

ユーロ圏における最適通貨圏の再検討*

小川英治
川崎健太郎

1 序

1999年1月1日よりEU11か国において共通の単一通貨ユーロが導入されて、ユーロ圏が形成された。ユーロ圏が形成された状況において、EU諸国に何らかの経済ショックが発生した場合に、これらの国がどのように対応することができるかが注目されている。とりわけ、金融政策に関して、欧州中央銀行の下でEU11か国の中央銀行が統一的な金融政策を運営するという状況において、非対称的ショックにどのように対応するかが今後の課題となっている¹⁾。

別の視点から見ると、EU諸国が最適通貨圏であるかどうか、ユーロ及びユーロ圏経済の安定性に影響を及ぼす。EU11か国の各国通貨が統合されて、ユーロという共通通貨が導入されることは、各国で流通している通貨間の為替相場が恒久的に1に固定されることを意味する。このような状況の下で、もしEU諸国で非対称的ショックが発生したならば、通貨統合前とは異なり、もはや為替相場を利用して、各国経済間の不均衡を調整することはできない。したがって、EU諸国における非対称的ショックの有無も含めて、非対称的ショックに対する調整能力が、EU11か国が最適通貨圏であるかどうかを決める要因となる(小川(2001))。

最適通貨圏の基準としては、第一に、当該地域の中の各国において発生するショックの対称性が挙げられる。次に、非対称的ショックが発生する傾向にある場合には、非対称的ショックに対する調整能力として労働の移動性(Mundell(1961))や貿易面における開放度(McKinnon(1963))や財政移転による調整

可能性や資本移動による調整可能性 (Frankel (1999)) が最適通貨圏の基準として指摘されている。

本稿では、小川 (1999) で行なった、通貨統合後における様々な経済ショックの影響に関する理論的考察を受けて、最適通貨圏の基準の1つである経済ショックの対称性に焦点を当てる。ユーロ圏において発生している経済ショックが対称的であるか、あるいは、非対称的であるかについて、実証分析によって明らかにする。また、そのショックの対称性あるいは非対称性が時系列的にどのような変化を起こしているかを分析する。特に、1979年以降、欧州通貨制度 (EMS) の為替相場メカニズム (ERM) が採用してきた為替バンド制度 (許容変動幅を有する一種の固定相場制度) の下で、経済ショックの非対称性がどのように変化したかを問題とする。

経済ショックとして産出量ショックに焦点を当てた場合に、産出量ショックにとっての本源的なショックとして、貨幣市場や財市場における需要ショックや供給ショックが考えられる。本稿では、産出量ショックおよびその本源的なショックとしての財市場における需要ショックと供給ショックについて、EU 諸国間の相関を分析する。に産出量ショックと財需要・財供給ショックに分けて分析することには、二つの理由がある。第一に、Bayoumi and Eichengreen (1993) が指摘するように、自然失業率仮説の下では、財需要ショックは短期的に産出量に影響を及ぼすとしても長期的には影響を及ぼさない。一方、財供給ショックは恒久的に産出量に影響を及ぼすからである。また、ある国の財供給ショックは自国経済と外国経済に対して非対称的な影響を及ぼすからである。したがって、産出量に影響を及ぼしている財需要ショックと分離して、財供給ショックに焦点を当てなければならない。第二に、たとえ自国経済と外国経済に対称的な影響を及ぼす貨幣需要ショックや財需要ショックであっても、各国のマクロ経済モデルにおけるパラメータが異なれば、産出量に現れるショックの反応は異なるからである。

そこで、実証分析においては、第一に、EU 諸国間の産出量ショックの相関の変化を分析する。そこでは、赤池の基準 (AIC) によって次数を特定化した ARIMA モデルを利用することによって導出される残差を各国の産出量ショック

としてみなして、産出量ショックの相関係数を計算する。第二に、EU 諸国間の財市場における供給ショックの相関の変化を分析する。ここでは、Bayoumi and Eichengreen (1993)²⁾に倣って、Blanchard and Quah (1984) による構造 VAR アプローチを利用して、財供給ショックと財需要ショックに分解して、これらのショックの相関係数を計算する。Bayoumi and Eichengreen (1993) 等の先行研究では、ある一定期間におけるショックの相関係数を分析し、その分析が静的となっている。本稿では、ショックの相関係数における変化を分析することから、先行研究に比較して、動学的な実証分析を行っている。

分析の対象国は、データ上の制約のあったポルトガルを除く EU14か国である。また、分析期間は、EMS が導入された1979年1月から1998年12月までのデータが利用可能である。産出量のデータとして、Bayoumi and Eichengreen (1993) は四半期データである GDP を利用したが、本稿では各国間のショックの相関係数における動学的な変化を分析することを目的として、標本数をできる限り多く確保するために、月次データである鉱工業生産指数を利用した³⁾。

本稿の構成は以下のとおりである。次節で、2 国マクロ経済モデルを利用して、通貨統合後における様々なショックの影響を考察した小川 (1999) の議論に、Bayoumi and Eichengreen (1993) の財需要ショックと財供給ショックの長期的効果を加味して、産出量ショックと財需要ショック・財供給ショックとの間の関係を整理する。第3節では、ARIMA モデルを利用して、EU 諸国間の産出量ショックの相関における変化を実証的に分析する。第4節では、Blanchard and Quah (1984) の方法で財需要ショックと財供給ショックを分解して、EU 諸国間の供給ショックの相関における変化を分析する。最後に、結論を述べる。

