.09
台湾	0.61	0.40	-0.01	0.61	0.42	1.00	0.76	0.56	0.38	0.36	0.41	0.23	-0.26	0.12	0.52	0.53	0.49
香港	0.41	0.35	-0.14	0.52	0.50	0.76	1.00	0.57	0.61	0.47	0.60	0.38	-0.34	0.03	0.43	0.43	0.43
シンガポール	0.22	0.20	-0.05	0.44	0.38	0.56	0.57	1.00	0.60	0.48	0.82	0.43	-0.14	0.02	0.32	0.30	0.21
インドネシア	0.03	0.04	-0.08	0.49	0.56	0.38	0.61	0.60	1.00	0.74	0.78	0.36	-0.11	-0.16	0.18	0.23	0.37
タイ	0.07	-0.06	0.05	0.49	0.74	0.36	0.47	0.48	0.74	1.00	0.68	0.29	0.12	-0.13	0.18	0.32	0.03
マレーシア	0.15	0.07	-0.15	0.39	0.55	0.41	0.60	0.82	0.78	0.68	1.00	0.45	-0.21	-0.07	0.35	0.39	0.22
フィリピン	-0.05	0.11	-0.52	0.28	0.21	0.23	0.38	0.43	0.36	0.29	0.45	1.00	0.02	-0.13	0.33	0.13	0.23
インド	0.02	-0.05	0.33	-0.19	-0.09	-0.26	-0.34	-0.14	-0.11	0.12	-0.21	0.02	1.00	0.04	-0.35	-0.35	-0.43
オーストラリア	0.54	0.69	0.18	0.07	-0.18	0.12	0.03	0.02	-0.16	-0.13	-0.07	-0.13	0.04	1.00	0.19	0.07	0.24
ユーロ圏	0.49	0.51	-0.41	0.58	0.26	0.52	0.43	0.32	0.18	0.18	0.35	0.33	-0.35	0.19	1.00	0.87	0.45
ドイツ	0.47	0.27	-0.28	0.60	0.33	0.53	0.43	0.30	0.23	0.32	0.39	0.13	-0.35	0.07	0.87	1.00	0.23
ブラジル	0.22	0.48	-0.17	0.37	0.09	0.49	0.43	0.21	0.37	0.03	0.22	0.23	-0.43	0.24	0.45	0.23	1.00

出所：CEIC, 『世界経済の潮流』(内閣府)

注：相関係数が0.5以上の組み合わせを強調している。

3. VARモデルを用いた分析

この節では，東アジア各国の景気サイクルについてベクトル自己回帰(Vector Auto Regression:以下VAR)モデルを推定した上で，Granger因果性テストとインパルス応答関数を用いて，アジア各国間の景気の波及経路，および相互の影響の程度を検証する。

3.1 分析対象国

NIESとASEANに中国を加えた東アジアの主要国を分析対象とする。具体的には，韓国，台湾，香港，シンガポール，タイ，マレーシア，インドネシア，フィリピンと中国の9か国である。次ページに国ごとの系列の時系列プロットを示した(図1)。大半の国では，通貨金

融危機の影響が強く現れた98年に景気が深い谷を迎えていることがわかる。99年に急激に回復したあと、2001年にも深い谷がある。これはITバブル崩壊によるものである。ただし、景気の山の高さと谷の深さ、景気の転換点のタイミングで各国は微妙に異なっており、それぞれのサイクルの独自性と時間的な先後関係がある可能性を示している。

3.2 データセット

本稿で使用するデータは、(社)日本経済研究センター・跡見学園女子大学の山澤成康氏を中心に開発された「アジア経済インデックス」である。韓国、台湾、香港、シンガポール、タイ、マレーシア、インドネシア、中国の9カ国について1990年1月分から月次の景気インデックスが作成されている(中国は91年12月分から)。景気インデックスの採用指標は輸出、生産、販売である。これらを合成し、日本のCI(コンポジットインデックス)を参考にして作成されている。インデックスが10のときは「好調」、20のときは「かなり好調」で、マイナス10は「不調」、マイナス20は「かなり不調」とされる。

景気サイクルのヴィヴィッドな連動や波及を分析するには、年次データや四半期データよりも月次データが望ましい。もちろん、四半期のGDPデータでも分析は可能だが、統計的分析における自由度不足の問題に直面する。この点、「アジア経済インデックス」は月次でアジア9カ国の景気動向が把握できる優れたデータセットである。

