



通貨金融危機と東アジアの景気サイクル

高橋, 克秀

(Citation)

国民経済雑誌, 194(6):47-59

(Issue Date)

2006-12

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00056122>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00056122>



通貨金融危機と東アジアの景気サイクル

高 橋 克 秀

本稿の目的は、東アジア各国のビジネスサイクル(景気)の因果性を明らかにすることである。とくに、1997年のアジア通貨危機が域内の景気の連動性にどのような影響を与えたのかという点に注目した。一般に、通貨金融危機の時期には、各国の景気や金融指標の連動性が急激に高まるので、この時期を推計期間に含めるかどうかで推計結果が異なる可能性がある。そこで、危機の期間のデータを含むケースと含まないケースを比較した。アジア9か国の景気サイクルの時系列データを月次で検討し、VARモデルに基づくグレンジャー因果性を検出した。結果的に、危機時以外の「平時」においても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ことを確認した。また、マレーシアが韓国に影響を受けながら、アジア全体に広い影響を及ぼしていることが明らかになった。「危機時」において見られたタイの他国への先行性は、「平時」においては観察されなかった。

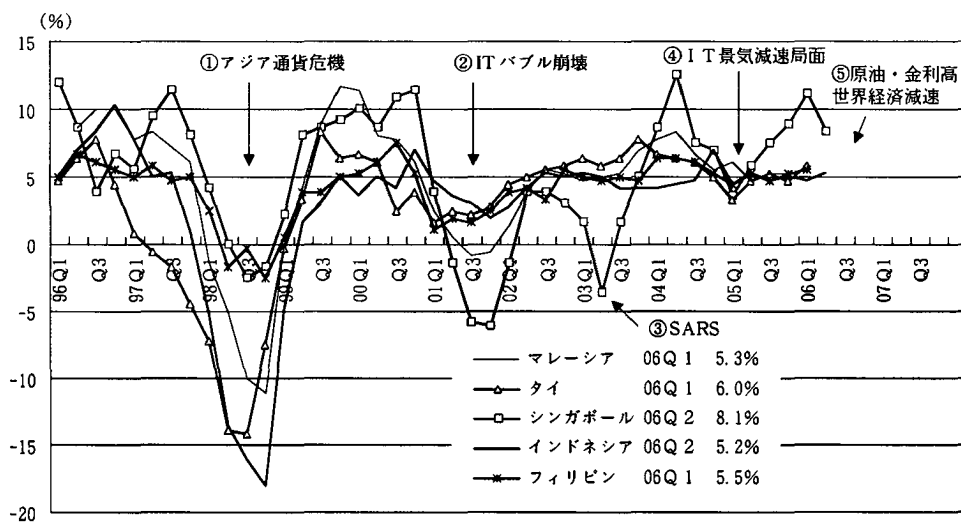
キーワード ビジネスサイクル、景気の因果性(連動性)、アジア通貨金融危機

1 問題の所在

東アジア域内各国のビジネスサイクル(景気)はどのように波及し、連動しているのか。高橋(2005)は月次の景気インデックスを用いて東アジア各国の景気のグレンジャー因果性を検討した。その結果、時間的先後関係というグレンジャー的な意味の影響において、韓国がアジア景気全体をリードしていることがわかった。とくに、韓国からマレーシアへの因果性がアジアにおける景気波及の軸であることを確認した。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。また、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も他国へ影響を及ぼしている。

本稿は、東アジア域内各国のビジネスサイクル(景気)を検討するにあたって、アジア通貨金融危機の影響をどう評価するか、という問題を扱う。危機の伝染(コンテージョン)が発生したこの期間は、アジアの大半の国で経済成長率の急激な下降を経験した。次のグラフは、ASEAN 5(タイ、マレーシア、シンガポール、インドネシア、フィリピン)の実質 GDP

図1 ASEAN主要国の実質GDP成長率推移（前年同期比）と景気減速の原因



(出所) CEIC より三菱東京UFJ銀行アジア法人業務部作成

成長率（四半期，前年同期比）の推移を示している。各国とも98年は大幅なマイナス成長となり，99年は急激に回復していることがわかる。

このような「非常時」には，景気の連動性が高まるのは当然であり，この期間の連動性の高さが計測全体に上方バイアスを与えているという見方がある。この見解によれば，アジア通貨金融危機の期間のデータは一種のハズレ値となる。一方，この期間の変数の同調的な振る舞いこそがアジアの景気変動の特徴をよく現しているとも考えることもできる。