2 産出量ショックと財供給ショック

(1) 通貨同盟下にある2国マクロ経済モデル

本節では、2 国マクロ経済モデルを利用して、通貨統合後における様々なショックの影響を考察した小川 (1999) の議論に、Bayoumi and Eichengreen (1993) の財需要ショックと財供給ショックの長期的効果を加味して、産出量

ショックと財需要ショック・財供給ショックとの間の関係を整理する。

通貨統合後の2国経済をモデル化する。通貨同盟下にある自国と外国では、共通の単一通貨が同一の通貨当局によって供給されると想定する。自国と外国との間で資本移動は完全であるが、自国債券と外国債券が信用リスクの相違のために同質的ではなく、金利平価式においてリスク・プレミアムが付される。なお、経済主体は、合理的予想形成を行なうと仮定する。

2国モデルが以下の体系によって表現される。

$$m_t - p_t = \psi y_t - \alpha_t + \varepsilon_{m,t} \quad (2.1)$$

$$y_t = \gamma(p_t^* - p_t) - \lambda(i_t - p_{t+1,t}^e + p_t) + \varepsilon_{d,t} \quad (2.2)$$

$$y_t = \bar{y} + \theta(p_t - p_{t,t-1}^e) + \varepsilon_{s,t} \quad (2.3)$$

$$m_t^* - p_t^* = \phi^* y_t^* - \alpha^* i_t^* + \varepsilon_{m,t}^* \quad (2.4)$$

$$y_t^* = \gamma^*(p_t - p_t^*) - \lambda^*(i_t^* - p_{t+1,t}^{e,*} + p_t^*) + \varepsilon_{d,t}^* \quad (2.5)$$

$$y_t^* = \bar{y}^* + \theta^*(p_t^* - p_{t,t-1}^{e,*}) + \varepsilon_{s,t}^* \quad (2.6)$$

$$i_t - i_t^* = \frac{b_t - f_t}{\beta} - \frac{\sigma_t}{\beta} \quad (2.7)$$

$$\omega_t m_t + (1 - \omega_t) m_t^* = \bar{m}_t \quad (2.8)$$

$$p_{t+1,t}^e \equiv E \left[p_{t+1} \mid I_t \right] \quad (2.9)$$

但し、 m ：名目貨幣供給残高、 p ：物価水準、 p^e ：予想物価水準、 y ：GDP、 i ：自国通貨建て金利、 b ：自国通貨建て自国債券残高、 f ：外国通貨建て外国債券残高、 σ ：自国債券に対する外国債券の相対的リスク、 ω ：貨幣供給残高全体(\bar{m})に占める自国で流通している貨幣供給残高の比率、 ε_m ：貨幣需要ショック、 ε_d ：財需要ショック、 ε_s ：財供給ショック、 I_t ： t 時点において利用可能な情報の集合、 $E \left[\cdot \mid \cdot \right]$ ：条件付期待値の演算子。金利以外の変数は対数の形で表されている。星印(*)が付されている変数は外国の変数を表す。

(2.1)～(2.3)式は、それぞれ自国経済の貨幣需要式、財需要式、財供給式を表す。(2.4)～(2.6)式は、それぞれ外国経済の貨幣需要式、財需要式、財供給式を表す。(2.7)式は、リスク・プレミアムを考慮に入れた金利平価式を表す。なお、通貨同盟下において予想為替相場変化率も外国為替リスクもゼロである。

(2.8) 式は、自国と外国との全体の貨幣供給残高を表す。財需要式については、財需要は自国財と外国財の相対価格と実質金利の関数として表されている。また、財供給式については、財供給は予想されないインフレ率に比例して、自然失業率に対応する国内産出量水準を上回る。(2.9) 式は、物価に関する合理的期待を表す。

(2) 産出量に及ぼす一時的ショックの効果

上述したモデルを利用して、自国で貨幣需要ショック、財需要ショック、あるいは財供給ショックが発生したときに、自国と外国の産出量（国内総生産）に対してどのような影響を及ぼすかを分析する。まず、これらのショックが一時的である状況を想定して、それらが自国と外国の産出量に及ぼす効果を考察する。

第一に、自国貨幣需要ショック (ε_m) が自国と外国の産出量に及ぼす効果が次式のとおりに導出される。

$$\hat{y} = -\theta A \varepsilon_m = -\theta A \varepsilon_m^* \quad (2.10)$$

$$\hat{y}^* = -\theta^* A^* \varepsilon_m = -\theta^* A^* \varepsilon_m^* \quad (2.11)$$

$$\text{但し、} A \equiv \frac{\lambda(\theta^* + \gamma^* + \lambda^*) + \lambda^*(\gamma + \lambda)}{\alpha \Delta}, \quad A^* \equiv \frac{\lambda(\gamma^* + \lambda^*) + \lambda^*(\theta + \gamma + \lambda)}{\alpha \Delta},$$

$$\Delta \equiv \begin{vmatrix} \theta + \gamma + \lambda \left(1 + \frac{1 + \phi \theta}{\alpha}\right) - (\gamma + \lambda) - \frac{\lambda}{\alpha} & & & & \\ & \frac{\alpha^*(1 + \phi \theta)}{\alpha} - (1 + \phi^* \theta^*) - \left(1 + \frac{\alpha^*}{\alpha}\right) & & & \\ & & \lambda^* \frac{(1 + \phi \theta)}{\alpha} - \gamma^* - \lambda^* & & \\ & & & \theta^* + \gamma^* + \lambda^* & \\ & & & & - \frac{\lambda^*}{\alpha} \end{vmatrix} > 0$$