表2で基本統計量を概観すると、国ごとの標準偏差にかなりの差があることがわかる。タイ、マレーシア、インドネシア、韓国の標準偏差は大きく、通貨危機国と総称された国の景気のボラティリティが大きかったことが裏付けられた。半面、90年代以降、高度安定成長を続けている中国と、アジアの中では比較的低い成長が続いたフィリピンのボラティリティが小さいことがわかる。

表2 アジア経済インデックスの基本統計量 1990年1月～2005年8月

	韓国	台湾	香港	シンガポール	タイ	マレーシア	インドネシア	フィリピン	中国
平均	-2.9202	-0.9660	-4.6309	-2.3866	-3.9202	-6.2027	-2.5229	-4.3160	-0.9612
メディアン	-3.0000	-0.6500	-3.8500	-0.6000	-1.2000	-4.2500	-3.2000	-4.2000	0.3000
最大	26.1000	31.2000	18.9000	22.1000	23.7000	15.7000	28.0000	16.2000	24.8000
最小	-44.3000	-32.0000	-33.1000	-29.6000	-43.7000	-44.8000	-30.5000	-27.9000	-17.7000
標準偏差	12.2758	10.6835	10.0964	9.9354	12.7934	13.5710	11.7843	8.1465	7.5924
歪度	-0.5990	-0.3006	-0.3773	-0.6915	-0.8743	-0.8096	-0.0676	-0.2572	0.0396
尖度	4.5532	3.5273	3.0607	3.1038	3.6366	3.2405	2.8962	3.4752	2.7641

出所：アジア経済インデックス(社団法人日本経済研究センター)

注：中国のデータは1991年12月～2005年8月

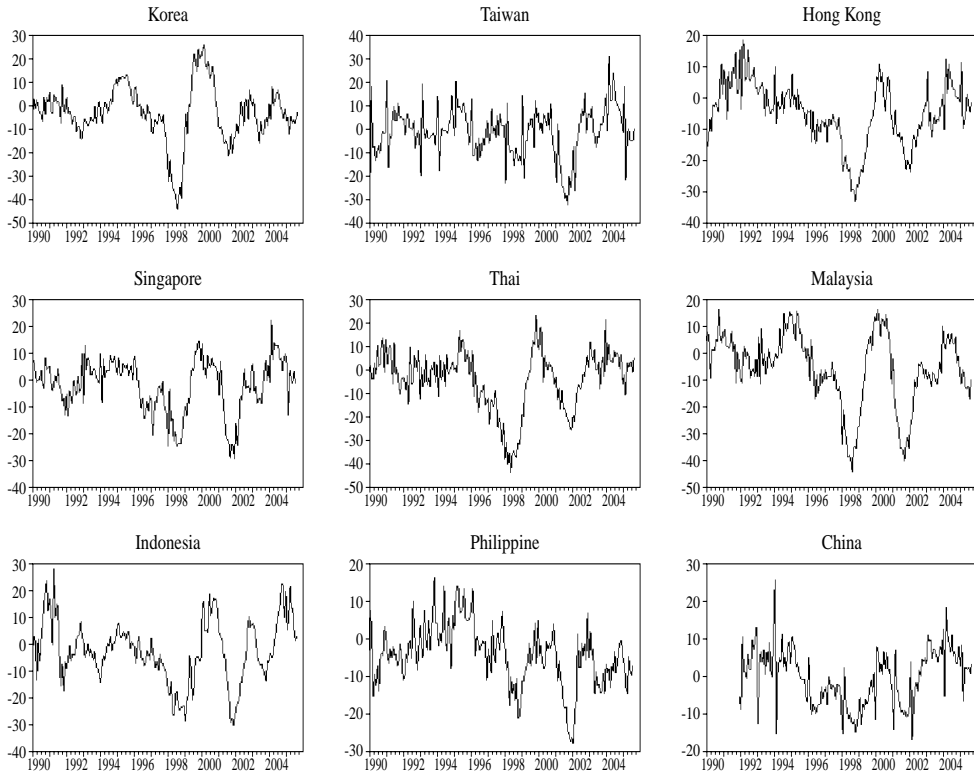


図1 アジア各国の景気動向

出所：アジア経済インデックス（日本経済研究センター）

ここで、予備的考察として、これらの9変数の同期（同時点）における相関係数を確認しておく。4節で用いるグレンジャーの因果性テストは、同期の変数間の関係を想定していない誘導型VARモデルに基づいているため同時点における変数の関係が確認できないからである。