次の問題は，中国の位置づけである。前述の研究によれば，中国はアジアの景気変動の「川下」であるとの結果を得た。しかし，近年の中国経済の高度成長，とくに内需の急拡大が近隣諸国へ及ぼす影響は定性的に見れば大きい。計量的な結果とアネクドタルな定性的判断との間に整合性があるかどうか，推計期間を適宜変えながら結果を比較することにする。この問題は補論で扱う。

2 通貨金融危機と景気の相関

1990年代前半から半ばまでの東アジアは，ほぼすべての国が高度経済成長を持続する「全面全速」の時代であった。しかし，96年に潮目が変わる。タイ経済が在庫調整局面に入り，株価と不動産価格の下落も始まった。しかも，内需の拡大に伴う輸入の急増が貿易収支の赤字を拡大させ，為替相場が不安定になっていた。ヘッジファンドなど国際的な投機筋は，ファンダメンタルズの脆弱性に目をつけ，97年に入ってから通貨アタックを繰り返した。そして7月1日に決定的な転機が訪れる。投機筋の攻撃で外貨準備が底をついたタイ中央銀行は，

固定相場制（事実上のドルペッグ制）を放棄し、変動相場制へと移行した。この結果、タイ・バーツは大幅に下落し、その影響が短時間のうちに ASEAN から韓国にまで伝染（コンテージョン）して、アジア通貨は全面安になった。為替相場の暴落は、巨額の不良債権で弱体化していた各国の銀行部門の信用不安と共振し、システミックリスクを引き起こした。貿易決済を含む銀行機能が停止し、実物経済にも甚大な影響が及んだ。貿易金融の麻痺により、自国通貨安にもかかわらず輸出は減少して景気回復の芽が摘まれた。さらに、緊急融資を行った世銀・IMF が財政・金融の引き締めを融資条件（コンディショナリティ）としたために、景気は一段と冷え込んだ。

ところで、アジア通貨金融危機の期間をどう定義すべきか。タイが変動相場制に移行し、バーツの暴落が始まった1997年7月が始期であることに異論はない。その終了時期について定説はないが、本稿では1997年7月から1999年6月までの24か月間とする。なぜなら、アジアの大半の国では、97年後半から98年半ばまで急激に景気が下降したあと、98年後半から回復に転じ、99年半ばには、前年同期比変化率がほぼゼロに戻ったからである。

検討すべきは、この時期の危機のコンテージョンが各国の景気同調性や連動性を極端なまでに高めたために、計算結果が「見かけ上」高くなっているのかどうか、という点である。

高橋（2005）では、アジア景気インデックスの1990年1月（中国は1991年12月から）～2006年4月のデータ（以下、全期間のデータという）を用いて、72通りの同時点（同月）の二国間の相関係数を算出した。最も相関係数が高いのは韓国とマレーシア（0.84）であり、フィリピンは他国との相関が弱いことが特徴であった。

この節では、アジア通貨金融危機の影響を考慮するために、予備的に1997年7月から1996年6月の各国の景気の同時点（同月）での二国間の相関係数を確認しておく。表1に見るよ

表1 通貨危機期間の景気の相関係数

	中 国	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	1.00								
韓 国	0.55	1.00							
台 湾	0.86	0.58	1.00						
香 港	0.65	0.56	0.58	1.00					
シンガポール	0.73	0.90	0.69	0.65	1.00				
タ イ	0.38	0.92	0.47	0.40	0.83	1.00			
マレーシア	0.62	0.94	0.60	0.66	0.92	0.87	1.00		
インドネシア	0.37	0.69	0.30	0.65	0.69	0.74	0.76	1.00	
フィリピン	0.51	0.53	0.45	0.85	0.51	0.37	0.62	0.60	1.00

出所：アジア景気インデックス（日本経済研究センター）より筆者計算

うに、相関係数が0.9以上と非常に高い組み合わせが現れている。タイ・韓国 (0.92)、マレーシア・韓国 (0.94)、シンガポール・韓国 (0.90)、マレーシア・シンガポール (0.92) の組み合わせが示すように通貨危機の影響が深刻であった国の間では顕著に相関が高くなっている。

この期間の中国と他国の相関を見ると、全期間の相関をとった場合と大きな差はない。むしろ、中国とタイの相関は通貨危機期間の方が低い。このことは、事実上の固定相場制を続けてきた中国はこの期間、通貨危機の直接的影響を免れて独自の景気サイクルを維持していたことを示している。