(2.10)・(2.11) 式が示すように、自国と外国の貨幣需要ショックは自国と外国の産出量に対して同方向の効果をもたらす。また、自国経済と外国経済のパラメータが同一であるならば、 $\theta A = \theta^* A^*$ となり、貨幣需要ショックは自国と外国の産出量に対して同一の効果をもたらす。

第二に、自国財需要ショック (ε_d) が自国と外国の産出量に対して及ぼす効果が次式のとおりに導出される。

$$\hat{y} = \theta \left\{ \frac{(\alpha + \alpha^*)(\theta^* + \gamma^* + \lambda^*) + \lambda^*(1 + \phi^*\theta^*)}{\alpha\Delta} \right\} \varepsilon_a \quad (2.12)$$

$$\hat{y}^* = \theta^* \left\{ \frac{(\alpha + \alpha^*)(\gamma^* + \lambda^*) - \lambda^*(1 + \phi\theta)}{\alpha\Delta} \right\} \varepsilon_a \quad (2.13)$$

(2.12)・(2.13)式より、自国の財需要ショックは、自国と外国の産出量に対して同方向の効果をもたらす。なお、自国経済と外国経済のパラメータが同一であるとしても、外国の産出量に対する効果よりも自国の産出量に対する効果の方が大きい。

第三に、自国財供給ショック (ε_s) が自国と外国の産出量に及ぼす効果が次式のとおりに導出される。

$$\hat{y} = \frac{(1 + \phi^*\theta^*)\{\lambda^*(\gamma + \lambda) + \lambda(\gamma^* + \lambda^*)\} + (\gamma + \lambda)\{\lambda^* + \theta^*(\alpha + \alpha^*)\} + (\theta^* + \gamma^* + \lambda^*)\lambda}{\alpha\Delta} \varepsilon_s \quad (2.14)$$

$$\hat{y}^* = \frac{-\theta^*(\alpha + \alpha^* + \lambda\phi)\gamma^* + \lambda^*\{(\alpha + \alpha^*) + \phi(\theta + \gamma + \lambda) - 1\}}{\alpha\Delta} \varepsilon_s \quad (2.15)$$

(2.14)・(2.15)式より、自国の財供給ショックは、自国の産出量と外国の産出量に対して反対方向の影響をもたらす可能性がある⁴⁾。自国の財供給ショックが自国の産出量と外国の産出量に対して非対称的な影響が及ぶ場合には、その非対称的な影響についての理由は次のように説明することができる。たとえば自国において財供給に正のショックが発生すると、自国財価格を低下させる効果をもたらす。これは、外国財に対する自国財の相対価格を低下させるので、外国財に対する需要が減少させて、自国財に対する需要を増加させる。そのために、財供給ショックは、自国と外国の産出量に対する効果が非対称的となる。もしこのような効果が支配的であるならば、自国の財供給ショックは、自国の産出量と外国の産出量に対して反対方向の影響をもたらす。

(3) 産出量に及ぼす恒久的ショックの効果

次に、自国で貨幣需要ショック、財需要ショック、あるいは財供給ショックが

恒久的に発生したときに、自国と外国の産出量に対してどのような影響を及ぼすかを分析する。合理的期待の仮定の下で、恒久的ショックが発生した場合における自国と外国の産出量に対する長期的効果は、(2.3)・(2.6)・(2.9)式より、次式のとおりに導出される。

$$y = \bar{y} + \varepsilon_s \quad (2.16)$$

$$y^* = \bar{y}^* + \varepsilon_s^* \quad (2.17)$$

(2.16)・(2.17)式より明らかなように、合理的期待の仮定の下において恒久的ショックが自国と外国の産出量に対して及ぼす効果については、自国の財供給ショックのみが自国の産出量に影響を及ぼす一方、外国の財供給ショックのみが外国の産出量に影響を及ぼす。このように、長期的効果においては、財供給ショックのみが産出量に影響を及ぼし、さらに、非対称的な影響を及ぼすことになる。

本節の理論的分析より、財供給ショックが非対称的效果をもたらすために、ある国のみで発生した場合には、産出量の変動が国際的に非対称的となる。また、対称的な影響をもたらす貨幣需要ショックや財需要ショックであっても、国際的に経済のパラメータが異なると、産出量の変動に対して同一方向ではあるが、異なる影響をもたらす。以下の実証分析では、前者の財供給ショックの産出量に対する非対称的效果に注目して、財供給ショックの非対称性の時系列的変化を分析する。