表3に見るように、全般的に相関係数は高く、1節でみた年次データよりも月次データを用いた場合のほうが相関係数が高くなることを示唆している。相関係数が0.6以上の組み合わせを抜き出すと、韓国・シンガポール、韓国・タイ、韓国・マレーシア、台湾・シンガポール、台湾・中国、香港・シンガポール、香港・タイ、香港・マレーシア、香港・インドネシア、香港・中国、シンガポール・タイ、シンガポール・マレーシア、シンガポール・中国、タイ・マレーシア、タイ・中国、マレーシア・インドネシアのペアとなる。フィリピンは他国との相関が弱いのが特徴である。また、年次データでは他国との相関が弱かった中国が、月次データでは比較的高い相関を示している。

表3 アジア景気の国際的相関

	韓国	台湾	香港	シンガポール	タイ	マレーシア	インドネシア	フィリピン	中国
韓国	1.00	0.49	0.55	0.71	0.76	0.80	0.49	0.47	0.40
台湾	0.49	1.00	0.50	0.64	0.46	0.55	0.33	0.39	0.64
香港	0.55	0.50	1.00	0.64	0.69	0.71	0.64	0.42	0.71
シンガポール	0.71	0.64	0.64	1.00	0.79	0.82	0.62	0.52	0.67
タイ	0.76	0.46	0.69	0.79	1.00	0.79	0.64	0.41	0.63
マレーシア	0.80	0.55	0.71	0.82	0.79	1.00	0.67	0.59	0.56
インドネシア	0.49	0.33	0.64	0.62	0.64	0.67	1.00	0.43	0.50
フィリピン	0.47	0.39	0.42	0.52	0.41	0.59	0.43	1.00	0.29
中国	0.40	0.64	0.71	0.67	0.63	0.56	0.50	0.29	1.00

出所：表2の資料より算出

3.3 単位根検定

VARモデルの構築に進む前に、今回使用するデータの特徴を吟味する。VARモデルを推定するためには、変数の系列が定常である必要がある。各系列が単位根をもてば、その系列は非定常であると考えられるが、その場合は、系列の対数変換や階差をとるなどの方法で定常な系列に変換する必要がある。ここでは、変数の定常性を単位根検定によって確認する。

本稿では、レベル変数が定数項とトレンドを含む単位根過程であるという帰無仮説について検定を行い、判定にはPP基準（Phillips-Perron tests）を採用した。その結果は、次の表4である。

表4 フィリップス・ペロン検定の結果

	検定量	有意水準
韓国	-3.46	5%水準で有意
台湾	-10.75	1%水準で有意
香港	-4.83	1%水準で有意
シンガポール	-4.96	1%水準で有意
タイ	-4.33	1%水準で有意
マレーシア	-3.60	5%水準で有意
インドネシア	-3.60	5%水準で有意
フィリピン	-6.29	1%水準で有意
中国	-8.94	1%水準で有意

注：定数項とトレンドを含むという定式化のもとで単位根検定を行った。

この結果、すべての変数がレベルにおいて5%水準、ないしは1%水準で単位根の存在が棄却されたので、レベルにおいて定常な変数とみなすことができる。

なお、VARモデルのラグの次数の決定に関しては、SC基準（Schwarz Information Criterion）がもっとも小さくなるラグを選択した。1次から12次までラグをとった場合を比較して、SCが最小となった1次を選択した（Appendix 1）。

3.4 Grangerの因果性のテスト

グレンジャーの因果関係は、もともとは、予測の概念に基づいているといわれる。ある変数Yの予測を行ううえで、モデルに他の変数Xを含めても、予測が改善しないときに、変数Xから変数Yへの因果関係がないとされる（羽森2001）。

本稿では、9変数によるモデルであるから72通りの因果性についてテストした。このうち31通りの組み合わせにおいて、1%有意水準で因果性が認められた（Appendix 2）。図2は、矢印の向かう方向でこの因果関係を示したものである。特に強い因果性がある場合（F値>18）は、太い矢印でこれを示した。

