

東アジア景気の相互連関

時系列分析と産業連関分析の視点から

高橋 克秀・古屋 秀樹

1. 問題の所在

東アジア各国の景気（ビジネス・サイクル）の相互連関に注目が集まっている。将来の東アジア共同体や共通通貨構想の前提として、実物経済の統合度が重要なポイントになるからだ（最適通貨圏の理論）。各国のマクロ経済運営にあたって、さらには企業活動にとっても、自国と関係の深い外国との景気の連動性は重要な情報である。

従来、経済予測では米国景気が日本やアジアの景気を牽引するという前提が設定されてきた。しかし、近年はアジアが成長センターとして台頭し、アジア諸国の生産指数が日本や米国に先行するケースも現れるようになり、従来の常識は再考を迫られるようになった。このため、アジアの景気サイクルの連動性について全体像を提示し、実物面のショックの伝播の方向とインパクトの大きさを整理することが急務となっている。

高橋（2005）は、アジア9か国を対象とする「アジア景気インデックス」（日本経済研究センター）を用いて、アジア各国の景気の因果性や波及経路を分析し、韓国を「震源」とし、マレーシアを「中継点」とするアジア域内の景気波及という全体像を提示した。

本稿では、景気の代理変数として鉱工業生産指数を用いながら日米を含むアジア景気の相互連関の実態を明らかにする。ただし、アジアの鉱工業生産指数は、春節（旧正月）や中秋節など毎年移動する移動祝日（moving holidays）の影響を受けることが知られている。本稿では、この点に配慮して祝日・季節調整済みのデータを用いたことが特色である。また、今回は時系列分析と産業連関分析の両方の手法を用いて、アジアの景気の因果性の問題を扱う。従来、これらの手法は単独で用いられてきたが、両者を補完的に組み合わせることによって貿易・産業構造の変化と景気の相互連関の関係を明らかにしようという試みである。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、今回使用する季節・曜日・祝日変動調整データの特性を説明する。第3節では、グレンジャー因果性テストによって、日米およびアジア景気の波及の時間的先行・遅行関係を明らかにする。ここでは、複数のラグ期間を設定することによって、時間の推移に伴う景気の波及経路を視覚的に図示した。第4節では、産業連関分析を用いて、3節で導かれたアジアにおける景気波及が、アジア経済の構造変化とどのように関係しているかを定量的に検討する。第5節では、まとめと解釈、および残された課題に言及する¹⁾。補論においては、季節・曜日・祝日変動調整データを用いて作成した

1) 本稿では便宜上、台湾と香港も「国」と呼称する。

「アジア生産指数」を提示する。これにより、アジア全体の景気動向と各国の寄与率がわかるので、3,4節の議論を補強することになるだろう。

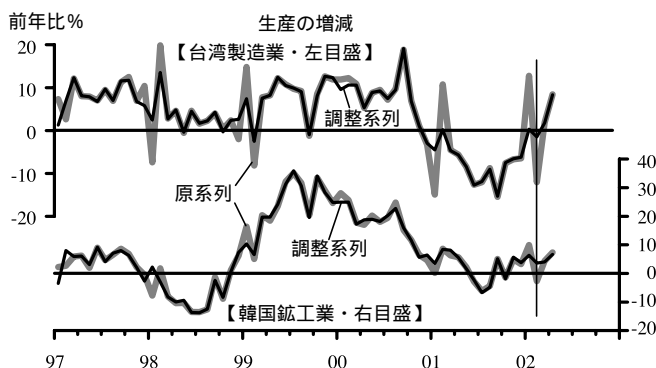
2. データセットと単位根検定

2.1 季節・曜日・祝日変動調整

景気を季節調整後の鉱工業生産指数 (industrial production index) で定義することがある²⁾。生産指数は、商業データベースの普及によって多くの国のデータが入手可能という利点がある。本稿でもアジア諸国の鉱工業生産指数 (製造業生産指数) を使用して景気の連関を分析する。ただし、中国、台湾、韓国などの経済指標は、移動祝日である春節、端午節、中秋節の影響を受けることが知られている。たとえば、2004年の春節は1月22日、2005年は2月9日、2006年は1月29日であった。春節後1~2回目の週末まで生産が低下する傾向がある。また、マレーシア、インドネシアなどではイスラム暦の影響もあろう³⁾。これらは経済活動全般に大きな影響を及ぼし、とりわけ月次の生産や消費指標は年によって大きく変動する。このため、主な移動祝日の影響をどのように調整するのが課題になる。

通常、簡便な季節調整法としては前年同月比が用いられるが、移動祝日は毎年、時期がずれるので前年同月比をとることは適切ではない。図1はこの点を例示したものである。

図1 前年比 (網線) では移動祝日の影響が除去できない



出所: 古屋秀樹 (2002)。上図は旧正月調整前後の系列を比較。

- 2) 内閣府「景気動向指数の利用の手引」、米国のNBER (Business Cycle Dating Committee (2003)), OECD "OECD Composite Leading Indicators: a tool for short-term analysis"参照。OECDは鉱工業生産指数、他は景気動向指数の一致系列採用指標で景気を定義している。
- 3) 今回はラマダンについては暫定的な調整を施した。国によって多少の差はあるが、2006年のラマダン入りは9月24日、ラマダン明けは10月23日であった。ラマダンの季節は毎年およそ10日ずつ早まっていく。

このように、アジアの月次経済指標の分析においては移動祝日まで考慮に入れた季節調整を行うことが望ましい。ここでは、古屋（2002）にもとづき、アジア諸国の鉱工業（製造業）生産指数にセンサス法X-12-ARIMAを適用、独自に季節・曜日・祝日変動を調整する⁴⁾。

分析対象は、世界の名目GDP（為替レート換算）の上位4か国である米国、日本、中国、ドイツにNIES4とASEAN5を加えた東アジアの主要国である。ただし、香港は月次の鉱工業生産指数を公表していないので本章の対象外とした⁵⁾。したがって、米国、日本、中国、ドイツ、韓国、台湾、シンガポール、タイ、マレーシア、インドネシア、フィリピンの11か国の鉱工業生産指数を当面の分析対象とする⁶⁾。データは、各国政府・中央銀行、OECDの公表資料と商用データベースCEICから収録し、古屋・高橋（2006）の方法で季節調整を行った。

次のグラフに、国ごとの鉱工業生産指数の時系列プロット（1994年1月～2006年6月）を示した。MYはマレーシア、CHは中国、INはインドネシア、DEはドイツ、JPは日本、KOは韓国、PHはフィリピン、SGはシンガポール、TAは台湾、THはタイ、USは米国を表す。

大半の国では、右肩上がりのトレンドが観察されるが、日本とフィリピンはこの期間のマクロ経済の不振を反映して特異な動きをしている。アジアの大半の国では97年から98年にかけて通貨金融危機による落ち込みと、2001年のITバブル崩壊が観察される。米国では2000年のITバブル崩壊の影響と2001年の同時多発テロ後のマクロ経済の落ち込みが観察される。一方、中国はほぼ一本調子で上昇し、近年は伸び率が加速している様子が特徴的である⁷⁾。

ここで、予備的考察として、これらの11変数の同期（同月）における相関係数を確認した。3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月における変数の関係は確認できないからである。予備的な計算の結果、各国間の原系列（レベル）の相関係数は非常に高いことがわかった。相関係数が0.9以上の組み合わせが全体の25%以上を占める。しかし、このグラフから容易にわかるようにトレンドを持つ変数が多い。よく知られているように、トレンドを持つ系列どうしの相関係数は高くなる（見せかけの相関）。このため次節で単位根検定を行う。

2.2 単位根検定

今回使用するデータの定常性を吟味する。上でみたように、各国の鉱工業生産指数の原系列の中にはトレンドがあり、非定常と見られるケースがある。一般的には、VARモデルを推定するためには、変数の系列が定常でなければならない。各系列が単位根をもてば、その

4) 詳細は、古屋・高橋（近刊）「東アジア月次経済指標の季節・祝日調整」『国民経済雑誌』

5) 香港は四半期ベースで公表している。

6) ただし、2節ではドイツを含めた時系列分析を行うが、3節の産業連関分析で用いた「アジア産業連関表」にはドイツが含まれていない。2節で明らかになるように、ドイツとアジア景気の関連は弱い。