3 VAR モデルを用いた分析

この節では、VAR モデルを用いる。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、および影響の程度を検証する。分析対象国は韓国、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。データは(社)日本経済研究センターの「アジア景気インデックス」である。ただし、通貨危機の24か月間 (1997年7月～1999年6月) のデータを削除している。「危機時」のデータを除外することによって、「平時」における関係をみることができるであろう。

3.1 単位根検定

VAR モデルの構築に進む前に、使用するデータの定常性を吟味する。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、①トレンド項と定数項を含むもの、②定数項のみを含むもの、③いずれも含まないもの、の3通りの定式化を行う。判定にはPPテスト (Phillips-Perron unit root test) を採用した。その結果は、次の表2である。

この結果、すべての変数の系列の原系列 (レベル) において、1%有意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、分析に使用する変数はレベルにおいて定常とみなすことができる。なお、VAR モデルのラグ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。¹⁾

表2 単位根検定の結果 PP テスト

通貨危機の影響を 除く		トレンドと定数 項を含む	定数項のみを含む	いずれも含まない
中国(CH)	原系列(レベル)	-9.5306	-9.5374	-8.3411
	ラグ	8	8	8
	有意水準	***	***	***
韓国(KO)	原系列(レベル)	-4.2310	-4.2207	-4.0489
	ラグ	8	8	8
	有意水準	***	***	***
台湾(TA)	原系列(レベル)	-9.6895	-9.6964	-9.6493
	ラグ	8	8	8
	有意水準	***	***	***
香港(HK)	原系列(レベル)	-6.9967	-6.5984	-4.5256
	ラグ	7	7	6
	有意水準	***	***	***
シンガポール(SG)	原系列(レベル)	-5.5983	-5.5934	-5.1724
	ラグ	6	6	6
	有意水準	***	***	***
タイ(TH)	原系列(レベル)	-7.0682	-7.0641	-5.5933
	ラグ	7	7	7
	有意水準	***	***	***
マレーシア(MY)	原系列(レベル)	-4.3993	-4.0627	-3.5699
	ラグ	7	7	7
	有意水準	***	***	***
フィリピン(PH)	原系列(レベル)	-6.2076	-5.7340	-5.5645
	ラグ	7	7	7
	有意水準	***	***	***
フィリピン(PH)	原系列(レベル)	-6.2076	-5.7340	-5.5645
	ラグ	7	7	7
	有意水準	***	***	***
フィリピン(PH)	原系列(レベル)	-6.2076	-5.7340	-5.5645
	ラグ	7	7	7
	有意水準	***	***	***

注：1 ***は1%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。

2 ラグについては Bartlett Kernel による

3.2 Granger の因果性テスト

グレンジャー因果性テストは、F検定の時系列データへの応用である。グレンジャー因果性は、もしXがYを Granger-cause しているとすれば、XはYの予測に役立つことを意味す

表 3 グレンジャー因果性テストの結果

因果の方向	⇨中国	⇨韓国	⇨香港	⇨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
中国⇨		4.4247	0.0406	1.0590	3.5625	0.0127	1.3519	0.4295	5.2348
P 値		0.0371	0.8404	0.3051	0.0611	0.1296	0.2468	0.5132	0.0235
韓国⇨	0.8836		5.9439	<i>13.8344</i>	<i>6.8746</i>	<i>14.9751</i>	<i>14.1578</i>	<i>7.8241</i>	<i>10.1028</i>
P 値	0.3487		0.0158	<i>0.0002</i>	<i>0.0095</i>	<i>0.0001</i>	<i>0.0002</i>	<i>0.0057</i>	<i>0.0017</i>
香港⇨	4.5406	0.1412		5.1960	0.0174	0.8503	1.9400	1.6582	2.1259
P 値	0.0347	0.7074		0.0239	0.8951	0.3577	0.1655	0.1996	0.1466
台湾⇨	3.4594	0.1339	6.1184		0.0236	6.4237	2.5371	5.8365	<i>8.1528</i>
P 値	0.0649	0.7147	0.0143		0.5803	0.0121	0.1130	0.0167	<i>0.0048</i>
シンガポール⇨	3.0716	0.0035	2.5668	5.2143		9.5971	0.6115	6.3069	<i>9.2734</i>
P 値	0.0817	0.9522	0.1110	0.0236		0.0022	0.4353	0.0129	<i>0.0027</i>
タイ⇨	2.3225	0.1406	4.3384	1.7615	0.3045		0.1741	3.7974	4.6456
P 値	0.1296	0.7081	0.0387	0.1862	0.5817		0.6769	0.0530	0.0325
マレーシア⇨	<i>10.2053</i>	<i>9.1415</i>	28.5890	<i>19.9311</i>	<i>13.9820</i>	26.1862		<i>8.6573</i>	20.9097
P 値	<i>0.0017</i>	<i>0.0028</i>	2.9E-07	<i>1.5E-05</i>	<i>0.0002</i>	8.4E-07		<i>0.0037</i>	<i>9.3E-06</i>
インドネシア⇨	1.2087	0.8619	2.6351	3.5498	2.9487	4.4074	1.0362		3.6228
P 値	0.2734	0.3545	0.1064	0.0612	0.0877	0.0372	0.3101		0.0587
フィリピン⇨	3.6951	0.2624	4.2280	1.0458	2.0140	2.6751	0.0431	0.9128	
P 値	0.0565	0.6091	0.0413	0.3079	0.1577	0.1038	0.8357	0.3407	