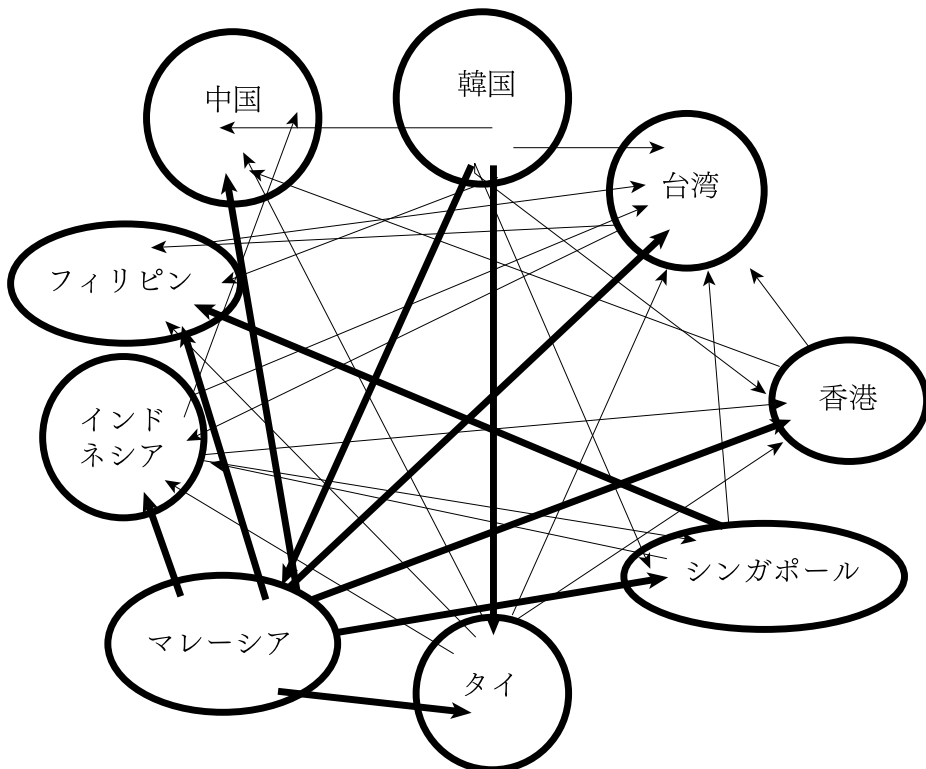


図2 アジア景気のグレンジャー的因果関係

注：1%水準で有意な関係を矢印で示した。とくに強い関係（F値>18）は太い矢印で示した。

以下に国ごとの特徴を整理する。

(1) 韓国

図2で特徴的なことは韓国から他国への因果性が明瞭に現われていることである。韓国は他のすべての国に対して、影響を与えている。とくに、タイとマレーシアへの影響は顕著である。一方で、韓国は他国からの影響を受けていない。このことは、韓国がアジア全体の景気サイクルのなかで、先導的役割を果たしていることを示している。

(2) マレーシア

マレーシアは、韓国から強い影響を受けると同時に、韓国以外の国へ非常に強い影響を及ぼしている。このことは、韓国から強い影響を受けたマレーシアが、その影響をアジア全域に伝播させる結節点の機能を果たしていることを示唆している。

(3) タイ

タイは韓国とマレーシアから強い影響を受ける一方で、インドネシア、フィリピン、中国、台湾、香港に影響を与えている。タイは、マレーシアに次ぐ二次的な結節点の役割を持っている。

(4) シンガポール

シンガポールは、マレーシアから強い影響を受け、韓国からも影響を受けている。一方、フィリピンに強い影響を与え、台湾にも影響を与えている。インドネシアとは双方向で影響している。

(5) 香港

香港はマレーシアから強い影響を受け、韓国、タイ、インドネシアからも影響を受けている。一方、台湾と中国に影響を与えている。

(6) 台湾

台湾はマレーシアから強い影響を受け、韓国、香港、タイ、シンガポールから影響を受けている。インドネシア、フィリピンとは双方向で影響している。

(7) インドネシア

インドネシアは、マレーシアから強い影響を受けるほか、韓国、香港、シンガポール、タイから影響を受け、台湾とは双方向で影響している。

(8) フィリピン

フィリピンはマレーシアとシンガポールから強い影響を受けている。韓国とタイからも影響を受けている。台湾とは双方向で影響している。

(9) 中国

中国はマレーシアから強い影響を受けるほか、韓国、香港、タイ、インドネシアから影響を受けている。一方、中国は他国へ明確な影響を与えていない。

このように、各国が互いに影響を及ぼす組み合わせを総合すると、アジアの景気波及経路のもっとも「川上」に韓国が位置していることがわかる。一方、「川下」にあたるのが他国に影響をほとんど与えない中国、インドネシア、フィリピンである。マレーシアは「川中」にあつて、韓国の影響を他国へ伝播させるトランスミッションとなっている。タイは、マレーシアほど明確ではないが、同じ機能を持っている。台湾、香港、シンガポールは他国に影響を与えると同時に影響される両方の側面を持っている。