7) Appendixに10カ国の指数を統合した「アジア生産指数」を掲げた。これにより、アジアの生産における国別増減寄与率をビジュアルに把握することができる。

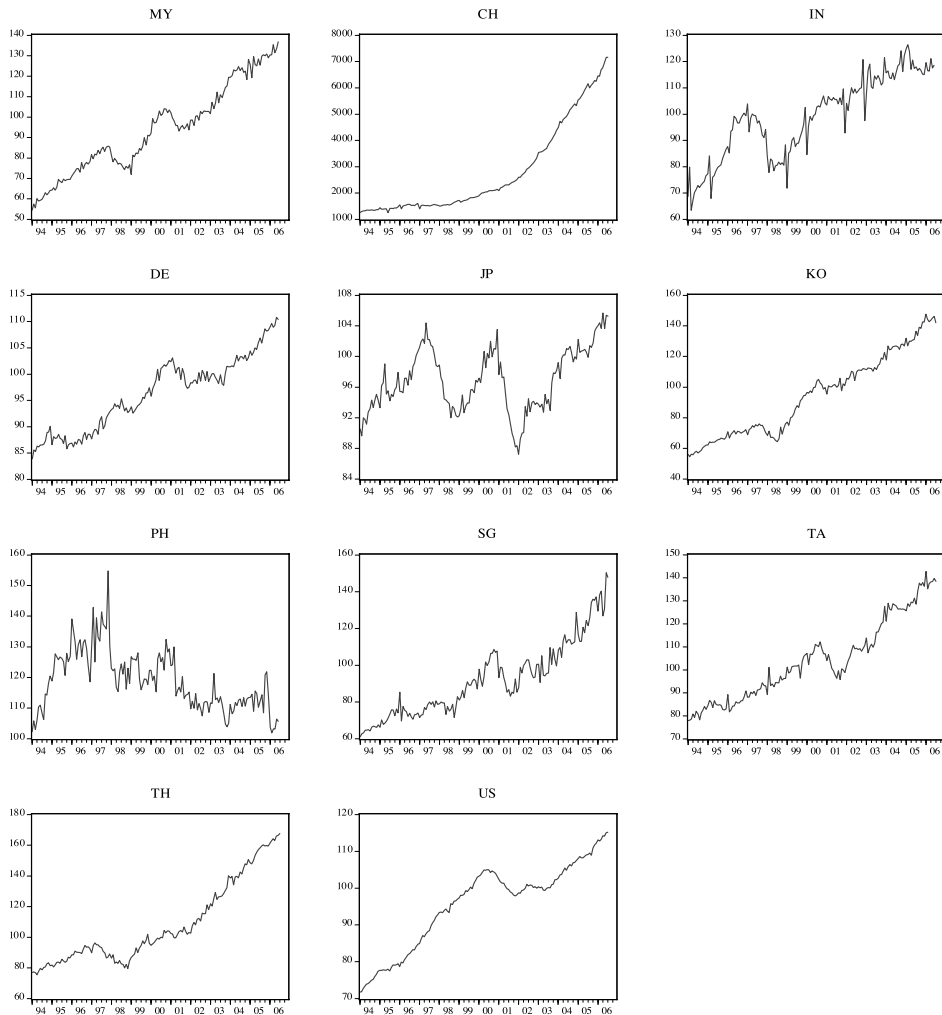


図2 米，日，独とアジア主要国の鉱工業生産指数（1993年1月～2006年6月）

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。定式化としては，トレンド項と定数項を含む，定数項のみを含む，いずれも含まない，の3通りの検定を行う。判定にはADFテスト（Augmented Dickey-Fuller Test）を採用した。その結果を次の表1に示した。

表1 単位根検定の結果 ADFテスト

ADF検定		定数項+トレンド	有意水準	ラグ	定数項	有意水準	ラグ	いずれもなし	有意水準	ラグ
米国	レベル変数	-1.95		7	-0.93		3	2.21		3
	階差変数	-3.89	**	2	-3.90	***	2	-2.17	**	6
ドイツ	レベル変数	-2.79		7	0.25		2	2.92		3
	階差変数	-12.31	***	1	-4.85	***	4	-2.91	***	6
日本	レベル変数	-1.86		12	-1.73		12	0.87		12
	階差変数	-4.50	***	11	-4.51	***	11	-4.42	***	11
中国	レベル変数	2.15		1	8.06		1	10.39		1
	階差変数	-16.61	***	0	-0.17		12	0.89		12
韓国	レベル変数	-2.57		4	0.02		4	2.50		4
	階差変数	-4.75	***	3	-4.74	***	3	-3.86	***	3
台湾	レベル変数	-1.13		13	1.45		13	3.81		13
	階差変数	-6.11	***	12	-5.80	***	12	-4.37	***	12
シンガポール	レベル変数	-1.27		2	0.77		2	2.58		2
	階差変数	-12.96	***	1	-12.86	***	1	-12.41	***	1
タイ	レベル変数	-0.51		1	1.96		1	4.45		1
	階差変数	-16.35	***	0	-15.93	***	0	-1.68	*	9
マレーシア	レベル変数	-2.96		5	-0.23		5	2.00		5
	階差変数	-10.89	**	4	-3.79	***	4	-3.10	***	4
インドネシア	レベル変数	-3.20	*	12	-1.64		3	1.76		3
	階差変数	-10.80	***	2	-10.78	***	2	-3.05	***	7
フィリピン	レベル変数	-3.92	**	1	-2.29		2	-0.13		3
	階差変数	-9.55	***	2	-9.41	***	2	-9.45		2

注：***は1%，**は5%水準で，*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。ラグについてはAICによる。

ADFテストの結果、定数項とトレンドを含む定式化の場合、インドネシアとフィリピンは、原系列（レベル）において1%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却された。よってインドネシアとフィリピンはレベルにおいて定常な変数であり、0次の和分過程に従うI(0)変数であると考えられる。

米国、日本、ドイツ、中国、韓国、台湾、シンガポール、タイ、マレーシアは、原系列（レベル）において1%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されなかった。そこで、これらの変数の階差をとって単位根検定を行ったところ、1%水準で単位根を持つという仮説が棄却された。よって、これらの国のデータは、1次の和分過程に従うI(1)変数であるとみなされる。

以下の分析では、I(1)変数である米国、ドイツ、日本、中国、韓国、台湾、シンガポール、タイ、マレーシアの9カ国でVARモデルを構成し、グレンジャー因果性テストを行う。

なお、分析にはI(1)変数の原系列の対数階差をとった系列を使用する。これは、原系列の前月比変動率とみなすことができる。それを図示したものが次のグラフである。

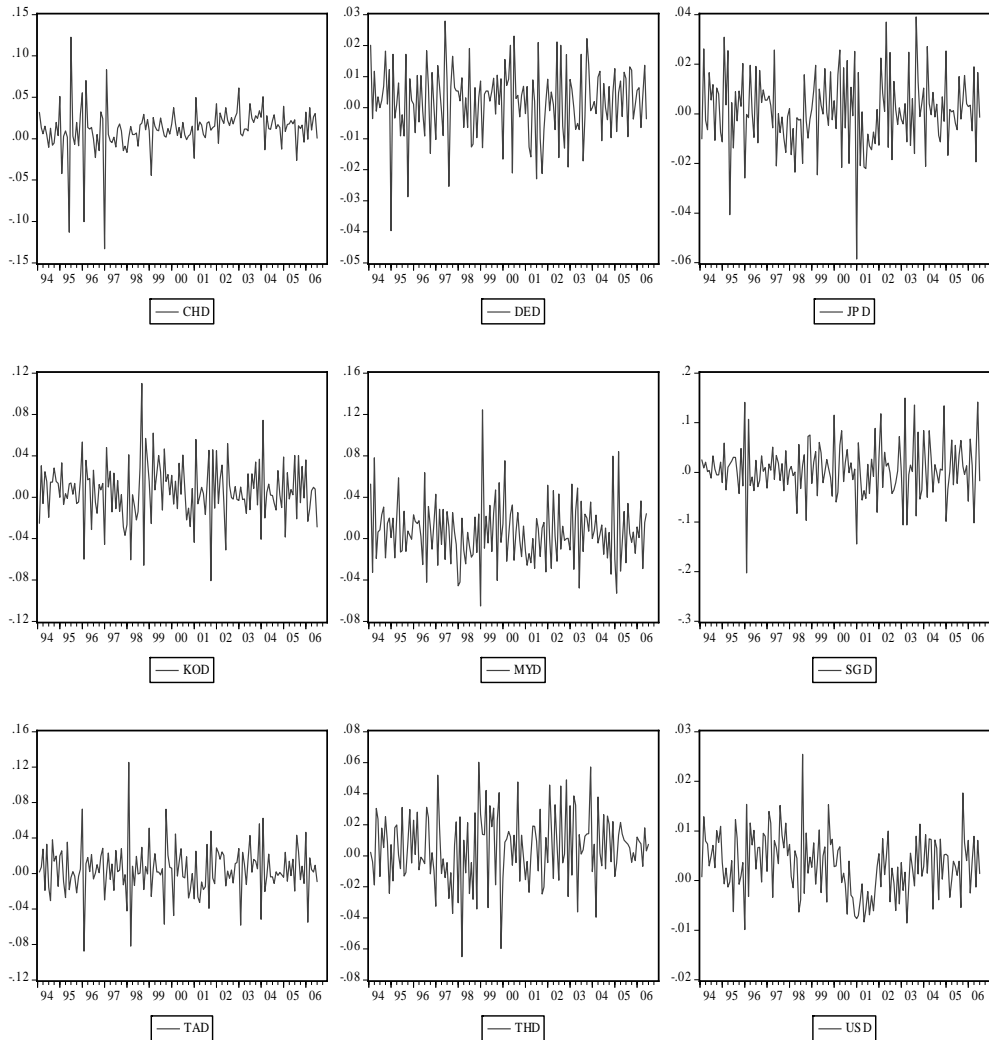


図3 各系列の対数階差

3. 景気波及のダイナミズム～Granger因果性テストによる検出

よく知られているように、グレンジャーの因果性は日常用語での「因果関係」を示すものではなく、データ間の時間的な先後関係のパターンを表す。本稿の視点は、国際的に見たアジアの景気の時間的先行・遅行関係を解明することであるから、グレンジャーの因果性は有効な概念である。グレンジャーの因果性は、もともとは、予測の概念に基づいている。ある変数Yの予測を行う上で、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2000）。

ここでは、グレンジャー因果性テストに含まれるラグ期間を1期、2期、3期、6期、12期に分けて推計したことが特徴である⁸⁾。たしかに、統計的な当てはまりのよさという観点からは、ある特定のラグ期間をひとつ選択することが妥当である。ただし、今回はラグの期間に応じて、変数間のダイナミズムがどう変化するかに関心がある。つまり、ある国の生産の増減には、過去何か月分の他国の生産の増減率の情報が有効かを調べるのが目的である。このため、ラグ期間に応じて場合分けを行うことにした。

