The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	東アジアにおいて通貨統合は可能か
Author(s)	玉田, 桂子
Citation	国際公共政策研究. 2002, 7(1), p. 99-116
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/12096
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

東アジアにおいて通貨統合は可能か*

Is it Possible that East Asian Countries Create a Monetary Union?*

玉田　桂子**

Keiko TAMADA**

Abstract

Is there any possibility that East Asian countries create monetary union? This paper answers this question using structural VAR model. Based on the theory of optimal currency area, high correlation of aggregate demand shock and aggregate supply shock between countries suggests that it is desirable to create monetary union. So, in this paper, aggregate demand shock and aggregate supply shock in each country are estimated and correlation of shock and response of shock are analyzed. The result is that creation of monetary union in East Asia is not impossible if European monetary union succeeds.

キーワード：通貨統合、最適通貨圏、ショック、アジア

Keywords：Monetary union, Optimum currency area, Shock, Asia.

JEL Classification Numbers: F30, F31.

*本論文の作成に当たっては、高阪章大阪大学教授、Colin R. McKenzie 教授から貴重なコメントを頂いた。記して感謝したい。

**大阪大学大学院国際公共政策研究科 博士後期課程

1. はじめに

1997年の通貨危機以後、東アジアの多くの国はそれまでの事実上のドルに対する固定相場制から変動相場制に移行した。通貨危機以前は各国が主にドルにペッグすることによって、東アジア地域内でも通貨の安定が図られていたが、変動相場制に移行すると、当該地域内で通貨が不安定になる可能性がある。通貨が不安定になると、取引コストや為替リスクによる損失の増大をももたらす。したがって、東アジア諸国にとって域内における為替レートの変動は何らかの手段で解決されることが望まれる。為替レートの変動を小さくする手段として考えられるのは、通貨統合である。筆者は本論文で東アジアにおける通貨統合に必要な条件はどの程度満たされているのか検討する。東アジアが最適通貨圏の基準を満たせば、東アジアで今後通貨統合を行うことを検討する価値があるだろう。

具体的には、本論文ではショックの推定を行い、東アジアにおける通貨統合の可能性を探る。その際、東アジアにおける通貨統合を行う可能性を判断するために、比較対象としてヨーロッパ及びアメリカ国内のショックも計測した。ヨーロッパは通貨統合を開始したばかりの地域であり、アメリカは現在通貨統合を維持している地域であると考えられる。これらの地域を比較することによって、東アジアが通貨統合に適しているかどうかを検討する。

分析の結果、東アジアはアメリカには劣るものの、ヨーロッパよりはショックの相関が高く、調整のスピードも高いことが分かる。これらは先行研究の推計結果をおおむね支持するものである。したがって、今回の推定により、今後ヨーロッパで通貨統合が成功すれば東アジアでも通貨統合を行う経済的な基礎的条件が整っていることが示唆される。

本論文の構成は以下の通りである。第2節では、最適通貨圏の理論と、ヨーロッパや東アジアが通貨統合に適しているかを分析した先行研究を概観する。第3節では、ショックの分析に用いる総需要・総供給モデルの理論的枠組みについて説明するとともに、通貨統合を行うために必要な条件について述べる。第4節では、推定に用いるデータについて述べ、インフレ率と成長率の相関を観察する。第5節では東アジア、ヨーロッパ、アメリカのショックの推計結果を示す。具体的にはショックの相関、ショックのサイズ、ショックに対する調整のスピードについて分析する。最後に第6節で結論を述べる。

2. 先行研究

この節では、分析を行う前に最適通貨圏に関する理論と、東アジアに関する最適通貨圏の実証的研究を概観する。まず、最適通貨圏の議論を整理してみよう。最適通貨圏の議論に初

めに理論的根拠を与えたのは Mundell (1961) である。Mundell (1961) は価格の硬直性と取引コストが存在すれば、異なる実物ショックを生む地域は異なる通貨を使用するべきであるとする。価格が硬直的であれば、固定為替レートによって各国が結び付けられている場合、価格が十分に実物ショックに対する調整の役割を果たせないからである。また一方で、Mundell (1961) と Ingram (1973) は実物ショックが発生したとしても、労働移動が域内でスムーズに行われるのであれば為替レートによる調整の必要がなくなるとする。つまり、ショックに対する調整のスピードが早ければ固定相場制が望ましい。

したがって、通貨統合を行う条件として、ショックが同質であるか、ショックの調整手段として要素移動が存在するのかといった点が考えられる。本論文では、Mundell (1961) の議論に基づき、ショックの同質性及びショックがどのように調節されているのかという点について分析する。具体的には、ショックの相関、サイズ及びショックに対する調整のスピードに注目することによって東アジアの通貨統合の適格性を分析する。

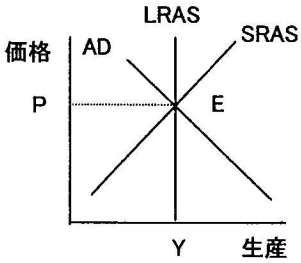
次に、東アジアにおける通貨統合の可能性を議論した論文を概観する。実物ショックに注目して東アジアの通貨統合の可能性を論じたのが Bayoumi and Eichengreen (1994)、Bayoumi, Eichengreen and Maoro (1999) である。両者共に Blanchard and Quah (1989) の方法を用いて実物ショックの相関、サイズ、調整のスピードを推計し、通貨統合への適格性を考察した。これまでの通貨統合への適格性についての実証研究は、実物ショックとそのショックに対する調整過程について分けて分析することができなかったが、これらの研究により、実物ショックの特定化とその調整過程を分けて把握することが可能になった。前者は、東アジア、ヨーロッパ、アメリカ大陸、アメリカ国内の各地域について分析を行った。その結果、通貨統合を行うことが望ましい域内経済は、ヨーロッパではドイツとその隣国、東アジアでは日本、台湾、韓国と、香港、インドネシア、マレーシア、シンガポール、タイであるとされ、NAFTA 地域には通貨統合を行うことが望ましい域内地域はないとされる。後者の分析では、経済的には、東アジアは通貨統合への適格性は EU と同程度であるとされる。しかし、政治的側面から見ると、東アジア域内で通貨統合を実現するためには、これから堅固な政治的合意が必要になるとした。ただし、両者の分析では調整のスピードの測定方法に恣意性が見られる。そこで、本論文では、これら 2 つの論文と同じ方法を用い、調整のスピードの測定方法を修正してさらに長い期間で推定を行う。