4. インパルス応答関数

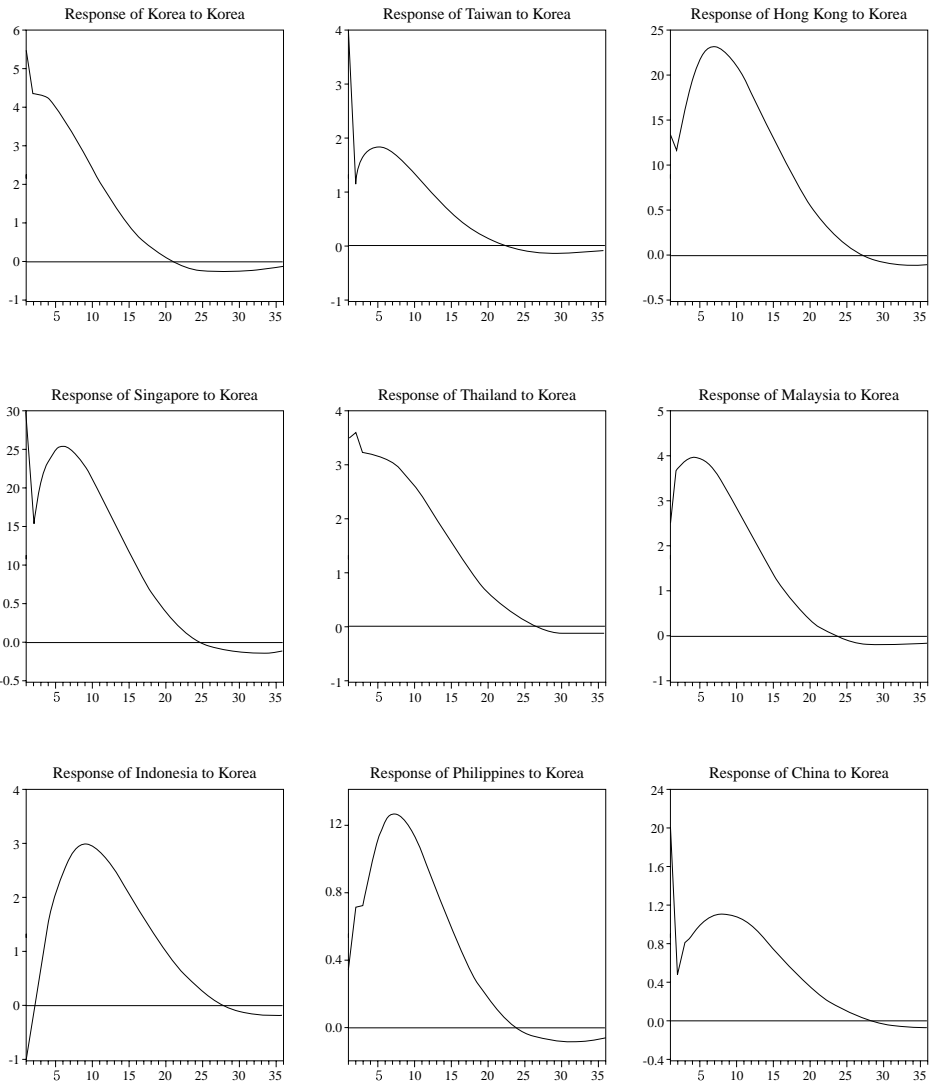
この節では、VARモデルにおける内生変数に対するショックの影響を分析するためにインパルス応答関数を用いる。3節で推定したVARモデルを用いて、第1期の変数にショックを与えたときの内生変数のその後の動きを観察する。今回のVARモデルにおいては、ある国の景気の変動したときに他の国の景気に与える変化の大きさや正負の方向、影響の継続期間などを分析する。

4.1 韓国の景気に対するショックが他国へ与える影響

3節で明らかになったように、韓国の景気サイクルはアジアの景気のリーディング・インディケーターの役割を果たしている。このため、まず、韓国の景気にインパルス（外生的なショック）が与えられたときに、他国へどのような影響を及ぼすかを検討する。⁶⁾ 次の図は、韓国に1単位（標準偏差）のショックを与えたときの韓国（図中の左上）および他国への影響をみたものである。いずれの国もプラスの反応を示し、その効果は18～24か月程度続く。

6) インパルス応答関数の結果は、変数を並べる順番によって異なるという問題点が指摘されている。現時点では、これを回避する決定的な方法はないとされているので、本稿では順番を適宜入れ替えて計算を試みた。結果として、グラフの形状に顕著な差はないことを確認した。