たとえば、A国が経済関係の結びつきの深いB国の景気変動に対してきわめて短期間に反応する構造になっている場合は、1期のラグをとって推計した場合に統計量が有意となる組み合わせが現れるであろう。A国がC国の景気変動の情報に対して緩やかに反応する場合は、6期や12期などの長いラグをとって推計した場合の統計量が有意となる組み合わせとなって現れるであろう。また、A国がD国の景気変動の情報に反応しない場合は、いずれのラグにおける推計においても統計量が有意となる組み合わせは現れないと考えられる。

3.1 ラグが1期の場合

まず、きわめて短期的な関係である1期のラグをとった場合の結果を概観する。1期のラグをとることの現実経済における解釈は、A国がB国の前月の生産の増減率を情報として受容し、それに反応しているということである。生産の主体である企業レベルで考えれば、A国の企業がB国の前月の需要の増減に応じて自らの稼働率を調整して生産を増減させている姿をイメージすることができる。

グレンジャー因果性テストの結果、1期ラグの場合は6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、5通りの組み合わせにおいて5%有意水準で因果性が認められた。1%有意水準で因果性が存在したのは、米国 日本、米国 韓国、米国 台湾、台湾 タイ、台湾 中国、日本 ドイツの関係である。5%有意水準で因果性が存在したのは、日本 タイ、タイ 日本、台湾 マレーシア、シンガポール 米国、中国 タイである。特徴的な点は、米国からアジアの先進工業国である日本、韓国、台湾への先行性が明瞭に見られることである。このことは、日本、韓国、台湾の企業が、米国の生産動向を注視しており、米国の需要の増減に即応できる構造になっていることを示唆している。また、台湾は中国、タイ、マレーシアに対して先行している。日本とタイには双方向の関係（フィードバック）の関係がみられる。

8) SC基準は1期のラグを選択した。

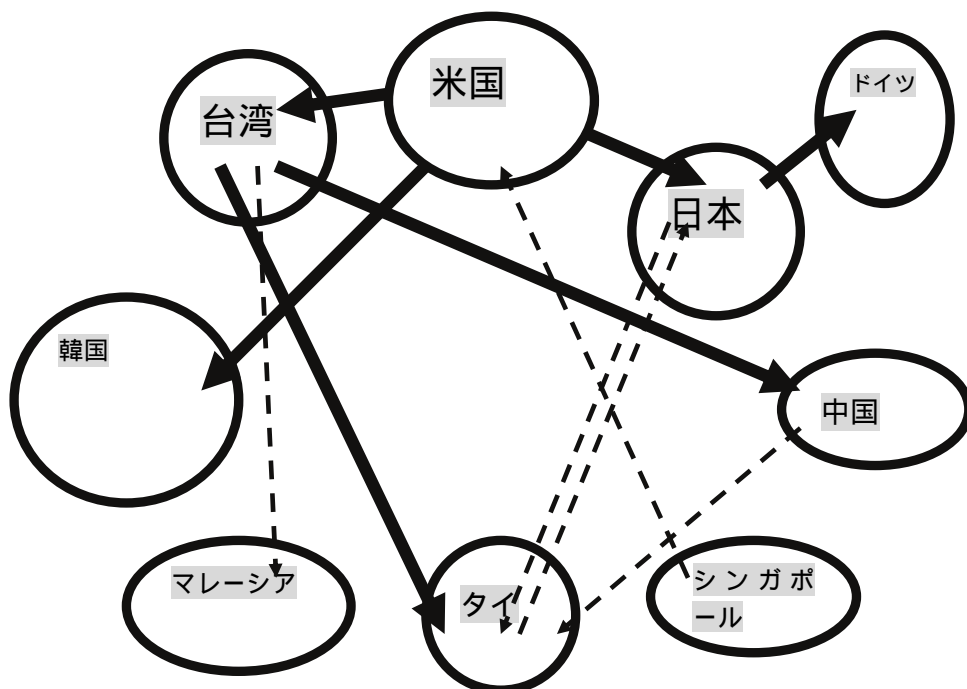


図4 ラグが1期の場合の景気の連関

3.2 ラグが3期の場合

3期のラグをとった場合の結果を概観する。1期のラグをとった場合よりも、統計的に有意な関係が大幅に増加し、グラフが複雑になっている。3期のラグの実際上の意味は、ある国（企業）が他国の過去3か月間の生産の変動を情報として利用し、自らの生産を増減させているということである。3期ラグの場合に統計的に有意な関係が増加するということは、各国の生産主体（企業）は、関係国の過去3か月分の生産の増減率を情報として利用し、それに反応するケースが多いと解釈することができる。実際には過去1か月の情報に対して即応することは容易でなく、3か月程度の期間のうちに適応的な生産の増減が行われているのであろう。

7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、14通りの組み合わせにおいて5%有意水準で因果性が認められた。1%有意水準で因果性が存在したのは、日本 マレーシア、シンガポール 日本、韓国 マレーシア、台湾 マレーシア、マレーシア タイ、中国 タイ、日本 ドイツの関係である。

5%有意水準で因果性が存在したのは、米国 韓国、米国 台湾、米国 マレーシア、韓国 日本、マレーシア 台湾、マレーシア ドイツ、マレーシア 日本、マレーシア 米国、

日本 タイ, 台湾 シンガポール, 台湾 タイ, 台湾 日本, シンガポール 米国, タイ
シンガポールの組み合わせである。1期のラグをとった場合と比較して次のことが言えるであらう。1期ラグの際に米国から影響を受けた日本, 韓国, 台湾がマレーシアに対して, そろって影響を及ぼしていることが注目される。高橋(2005)で強調した韓国からマレーシアへの因果性がここでも観察された。マレーシアは, 日本, 韓国, 台湾から影響を受けると同時に, タイ, 米国, 日本(双方向), 台湾(双方向)へ影響を与えている。マレーシアがアジアの景気伝播のハブ(hub)になっていることを再確認した。米国からマレーシアへの直接の影響は観察されないで, 米国の景気変動の影響は日本, 韓国, 台湾を経由してマレーシアに到達していると考えてよいだろう⁹⁾。

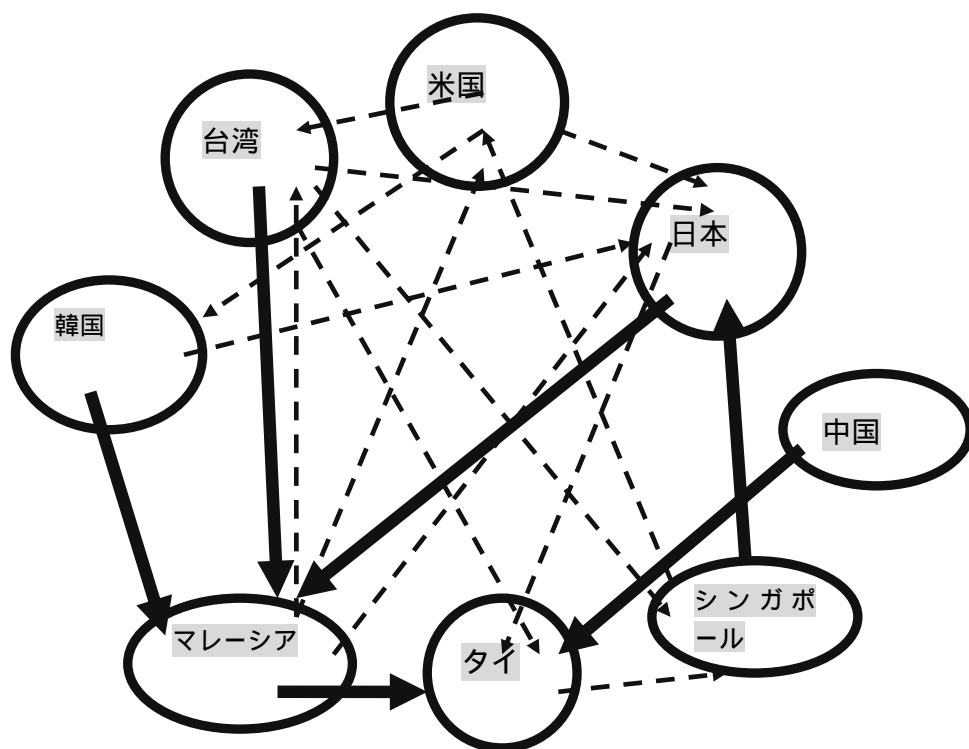


図5 ラグが3期の場合の景気の連関

3.3 6期のラグをとった場合

次に, 6期のラグをとった場合の結果を概観する。7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, 6通りの組み合わせにおいて5%有意水準で因果性が認められた。

9) 本文中で「影響を与えている」、「影響を受けている」などの表現はグレンジャーの因果性における時間軸の上で「先行している」、「遅行している」と同義である。

1%有意水準で因果性が存在したのは、米国 韓国、韓国 マレーシア、台湾 タイ、台湾 日本、シンガポール 日本、中国 タイ、日本 ドイツの関係である。

5%有意水準で因果性が存在したのは、米国 中国、韓国 タイ、マレーシア タイ、台湾 ドイツ、シンガポール ドイツ、ドイツ タイの関係である。

1期と3期のラグをとった場合と比較して次のことが言えるであろう。6期のラグの場合は米国から韓国への影響は引き続き明瞭である。韓国からマレーシアへの影響も明瞭である。中国からタイへの影響も引き続き明瞭である。シンガポール、台湾から日本への先行性が観察される。