3. モ デ ル

本論文では Mundell (1961) の議論に基づいて実物ショックの相関、ショックのサイズ、ショックに対する調整のスピードを分析する。そこで、ショックを分析する枠組みとして、図

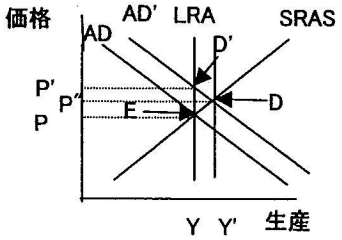
１のような総需要・総供給モデルを考える[i]。総需要曲線 AD の傾きは価格・生産平面で右下がりである。短期の総供給曲線 SRAS は賃金の硬直性を反映して右上がり、長期の総供給曲線 LRAS は実質賃金が長期には価格の変化に対して調整するため垂直となる。

図１　総需要・総供給モデル



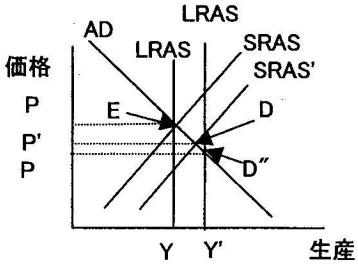
①AD：総需要関数　LRAS：長期の総供給関数　SRAS：短期の総供給関数
②E：均衡点

○正の需要ショックの発生



①正の需要ショックが発生すると曲線ADはAD'にシフトする。その結果、均衡点はEから短期の均衡点Dへシフトする。
②長期的には、生産水準はYに戻る。その結果、均衡点はDから長期の均衡点Dにシフトする。
③長期の均衡点D'は当初の均衡点Eと比較して価格は上昇しているが、生産水準は変化していない。

○正の供給ショックの発生



①正の永続的な供給ショックが発生すると供給曲線SRASがSRAS'にシフトする。この結果、均衡点はEから短期の均衡点Dにシフトする。
②供給ショックは永続的であるため、長期の供給曲線LRASもLRAS'にシフトする。その結果、均衡点は長期の均衡点D''にシフトする。
③長期の均衡点D''は当初の均衡点Eと比較して価格は下落し、生産水準も上昇する。

正の需要ショックが発生すると、需要曲線 AD が AD′ にシフトする。この時、一旦生産は増え、価格も上昇するが、長期では完全雇用水準Ｙに落ち着く。したがって、長期では生産は変化しない。ただし、価格は元の水準より上昇し、P′ にシフトする。したがって、需要ショックは生産に対して一時的に正の影響を与えるが、その後は変化をもたらさない。また、価格に対しては正の永続的な影響を与える。

正の永続的な供給ショックが発生すると、短期の供給曲線 SRAS が SRAS′ にシフトする。供給ショックは永続的であるため、長期の供給曲線 LRAS も短期の供給曲線と同じだけ

i　総需要・総供給モデルについては Dornbusch and Fischer (1994) が詳しい。

右にシフトして、LRAS′ までシフトする。この結果、生産が Y′ に増え、価格が下落して P″ となる。よって、供給ショックは生産に対して正の永続的な影響を与える。一方、価格に対しては負の永続的な影響を与える。

筆者は以上のモデルを Blanchard and Quah (1989) が発展させた構造的 VAR モデルで分析した。Blanchard and Quah (1989) のモデルでは、インパルス応答関数に長期の制約を課すことによって、生産に対して短期的な影響をもつショックと長期的な影響をもつショックに分解する[ii]。ただし、Blanchard and Quah (1989) のモデルでは価格に対するショックの影響について制約をかけることが出来ず、過剰決定問題が発生する。本来ならば、総需要・総供給モデルに基づいた場合、価格に対して供給ショックは負の長期的な影響を与え、需要ショックは正の長期的な影響を与える。しかし、制約がかけられないことから、推定されたショックが総需要・総供給モデルで説明された性質を持つとは限らなくなる。そのため、分析に当たっては、需要ショックは価格に対して正の影響を与え、供給ショックは価格に対して負の影響を与えているかを確認する必要がある。確認は、供給ショックと需要ショックが生産及び価格に与える影響を累積的なインパルス応答関数で図示し、目で見ることによって行う。累積的なインパルス応答関数とは、各期のインパルス応答関数の値を累積的に足し合わせることによって得られた各ショックの生産及び価格に対する影響を表したものである。本論文では、以下累積的なインパルス応答関数を便宜的にインパルス応答関数と呼ぶことにする。

通貨統合を行うためには、次の3点のいずれかを満たすことが望ましい。第1点目は他の通貨統合参加国とのショックの相関が高いということである。ある2つの国でショックの相関が高ければ、同時に似たようなショックが発生することになり、ショックの影響を為替レートで吸収することができない。したがって、変動相場制をとるメリットが少なくなる。変動相場制を取るメリットが少ない場合に、固定相場制を採用すると、為替リスクや取引コストを減少させることができる。したがって、固定相場制を採用するメリットが大きくなる。第2点目は、ショックのサイズが小さいということである。ショックのサイズが小さければ、ショックが経済全体に及ぼす影響が小さくなるため、為替レートの変動によってショックを吸収する必要が少なくなる。第3点目はショックに対する調整のスピードが大きいことである。ショックに対する調整のスピードが大きければ、すぐに定常状態に戻るため、各地域で異なるショックが発生しても為替レートでショックを吸収する必要がなくなる。このような場合は固定相場制を採用することが望ましい。

ii 本論文では TSP で推定を行ったが、インターネット上で公開されていた Clint Cummins のプログラムに基づいて推計した (http://www.stanford.edu/～clint/tspex/varbq.tsp)。