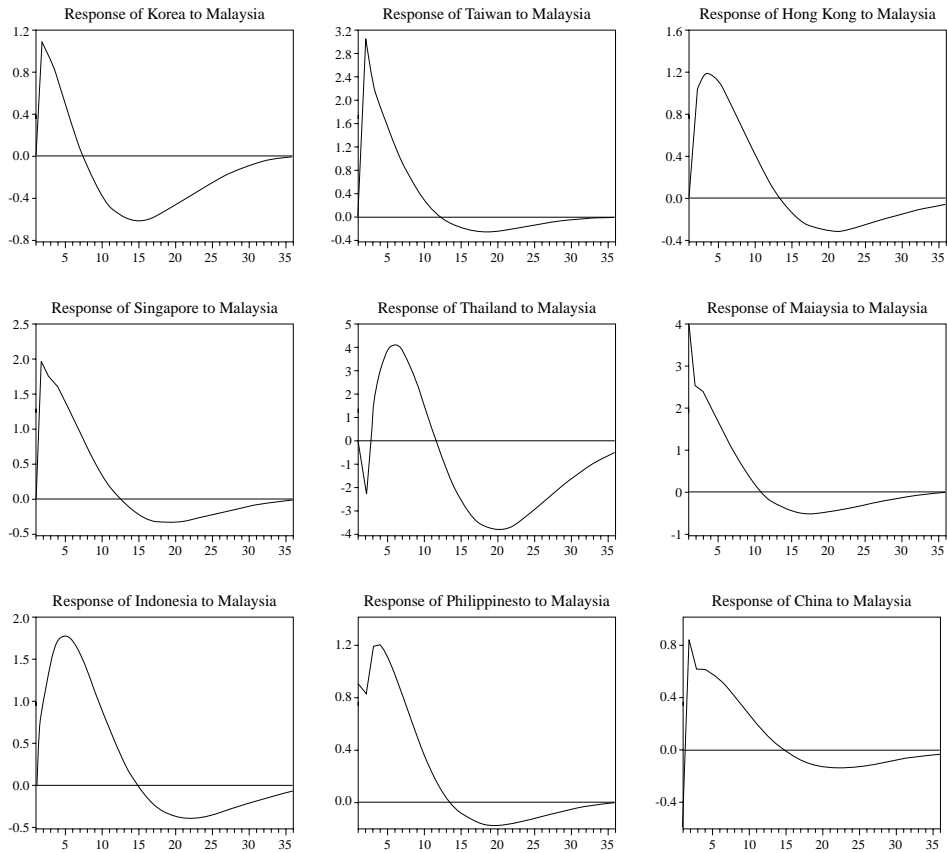
Response to Cholesky One S.D. Innovations



4.2 マレーシアの景気に対するショックが他国へ与える影響

マレーシアはアジア景気の伝播経路において、韓国に次いで他国へ影響を与えるポジションにある。次の図は、マレーシアに1単位（標準偏差）のショックを与えたときのマレーシア（図中の左上）および他国への影響をみたものである。いずれの国もプラスの反応を示し、その効果は8～12か月程度続く。10か月程度、プラスの影響が持続したあと、急激に減衰することがわかる。韓国と比べるとプラスの効果を与える期間はおよそ半分である。

Response to Cholesky One S.D. Innovations



5. 結論と今後の課題

本稿ではアジア9か国の景気サイクルを国ごとに描写し、VARモデルに基づく東アジア景気のグレンジャー因果性を検出した。その結果、アジアの景気波及プロセスは4段階の構造になっていることがわかった。まず、時間的先後関係というグレンジャー的な意味で、韓国がアジア景気全体をリードしている。インパルス応答関数によってその影響力を観察すると、韓国の他国に対する影響力は1年半程度持続することがわかった。マレーシアは韓国の影響を受容し、それをアジアの広い範囲に照射している。香港、台湾、シンガポールは、韓国とマレーシアから影響を受けながら、他国へ影響を及ぼしている。フィリピン、インドネシア、中国はグレンジャー的な意味で時間軸のもっとも右側に位置する。図3は、その模式図である。