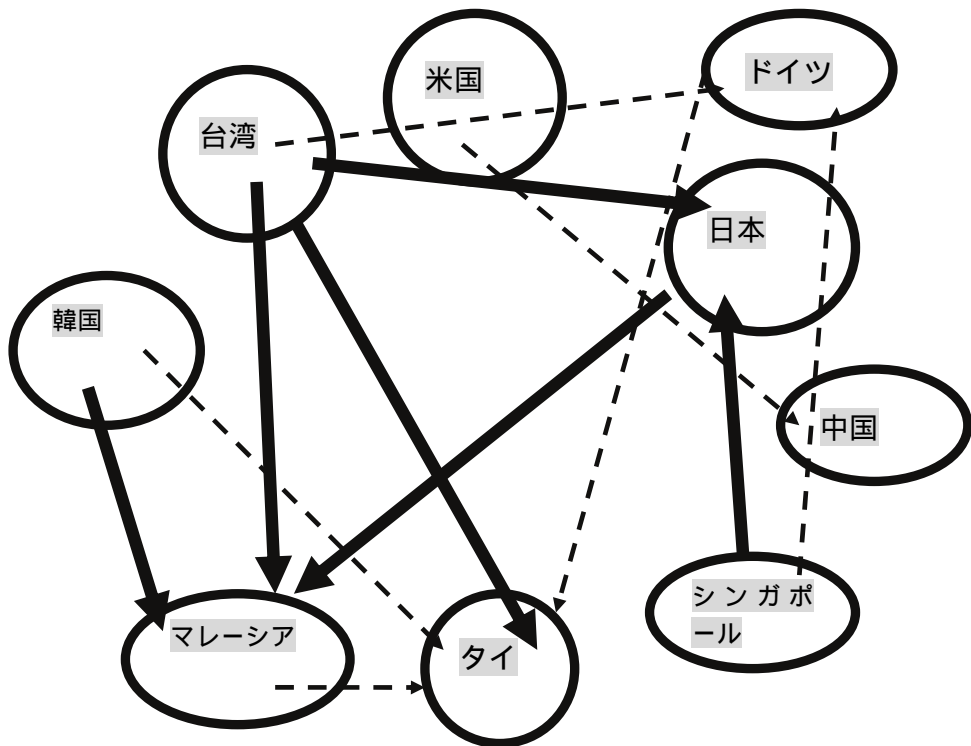


図6 6期ラグの場合の景気の連関

3.4 12期のラグをとった場合

最後に12期（1年）のラグを取った場合の結果を概観する。6通りの組み合わせにおいて1%水準で有意な関係が観察された。また、7通りの組み合わせにおいて5%水準で有意な関係が観察された。

1%水準で有意な組み合わせは、米国 韓国、韓国 マレーシア、マレーシア タイ、マ

レーシア 台湾，中国 台湾，中国 タイ，の関係である。12期のように長いラグをとった場合には，中国から台湾，マレーシアから台湾という影響も観察される。

5%水準で有意な組み合わせは，マレーシア シンガポール，台湾 タイ，台湾 中国，台湾 日本，シンガポール 中国，ドイツ 米国，タイ マレーシア，の関係である。

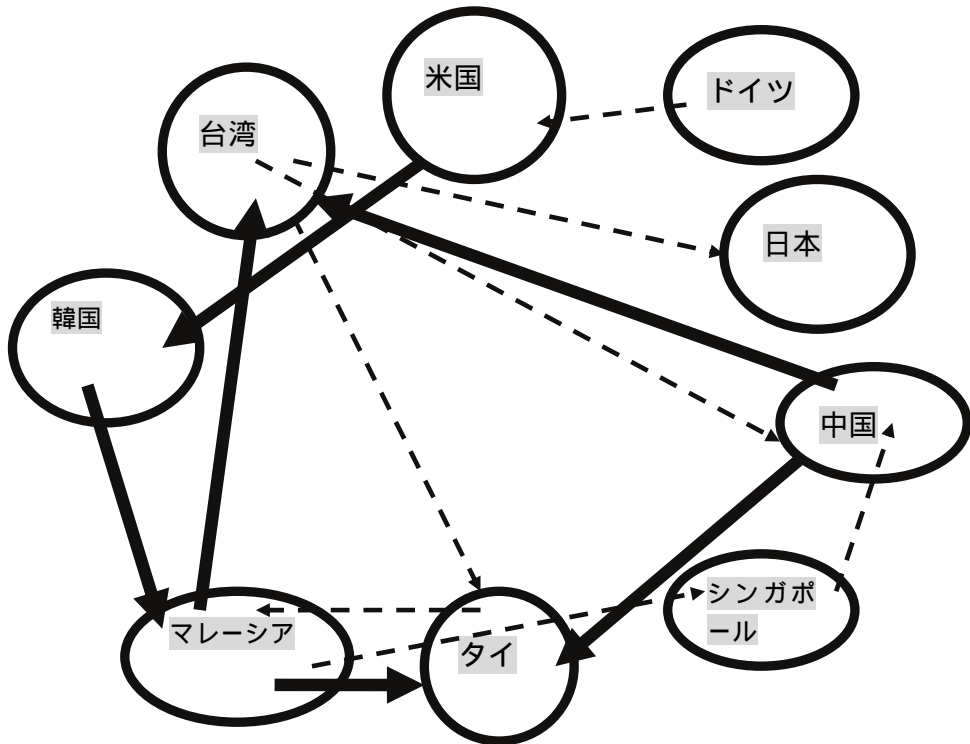


図7 12期ラグの場合の景気の連関

表2

因果性の方向/ラグ次数	1	3	6	12		1	3	6	12		1	3	6	12
米国 韓国	***	**	***	***	日本 韓国					ドイツ 韓国				
米国 シンガポール					日本 シンガポール					ドイツ シンガポール				
米国 タイ					日本 タイ	**	**			ドイツ タイ			**	
米国 台湾	***	**	*		日本 台湾					ドイツ 台湾				
米国 中国			**		日本 中国					ドイツ 中国				
米国 ドイツ		*	*		日本 ドイツ	***	***	***	*	ドイツ 日本				
米国 日本	***	**	*		日本 米国					ドイツ 米国				**
米国 マレーシア				*	日本 マレーシア		***			ドイツ マレーシア				*
因果性の方向/ラグ次数	1	3	6	12		1	3	6	12		1	3	6	12
韓国 シンガポール					台湾 韓国					タイ 韓国				
韓国 タイ			**		台湾 シンガポール		**	*		タイ シンガポール	**			
韓国 台湾					台湾 タイ	***	**	***	**	タイ 台湾				
韓国 中国					台湾 中国	***			**	タイ 中国				
韓国 ドイツ					台湾 ドイツ			**	*	タイ ドイツ	*			
韓国 日本		**			台湾 日本	*	**	***	**	タイ 日本	**	*	*	
韓国 米国	*				台湾 米国	*	**	*	*	タイ 米国				
韓国 マレーシア		***	***	**	台湾 マレーシア	**	***	*		タイ マレーシア	*	*	**	
因果性の方向/ラグ次数	1	3	6	12		1	3	6	12		1	3	6	12
マレーシア 韓国	*	*			シンガポール 韓国					中国 韓国				
マレーシア シンガポール		*	**		シンガポール タイ					中国 シンガポール				
マレーシア タイ	***	**	***		シンガポール 台湾					中国 タイ	**	***	***	***
マレーシア 台湾	**	*	***		シンガポール 中国				**	中国 台湾	*		***	
マレーシア 中国					シンガポール ドイツ			**		中国 ドイツ				
マレーシア ドイツ		**	*		シンガポール 日本	***	***	*		中国 日本				
マレーシア 日本		**			シンガポール 米国	**	**			中国 米国				
マレーシア 米国	**	*	*		シンガポール マレーシア					中国 マレーシア				

3.5 結果の解釈

前節の計算結果を整理した表2をもとに、アジアの国際的景気波及についての主要なファクトファインディングスを整理し解釈を行う。

米国はアジアに対して全般的に先行性を有している。ただし、アジアのすべての国に対して先行しているわけではなく、とくに韓国、台湾、日本に対して先行している。この点は、日本、韓国、台湾の企業活動における米国市場の重要性への認識と整合的である。とくに、米国の韓国に対する先行性はラグ期間に関わらず一貫しており、米国から韓国への因果性がアジアの景気波及プロセスの太い軸になっている。韓国企業米国市場の動向にきわめて敏感であることを意味している。逆に、米国は日本、韓国、台湾からは先行されていない。この点は、米国の影響が一方向的であることを意味している。

韓国は、マレーシアに対しては特に明瞭な先行性を示しているが、それ以外のアジア各国に対する先行性は明瞭ではない。米国が韓国に対して一方的に影響していることと、韓国がマレーシアに対して明確な先行性を有していることから、米国の影響は韓国を介してマレーシアに伝播していると解釈できる。

マレーシアは韓国に影響されるが、中国を除くアジア各国に対して先行性を有している。とくにタイ、台湾、シンガポールなどに対して明確に先行しており、「中継点」としての性格を持っている。

台湾は米国に影響されながら、他のアジア各国に影響を与えており、韓国と同様に米国の影響を伝播する役割を果たしている。しかし、台湾と韓国はラグ期間に関わらずまったく有

意な関係にはない。このことから、米国がアジアに影響を与える経路としては、韓国経由と台湾経由が主要ルートであり、韓国ルートと台湾ルートは相互に独立的であると考えられる。

日本は、米国から影響を受けるが、他国への伝播力は小さく、影響を自国内で消化していると解釈できる。アジア景気の波及経路の中で果たす役割は限定的である。ただ、日本からドイツへの明確な方向性が検出された。

シンガポールは、比較的明瞭に日本に対して先行性を示している。

ドイツのアジアに対する影響は限定的である。

中国は、タイに対して一貫して先行している点が注目される。また、12期のラグをとったときに台湾に対する先行性を示している。

以上を総合すると、アジアの景気波及のプロセスの源泉は米国である。米国からアジアへの波及は、日本、韓国、台湾を媒介して広がっていく。このうち、日本を媒介とするルートのアジア域内への影響は小さい。韓国を一次的な媒介項とするルートは主としてマレーシアへとつながり、そこから広くアジアへ伝播していく。台湾を一次的な媒介項とするルートは、そこから直接広くアジアへ伝播していく。