注：1%水準で有意な組み合わせを斜体字で表し、特にF値が高い場合（F値>20）を太字で示した。

る。このため Granger-predictability という方が適切だという見方もある (Stock & Watson 2006)。もっとも、Granger の因果性は定性的概念であり、どの程度の強さで影響しているかという定量的概念は扱っていない (山本 1988)。表 3 は、グレンジャー因果性テストの結果である。1%水準で有意な組み合わせを斜体字で表し、そのうちF値がとくに高い (F>20) ケースを太字で示した。

上記の結果を図示したものが次の相関図である。1%水準で有意な組み合わせを図示した。この図では、著しくF値が高いケース (F>20) を太い矢印、F値が相当高いケース (F>14) を細い矢印、F値が高いケース (F>6.8) を破線の矢印で示した。

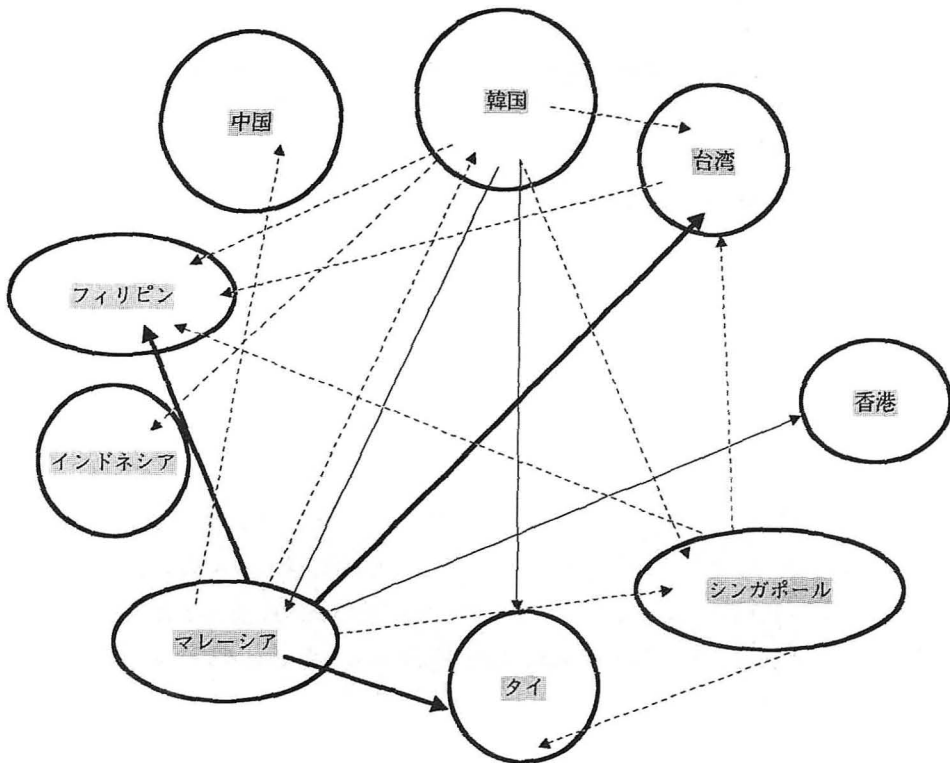
3.3 国ごとの特徴と解釈

通貨危機の期間のデータを除くということは、いわば「平時」の関係をみるということである。以下に主要国の特徴を整理し、関係を解釈してみよう。

(1) 韓国

図 2 では韓国から他国への因果性は明瞭に現われている。「平時」においても韓国の景気は東アジアの大半の国に対して、グレンジャーの因果性において先行している。このことは、