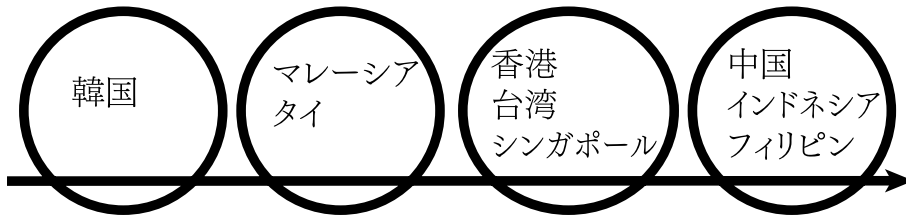


図3 アジアの景気波及経路の時間的流れ

注：矢印は時間軸

韓国とマレーシアがなぜアジア景気変動の中心になっているのか。それは、両国の産業構造がIT産業、とくに半導体や電子・電気製品に特化しているために、世界的需給の変化にきわめて敏速に反応するからだと思われる。ただし、この作業仮説は別稿において、さらに詳細に検討したい。また、本稿では、アジア間景気のグレンジャーの因果関係の検出に主眼を置いたため、先進国の景気の影響はスコープの外に置いた。今後は、日本、米国、欧州を含むグローバルな景気とアジア景気の波及経路の検出が課題となるであろう。

参考文献

市川博也（2003）「入門マクロ経済の時系列分析（7）グレンジャーの因果性」『経済セミナー』2003年10月。
 河合正弘・本西泰三（2004）『ASEANのマクロ・金融・為替』伊藤隆敏+財務省財務総合政策研究所編 著『ASEANの経済発展と日本』第3章，日本評論社。
 田中秀明・北野祐一郎（2002）「欧米諸国における財政政策のマクロ経済的效果」財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』2002年7月。
 羽森茂之（2001）『計量経済学』中央経済社。
 山本拓（1988）『経済の時系列分析』創文社。
 Ramaprasad Bhar and Shigeyuki Hamori (2005) *Empirical Techniques in Finance*, Springer.
 Soyoung Kim, Sunghyun H.Kim, Yunjong Wang (2005) “International Capital Flows and Boom-Bust Cycles in the Asia Pacific Region” *Tufts University Department of Economics Working Paper*.
 Sunghyun Henry Kim, M.Ayhan Kose, Michael G.Plummer (2003) “Dynamics of Business Cycles in Asia: Differences and Similarities” *Review of Development Economics* 7, pp462-477.
 Walter Enders (1995) *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, New York.

Appendix

Appendix 1 ラグ検定の結果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-4571.098	NA	1.20e+15	60.26445	60.44349	60.33718
1	-4093.479	892.3937	6.52e+12	55.04577	56.83623*	55.77312
2	-3952.737	246.2984	3.00e+12	54.25970	57.66156	55.64165*

3	-3872.009	131.7133	3.09e+12	54.26328	59.27656	56.29985
4	-3809.461	94.64556	4.15e+12	54.50607	61.13075	57.19724
5	-3726.585	115.5901	4.42e+12	54.48138	62.71748	57.82717
6	-3642.517	107.2977	4.85e+12	54.44101	64.28852	58.44141
7	-3538.027	120.9882	4.32e+12	54.13193	65.59085	58.78694
8	-3426.207	116.2344	3.78e+12	53.72640	66.79673	59.03602
9	-3304.022	112.5383	3.20e+12	53.18450	67.86624	59.14873
10	-3168.510	108.7666	2.61e+12	52.46723	68.76038	59.08607
11	-3020.567	101.2240	2.17e+12	51.58641	69.49096	58.85986
12	-2823.379	111.5670*	1.23e+12*	50.05761*	69.57358	57.98568

Appendix 2 グレンジャー因果性検定の結果

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
Taiwan does not Granger Cause Korea	187	4.84605	0.02895
Korea does not Granger Cause Taiwan		15.2241	0.00013
Hong Kong does not Granger Cause Korea	187	1.10047	0.29554
Korea does not Granger Cause Hong Kong		15.1938	0.00014
Singapore does not Granger Cause Korea	186	0.05589	0.81337
Korea does not Granger Cause Singapore		13.2747	0.00035
Thailand does not Granger Cause Korea	187	0.52653	0.46899
Korea does not Granger Cause Thailand		18.5112	2.7E-05
Malaysia does not Granger Cause Korea	187	5.39612	0.02128
Korea does not Granger Cause Malaysia		28.7049	2.5E-07
Indonesia does not Granger Cause Korea	187	0.29096	0.59026
Korea does not Granger Cause Indonesia		14.8979	0.00016
Philippines does not Granger Cause Korea	186	0.47887	0.48981
Korea does not Granger Cause Philippines		13.9310	0.00025
China does not Granger Cause Korea	164	6.25382	0.01339
Korea does not Granger Cause China		7.36191	0.00739
Hong Kong does not Granger Cause Taiwan	187	9.11936	0.00289
Taiwan does not Granger Cause Hong Kong		2.70101	0.10199