先行研究と比較して次のことが言えるであろう。韓国からマレーシアへのルートがここでも観察された。しかし、韓国の「震源」性は韓国の内生的な動きではなく、米国の影響によるものであった。マレーシアがアジアの景気伝播のハブ(hub)になっていることを再確認した。台湾は韓国とは独立した重要なハブとなっていることがわかった。日本はアジアの景気波及経路の中では受動的(passive)な存在であり、ドイツはほとんど限定的(marginal)な役割しか果たしていない。

このように、時間的先後関係という意味での因果関係の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」に米国が位置していることがわかる。台湾と韓国が「川中」にあって米国の影響を「川下」の他国へ伝播させる1次的結節点となっている。マレーシアは、韓国の影響を「川下」の他国へ伝播させる2次的結節点となっている。日本とドイツの影響は限定的である。

本章においては、月次の景気データを用いて、アジア景気の波及経路をデッサンした。しかし、発展的な問題としてさらに検討を必要とする事項がある。日本からドイツ、中国からタイへの因果性をどう解釈すべきか。これらは、実際に原因と結果という意味での因果関係があるのか、それとも、独立した景気循環をしている国の景気の位相が偶然に一致しただけなのか。

次に4節では産業連関分析を用いて、アジア景気の相互連関に光を当て、3節までの結果と組み合わせて議論を行う。

4. 産業連関分析から見たアジア景気の相互連関

本稿では3節までに以下の作業を行ってきた。

日米の鉱工業生産指数と平仄を合わせるため、アジア諸国の鉱工業（製造業）生産指数にセンサス法X-12-ARIMAを適用、季節・曜日・祝日変動を調整する。

調整後系列の階差に多変量自己回帰分析（VAR）を適用、グレンジャーの因果性を検定する。

この節の目的は、アジア国際産業連関表（アジア表）¹⁰⁾による産業連関分析で各国の生産が相互に及ぼしあう影響の大小を測定、景気が連動する背景を定量化することである。

とを組み合わせた理由は、両者が補完関係にあると考えたからである。のグレンジャーの因果性検定は因果の方向性と時間差を最近時点までのデータで分析できる。の国際産業連関分析は統計の足が遅いものの、国際貿易と各国の生産の関係を捉えることができる経済統計と経済理論のパッケージである。によって明らかになった景気の波及経路が、どのような実体経済の状況および産業構造の変化によってもたらされているのかを探ることが狙いである。

本節とAppendixの分析から成長率への寄与度と寄与度の変化でみた経済成長の中心は米・日だが、近年は中国のウェイトが拡大したと確認された。また、国際分業を介した「結節点」としての機能は、日米中のような経済規模・他国への影響が大きい国でなく、韓国・マレーシア・シンガポール・台湾のように経済規模が比較的小さく、他国との分業が盛んな国で顕著だった。なお、本節では、アジア表の日米を除く8か国を「アジア」と総称する。

4.1 因果性の要因分析：国際産業連関表に基づく生産波及の分析

第2節では各国の生産指数の対数階差すなわち前月比増減率に基づいて景気の波及経路を割り出した。そこでは時間的な符合に基づく分析を行った。4節では、この符合が生んだ背景を生産活動と貿易の相互依存関係に基づいて分析しよう。貿易と生産の関係を定量的に分析するのにふさわしい統計が「国際産業連関表」である。これは各国の産業連関表の部門分類を共通化し、貿易統計で連結したものである。

4.2 産業連関表と国際産業連関表

産業連関表は生産活動とともに生じる部門間の取引を記述した表である。通常は1国、1年間の取引額を計上し、部門数は数十～数百である。これは国民経済計算の一部であり、また

10) アジア経済研究所が5年ごとに推計、公表している。内生国は10の国・地域。インドネシア、マレーシア、フィリピン、シンガポール、タイ、中国、台湾、韓国の8か国と日本、米国である。

表3. アジア国際産業連関表（2000年，単位，十億米ドル）

	中間需要													最終需要							生産額	
	中間需要													最終需要								
	インド ネシア	マレー シア	フィリ ピン	シンガ ポール	タイ	中国	台湾	韓国	日本	米国	インド ネシア	マレー シア	フィリ ピン	シンガ ポール	タイ	中国	台湾	韓国	日本	米国		域内最 終需要
インドネシア	124	2	1	1	1	3	2	4	13	4	156	1	0	1	0	0	0	0	2	5	139	26
マレーシア	1	77	1	9	3	4	4	4	9	13	124	0	53	0	1	1	1	0	5	11	74	42
フィリピン	0	1	48	0	0	1	2	1	3	7	65	0	0	62	0	0	0	0	2	5	70	17
シンガポール	1	10	2	90	2	4	3	2	2	10	126	0	2	1	53	1	1	1	2	6	67	60
タイ	1	3	1	2	117	3	2	1	5	8	142	0	1	0	1	103	0	0	5	7	118	40
中国	1	2	1	3	3	1,785	4	8	17	26	1,849	1	1	0	1	1,047	2	2	28	46	1,129	133
台湾	1	4	1	2	2	19	242	3	10	22	307	0	1	0	0	1	3	242	1	6	269	82
韓国	1	3	2	2	2	19	7	516	13	20	585	1	1	0	1	0	2	481	6	18	511	104
日本	3	12	5	11	10	27	24	21	3,715	60	3,888	2	5	2	3	4	7	12	7	4,433	75	244
米国	2	10	4	8	5	14	14	20	39	7,424	7,538	1	3	1	2	2	6	10	6	27	9,568	780
香港	0	2	1	1	1	12	2	2	2	10	34	0	1	0	0	2	2	0	4	17	28	
EU	3	6	3	5	6	22	9	11	23	103	190	2	2	1	1	3	9	7	4	23	116	167
その他世界	15	14	7	31	13	53	34	63	149	448	829	11	5	4	2	7	9	15	16	53	303	425
輸入運賃・関税	2	2	3	3	7	30	5	12	31	14	109	2	1	1	3	2	8	3	13	21	24	77
中間投入計	156	149	79	167	171	1,996	353	670	4,032	8,169	15,942	149	75	74	71	125	1,096	297	532	4,618	10,215	17,252
付加価値	164	92	74	86	130	1,116	305	530	4,650	9,776	16,922											
生産額	321	241	153	253	301	3,111	658	1,200	8,682	17,945	32,864											

出所：アジア経済研究所『アジア国際産業連関表』より作成

中間投入・付加価値投入と財貨の産出との関係を示すという意味で一種の生産関数である。

国際産業連関表では、一国の産業連関表とは異なり、中間投入と最終需要が国産財、内生各国からの輸入財、その他（2000年アジア表の場合、香港、EU、その他世界）に分割されている。すなわち非競争輸入型の表の一種である（表3）。

通常、産業連関分析では固定投入係数（技術係数一定）の仮定が設けられる。国産財と輸入財合算の中間投入が生産技術の制約から価格に対して非弾力的とする仮定である。国際表の輸入財中間投入については、概念上は同一の財貨を各国の対応する部門が生産していることになるから、この前提が必ずしも確保されない¹¹⁾。

ところで1980年代後半以降のアジア経済を振り返れば、IT産業の世界的な拡大や日本企業の海外進出などから国際分業が拡大してきた過程と考えられる。工場、物流網、産業基盤の整備があって、初めて実現した分業であろう。すなわち技術係数だけでなく国際分業体制も短期的には一定、交易部分を含む投入係数が一定としても、大過はないと思われる。あわせて、付加価値率は操業度に左右されるものの、さしあたり一定とする。すると域内の最終需要と域外への輸出に対応した域内生産の誘発、域内の生産で誘発された各国の輸入と付加価値が試算可能となる。誘発生産は、最終需要を外生変数、生産を内生変数として試算される。本稿でも、この標準的なオープン・レオンティエフ・モデルを採用している。

一方、たとえば、経済予測の現場では、乏しい情報から直近の動向を解釈しなければならない。この場合には、ある期の生産を自国と他国の過去の生産の情報で説明することが多い。米国やアジアの生産増減率に変化が現れたとき、日本の生産に及ぶ影響を概算するなどの場合である。各国の財別内需データの整備を待たずとも、生産指数（industrial production index）とGDEや、各国の生産指数どうしが概して連動することをふまれば、生産指数だけからでも目算を立てることは可能である。

以下、生産指数が相互に、どの程度影響しあったか、ユニット・ストラクチャーの加重平均として求めることにする。

4.3 ユニット・ストラクチャー：波及効果の分解と生産国別集計

ユニット・ストラクチャーとは元来、特定部門のみ、たとえば日本の電子通信機器に1単位（表4では10万ドル）、他の部門に0単位の最終需要が生じたときに誘発される中間投入行列をさす。生産技術（国産＋輸入の競争型投入計数行列）を介して生じた部門間の連関を描写する手段である¹²⁾。

11) このため、この部分を中間投入行列と区別した「交易部分」という呼称がある。立正大学石田孝造教授の命名。

12) 尾崎1980, p. 90 (744)