表1　成長率・インフレ率の相関

①1960年～1997年までの成長率・インフレ率の相関係数
②相関係数0.66以上のものを太字斜体としてある。

アジア
成長率

	香港	インドネシア	日本	韓国	マレーシア	フィリピン	シンガポール	タイ	台湾
香港	*1.0000*								
インドネシア	-0.5181	*1.0000*							
日本	0.3392	-0.2305	*1.0000*						
韓国	-0.0497	0.2100	0.3031	*1.0000*					
マレーシア	0.3035	-0.3187	0.4994	0.0858	*1.0000*				
フィリピン	0.3689	-0.2337	0.3395	-0.0702	0.3218	*1.0000*			
シンガポール	0.2700	-0.1201	0.6548	0.3739	0.4390	0.2877	*1.0000*		
タイ	0.3279	-0.1445	*0.6707*	0.2057	0.5301	0.2342	*0.6649*	*1.0000*	
台湾	0.5201	-0.1083	0.3394	-0.0177	0.0883	0.2472	0.4514	0.3598	*1.0000*

インフレ率

	香港	インドネシア	日本	韓国	マレーシア	フィリピン	シンガポール	タイ	台湾
香港	*1.0000*								
インドネシア	-0.6058	*1.0000*							
日本	0.1488	0.2101	*1.0000*						
韓国	0.0476	0.2580	*0.6993*	*1.0000*					
マレーシア	0.5808	-0.2299	0.3284	0.0958	*1.0000*				
フィリピン	0.4204	-0.2249	0.2962	0.0237	0.3747	*1.0000*			
シンガポール	0.5803	-0.1095	0.5680	0.3150	0.5798	0.3495	*1.0000*		
タイ	0.4367	-0.0403	0.4587	0.1670	*0.6691*	0.2851	*0.7847*	*1.0000*	
台湾	0.4918	-0.0353	*0.7636*	0.5467	0.4983	0.3447	*0.8085*	*0.7166*	*1.0000*

ヨーロッパ
成長率

	オーストリア	ベルギー	デンマーク	フィンランド	フランス	ギリシア	アイルランド	イタリア	オランダ	ノルウェー	ポルトガル	スペイン	スウェーデン	スイス	イギリス	ドイツ
オーストリア	*1.0000*															
ベルギー	*0.6915*	*1.0000*														
デンマーク	0.4064	0.5018	*1.0000*													
フィンランド	0.4029	0.5253	0.3031	*1.0000*												
フランス	*0.7308*	*0.8570*	0.5554	0.5384	*1.0000*											
ギリシア	0.4894	0.5583	0.4535	0.3957	0.6500	*1.0000*										
アイルランド	0.0203	0.1106	-0.0800	0.0630	0.0884	0.1176	*1.0000*									
イタリア	0.5720	*0.7515*	0.3678	0.4245	*0.7768*	0.4243	0.0394	*1.0000*								
オランダ	0.6196	*0.7917*	0.6334	0.3191	*0.7970*	0.5144	0.1506	*0.6618*	*1.0000*							
ノルウェー	0.0984	0.2298	0.4477	0.0615	0.1315	0.3000	-0.0444	0.2638	0.3243	*1.0000*						
ポルトガル	0.6326	*0.6992*	0.3124	0.3568	*0.7366*	0.4683	0.0907	*0.6875*	0.5688	-0.0417	*1.0000*					
スペイン	0.5780	*0.7401*	0.3264	0.4360	*0.8256*	0.5044	0.1068	0.6584	0.6569	0.0547	0.5961	*1.0000*				
スウェーデン	0.4051	*0.6669*	0.4364	*0.7210*	0.6450	0.4990	0.0115	0.5603	0.6261	0.2055	0.3527	0.5714	*1.0000*			
スイス	0.5875	0.6511	0.2964	0.5248	*0.6836*	0.3188	0.0807	0.5955	0.6409	-0.0068	0.6085	0.5579	0.4894	*1.0000*		
イギリス	0.2450	0.3243	0.4979	0.4873	0.4298	0.4159	0.0783	0.3440	0.3393	0.0609	0.4618	0.3489	0.4551	0.2661	*1.0000*	
ドイツ	*0.6686*	*0.7003*	0.5813	0.2699	*0.6849*	0.5758	0.1124	0.5248	*0.7466*	0.1061	0.5577	0.5445	0.4447	0.5596	0.3056	*1.0000*

インフレ率

	オーストリア	ベルギー	デンマーク	フィンランド	フランス	ギリシア	アイルランド	イタリア	オランダ	ノルウェー	ポルトガル	スペイン	スウェーデン	スイス	イギリス	ドイツ
オーストリア	1.0000															
ベルギー	0.7638	1.0000														
デンマーク	0.7765	0.7291	1.0000													
フィンランド	0.6881	0.7472	0.7955	1.0000												
フランス	0.6476	0.6989	0.8255	0.7364	1.0000											
ギリシア	0.1667	0.2846	0.0450	0.2670	0.3973	1.0000										
アイルランド	0.5768	0.6186	0.7415	0.5715	0.8340	0.1889	1.0000									
イタリア	0.5910	0.6425	0.6546	0.6910	0.9046	0.6304	0.7110	1.0000								
オランダ	0.7346	0.6859	0.7106	0.5927	0.5267	-0.2455	0.6520	0.3586	1.0000							
ノルウェー	0.5656	0.5358	0.7559	0.6270	0.7270	0.2309	0.6711	0.7026	0.4743	1.0000						
ポルトガル	0.2388	0.4359	0.2932	0.3803	0.6257	0.7905	0.3993	0.7552	-0.0771	0.3174	1.0000					
スペイン	0.5789	0.6269	0.6998	0.6356	0.8005	0.4023	0.6591	0.8280	0.4168	0.4834	0.7253	1.0000				
スウェーデン	0.4922	0.6462	0.6261	0.6145	0.7452	0.4942	0.6594	0.7896	0.3763	0.6232	0.6938	0.7608	1.0000			
スイス	0.6081	0.3643	0.4400	0.3174	0.2261	-0.1328	0.2559	0.0481	0.5351	0.2721	-0.2770	-0.0375	0.1432	1.0000		
イギリス	0.5656	0.7008	0.6718	0.6353	0.7816	0.3124	0.7363	0.7613	0.5575	0.6562	0.4984	0.7289	0.8208	0.1419	1.0000	
ドイツ	0.7492	0.5504	0.6020	0.3634	0.4686	-0.0335	0.4817	0.3566	0.6618	0.5222	-0.0298	0.2748	0.2861	0.6182	0.4826	1.0000