図2 アジア景気のグレンジャー的因果関係（通貨危機時を除く）



韓国がアジア全体の景気サイクルのなかで、時間的にもっとも先行し、アジア全体の先導的役割を果たしていることを示唆している。「全期間」に見られなかった特徴としては、マレーシアからの因果性があることである。「平時」においては、韓国とマレーシアは相互に影響しあって可能性がある。この点は補論で検討する。

(2) マレーシア

マレーシアは、韓国と相互に影響しあっている。しかし、補論においてみるように、マレーシアから韓国への因果性については留保が必要と思われる。マレーシアはタイ、台湾、フィリピンに対して明瞭に先行し（F値が際立って高い）、他のアジア諸国にも先行している。このことは、「平時」においても、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と考えられる。

(3) タイ

通貨危機の期間を含む「全期間」では、タイはアジア各国に対してははっきりとした先行性を示していた。しかし、「平時」においてはその先行性は明瞭には観察できない。このことから、「全期間」におけるタイの先行性は、タイがアジア通貨危機の引き金を引いたという事実

を反映したものであり、この時期に固有のものであったと考えられる。

(4) シンガポール

シンガポールはマレーシアに対して遅行する一方、台湾、フィリピンに対して先行している。

(5) 香港

香港は、マレーシアに対して明確に遅行している。他国には先行していない。

(6) 台湾

台湾は韓国に遅行し、フィリピンに先行している。

(7) インドネシア

インドネシアは韓国に遅行している。他国には先行していない。

(8) フィリピン

フィリピンは大半の国に対して明確に遅行している。他国には先行していない。

(9) 中国

中国はマレーシアに対して明確に遅行している。他国には先行していない。

このように、推計期間を変えてみても、アジアの景気波及経路のもっとも「川上」に韓国が位置し、マレーシアはその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という基本構造は同じである。しかし、タイは通貨危機の期間には他国に対して先行性を持っていたが、「平時」には他国に対して先行性を示さない点が特徴である。