表4. ユニット・ストラクチャーの例 ~ 日本の電子通信に10万ドルの最終需要が生じたとき、誘発される各国間の取引と付加価値

		投入先(誘発生産と誘発付加価値が生じる国)										最終需要	生産額
		インドネシア	マレーシア	フィリピン	シンガポール	タイ	中国	台湾	韓国	日本	米国		
産出元(各財貨の生産国)	インドネシア	1990	101	0	0	2	0	1	2	3	261	1	371
	1995	96	3	1	8	1	1	3	5	198	2	317	
	2000	189	9	1	8	4	2	11	9	340	1	576	
	マレーシア	1990	1	98	1	15	2	1	7	4	179	5	312
	1995	1	216	1	45	17	2	21	14	450	34	802	
	2000	3	332	9	47	16	6	68	32	871	12	1,396	
	フィリピン	1990	0	0	50	1	0	0	2	1	98	2	156
	1995	0	2	85	7	7	0	5	4	179	8	296	
	2000	0	23	122	1	3	2	50	16	499	8	726	
	シンガポール	1990	1	11	3	87	11	1	11	4	197	12	336
	1995	1	30	5	281	24	3	19	17	489	39	909	
	2000	1	97	23	251	16	5	51	22	395	10	872	
	タイ	1990	0	1	0	4	59	0	2	1	146	2	214
	1995	0	5	0	32	153	1	6	3	372	11	583	
	2000	1	20	9	8	144	3	21	8	298	5	517	
	中国	1990	0	1	0	4	1	323			221	3	553
	1995	1	4	1	8	4	806	9	15	563	11	1,421	
	2000	2	15	3	14	13	1,151	27	25	736	11	1,998	
	台湾	1990	0	3	1	6	3	1	540	6	656	14	1,230
	1995	1	12	2	15	14	4	479	19	725	35	1,306	
	2000	1	39	14	15	9	22	947	41	1,883	19	2,991	
	韓国	1990	0	1	1	5	2	1	9	481	558	9	1,066
	1995	1	10	4	33	7	11	26	914	1,293	44	2,342	
	2000	2	33	30	17	12	20	87	722	1,348	20	2,291	
日本	1990	2	14	8	38	19	4	114	83	225,402	46	100,000	
1995	3	66	16	115	63	37	142	161	216,572	125	100,000		
2000	5	122	85	90	43	26	244	137	214,614	42	100,000		
米国	1990	1	8	5	23	16	2	63	42	2,242	2,234	4,635	
1995	2	35	19	57	45	10	69	112	3,181	3,114	6,644		
2000	3	101	69	57	28	14	153	161	2,407	2,117	5,109		
域外からの輸入	1990	16	33	14	65	25	24	118	81	4,875	181	5,432	
1995	18	92	33	70	62	77	134	171	3,991	288	4,937		
2000	36	173	119	125	79	116	295	290	6,455	229	7,917		
付加価値	1990	249	142	73	87	76	195	362	361	90,895	2,127	94,568	
1995	195	328	128	238	187	468	393	907	89,287	2,934	95,063		
2000	331	426	239	231	149	631	1,036	828	85,562	2,636	92,068		
生産額	1990	371	312	156	336	214	553	1,230	1,066	325,730	4,635	334,603	
1995	317	802	296	909	583	1,421	1,306	2,342	317,300	6,644	331,920		
2000	576	1,391	723	864	517	1,998	2,991	2,291	315,408	5,109	331,868		

出所: アジア経済研究所『アジア国際産業連関表』より作成
 1990, 95年は046A電子・電子製品, 2000年は電子・通信関連の機器・部品049~052の加重平均(ウェイトは本文参照)
 2000年, 日本の電子・通信機器100千ドルは 7.9千ドルの域外輸入と 92.1千ドルの域内付加価値
 (うち85.6は日本, 2.6は米国, 等)の合計

【集計用の行列】

I_j : j 行 j 列が1, 他が0の正方行列(右から掛ければ j 列が元のまま他を0とする行列になる)

1_n : スカラの1を内生部門数 n だけ並べた列ベクトル(行列の行合計を求める)。1と略記。

0_n : スカラの0を内生部門数 n だけ並べた列ベクトル。0と略記。

G_m : $(r \times n)$ 行 r 列の行列で $(r \times n)$ 列の行列・ベクトルを r 列に集計する際に用いる(r が n 部門の中間投入行列や付加価値ベクトルを投入先, 付加価値発生先の国別に集計するなど)
 1_n を対角上, 0_n を他の部分に縦に r 個, 横に r 個並べたもの。

【係数行列】

A: 投入係数行列

B: レオンティエフ逆行列 $(I-A)^{-1}$, Iは単位行列。

B_j : Bの第j列を成分とする対角行列(対角化を $\text{diag}[\]$ として, $B_j = \text{diag}[B \ I_j \ 1_n]$)。

b_{jj} : レオンティエフ逆行列の第j行j列成分。jが複数部門を指す場合, 部門群jの首座小行列。

すべての首座小行列が逆行列を持つことはBに逆行列が存在する必要十分条件。

c_{jj} : b_{jj} の逆数。 b_{jj} が行列なら逆行列。つまり $c_{jj} = b_{jj}^{-1}$ 。

C_{jj} : j部門の対角成分(jが複数部門なら首座小行列)が c_{jj} , 他が0の正方行列。

V: 付加価値率の行ベクトル。 v_j は第j部門の付加価値率。 V_j は第j部門の付加価値額。

【実額】

X: 生産額の対角行列。AXは中間投入行列。VXは付加価値額, X1は生産額の列ベクトル。

F: 最終需要の列ベクトル。

【ユニット・ストラクチャー】

生産額は中間需要と最終需要の合計に等しい。つまり,

$$X1 = AX1 + F。$$

部門別生産額の列ベクトルX1について解けば,

$$X1 = (I - A)^{-1} F = B F。$$

つまり,

$$BF = A BF + F。$$

上式を財別最終需要1単位あたりの均衡式に按分することができる。按分後の式,

$$B_j 1 = A B_j 1 + I_j 1$$

を第j部門のユニット・ストラクチャーという。第j部門自身の生産額は b_{jj} , 第j部門に誘発される付加価値額は $v_j b_{jj}$ となる。

ユニット・ストラクチャーを最終需要1単位あたりでなく, ベクトル $(C_{jj} X 1)$ あたりで求めれば, 第j部門, あるいは第j部門群の生産が実額と等しくなる。

表5. 製造業生産のうち他国製造業に誘発される場合（左の国の製造業付加価値生産に占める比率%）

誘発される国	年	左の国生産を誰が誘発したか（誘発率の国）											域内	付加価値額 十億米ドル	
		インドネシア	マレーシア	フィリピン	シンガポール	タイ	中国	台湾	韓国	日本以外	日本	米国			日米
		0.205	0.116	1.926	0.738	0.073	0.609	0.272	0.284	2.984	3.188	1.741			4.929
インドネシア	1985	0.196	0.121	0.378	0.746	0.235	0.746	0.732	0.732	3.467	1.077	4.544	21.5		
	1990	0.349	0.179	0.497	0.534	0.271	0.578	0.613	3.021	2.070	0.904	5.986	57.4		
	2000	0.863	0.277	0.650	1.722	0.874	1.722	0.882	0.975	2.766	2.242	5.029	44.5		
マレーシア	1985	0.172	0.435	4.630	0.623	0.243	0.623	0.647	7.440	3.123	6.446	9.569	7.2		
	1990	0.217	0.270	3.527	1.406	1.657	0.932	1.406	8.755	2.884	4.629	7.513	11.5		
	1995	0.284	0.374	3.734	1.554	1.216	1.540	1.555	10.251	3.653	7.503	11.156	34.8		
フィリピン	1985	0.632	0.570	3.278	1.548	3.346	2.285	1.792	13.451	4.758	8.062	12.820	26.271		
	1990	0.102	0.200	0.304	0.093	0.093	0.306	0.346	1.627	2.481	4.296	6.777	7.2		
	1995	0.098	0.095	0.317	0.137	0.137	0.141	0.380	3.013	1.703	2.271	3.974	10.9		
シンガポール	1985	0.058	0.277	0.678	0.338	0.518	0.338	0.633	3.073	1.936	4.433	6.369	16.7		
	1990	0.056	1.074	0.313	0.477	0.477	1.381	1.566	7.240	1.948	7.240	10.188	20.5		
	2000	1.636	2.771	0.211	0.755	0.755	0.960	0.891	8.008	3.454	9.690	13.144	5.3		
タイ	1985	0.798	2.869	0.622	0.912	0.912	0.912	1.175	9.974	3.511	7.204	10.715	10.0		
	1990	1.061	3.445	0.474	1.749	1.821	1.313	12.004	16.331	3.430	6.900	10.331	22.335		
	2000	0.421	5.773	0.865	3.178	2.522	1.821	16.331	27.800	2.632	8.847	11.479	22.9		
中国	1985	0.097	0.541	0.039	0.731	0.271	0.731	0.236	2.336	3.069	2.182	5.351	10.3		
	1990	0.056	0.184	0.043	0.234	0.234	0.261	0.382	1.613	1.966	1.357	3.263	24.5		
	1995	0.134	0.428	0.076	0.468	0.468	0.406	0.362	3.482	2.166	2.098	4.285	49.9		
韓国	1985	0.341	1.518	0.330	0.958	1.479	0.951	0.649	6.226	3.086	3.857	6.944	41.5		
	1990	0.039	0.077	0.062	0.395	0.041	0.077	0.012	0.844	1.132	0.486	1.618	10.0		
	1995	0.082	0.079	0.025	0.282	0.227	0.022	0.025	0.742	1.466	0.890	2.357	13.0		
台湾	1985	0.108	0.134	0.052	0.164	0.206	0.171	0.730	1.730	1.435	1.121	2.556	286.8		
	1990	0.085	0.182	0.050	0.190	0.206	0.206	0.553	1.577	1.114	1.698	2.812	415.0		
	2000	0.297	0.208	0.085	0.466	0.271	0.782	0.475	2.583	2.344	7.625	9.970	23.0		
日本	1985	0.294	0.413	0.350	0.624	0.702	1.219	4.420	4.717	2.990	4.553	7.707	49.2		
	1990	0.388	0.706	0.487	0.710	0.841	1.484	0.851	5.466	2.757	4.553	7.310	12.775		
	2000	0.227	1.133	0.382	0.536	0.677	6.592	1.101	10.649	3.713	7.059	10.772	69.9		
米国	1985	0.182	0.126	0.105	0.181	0.136	0.028	0.132	0.890	2.457	4.545	7.001	27.0		
	1990	0.135	0.113	0.125	0.286	0.296	0.274	0.391	1.620	2.282	2.216	4.498	81.3		
	1995	0.287	0.363	0.165	0.773	0.402	1.880	0.721	4.592	2.535	2.999	5.534	166.1		
域内平均	1985	0.234	0.586	0.298	0.385	0.405	4.202	1.311	7.421	2.606	4.598	7.204	14.625		
	1990	0.169	0.165	0.027	0.149	0.112	0.615	0.414	0.594	2.747	2.747	3.735	373.5		
	1995	0.114	0.140	0.062	0.354	0.319	0.280	0.585	0.779	1.642	1.642	4.276	817.1		
日本以外	1985	0.171	0.372	0.066	0.478	0.439	0.732	0.681	3.678	1.903	1.903	2.777	1,225.2		
	1990	0.101	0.454	0.155	0.390	0.410	1.187	0.925	4.484	2.777	2.777	7.261	1,037.1		
	2000	0.042	0.031	0.018	0.054	0.017	0.077	0.097	0.161	0.625	0.625	1.922	855.4		
域内平均	1985	0.030	0.043	0.034	0.151	0.089	0.127	0.250	1.063	0.888	0.888	1.522	1,142.7		
	1990	0.065	0.142	0.043	0.217	0.151	0.246	0.307	0.449	0.986	0.986	2.605	1,349.2		
	2000	0.037	0.233	0.070	0.157	0.111	0.376	0.302	1.673	0.756	0.756	2.459	1,670.3		
域内平均	1985	0.088	0.091	0.030	0.167	0.055	0.240	0.274	1.128	0.636	1.088	1.724	2,234.5		
	1990	0.077	0.105	0.058	0.268	0.212	0.105	0.368	1.798	0.760	0.903	3.461	1,428.6		
	1995	0.136	0.281	0.077	0.410	0.318	0.552	0.487	2.854	0.861	1.256	2.117	3,278.9		
域内平均	1985	0.085	0.392	0.425	0.291	0.267	0.959	0.580	3.283	0.836	1.626	2.462	3,518.1		
	1990	0.080	0.072	0.021	0.083	0.046	0.241	0.193	1.028	0.435	0.835	1.270	1,228.9		
	1995	0.065	0.084	0.046	0.236	0.185	0.191	0.390	0.522	1.718	0.685	1.203	1,959.8		
域内平均	1985	0.115	0.252	0.054	0.341	0.288	0.477	0.475	2.599	0.517	0.906	1.423	2,574.4		
	1990	0.061	0.318	0.103	0.246	0.226	0.687	0.541	0.587	0.466	1.064	1.530	2,707.4		
	2000	0.140	0.208	0.091	0.696	0.111	0.235	0.118	1.758	1.899	2.677	4.576	195.6		
域内平均	1985	0.145	0.231	0.129	0.454	0.366	0.395	0.242	2.258	2.158	2.167	4.576	338.9		
	1990	0.209	0.388	0.161	0.662	0.426	0.823	0.531	3.788	2.117	2.537	4.664	704.5		
	2000	0.166	0.638	0.199	0.439	0.407	1.868	0.712	5.047	2.072	3.502	5.574	8,106.1		