アメリカ地域別
成長率

	極西部地方	五大湖地方	ニューイングランド地方	ロッキー山脈地方	南西部地方	南東部地方	平原地方	中東部地方
極西部地方	1.0000							
五大湖地方	0.5696	1.0000						
ニューイングランド地方	0.7433	0.6218	1.0000					
ロッキー山脈地方	0.2607	0.5126	0.0881	1.0000				
南西部地方	0.3421	0.4915	0.1980	0.8706	1.0000			
南東部地方	-0.0149	0.1441	0.2404	-0.2135	-0.0678	1.0000		
平原地方	0.6052	0.8881	0.5385	0.6573	0.6587	0.0708	1.0000	
中東部地方	0.8134	0.8078	0.9029	0.2102	0.2912	0.1806	0.6952	1.0000

インフレ率

	極西部地方	五大湖地方	ニューイングランド地方	ロッキー山脈地方	南西部地方	南東部地方	平原地方	中東部地方
極西部地方	1.0000							
五大湖地方	0.9836	1.0000						
ニューイングランド地方	0.9809	0.9885	1.0000					
ロッキー山脈地方	0.9815	0.9477	0.9342	1.0000				
南西部地方	0.9332	0.8808	0.8674	0.9760	1.0000			
南東部地方	0.5271	0.4790	0.4331	0.5832	0.6249	1.0000		
平原地方	0.9746	0.9720	0.9491	0.9599	0.8893	0.5624	1.0000	
中東部地方	0.9758	0.9827	0.9937	0.9299	0.8606	0.4371	0.9377	1.0000

4. データ

分析に当たって、実質 GDP、GDP デフレーターの年次データを使用する。本論文で価格指標として GDP デフレーターを用いたのは、GDP デフレーターが名目 GDP と実質 GDP から求められる価格であり、実質 GDP に対応しているからである。

対象となる地域は NIES と ASEAN の大国を合わせた東アジア（香港・インドネシア・日本・韓国・マレーシア・フィリピン・シンガポール・タイ・台湾)、ルクセンブルクを除くヨーロッパ（オーストリア・ベルギー・デンマーク・フィンランド・フランス・ギリシア・アイルランド・イタリア・オランダ・ノルウェー・ポルトガル・スペイン・スウェーデン・スイス・イギリス・ドイツ)、アメリカ（極西部地方・五大湖地方・中東部地方・ニューイングランド地方・平原地方・ロッキー山脈地方・南東部地方・南西部地方）である[iii]。対象時期は1960年から1997年とするが、アメリカ国内のデータに関しては入手できないことから1977年から1997年までとする[iv]。

東アジアのデータについては世界銀行の1999年版 World Development Indicator、ヨーロッパについては OECD (OECD Statistical Compendium) から採った。ただし、台湾は統計局のサイト（http://www.stat.gov.tw/main.htm）から、アメリカの地域別データについては経済分析局のサイト（http://www.bea.doc.gov）から採った。

ショックの相関を分析する前に、インフレ率と成長率の相関を見ておこう。インフレ率と成長率の相関を観察することにより、各地域内で発生したショックがマクロ経済変数にどのような影響を与え、どのような相関関係を生み出しているのかが明らかになる。

ここで、相関の有意性を評価する時に、国際的な景気循環で説明される部分を取り除くこ

---

iii 各地方に属する州は次の通りである。
ニューイングランド地方：コネチカット、メーン、マサチューセッツ、ニューハンプシャー、ロードアイランド、バーモント
中東部地方：デラウェア、コロンビア自治区、メリーランド、ニュージャージー、ニューヨーク、ペンシルベニア
五大湖地方：イリノイ、インディア、ミシガン、オハイオ、ウィスコンシン
平原地方：アイオワ、カンザス、ミネソタ、ミズーリ、ネブラスカ、ノースダコタ、サウスダコタ
南東部地方：アラバマ、アーカンザス、フロリダ、ジョージア、ケンタッキー、ルイジアナ、ミシシッピ、ノースカロライナ、サウスカロライナ、テネシー、バージニア、ウェストバージニア
南西部地方：アリゾナ、ニューメキシコ、オクラホマ、テキサス
ロッキー山脈地方：コロラド、アイダホ、モンタナ、ユタ、ワイオミング
極西部地方：アラスカ、カリフォルニア、ハワイ、ネバダ、オレゴン、ワシントン

iv ここでは、ADF 検定を行った。以下の国及び地域の生産、価格の系列については I (1) であることが確認された。
生産：インドネシア、日本、韓国、マレーシア、シンガポール、タイ、オーストリア、ベルギー、デンマーク、フランス、アイルランド、オランダ、ノルウェー、スペイン、南東部地方、南西部地方、ロッキー山脈地方、平原地方
価格：香港、インドネシア、日本、韓国、シンガポール、台湾、オーストリア、ベルギー、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、アイルランド、イタリア、オランダ、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スイス、スウェーデン、イギリス

とが望ましい。なぜなら、通貨統合を行う国のグループの適合性を測定するのに重要なのは、共通な動きからの乖離だからである（Bayoumi and Eichengreen (1993)）。世界全体でインフレ率が上昇すれば当然アジアやヨーロッパでもインフレ率の相関が高くなる。しかし、通貨統合の適合性を判断する際に重要なのは、アジア地域内だけでインフレ率が同じように上昇するか否かである。そこで、G3（アメリカ・日本・ドイツ）の3カ国のインフレ率及び成長率を国際的な景気変動の指標とし、その相関係数を基準として選択する。相関係数はほぼ0.45であったため、相関係数が0.45以上であることが5％で有意となるような臨界値を求める[v]。ここで得られた臨界値は0.66であったので、相関係数が0.66以上の国に注目する（表1）。2国間の相関係数が0.66以上であれば、国際景気循環で説明される部分を除いた後でも当該2国間のマクロ経済変数の相関は高いと言えるだろう。高い相関を示した地域は表中に太字の斜体で示してある。

東アジアで、成長率の相関が高いのは、タイと日本、タイとシンガポールである。インフレ率に関しては、相関の高いグループはみられない。ヨーロッパは成長率については北部（ベルギー・オーストリア・フランス・ドイツ）で相互に相関が高い。インフレ率については北部（オーストリア・ベルギー・デンマーク・オランダ）及び南部（イタリア・スペイン・ポルトガル）、ドイツ、オーストリア、オランダで相互に相関が高い。アメリカでは、成長率に関して相関の高いグループは見られない。インフレ率は南東部地方でどの地域とも相関が低い。