3 産出量ショックの非対称性

(1) 分析の方法

本節では、EU各国間で発生している産出量ショックが対称的であるか、あるいは、非対称的であるかを分析する。さらに、産出量ショックの対称性あるいは非対称性が時系列的にどのような変化を起しているかを分析する。特に、1979年以降、欧州通貨制度(EMS)の為替相場メカニズム(ERM)が採用してきた為替バンド制度(許容変動幅を有する一種の固定相場制度)の下で、産出量ショックの非対称性がどのように変化したかを問題とする。

表1-a: ADFテスト

Test for Level

Country Name	AR(p)/DF	Test for	type	T-stat	Critical Value (95%)	F-stat	Significance Level	Pst	Critical Value (95%)	Conclusion
AUSTRIA	2 220	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-1.08185	-3.41	1.61696	0.20085207	1.61696	6.25	Series contains a U R with zero drift
	221	CONST. NO TREND	$t(\rho-1)/\mu$	1.13288	-2.86	8.17542	0.00037555	8.17542	4.59	
	222	Testing const=0 under the U R		3.879201	*	*	0.001048			
		Testing U R		1.132883	*	*	0.25726325			
BELGIUM	12 200	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-2.12369	-3.41	3.5475	0.03062227	3.5475	6.25	Series contains a U R with zero drift
	201	CONST. NO TREND	$t(\rho-1)/\mu$	0.6017	-2.86	1.88974	0.15378657	1.88974	4.59	
	202	NOCONST. NO TREND		1.89814	-1.95					
DENMARK	1 222	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-2.93803	-3.41	4.35123	0.0140082	4.35123	6.25	Series contains a U R with zero drift
	223	CONST. NO TREND	$t(\rho-1)/\mu$	-0.56316	-2.86	2.62385	0.0746123	2.62385	4.59	
	224	NOCONST. NO TREND		2.11248	-1.95					
FINLAND	5 214	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	0.02881	-3.41	1.33765	0.26464778	1.33765	6.25	Series contains a U R with zero drift
	215	CONST. NO TREND	$t(\rho-1)/\mu$	1.52261	-2.86	5.12615	0.00668639	5.12615	4.59	
	216	Testing const=0 under the U R		2.808174	*	*	0.00498233			
		Testing U R		1.522606	*	*	0.12783743			
FRANCE	8 208	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-2.96994	-3.41	5.97837	0.00298889	5.97837	6.25	Series contains a U R with zero drift
	209	CONST. NO TREND	$t(\rho-1)/\mu$	0.22059	-2.86	0.66341	0.51617298	0.66341	4.59	
	210	NOCONST. NO TREND		1.14483	-1.95					
GERMANY	2 220	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-1.78862	-3.41	1.62506	0.19925522	1.62506	6.25	Series contains a U R with zero drift
	221	CONST. NO TREND	$t(\rho-1)/\mu$	-0.73407	-2.86	1.36819	0.25671447	1.36819	4.59	
	222	NOCONST. NO TREND		1.41925	-1.95					
GREECE	1 222	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-5.19956	-3.41					Series has no U R
IRELAND	6 212	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	1.00395	-3.41	7.73012	0.00057494	7.73012	6.25	Cannot reject U R.
	213	Testing trend=0 under the U R		3.801551	*	*	0.0014379			
		Testing U R		1.003947	*	*	0.31540434			
ITALY	3 218	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-1.85289	-3.41	1.77177	0.17247097	1.77177	6.25	Series contains a U R with zero drift
	219	CONST. NO TREND	$t(\rho-1)/\mu$	-0.46222	-2.86	2.20856	0.11229961	2.20856	4.59	
	220	NOCONST. NO TREND		2.00086	-1.95					
LUXEMBOURG	10 204	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-2.60653	-3.41	3.60296	0.02899049	3.60296	6.25	Series contains a U R with zero drift
	205	CONST. NO TREND	$t(\rho-1)/\mu$	-0.32508	-2.86	1.30794	0.27262192	1.30794	4.59	
	206	NOCONST. NO TREND		1.50138	-1.95					
NETHERLAND	4 216	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-2.75013	-3.41	4.7122	0.00929004	4.7122	6.25	Series contains a U R with zero drift
	217	CONST. NO TREND	$t(\rho-1)/\mu$	0.45325	-2.86	2.26047	0.10675183	2.26047	4.59	
	218	NOCONST. NO TREND		2.1177	-1.95					
SPAIN	6 212	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-2.20471	-3.41	2.90076	0.05716693	2.90076	6.25	Series contains a U R with zero drift
	213	CONST. NO TREND	$t(\rho-1)/\mu$	-0.03737	-2.86	1.32177	0.26884183	1.32177	4.59	
	214	NOCONST. NO TREND		1.61914	-1.95					
SWEEDEN	9 206	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-0.14315	-3.41	2.60067	0.0766595	2.60067	6.25	Series contains a U R with zero drift
	207	CONST. NO TREND	$t(\rho-1)/\mu$	1.77457	-2.86	3.05108	0.04944134	3.05108	4.59	
	208	NOCONST. NO TREND		1.90278	-1.95					
UK	5 214	CONST. TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-3.9879	-3.41					Series has no U R