出所：アジア国際産業連関表各年度版より，筆者作成

上の国は生産者、下の国は消費者

$$(B C_{jj} X) 1 = A (B C_{jj} X) 1 + C_{jj} X.$$

なぜなら,

$$B = \begin{pmatrix} b_{jj} & b_{jk} \\ b_{kj} & b_{kk} \end{pmatrix}, C_{jj} = \begin{pmatrix} c_{jj} & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \text{と書けるから, } B C_{jj} = \begin{pmatrix} I & 0 \\ b_{kj} c_{jj} & 0 \end{pmatrix}$$

この場合, j 部門については生産額が X_j , 付加価値額が V_j となって現実の額に一致する。

ちなみに C_{jj} の j を全部門とすれば $C_{jj} = I - A$ だから, 上式は

$$X1 = A X1 + F,$$

ほかならぬ現実の産業連関表である。そこでこのユニットを, 現実の中間投入・付加価値のうち第 j 部門の生産に対応する部分とみなそう。

本稿の論点, 製造業生産指数どうしの国際連関を求めるために, このユニットを適用する。内生10か国それぞれの生産指数が, アジア表の製造業付加価値をベンチマークとする各年基準の生産指数を接続した指数を近似するとしよう。

式の部門 j を10か国の製造業として, ユニットを加重平均する(2000年表の場合49部門×10か国で490部門の加重平均)。これで前述のアジア生産指数に相当する生産活動が生じた場合に誘発される域内の中間投入と付加価値が求められる。投入先の国別に誘発中間投入を求めるには,

$$[A \{B (C_{jj} X)\}] G_m,$$

付加価値の発生国ごとに誘発付加価値を求めるには,

$$[V \{B (C_{jj} X)\}] G_m,$$

をそれぞれ用いる。

4.4 生産指数による他国の生産誘発

表5はユニット・ストラクチャーの加重平均を用い, 各国の生産指数のうち, 域内の他国の製造業生産に誘発された部分を求めたものである。各時点・各国の製造業付加価値額を右端の列に示してある。この付加価値の生産に際して生じた誘発生産が他の各列に, 製造業付

加価値額を100とする構成比として記載されている。構成比だから、各時点基準で作成された各国の「付加価値ウェイト製造業生産指数」があれば、これに占める指数ウェイトと概念上、一致する。自国の生産・アジア以外の諸国の生産に誘発された部分は、本試算では残差にあたるため表には明示されていないが、 $100 - 「域内」$ で求められる。

各国の列については1%以上に薄い網、5%以上に濃い網がかけられている。

また「日米」、「日米以外」の2列の網は、双方のうち比率が高い方を示す。すなわち2000年時点、インドネシア、マレーシア、シンガポール、韓国の4か国では、日米の合算よりもアジア7か国（8か国から自国を除く）の誘発のほうが大きかったことになる。

この点をアジア全体、最下段の4行「日米以外の平均」で確認しよう。日本の誘発は1985年から2000年にかけて2%前後で推移、米国は2%台から2000年の3.5%に上昇した。対して「日米以外」の上昇は顕著で、1985年の1.7%から2000年の5.0%に3.3ポイント上昇した。

アジア景気の連関の観点からは以下の3点が注目される。

(1) 誘発国としての構成比が高いのは米国である。1995年にはインドネシア、タイ、中国で日本の誘発が米国より高かったが、2000年時点ではインドネシアを除く8か国で米国の誘発が最大になった。第3節の先後関係の分析で米国の先行性が確認され、本節の波及効果の分析で影響自体が大きいと確認された。すなわちアジアの景気変動において、米国が引き続き、最重要国ということになる。

(2) 誘発国として15年間の構成比上昇が目立つのは中国である。2000年時点では、台湾・韓国・シンガポールの3か国にとっては米国に次ぐ誘発生産をもたらし、インドネシア・マレーシアでは日米に次ぐ誘発生産をもたらすようになった。中国には国内にインフラ投資などの成長の源泉があって、日米と異なる景気変動要因をそなえているとみられ、Appendixの2回のアジア景気後退期の観察、第3節のグレンジャー因果性の検定、いずれにおいても重要性が確認されなかった。しかし、他国への影響の大きさからすると、間違いなく注目すべき経済であろう。

(3) 第3節でアジア景気の「結節点」と呼んだ諸国は、いずれも他国との国際分業が進んだ中小規模の国である。域内他国に誘発された製造業付加価値の比率(図5の「域内」)は韓国を除けば2割を越し、日米を除いても1割超である。特にシンガポールは域内比率が27.8%、マレーシアは26.3%と域内の1, 2位を占める。

5. 結論と今後の課題

アジア各国生産指数の季節・祝日調整値を用い、第3節では対数成長率の変動の先後関係に基づくグレンジャーの因果関係を分析した。第4節では、生産指数の相互依存関係をアジア

ア表による産業連関分析で検証，上述の相関の背景を国際分業体制の観点から確認した。その結果，次の点が明らかになった。

- (1) 日・米・アジアの景気変動においては，米国・日本・中国の影響が大きい。
- (2) 変動の先後関係から，影響の連鎖として米国発の3つの経路，韓国 マレーシア経由アジア向け，台湾経由アジア向け，日本向けの存在が推定された。
- (3) 中国の誘発生産は水準としては大きいのは誘発生産の水準と，生産増加率への寄与度である。一方，生産増加率の騰落の相関を検証するグレンジャー検定では検証されなかった。これは，中国の景気が独自のサイクルで動いているからである。アジア通貨金融危機においても，ITバブル崩壊においても中国は軽微な影響でこれを乗り切った。結果的に，他国と景気の位相が異なるようになったため，時系列分析では因果性が明瞭には検出されなかった。
- (4) 韓国，台湾，マレーシア等，グレンジャー因果性の「結節点」となっている国々は，アジア全体への影響というよりも，むしろアジアの景気変動の象徴的な動きを示す国として，注目される。

最後に，残された課題について簡単に言及する。

(1) 統計の統一

本稿のような研究では統計の概念上の突合が重要だが，現状は「公表値がアジア表ベースの製造業生産指数を近似する」との見なし計算にとどまっている。特に，影響が高まったはずの中国について金額ベースの工業付加価値を採用している点の改善の余地は大きい。