Singapore does not Granger Cause Taiwan	186	11.0604	0.00107
Taiwan does not Granger Cause Singapore		0.81297	0.36843
Thailand does not Granger Cause Taiwan	187	7.13847	0.00822
Taiwan does not Granger Cause Thailand		0.31205	0.57710
Malaysia does not Granger Cause Taiwan	187	36.5542	8.1E-09
Taiwan does not Granger Cause Malaysia		2.84964	0.09309
Indonesia does not Granger Cause Taiwan	187	8.57949	0.00383
Taiwan does not Granger Cause Indonesia		10.7212	0.00127
Philippines does not Granger Cause Taiwan	186	8.27464	0.00450
Taiwan does not Granger Cause Philippines		9.10290	0.00292
China does not Granger Cause Taiwan	164	0.08510	0.77087
Taiwan does not Granger Cause China		1.10688	0.29434
Singapore does not Granger Cause Hong Kong	186	6.38151	0.01238
Hong Kong does not Granger Cause Singapore		0.94064	0.33339
Thailand does not Granger Cause Hong Kong	187	9.16916	0.00281
Hong Kong does not Granger Cause Thailand		0.75972	0.38455
Malaysia does not Granger Cause Hong Kong	187	30.9653	9.2E-08
Hong Kong does not Granger Cause Malaysia		2.26632	0.13393
Indonesia does not Granger Cause Hong Kong	187	7.72099	0.00602
Hong Kong does not Granger Cause Indonesia		5.96065	0.01557
Philippines does not Granger Cause Hong Kong	186	0.83252	0.36275
Hong Kong does not Granger Cause Philippines		4.25826	0.04047
China does not Granger Cause Hong Kong	164	0.08698	0.76843
Hong Kong does not Granger Cause China		15.6215	0.00012
Thailand does not Granger Cause Singapore	186	4.94882	0.02733
Singapore does not Granger Cause Thailand		3.17358	0.07650
Malaysia does not Granger Cause Singapore	186	29.0017	2.2E-07
Singapore does not Granger Cause Malaysia		1.33225	0.24991
Indonesia does not Granger Cause Singapore	186	7.54954	0.00660
Singapore does not Granger Cause Indonesia		15.5503	0.00011
Philippines does not Granger Cause Singapore	186	3.59311	0.05960
Singapore does not Granger Cause Philippines		16.3321	7.8E-05
China does not Granger Cause Singapore	163	3.68477	0.05669
Singapore does not Granger Cause China		6.56553	0.01132

Malaysia does not Granger Cause Thailand	187	16.5707	7.0E-05
Thailand does not Granger Cause Malaysia		4.51771	0.03488
Indonesia does not Granger Cause Thailand	187	6.40872	0.01219
Thailand does not Granger Cause Indonesia		15.3478	0.00013
Philippines does not Granger Cause Thailand	186	0.67539	0.41225
Thailand does not Granger Cause Philippines		7.02504	0.00874
China does not Granger Cause Thailand	164	0.07624	0.78282
Thailand does not Granger Cause China		11.5921	0.00084
Indonesia does not Granger Cause Malaysia	187	0.06343	0.80144
Malaysia does not Granger Cause Indonesia		25.9783	8.5E-07
Philippines does not Granger Cause Malaysia	186	0.00508	0.94325
Malaysia does not Granger Cause Philippines		22.8905	3.5E-06
China does not Granger Cause Malaysia	164	2.26234	0.13451
Malaysia does not Granger Cause China		22.2956	5.1E-06
Philippines does not Granger Cause Indonesia	186	0.33395	0.56405
Indonesia does not Granger Cause Philippines		5.28064	0.02269
China does not Granger Cause Indonesia	164	3.57610	0.06041
Indonesia does not Granger Cause China		15.1206	0.00015
China does not Granger Cause Philippines	163	6.04941	0.01498
Philippines does not Granger Cause China		4.19438	0.04219

Summary

AN EMPIRICAL INVESTIGATION ON BUSINESS CYCLES IN ASIA

KATSUhide TAKAHASHI

The purpose of this paper is to clarify the characteristics of business cycle in Asia. Firstly, we will examine the business cycle by analyzing the Asian Business Index that is recently developed in Japan. Next we conduct a Granger-causality test to detect the linkage of the Asian economies. Lastly, we will construct a VAR model to deduce for some implications on Asian economies.

As a result, we can probably say that Korea's business cycle progresses in advance of other economies. In a Granger sense, Korea is the cause of the business cycle in Asia. Malaysia also plays an important role in the cause. It is plausible that both countries lead the Asian economy because of their IT-driven industrial structure which is sensitive to the changes of demand in the global market.