以上より、ヨーロッパではマクロ相関が高いグループが見られたが、東アジアでは成長率とインフレ率ともに相関の高いグループはなかった。アメリカは、成長率ではマクロ相関の高いグループは見られなかったが、インフレ率ではすべての地方で相関が高かった。

5. 推　定　結　果

この節では、3節で説明したフレームワークにのっとり、Blanchard and Quah (1989) の方法を用いて各国及び地域について構造的 VAR モデルの推定を行う。構造的 VAR モデル

---

v　ここで用いた検定方法は以下のとおりである。(Hogg and Craig (1995))
R：相関係数　ρ：検定する値　T：観察個数　n_0：検定統計量
帰無仮説：相関係数 R は ρ 以上である
有意水準 α で片側検定を行う。
検定統計量 n_0 は自由度 $T-3$ の正規分布に従う。

$$n_0=\frac{0.5\sqrt{(1-R)/(1+R)}-0.5\sqrt{(1-\rho)/(1+\rho)}}{\sqrt{1/(T-3)}}$$

$$P=\Pr(n\geq n_0)$$

$P>\alpha$ のとき、帰無仮説を採択する。
ここで、ρ に0.45、T に37、n_0 に5％点の検定統計量1.645を代入して求める臨界値0.66を得る。

表2　需要ショック・供給ショックの相関

①1960年〜1997年までの需要ショック・供給ショックの相関係数
②相関係数0.28以上のもについて太字の斜体で示している。

アジア
需要ショック

	香港	インドネシア	日本	韓国	マレーシア	フィリピン	シンガポール	タイ	台湾
香港	*1.000*								
インドネシア	-0.050	*1.000*							
日本	-0.083	*0.378*	*1.000*						
韓国	0.215	0.151	*0.342*	*1.000*					
マレーシア	0.267	*0.447*	0.037	0.057	*1.000*				
フィリピン	*0.292*	-0.090	-0.133	0.203	0.112	*1.000*			
シンガポール	*0.297*	0.208	-0.153	-0.066	*0.597*	0.262	*1.000*		
タイ	*0.319*	*0.376*	0.273	*0.343*	*0.351*	0.192	0.221	*1.000*	
台湾	*0.675*	0.230	-0.010	0.195	0.213	*0.441*	0.179	0.251	*1.000*

供給ショック

	香港	インドネシア	日本	韓国	マレーシア	フィリピン	シンガポール	タイ	台湾
香港	*1.000*								
インドネシア	-0.296	*1.000*							
日本	0.187	0.046	*1.000*						
韓国	0.249	-0.138	*0.425*	*1.000*					
マレーシア	*0.320*	-0.042	*0.514*	0.053	*1.000*				
フィリピン	*0.326*	0.016	*0.428*	0.061	0.355	*1.000*			
シンガポール	0.156	0.097	*0.668*	*0.342*	0.468	0.236	*1.000*		
タイ	0.030	0.168	*0.504*	0.208	0.366	0.164	*0.656*	*1.000*	
台湾	0.179	0.106	*0.578*	*0.444*	0.097	0.204	*0.483*	*0.386*	*1.000*

ヨーロッパ
需要ショック

	オーストリア	ベルギー	デンマーク	フィンランド	フランス	ギリシア	アイルランド	イタリア	オランダ	ノルウェー	ポルトガル	スペイン	スウェーデン	スイス	イギリス	ドイツ
オーストリア	*1.000*															
ベルギー	*0.621*	*1.000*														
デンマーク	*0.451*	*0.443*	*1.000*													
フィンランド	*0.348*	*0.423*	0.197	*1.000*												
フランス	*0.592*	*0.659*	*0.469*	0.224	*1.000*											
ギリシア	0.052	0.110	0.228	-0.430	*0.302*	*1.000*										
アイルランド	-0.223	-0.035	0.150	0.024	-0.037	0.208	*1.000*									
イタリア	0.276	0.257	0.114	*0.341*	*0.568*	0.140	-0.285	*1.000*								
オランダ	*0.311*	*0.622*	0.214	0.159	*0.382*	0.110	*0.406*	-0.204	*1.000*							
ノルウェー	0.161	*0.350*	0.003	0.169	0.039	-0.053	0.129	0.114	0.135	*1.000*						
ポルトガル	*0.585*	*0.315*	*0.307*	0.270	*0.608*	*0.292*	-0.199	*0.581*	-0.024	0.007	*1.000*					
スペイン	*0.340*	*0.359*	0.231	0.217	*0.560*	0.159	-0.194	*0.473*	0.005	-0.024	*0.489*	*1.000*				
スウェーデン	0.048	*0.374*	*0.300*	0.124	*0.318*	0.180	0.122	0.252	0.162	*0.388*	-0.026	0.116	*1.000*			
スイス	*0.523*	*0.427*	0.159	*0.316*	*0.501*	0.059	0.051	0.251	*0.389*	0.196	*0.389*	0.148	0.035	*1.000*		
イギリス	-0.337	-0.010	0.106	0.116	0.012	*0.283*	*0.521*	-0.114	0.143	0.080	0.014	-0.003	*0.393*	-0.201	*1.000*	
ドイツ	*0.480*	*0.447*	*0.476*	0.009	*0.544*	*0.354*	0.012	0.147	*0.391*	0.097	*0.300*	0.176	*0.299*	0.240	0.119	*1.000*