(2) 祝日調整

祝日調整を含む季節調整値が得られたため，本稿のような局面分析（第1節），時系列分析（第2節，3節）と局面分析が可能となった。ところで，アジア諸国にはマレー暦，タイ暦など，他の暦に基づく移動祝日が広く開催されているものの，本稿の執筆時点では十分な情報が得られていないため，現在の筆者の改造版には変数が組み込まれていない。今後，調査の上で組み込むよう検討したい。

元のプログラムX-12-ARIMAについては，前述の筆者の改造後，モデルの自動選択機能を強化する開発が継続されていた。現在はX-13A-Sと名称が変わり2006年9月と10月，約2年ぶりにソースプログラムが公開された。移動祝日の調整には適当な祝日変数を探すために試行錯誤が必要であるから，自動選択機能の強化は魅力である。X-13A-Sへの移植により，容易に祝日調整が掛けられるプログラムとしたい。

参考文献

- アジア経済研究所「アジア国際産業連関表」1985年（24部門）、1990年（78部門）、1995年（78部門）、2000年（76部門）（それぞれ公表値の最も詳細な基本分類に基づいて計算した）
 <<http://www.ide.go.jp/Japanese/Publish/Books/Tokei/>>
- 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月号
- 尾崎巖「経済発展の構造分析（三）」『三田学会雑誌』73巻5号1980年10月、p. 90（744）
- 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
- 高橋克秀（2005）「東アジアの景気サイクル 月次データによる景気波及経路の検出」『神戸大学経済学研究年報52』
- 内閣府経済社会総合研究所「景気動向指数の利用の手引」4．景気基準日付
 <<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/di3.html#hiduke>>
- 羽森茂之（2001）『計量経済学』中央経済社
- 古屋秀樹（2002）「X-12-ARIMAによる春節効果の推定」（市場予測研究会編『市場予測の方法』日本経済研究センター）<<http://www.jcer.or.jp/research/pj/market.html>>
- 山本拓（1988）『経済の時系列分析』創文社
- Business Cycle Dating Committee（2003）“The NBER's Recession Dating Procedure”, National Bureau of Economic Research <<http://www.nber.org/cycles/recessions.html>>
- OECD “OECD Composite Leading Indicators: a tool for short-term analysis”, <<http://www.oecd.org/dataoecd/4/33/15994428.pdf>>
- 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*

Appendix

「アジア生産指数」の試作と近時2回の景気後退の観察

季節・曜日・祝日調整後の10か国の生産指数（センサス法の最終調整系列，d11表）を，アジア国際産業連関表（アジア表，2000年）の製造業付加価値額で加重平均して，指数化したものがアジア生産指数である。

図はヘンダーソン移動平均による趨勢循環要因（d12表）を用いて描いたもので，アジア生産指数の前月比増減率を折れ線で，国別の寄与度を棒で示したものである。

ブライ・ボッシュン法でアジア生産指数の増減局面を判定すると2回の減少期間がある。それぞれをアジア通貨危機，ITバブル後と，仮に名付けよう。また以下の議論で増減率の山，谷とあるのはいずれもブライ・ボッシュン法による判定である。

アジア生産指数を概観して目につくものは次の2点である。

2000年前後より中国の寄与度が成長のかなりの部分を占めるようになった。

増減率の騰落では日米の影響が大きい

たとえばITバブル後の増減率の谷（01年6月，-0.6%）から山（02年4月，1.0%）までの加速1.6%ポイントのうち，0.7ポイントは日本，0.4ポイントは米国，中国はそれよりやや低い0.3ポイントだった。増減率の騰落に注目すれば，日米の影響が大きい。

では2回の生産の減少局面に何が生じたか，個別国の生産（d11 最終調整系列）が減少に転じた時期の先後関係と寄与度の変化（増減率・増減寄与度はd12 趨勢循環要因の前月比ベース）をもとに国別の動きを整理しよう。

【アジア通貨危機：減少期間，97年11月～98年12月】

インドネシア，タイに続き日本（97年6月），韓国（97年8月）が減少に転じた。増減率の直前の山（96年12月，0.6%）から谷（98年3月，-0.3%）までの低下幅0.9%ポイントは日本0.6ポイント，米国0.2ポイント，韓国0.1ポイントからなり，インドネシアの0.036ポイント，タイの0.022ポイントより格段に大きい。当時の日本では，消費税率引き上げ前の駆け込み需要の剥落が97年4～6月期に発生。その後97年

10～12月期に公共投資の減少，98年1～3月期に設備投資の減少が始まった。ITバブル後の景気後退と対比して，いわば「日本主導の後退期」ということになる。

【ITバブル後：減少期間，01年1月～01年10月】

個別国の生産が減少に転じたのは米国（00年7月），台湾・韓国（9月），マレーシア・フィリピン・シンガポール（11月），タイ・日本（12月）の順，成長率の低下幅（00年4月から01年6月までの1.3%ポイント）は日本の0.6ポイント，米国の0.4ポイントがほぼすべてで，韓国0.049ポイント，台湾0.036ポイントがこれに続く。生産指数が減少に転じた時期の早さ，アジア生産指数への寄与度の大きさをアジア通貨危機後の後退期と対比すれば，「米国主導の後退期」ということになる。

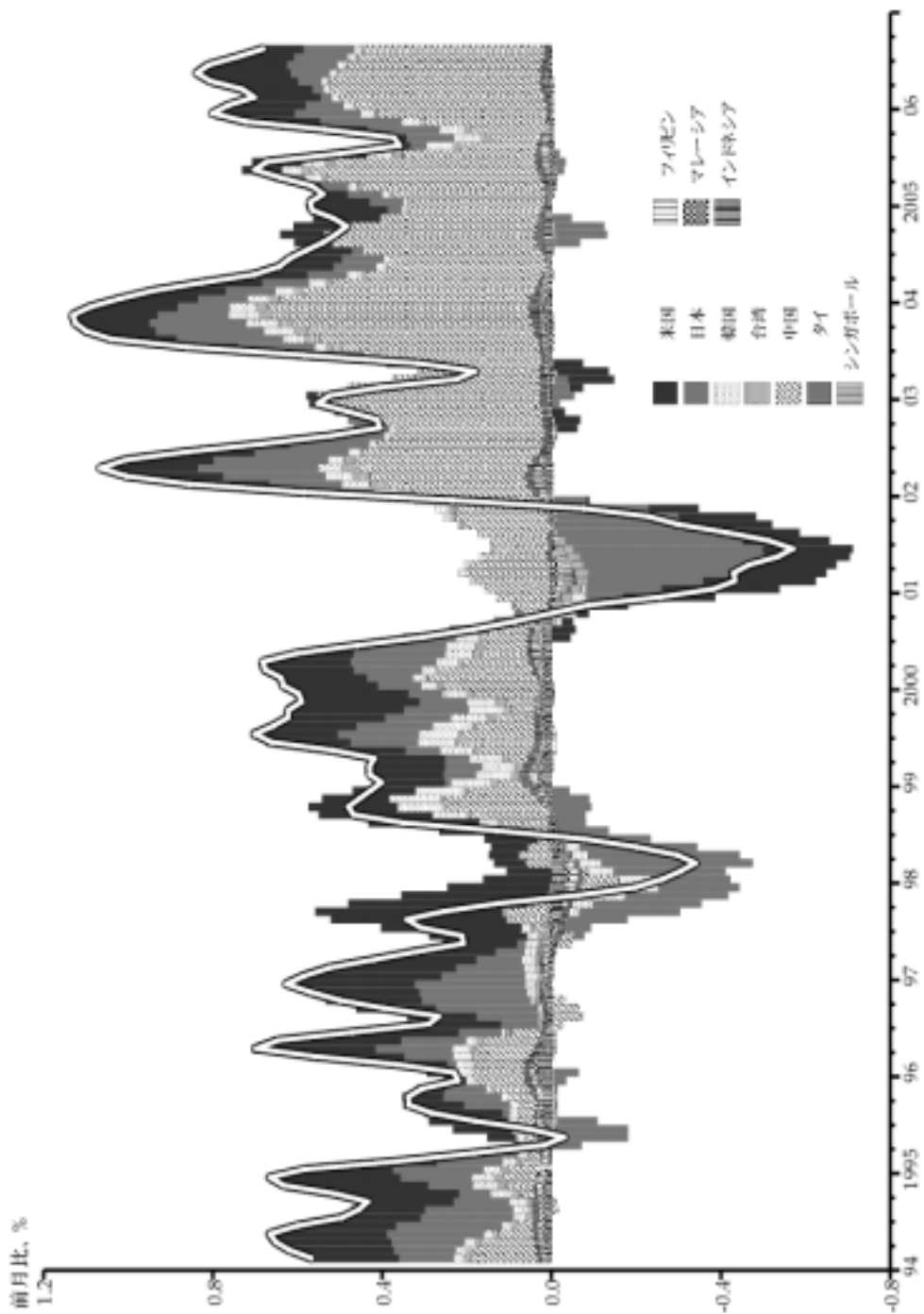


図8. 「アジア生産指数」趨勢循環要因の国別増減寄与度

出所：各国統計を筆者が調整

Summary

INTERDEPENDENCIES AMONG BUSINESS CYCLES IN EAST ASIA

KATSUhide TAKAHASHI & HIDEKI FURUYA

The purpose of this study is to analyze the linkage of business cycles in East Asia, based on seasonally and holiday adjusted industrial production indices. The economic ripple effect over Asian countries is the focal point. We examined some economic indicators, including industrial production and diffusion index, using time series approach as well as Input-Output analysis. It turns out that the business cycle of the United States moves in advance of Korea, Taiwan and Japan. Also, Korea and Taiwan move in advance of other Asian countries. This means that the US is the “engine” of economic fluctuations in Asia, and that Korea and Taiwan spread that effect accepted from the US, widely toward Asia in general.