Test for First Difference

Country Name	AR(p)/DF	Test for	type	T-stat	Critical Value (95%)	F-stat	Significance Level	Pst	Critical Value (95%)	Conclusion
AUSTRIA	1 222	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-20.9305	-3.41					Series has no U R
BELGIUM	12 200	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-4.96427	-3.41					Series has no U R
DENMARK	8 208	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-5.21523	-3.41					Series has no U R
FINLAND	4 216	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-6.02136	-3.41					Series has no U R
FRANCE	1 222	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-14.32835	-3.41					Series has no U R
GERMANY	3 218	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-8.21461	-3.41					Series has no U R
GREECE	1 222	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-19.14951	-3.41					Series has no U R
IRELAND	5 214	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-6.9625	-3.41					Series has no U R
ITALY	2 220	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-15.15582	-3.41					Series has no U R
LUXEMBOURG	7 210	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-4.71072	-3.41					Series has no U R
NETHERLAND	6 212	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-8.26472	-3.41					Series has no U R
SPAIN	5 214	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-5.53843	-3.41					Series has no U R
SWEEDEN	4 216	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-9.88456	-3.41					Series has no U R
UK	4 216	CONSTANT, TREND	$t(\rho-1)/\tau_0$	-6.22002	-3.41					Series has no U R

表 1-b : KPSS テストによる単位根検定

Test For Null Hypothesis of Stationarity (Series Level)		Critical Value for Level Stationarity												
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
AUSTRIA	EAT (tau)	21.69074	11.06555	7.42549	5.60835	4.51817	3.78752	3.26577	2.87383	2.60884	2.42484	2.28452	2.12452	1.96781
	EAT (tau)	1.29574	0.73399	0.51741	0.39719	0.32046	0.27663	0.24135	0.21509	0.19471	0.17839	0.16518	0.15293	0.14166
BELGIUM	EAT (tau)	10.27313	6.45197	3.30005	2.27666	1.73112	1.29235	0.98306	0.76515	0.61935	0.52578	0.45918	0.40723	0.36192
	EAT (tau)	20.56926	0.68891	7.06597	4.27016	2.70123	1.58855	0.99277	0.72422	0.53935	0.40431	0.31911	0.25911	0.21296
DENMARK	EAT (tau)	18.67414	9.4778	6.3862	4.83357	3.89669	3.27624	2.89297	2.61471	2.37779	2.19085	1.96795	1.80104	1.6908
	EAT (tau)	18.95241	0.19253	6.8857	3.72581	2.52423	1.85519	1.30088	0.97434	0.73797	0.58345	0.47206	0.39237	0.32924
FRANCE	EAT (tau)	13.36766	7.1864	4.6885	3.07991	2.17291	1.56262	1.10608	0.7921	0.57921	0.43745	0.33739	0.27327	0.22495
	EAT (tau)	18.32284	9.31560	6.28159	4.27205	3.00364	2.18589	1.56262	1.10608	0.7921	0.57921	0.43745	0.33739	0.27327
GERMANY	EAT (tau)	11.86618	6.68165	4.0279	2.61279	1.84207	1.34227	0.97429	0.71839	0.53935	0.40431	0.31911	0.25911	0.21296
	EAT (tau)	3.49066	2.2649	1.67128	1.19401	0.94116	0.74289	0.60957	0.52578	0.45918	0.40723	0.36192	0.32662	0.30051
GREECE	EAT (tau)	20.09228	10.1658	6.78829	4.32065	2.8867	1.92327	1.30088	0.97434	0.73797	0.58345	0.47206	0.39237	0.32924
	EAT (tau)	20.09228	10.1658	6.78829	4.32065	2.8867	1.92327	1.30088	0.97434	0.73797	0.58345	0.47206	0.39237	0.32924
IRELAND	EAT (tau)	19.32973	9.94960	6.72456	4.50957	3.14033	2.14407	1.56262	1.10608	0.7921	0.57921	0.43745	0.33739	0.27327
	EAT (tau)	19.32973	9.94960	6.72456	4.50957	3.14033	2.14407	1.56262	1.10608	0.7921	0.57921	0.43745	0.33739	0.27327
ITALY	EAT (tau)	1.2025	0.68008	0.47783	0.36929	0.30038	0.25448	0.21665	0.19176	0.17781	0.16249	0.14909	0.13677	0.12549
	EAT (tau)	20.33749	10.39717	6.93967	4.55528	3.14033	2.14407	1.56262	1.10608	0.7921	0.57921	0.43745	0.33739	0.27327
LUXEMBOURG	EAT (tau)	20.33749	10.39717	6.93967	4.55528	3.14033	2.14407	1.56262	1.10608	0.7921	0.57921	0.43745	0.33739	0.27327
	EAT (tau)	20.33749	10.39717	6.93967	4.55528	3.14033	2.14407	1.56262	1.10608	0.7921	0.57921	0.43745	0.33739	0.27327
NETHERLANDS	EAT (tau)	1.75196	1.04196	0.751	0.59038	0.49142	0.42123	0.37045	0.32426	0.28139	0.24455	0.21077	0.18138	0.15689
	EAT (tau)	19.072	9.69225	6.52615	4.36841	3.19933	2.22448	1.61636	1.14588	0.82138	0.61636	0.46242	0.34712	0.26442
SPAIN	EAT (tau)	1.28604	0.59433	0.40583	0.30948	0.25175	0.21248	0.18488	0.16431	0.14845	0.13559	0.12515	0.11642	0.10947
	EAT (tau)	19.9037	1.01114	6.95338	4.3316	2.95554	2.00444	1.43846	1.02138	0.74585	0.55402	0.41322	0.30801	0.23151
SWEDEN	EAT (tau)	20.33749	10.39717	6.93967	4.55528	3.14033	2.14407	1.56262	1.10608	0.7921	0.57921	0.43745	0.33739	0.27327
	EAT (tau)	20.33749	10.39717	6.93967	4.55528	3.14033	2.14407	1.56262	1.10608	0.7921	0.57921	0.43745	0.33739	0.27327
UK	EAT (tau)	1.11281	0.57094	0.38748	0.29533	0.24017	0.20351	0.17734	0.15824	0.14353	0.13158	0.12209	0.11433	0.10783
	EAT (tau)	1.11281	0.57094	0.38748	0.29533	0.24017	0.20351	0.17734	0.15824	0.14353	0.13158	0.12209	0.11433	0.10783
Critical Value for Trend Stationarity (Series First Difference)														
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
AUSTRIA	EAT (tau)	0.3291	0.5749	0.4621	0.40015	0.35908	0.32682	0.29858	0.27319	0.25058	0.23071	0.21264	0.19693	0.18267
BELGIUM	EAT (tau)	0.1518	0.2396	0.1817	0.1322	0.10423	0.08258	0.06652	0.05482	0.04629	0.03978	0.03484	0.03026	0.02663
DENMARK	EAT (tau)	0.1095	0.2396	0.1817	0.1322	0.10423	0.08258	0.06652	0.05482	0.04629	0.03978	0.03484	0.03026	0.02663
FINLAND	EAT (tau)	0.926	1.4248	1.8447	1.89029	2.0561	2.1976	2.3058	2.3772	2.41839	2.4454	2.46026	2.46538	2.46829
FRANCE	EAT (tau)	0.6553	1.0902	1.3147	1.3733	1.41816	1.46897	1.51626	1.56054	1.60166	1.63945	1.67402	1.70644	1.73689
GERMANY	EAT (tau)	0.2738	0.4872	0.5652	0.6284	0.67872	0.71665	0.75238	0.78694	0.82044	0.85284	0.88428	0.91476	0.94428
IRELAND	EAT (tau)	0.0649	0.1099	0.1511	0.1945	0.24017	0.28736	0.33603	0.38616	0.43771	0.49074	0.54524	0.60124	0.65874
ITALY	EAT (tau)	0.2125	0.246	0.268	0.289	0.309	0.328	0.345	0.361	0.376	0.391	0.405	0.419	0.433
LUXEMBOURG	EAT (tau)	0.0264	0.0459	0.0619	0.0764	0.0911	0.1058	0.1206	0.1354	0.1502	0.165	0.1798	0.1946	0.2094
NETHERLANDS	EAT (tau)	0.2549	0.2759	0.2949	0.3129	0.3309	0.3489	0.3669	0.3849	0.4029	0.4209	0.4389	0.4569	0.4749
SPAIN	EAT (tau)	0.3954	0.6693	0.9876	1.044	1.1055	1.1722	1.2442	1.3219	1.4054	1.4947	1.5899	1.6919	1.7999
SWEDEN	EAT (tau)	0.2549	0.2759	0.2949	0.3129	0.3309	0.3489	0.3669	0.3849	0.4029	0.4209	0.4389	0.4569	0.4749
UK	EAT (tau)	0.2606	0.2916	0.3184	0.3433	0.3672	0.3911	0.415	0.4389	0.4628	0.4867	0.5106	0.5345	0.5584
Critical Value for Trend Stationarity (Series First Difference)														