供給ショック

	オーストリア	ベルギー	デンマーク	フィンランド	フランス	ギリシア	アイルランド	イタリア	オランダ	ノルウェー	ポルトガル	スペイン	スウェーデン	スイス	イギリス	ドイツ
オーストリア	1.000															
ベルギー	0.278	1.000														
デンマーク	0.396	0.276	1.000													
フィンランド	0.081	-0.030	0.053	1.000												
フランス	0.157	0.331	0.494	0.068	1.000											
ギリシア	0.015	-0.007	0.008	-0.026	0.264	1.000										
アイルランド	-0.125	0.128	-0.205	0.072	-0.012	0.071	1.000									
イタリア	-0.177	0.051	0.147	0.127	0.313	0.456	0.116	1.000								
オランダ	0.187	0.490	0.383	0.078	0.453	0.076	0.151	0.091	1.000							
ノルウェー	-0.036	0.115	0.462	0.018	0.029	0.183	0.020	-0.048	0.342	1.000						
ポルトガル	-0.047	0.346	-0.142	-0.002	0.130	0.035	-0.084	0.312	0.052	-0.389	1.000					
スペイン	0.140	0.156	0.270	0.242	0.033	0.062	-0.092	0.270	0.066	-0.047	0.573	1.000				
スウェーデン	-0.155	0.130	0.241	0.151	0.329	-0.074	0.208	0.323	0.366	0.035	0.326	0.272	1.000			
スイス	0.224	0.171	0.255	0.289	0.381	0.066	0.238	-0.158	0.537	0.035	-0.093	0.151	0.381	1.000		
イギリス	-0.080	0.317	0.392	0.161	0.410	-0.271	0.062	0.147	0.404	0.048	0.075	0.036	0.430	0.277	1.000	
ドイツ	0.251	0.425	0.508	0.057	0.427	-0.037	0.132	0.114	0.335	0.375	-0.002	0.224	0.291	0.249	0.362	1.000

アメリカ地域別
需要ショック

	極西部地方	五大湖地方	ニューイングランド地方	ロッキー山脈地方	南西部地方	南東部地方	平原地方	中東部地方
極西部地方	1.000							
五大湖地方	0.513	1.000						
ニューイングランド地方	0.291	0.495	1.000					
ロッキー山脈地方	0.264	0.122	0.531	1.000				
南西部地方	0.159	0.006	0.433	0.935	1.000			
南東部地方	0.195	0.128	-0.171	-0.546	-0.641	1.000		
平原地方	0.427	0.690	0.695	0.679	0.561	-0.455	1.000	
中東部地方	0.752	0.553	0.656	0.369	0.153	0.181	0.560	1.000

供給ショック

	極西部地方	五大湖地方	ニューイングランド地方	ロッキー山脈地方	南西部地方	南東部地方	平原地方	中東部地方
極西部地方	1.000							
五大湖地方	0.741	1.000						
ニューイングランド地方	0.453	0.748	1.000					
ロッキー山脈地方	-0.202	0.227	0.388	1.000				
南西部地方	-0.169	0.089	0.174	0.842	1.000			
南東部地方	0.237	0.153	0.487	0.779	0.805	1.000		
平原地方	0.409	0.641	0.582	0.544	0.608	0.606	1.000	
中東部地方	0.748	0.879	0.832	0.157	0.015	0.163	0.554	1.000

で得られたショック及びインパルス応答関数を以下の分析で用いる。

ラグの長さについては、AIC・SBC基準により1期、2期が採択されたが、モデルの推定の一貫性を保つために1期を採択した。また、石油ショックの起きた1973年でCHOWテストを行ったが、ほとんどの地域において構造変化がないという帰無仮説は1％有意水準で棄却されなかった[vi]。したがって、ラグを含めてアジア、ヨーロッパについては1962年から1997年まで、アメリカについては1979から1997年まで分析を行う[vii]。

まず、構造的VARモデルから得られた供給ショック及び需要ショック、インパルス応答関数について観察する[viii]。東アジア、ヨーロッパ、アメリカを比較すると、東アジアのショックはヨーロッパやアメリカと比較して大きい。また、アメリカのショックは小さい上に変動幅も小さい。

次に、インパルス応答関数を観察する。ここで、インパルス応答関数を総需要・総供給モデルで説明できるかを検討する。総需要・総供給モデルで説明出来るのは、正の供給ショックが価格に対して負の効果を与え、正の需要ショックが価格に対して正の影響を与える場合である。今回の推定では、多くの国で総需要・総供給モデルで説明することができた[ix]。

5.1 相関

まず、ショックの相関に注目する。ショックの相関が高いほど、地域内で異なる金融・財政政策をとる必要がなくなるため、通貨統合に適している。

通貨統合に適しているのかを判断する際に、国際的な景気変動で説明される部分は各国で共通に受けるショックなので排除し、各国に特殊なショックを考えることが望ましい。そこで、成長率とインフレ率の相関の場合と同様に、G3の相関係数を国際的な景気変動の基準として臨界値を求め、臨界値以上の値を示した地域に注目する[x]。臨界値は0.28であったため、0.28以上の高い相関を示した国及び地方に注目する（表2）。高い相関を示した国及び地方は表中に太字の斜体で示してある。

---

vi マレーシア、デンマーク、フィンランド、イタリアの価格方程式で構造変化がないという帰無仮説を棄却された。

vii 石油ショックの影響がラグをおいて現れている可能性もあるため、1974年、1975年でもCHOWテストを行って構造変化の有無をテストした。テストの結果、1974年のテストでは日本、マレーシア、シンガポールの生産・価格方程式で構造変化が見られた。また、台湾・デンマークの価格方程式に構造変化が見られた。1975年のテストでは、マレーシア、スイスの生産方程式・デンマーク、アイルランドの価格方程式に構造変化が見られた。それ以外の国では構造変化がないといえることが分かった。

viii ショックのインパルス応答関数とショックのグラフはここでは示していないが、リクエストがあれば筆者が提供する。

ix 次に挙げる国は総需要・総供給モデルで説明できなかった。台湾、フィリピン、フィンランド、スイス、南西部地方、ロッキー山脈地方では供給ショックが価格に正の影響を与えていた。また、インドネシア、南東部地方では需要ショックが価格に負の影響を与えていた。

x G3のショックの相関係数はそれぞれ異なっていたため、国際的な景気変動で説明される部分は0であったと考える。そこで脚注5にある方法を用いて、ρに0、Tに35、n_0に5％点の検定統計量1.645を代入すると、求める臨界値は0.28となる。

初めに、供給ショックの相関が高いグループに注目する。東アジアで相関が高いのは、東アジアの南東部（日本・タイ・マレーシア）と北部（日本・韓国・台湾）である。両グループともに日本と高い相関を持っているが、この結果は東アジア各国が日本と強い経済的相互関係を維持していることを示唆している。ヨーロッパは北部（フランス・ドイツ・イギリス・デンマーク）で相関が高い。アメリカは各地方間で高い相関を持っており、相関係数の値も他の地域と比べて非常に高い。