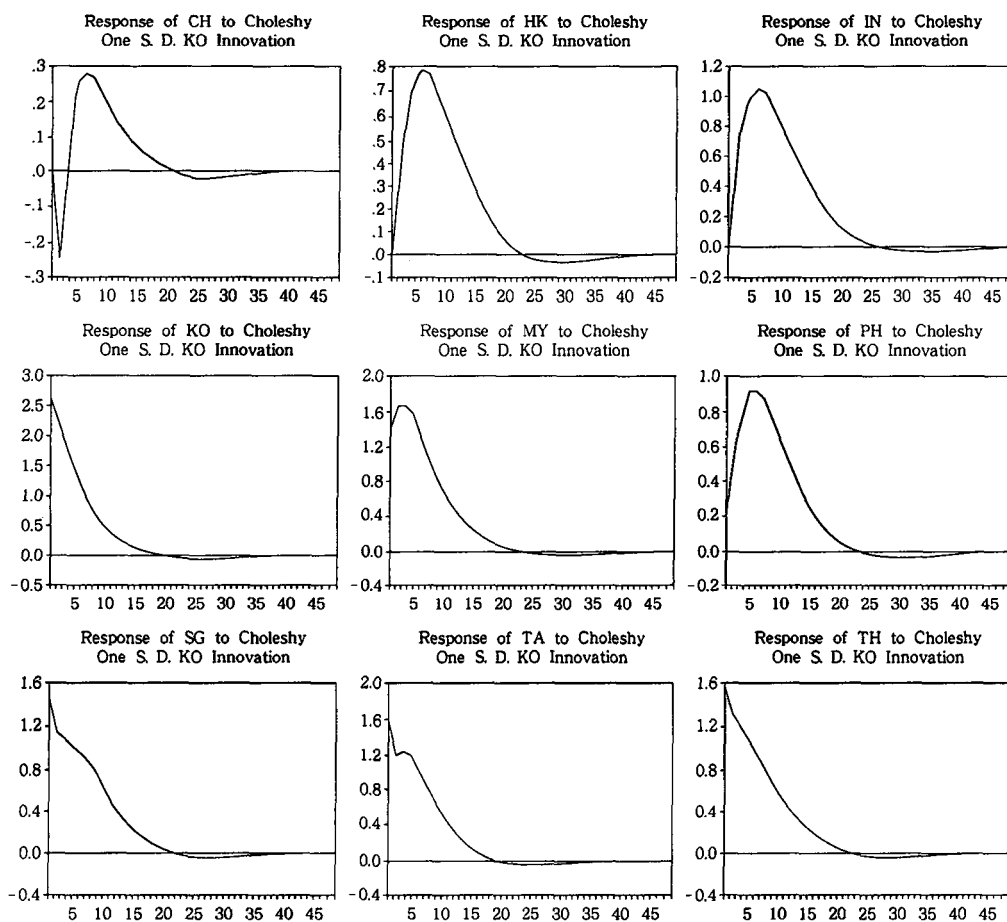
4 インパルス応答関数

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。韓国とマレーシアの第1期の変数にショックを与えたときに他の国の景気に与える影響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の他国への影響

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。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。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20か月程度継続する。しかし、「全期間」のデータを用いた場合に比べるとその期間は短くなっている。

図3 韓国が他国に与える影響



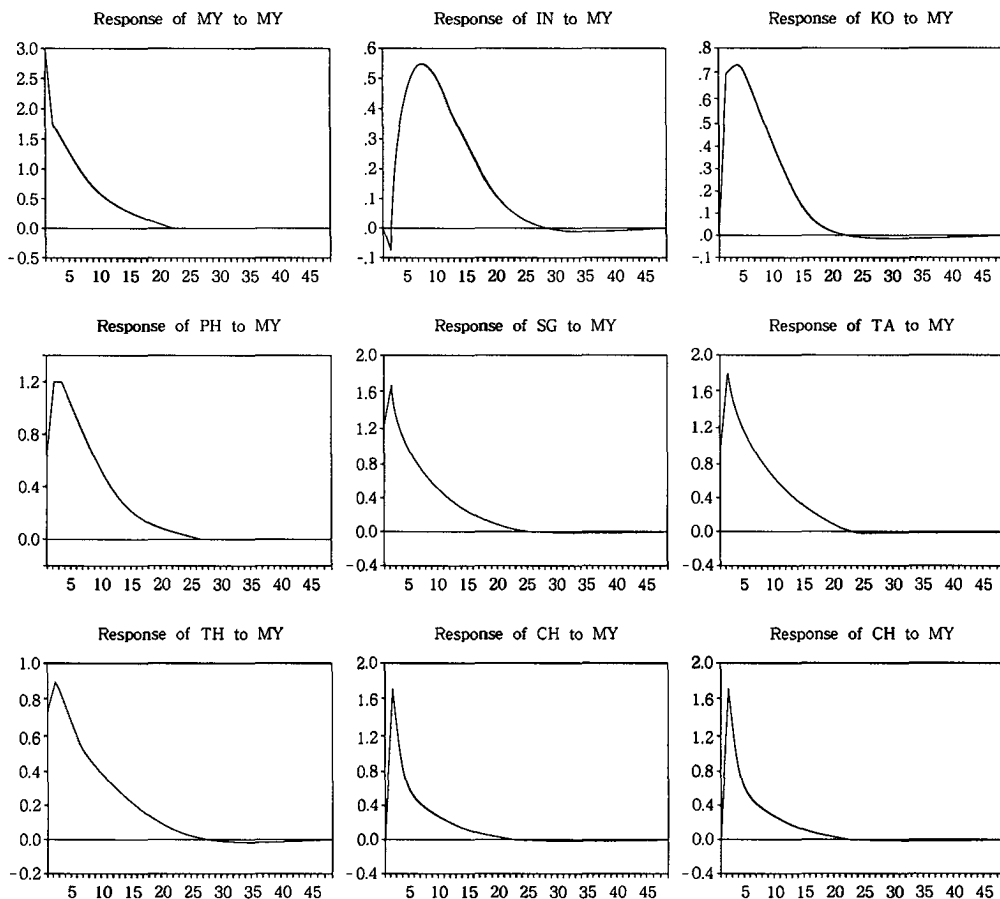
略号の意味は CH：中国，KO：韓国，HK：香港，IN：インドネシア，MY：マレーシア，PH：フィリピン，SG：シンガポール，TA：台湾，TH：タイである。

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

アジア景気の伝播経路において、韓国の影響を他国へリレーするポジションにあるマレーシアはどうだろうか。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15ヶ月～20か月程度続く。