表2: ARIMAの次数

	ARIMA(p, d, q)	
	79:1-92:1	92:2-98:12
オーストリア	12,1,8	9,1,11
ベルギー	8,1,11*	10,1,9
デンマーク	12,1,10	4,1,9*
フィンランド	7,1,3	6,1,8*
フランス	5,1,7*	11,1,6*
ドイツ	10,1,8	10,1,8
ギリシア	8,1,7	11,1,9*
アイルランド	9,1,8	4,1,8*
イタリア	5,1,8	10,1,6*
ルクセンブルグ	8,1,6	10,1,8*
オランダ	2,1,10	8,1,2
スペイン	12,1,11*	12,1,8*
スウェーデン	7,1,8	12,1,10
英国	11,1,9*	12,1,10

* 定数項を含む

分析方法としては、ARIMAモデルを利用することによって、産出量の時系列データから、産出量のARIMAモデルで説明できる部分とそれでは説明できない部分(すなわち、ARIMAモデルの誤差項)とに分解する。AICによってARIMAモデルの最適な次数を選択することによって、その誤差項がホワイト・ノイズ(独立かつ同一の確率分布(i.i.d.))となっている。このようにして得られたARIMAモデルの誤差項を産出量ショックとしてみなすことができる。ARIMAモデルにおいては変数が定常となる和分の次数が決定されている必要があり、次数の決定については単位根検定(ADFテストとKPSSテスト)を実施している。単位根検定では各国の変数がI(1)であることが確認されている⁵⁾。単位根検定の結果については表1を参照。なお、モデルの次数は1992年2月のマーストリヒト条約調印を境にして前期間・後期間に分け、それぞれの期間でAICに基づいて選択されている。ARIMAモデルの最適な次数は表2にまとめられている⁶⁾。