需要ショックは、東アジアで相関が高いグループは、供給ショックの場合と同様に南東部（インドネシア・マレーシア・タイ）と北部（香港・台湾・フィリピン）に分けることができる。ただし、日本と高い相関を持っている国は少ない。ヨーロッパでは、北部（ドイツ・フランス・ベルギー・オーストリア・デンマーク・スイス）と南部（スペイン・イタリア・ポルトガル）で相関が高い。アメリカに関しては、供給ショックの場合と同様に非常に高い相関を持っている。

以上より、次の3点がわかった。まず、東アジアでは、インドネシア、マレーシアなど南東部でショックの相関が高い。これは2つの先行研究の結論と類似している。次に、ヨーロッパは、ドイツ周辺の北部で相関が高い。これも、先行研究の結論と同じである。3番目に、アメリカに関しても、今回の推定結果でも Bayoumi and Eichengreen (1994) の推定結果でも、各地方間で相関が高く、相関係数の値も東アジアやヨーロッパより高い。これはアメリカが現在通貨統合を形成していることを反映している結果であるといえる。

5.2　サイズ

次に、ショックのサイズを観察する。ショックのサイズは小さければ小さいほど、マクロ経済に及ぼす影響が小さくなる。そのため、ショックを為替レートの変動で吸収する必要がない。したがって、為替レート調整の必要が小さくなる。

ショックのサイズは総需要・総供給モデルのフレームワークを使って次のように測定する（Bayoumi and Eichengreen (1994)）。供給ショックについては、インパルス応答関数において供給ショック1単位が生産に与える長期的な効果をサイズとして測定する。総需要・総供給モデルでは、供給ショックの大きさは供給曲線のシフト幅で測られる。供給ショックが発生した場合、短期の供給曲線と長期の供給曲線は同じだけシフトする。したがって、図1の右下のグラフで考えると、供給曲線のシフト幅は YY′ と等しい。この YY′ は供給ショックが生産に与える長期的効果を表している。そこで、供給ショックのサイズとして供給ショックが生産に与える長期的な効果を用いる。

需要ショックについては、インパルス応答関数において需要ショック1単位が第1期目の生産と価格に与える効果の和をサイズとして測定する。需要ショックの大きさは、需要曲線

表3　ショックのサイズ

アジア　62年-97年

	供給ショック	需要ショック
香港	0.028	0.037
インドネシア	0.567	0.021
日本	0.039	0.020
韓国	0.051	0.027
マレーシア	0.004	0.024
フィリピン	0.033	0.030
シンガポール	0.053	0.022
タイ	0.032	0.021
台湾	0.007	0.040
平均	0.091	0.027
標準誤差	0.180	0.007

ヨーロッパ　62年-97年

	供給ショック	需要ショック
オーストリア	0.000	0.017
ベルギー	0.005	0.021
デンマーク	0.015	0.021
フィンランド	0.024	0.031
フランス	0.026	0.014
ギリシア	0.046	0.019
アイルランド	0.013	0.039
イタリア	0.024	0.027
オランダ	0.007	0.018
ノルウェー	0.006	0.027
ポルトガル	0.037	0.031
スペイン	0.047	0.020
スウェーデン	0.018	0.023
スイス	0.006	0.018
イギリス	0.018	0.025
ドイツ	0.004	0.022
平均	0.019	0.023
標準誤差	0.015	0.006

アメリカ　79年-97年

	供給ショック	需要ショック
極西地方	0.032	0.014
五大湖地方	0.011	0.017
ニューイングランド地方	0.006	0.021
ロッキー山脈地方	0.007	0.020
南西部地方	0.004	0.021
南東部地方	0.030	0.013
平原地方	0.019	0.009
中東部地方	0.041	0.000
平均	0.019	0.014
標準誤差	0.014	0.007

①測定方法

需要ショック：需要ショックが生産と価格に与える第1期目の効果の和

供給ショック：供給ショックが生産に与える長期的な効果

のシフト幅で測られる。図1の左下のグラフでは、当初の均衡点Eと短期の均衡点Dを結んだ需要曲線のシフト幅 ED の大きさがショックのサイズとなる。そこで、需要曲線のシフト幅 ED は、需要ショックが生産に与える短期的な効果 YY′ と需要ショックが価格に与える短期的な効果 PP″ から求められることに注目する。つまり、YY′＋PP″ の大きさを考えれば需要ショックの相対的な大きさが分かる。ここで、YY′ は、需要ショック1単位が第1期目の生産に与える効果、PP′ は需要ショック1単位が第1期目の価格に与える効果と考えることができる。よって、第1期目の生産と価格に与える効果の和を需要ショックのサイズとする。

以上の測定方法を用いて、ショックのサイズを分析する（表3）。供給ショックについては、東アジアではインドネシアと韓国で高い。ヨーロッパについては、供給ショックはオーストリアで負のショックとなった。アメリカに関しては、特に目立った地域は見られない。需要ショックに関しては、どの地域でも特に目立った国及び地方は見られない。

各地域におけるショックのサイズの平均を見ると、供給ショックに関してはヨーロッパとアメリカはほぼ同じであるが、東アジアはヨーロッパ及びアメリカの4.5倍と非常に大きい。これはインドネシアのショックの大きさが影響しており、インドネシアを含めない場合、ヨーロッパ及びアメリカの1.5倍となる。需要ショックの場合、東アジアはヨーロッパとほぼ同じであるが、アメリカと比較すると2倍近い大きさとなる。

以上より、需要ショック、供給ショックともに平均で見ると東アジアはヨーロッパ及びアメリカと同程度、あるいはそれ以上であることが分かった。

5.3 調整のスピード

3番目に、調整のスピードを分析する（表4）。調整のスピードを測定するに当たって、何期目で収束が終了するのかという点に注目した。[xi]収束の終了時点の計測方法としては、まず、インパルス応答関数から求められた第20期目の値を長期的均衡値とする。次に、第1期目の値から順次長期的均衡値と比較していき、等しくなった時点で収束が終了したと考える。したがって、調整の終了が速いほどスピードが大きいことになる。

初めに、供給ショックに対する反応を見る。東アジアは、多くの国でほぼ同じ期に収束を終えている。しかし、ヨーロッパは国毎に調整のスピードが異なっており、スピードも遅い。アメリカはどの地方もほぼ10期で調整を終えている。