図 4 マレーシアが他国へ与える影響

Response to Cholesky One S. D. Innovations



5 結論と今後の課題

本稿では、アジア通貨危機の影響を見るために、この期間のデータを除外してアジア9か国の景気サイクルの時系列データを月次で検討し、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。

結果的に、「平時」においても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ことを確認した。また、マレーシアが韓国に影響を受けながら、アジア全体に広い影響を及ぼしていることが明らかになった。「平時」においては、韓国とマレーシアは双方向で影響し合っている可能性がある。この点は、補論においてさらに検討する。

「平時」においては「全期間」でみられたタイの他国への先行性は見られなかった。タイの先行性は、他国よりも先に96年以降景気が悪化し、97年には通貨危機を引き起こしたという

事実関係に照応している。

また、「平時」においては、シンガポールは韓国とマレーシアに対して遅行し、タイ、台湾、シンガポールに対して先行している。フィリピン、インドネシア、中国、香港はグレンジャー的な意味で他国に影響されるだけで、影響することはない。その意味で時間軸のもっとも右側に位置する。東アジアのなかでもグレーターチャイナ（中国・台湾・香港）は、かなり独立的な景気変動をしていると解釈することも可能である。

補論

本稿においては、通貨危機の時期をいわば例外的な時期とみなして、景気の因果性の検出を行った。通貨危機時のデータを除外し、「平時」における東アジアの景気の因果性を検出した。その結果、①韓国とマレーシアが双方で影響しあいながらアジアの景気をリードしていること、②「平時」においてはタイの先行性は明瞭ではないことを確認した。

この補論では、90年代と2000年以降に期間を二分割して、因果性のパターンに変化があったかどうかを検討した。期間を分割してもすべての変数はレベルにおいて定常であることを確認し、グレンジャー因果性テストを行った。

次の表はその結果を整理したものである。1%水準で有意であった組み合わせに丸をつけ、F値が20以上であった組み合わせには二重丸をつけた。

Granger 因果性の方向 ⇨		90年代	00年代	Granger 因果性の方向 ⇨		90年代	00年代	Granger 因果性の方向 ⇨		90年代	00年代
韓国	⇨ 中国		○	台湾	⇨ 中国			中国	⇨ 韓国		○
韓国	⇨ 台湾	◎	○	台湾	⇨ 韓国			中国	⇨ 香港		
韓国	⇨ 香港	○	◎	台湾	⇨ 香港			中国	⇨ 台湾		
韓国	⇨ シンガポール	○	○	台湾	⇨ シンガポール			中国	⇨ シンガポール		
韓国	⇨ タイ	○	○	台湾	⇨ タイ			中国	⇨ タイ		○
韓国	⇨ マレーシア	◎	◎	台湾	⇨ マレーシア			中国	⇨ マレーシア		
韓国	⇨ インドネシア	○	◎	台湾	⇨ インドネシア			中国	⇨ フィリピン		○
韓国	⇨ フィリピン	○	○	台湾	⇨ フィリピン			中国	⇨ インドネシア		
マレーシア	⇨ 中国	○	◎	香港	⇨ 中国	○	◎	インドネシア	⇨ 中国		○
マレーシア	⇨ 韓国			香港	⇨ 韓国			インドネシア	⇨ 韓国		
マレーシア	⇨ 台湾	◎	○	香港	⇨ 台湾	○		インドネシア	⇨ 香港		○
マレーシア	⇨ 香港	○	◎	香港	⇨ シンガポール			インドネシア	⇨ 台湾	○	
マレーシア	⇨ シンガポール		○	香港	⇨ タイ			インドネシア	⇨ シンガポール	○	
マレーシア	⇨ タイ	◎		香港	⇨ マレーシア	○		インドネシア	⇨ タイ		
マレーシア	⇨ インドネシア	○	○	香港	⇨ インドネシア			インドネシア	⇨ マレーシア		
マレーシア	⇨ フィリピン	○	○	香港	⇨ フィリピン		○	インドネシア	⇨ フィリピン	○	○
タイ	⇨ 中国		○	フィリピン	⇨ 中国			シンガポール	⇨ 中国		
タイ	⇨ 韓国			フィリピン	⇨ 韓国			シンガポール	⇨ 韓国		
タイ	⇨ 台湾	○		フィリピン	⇨ 台湾	○		シンガポール	⇨ 台湾		
タイ	⇨ 香港		○	フィリピン	⇨ 香港			シンガポール	⇨ 香港		
タイ	⇨ シンガポール			フィリピン	⇨ シンガポール			シンガポール	⇨ タイ		
タイ	⇨ マレーシア	○		フィリピン	⇨ タイ			シンガポール	⇨ マレーシア		
タイ	⇨ インドネシア	○	○	フィリピン	⇨ マレーシア			シンガポール	⇨ インドネシア	○	
タイ	⇨ フィリピン	○	○	フィリピン	⇨ インドネシア			シンガポール	⇨ フィリピン	◎	◎