このようにして得られた産出量ショックが各国間でどのような相関係数となっているかを計算する。相関係数の導出に際しては、通貨統合において中心的な役割を果たすと思われるドイツとその他の EU13か国について、相関係数の時系列的な推移を分析するために、期間5年におけるショックの相関を1979年1月から1ヶ月づつ、ずらして計算している。また、ドイツと各国のショックの相関における時間的なズレを考慮して、ドイツのショックに対し、各国のショックを1期あるいは2期ずらした相関係数も併せて計算している。

(2) データ

対象とする国は、データに欠損値が見られるポルトガルを除く EU14か国である。表3に示されているように、産出量として利用するデータは、季節調整済みの鉱工業生産指数で、月次データである。なお、ギリシアは製造業生産指数である。ベルギーとルクセンブルグのデータには、季節調整が施されていない。したがって、2国のデータは季節調整の処理を行った。データ・ソースは、IMF, *International Financial Statistics* (CD-ROM) である。

(3) 分析の結果

図1には、ドイツとその他の EU13か国それぞれについて、産出量ショックの相関の推移を図示している⁷⁾。図中には、ショックの同時点間の相関および、1期ラグあるいは2期ラグを持った相関、さらにそれらの3つの相関係数の平均値について、それらの推移が示されている⁸⁾。

相関の大きさについて考察してみると、ドイツとの同時点間の相関については、ベルギーとフランスが90年代前半まで0.4程度の相関係数で推移していたことを示している。次いで、イギリスとデンマークも90年代前半まで0.3程度で推移していたことを示している。一方で90年代後半では前半に比べて低く、相関係数が0.3を超えている国はオランダとスウェーデンだけであり、それらも一時的に高い値を示しているに過ぎなかった。オーストリアとベルギーとデンマークとフランスは同時点間の相関と2期ラグを持たせた相関とが大きく乖離している時期が

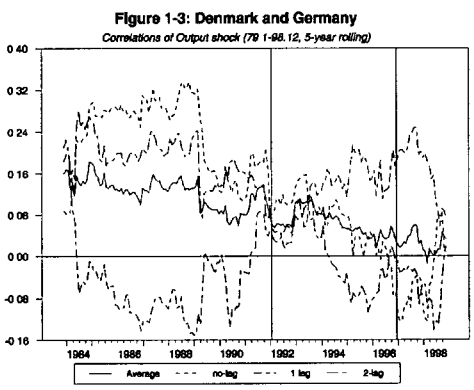
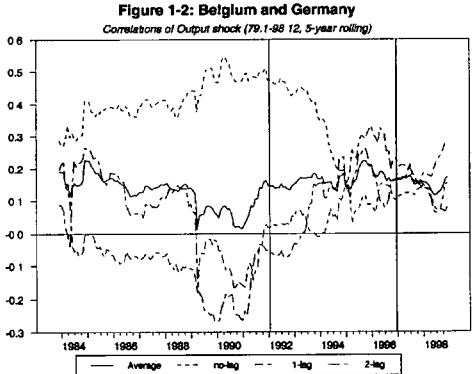
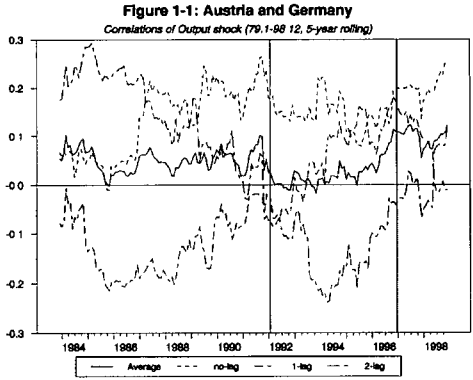


Figure 1-4: Finland and Germany

Correlations of Output shock (79.1-98.12, 5-year rolling)

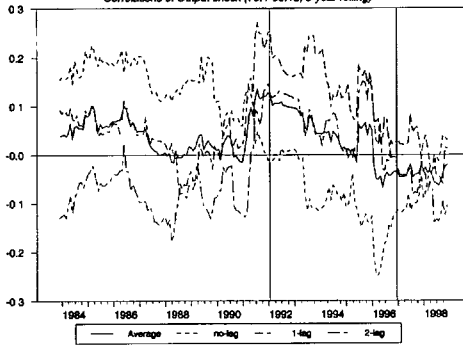


Figure 1-5: France and Germany

Correlations of Output shock (79.1-98.12, 5-year rolling)