---

xi Bayoumi and Eichengreen (1994)、Bayoumi, Eichengreen and Mauro (1999) は、インパルス応答関数を観察することによって、長期的均衡値に占める第2期目の値の割合を調整のスピードの指標と考えており、他の期の値を基準にしても同じ結果であったと述べている。しかし、筆者の推定では、第2期目の値ではなく、別の期の値を用いると結果が異なる。また、調整の終了時点も明らかではない。したがって、本論文では調整の終了時点によって調整のスピードを測る。

表4　ショックに対する調整のスピード

ショックに対する調整の終了期

1962-1997

	生　　産		価　　格	
	供給ショック	需要ショック	供給ショック	需要ショック
アジア	11	8	11	6
ヨーロッパ	19	20以上	19	19
アメリカ	10	10	10	10

①終了時期の判定方法

生産・価格の長期的な均衡値と各期の生産・価格の値が等しくなった時点を調整終了時とする。

②単位：期

需要ショックについても、東アジアはインドネシアを除くと8～9期で調整を終えている。一方、ヨーロッパの調整のスピードは非常に小さく20期で収束を終えていない国もある。アメリカについては10期で収束が完了している。供給ショックの場合と同様に、インドネシアを除いた東アジア及びアメリカのショックに対する調整のスピードは域内でばらつきがないのに対し、ヨーロッパはばらつきが大きい。

以上の推定より、次の3点が確認できた。まず、今回の推定では、東アジアとアメリカの調整のスピードに大きな違いはなかった。しかし、ヨーロッパのスピードの小ささは目立った。また、ヨーロッパは国毎に調整のスピードが異なっていた。

次に、2つの先行研究の結果と比較すると、東アジアがヨーロッパより調整が早いという結論は同じであった。ただし、先行研究の結論ではドイツを中心とするヨーロッパ北部で速く調整するという結果が得られたが、本論文では特にヨーロッパ北部で速く調整するという結論は得られなかった。

最後に、アメリカの調整のスピードが大きいということから、すでに通貨統合が行われているアメリカでは、為替レートの変動がなくてもショックが素早く調整されていることがわかった。また、東アジアはアメリカと同じスピードを維持しており、ショックが短期間で調整されているといえる。しかし、ヨーロッパでは統合への準備が進行しているにもかかわらず、調整のスピードが小さかった。このことからヨーロッパではショックが短期間で調整されないことがわかった。

6. 結　　論

本論文の目的は、供給ショック及び需要ショックの相関、サイズ、調整のスピードを推計することにより、通貨統合の可能性を探ることであった。その結果、以下のことがわかった。

ショックの相関に関しては、アメリカでの相関が最も高く、東アジアとヨーロッパに大きな違いはなかった。東アジア及びヨーロッパで相関の高い地域としては東アジア南東部とヨーロッパ北部があげられる。また、アメリカの相関係数は非常に高く、国内で同じようなショックを受けていることがわかる。これはアメリカが最適通貨圏の条件をほぼ満たしていることを裏付けている。ショックのサイズは、東アジアで最も大きく、ついでヨーロッパ及びアメリカという結果となった。ショックの調整のスピードを見ると、東アジア及びアメリカの調整のスピードは速い上に、国及び地方毎のばらつきも小さいが、ヨーロッパの調整のスピードは非常に小さく、国によって大きく異なる動きを見せている。

ショックの相関、サイズ、調整のスピードの3点から通貨統合を形成するのに望ましい国を地域毎に見ると、東アジアでは南東部、ヨーロッパではドイツ周辺のヨーロッパ北部のブロックに分けられることがわかった。どちらのブロックも ASEAN 及び EU の構成メンバーで、経済的統合へ向けての動きがある地域であることが特徴である。

以上の分析から言えることは、東アジアは経済的な状況だけを考えれば最適通貨圏の条件をヨーロッパと同程度満たしているということである。ショックの相関に関しては、東アジアとヨーロッパで大きな違いはなく、調整のスピードに至っては、東アジアはヨーロッパより通貨統合に適している。もっとも、ショックのサイズに関しては、東アジアはヨーロッパと比較して通貨統合に適していない。しかし、調整のスピードが東アジアで大きいのであれば、ショックのサイズが大きくてもすぐに定常状態に戻るため、サイズが大きいことは通貨統合の大きな阻害要因にはならないと考えられる。

ヨーロッパは通貨統合に向けて対 GDP の債務比率や一般政府赤字比率を抑制するなど足並みを揃える努力を続けてきた。しかし、そのヨーロッパと、通貨統合に関して政治的コンセンサスがない東アジアで通貨統合を形成する条件について差異がないのは、驚くべき結果である。この結果は、今後ヨーロッパにおいて通貨統合がスムーズに進んでいくならば、東アジアで通貨圏を形成することも夢ではないことを物語っている。今後のヨーロッパの動向、そして東アジアの経済的なネットワークの深化が将来の東アジアの通貨システムを左右することになるだろう。

参 考 文 献

Bayoumi, T. and B. Eichengreen (1993), "Shocking Aspects of European Monetary Unification", in F. Torres and F. Giavazzi (ed.) *Growth and Adjustment in the European Monetary Union* (Cambridge University Press), pp. 193-229.

Bayoumi, T. and B. Eichengreen (1994), "One Money or Many? Analyzing The Prospects for

Monetary Unification in Various parts of the World", *Princeton Studies in International Finance* No. 76, September.

Bayoumi, T., B. Eichengreen and Paolo Mauro (1999), "On Regional Monetary Arrangements for ASEAN Economies", Prepared for the ADB/CEPII/KIEP Conference on Exchange Rate Regimes in Emerging Market Economies, Tokyo, December 17-18.

Bayoumi, T. and P. Mauro (1999), "The Suitability of ASEAN for a Regional Currency Arrangement", *IMF Working Paper*, WP/99/162.

Blanchard, O. and S. Fisher (1989), *Lectures on Macroeconomic*, The MIT Press.

Blanchard, O. and D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review 79*, pp. 655-673.

Dornbusch, R. and S. Fisher (1994), *Macro Economics* 6-th ed, McGraw-Hill Inc.

Hogg, R. V. and A. T. Craig (1995), *Introduction to Mathematical Statistics*, Prentice Hall.

Ingram, J. C. (1962), *Regional Payments Mechanisms: The Case of Puerto Rico*, University of North Carolina Press.

Mundell, R. (1961), "A Theory of Optimal Currency Areas", *American Economic Review, 51*, 657-665.