以下、韓国、マレーシア、中国について若干の補足を行う。

(1) 韓国

90年代も2000年代に入ってから、韓国の他国に対する先行性は際立っている。2000年代に入ってから中国に対しても先行性を示すようになり、東アジアのすべての国をリードするようになった。

(2) マレーシア

マレーシアは韓国に次いで、他国に対する先行性が明瞭である。しかし、韓国との関係では、90年代も2000年代も先行されており、韓国からマレーシアへの影響は明瞭である。したがって、東アジアの景気変動の「震源地」は韓国であり、マレーシアは、その波を受けて他国へ伝播させていると解釈できる。しかし、この点は、通貨危機時を除く「平時」においてマレーシアから韓国への因果性がみられたことと整合的ではない。

この点を詳しく見るために、韓国とマレーシアの関係について①90年代前半から半ば(90年1月～95年12月)②90年代後半(96年1月～99年12月)、③2000年代(2000年1月～2006年4月)の三期間に分けてグレンジャーの因果性を考察する。その結果を整理すると次の表ようになる。(○は1%水準で有意、◎は1%水準で有意でしかもF値20以上の非常に高いもの)

因果の方向 ⇄	90年代前半	90年代後半	2000年代
韓国 ⇄ マレーシア	○	◎	○
マレーシア ⇄ 韓国	○		

つまり、90年代前半には双方向で影響が見られたが、通貨危機の時期にあたる90年代後半には韓国からマレーシアへの一方的方向に変化し、それが現在まで続いていることが明らかになった。このように、近年は韓国からマレーシアの一方方向への因果性だけが認められる。

(3) 中国

中国は、90年代は他国に対してまったく先行性を持たなかったが、2000年代に入ってから韓国、タイ、フィリピンに対して先行性を持つようになった。とくに、韓国に対して明瞭に(1%水準で有意)先行性を持つのは中国だけである。2000年代になって韓国は中国に対して先行性を持つようになり、双方向の関係になったことが注目される。

注

- ただし、この場合、AIC基準(Akaike Information Criteria)では15次が選択された。景気の波及という経済的意味に立ち返って考えるとSCで選択された1次のラグはやや短すぎ、15次はやや長すぎるのではないとも考えられる。ここでは、VARモデルにおいて、あまり長いラグを取ると説明変数が増えすぎて自由度が大幅に減少するという観点から、SCが示す1次のラグを採用することにする。市川(2003)は「VARのラグの次数を増やすとVAR分析の経済学的な解釈がきわめてむずかしくなります。さらに多変量時系列モデルはパラメーター、特に係数パラメーターが非常に大きくなる可能性があるために、モデルに含まれる変数の数や次数Pが大きくなると

自由度不足が起こります。標本数よりも推定すべきパラメーターの数が大きくなることもあります。この場合、モデルの推計はできません」と指摘している。

参 考 文 献

- David D. Selover (1999) "International Interdependence and Business Cycle Transmission in ASEAN," *Journal of Japanese and International Economics* 13, pp. 230-253
- J. H. Stock and M. W. Watson (2006) *Introduction to Econometrics*, 2nd edition, Addison-Wesley
- Ramaprasad Bhar and Shigeyuki Hamori (2005) "Empirical Techniques in Finance," Springer
- Soyoung Kim, Sunghyun H. Kim, and 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, and Michael G. Plummer (2003) "Dynamics of Business Cycles in Asia: Differences and Similarities," *Review of Development Economics* 7, pp. 462-477
- Walter Enders (1995) *Applied Econometric Time Series*
- 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
- 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』
- 羽森茂之 (2000) 『計量経済学』中央経済社
- 宮川努・今村友里子 (2003) 「景気循環の国際的波及」浅子和美・福田慎一編『景気循環と景気予測』第13章, 東京大学出版会
- 山本拓 (1988) 『経済の時系列分析』創文社