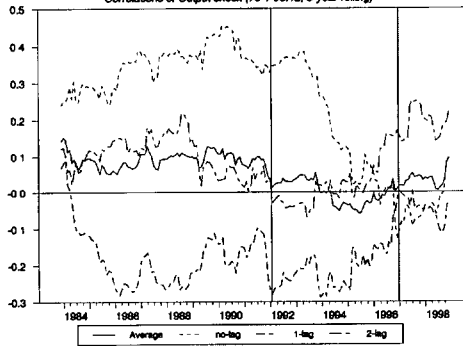
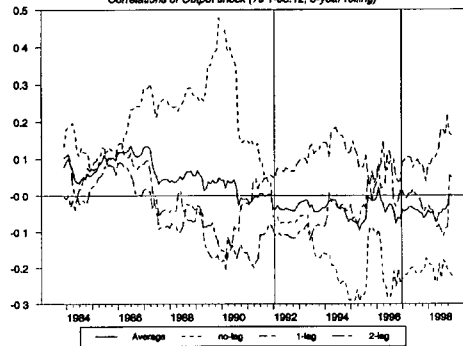
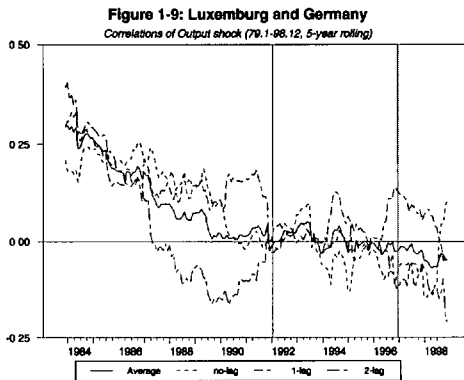
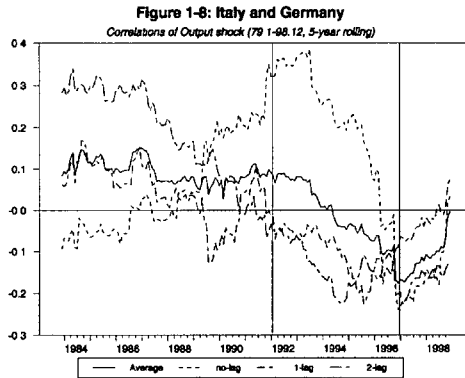
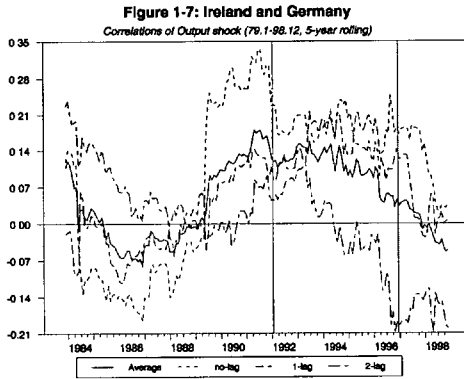
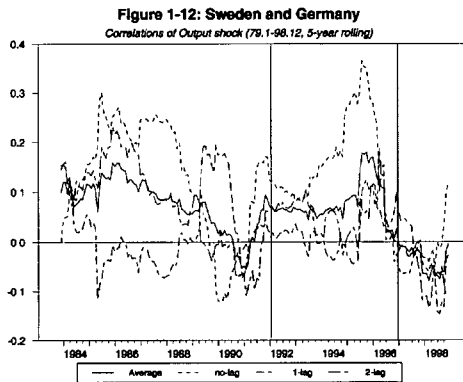
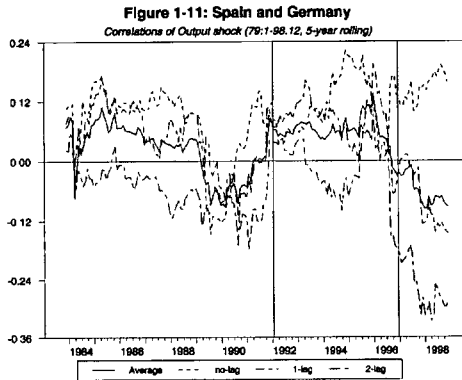
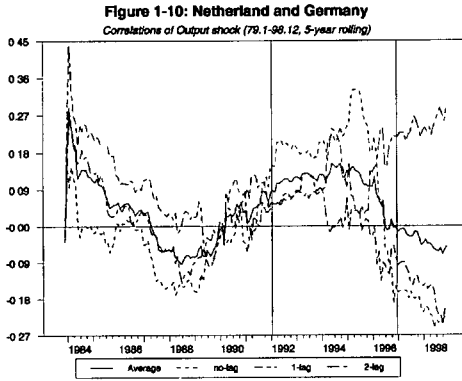


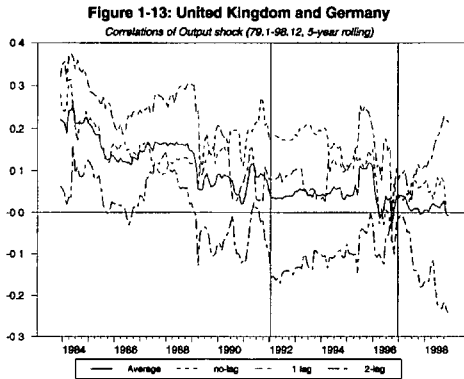
Figure 1-6: Greece and Germany

Correlations of Output shock (79.1-98.12, 5-year rolling)









存在しており、この時期におけるショックの波及メカニズムが他の国とは異なっていたことが示されていた⁹⁾。

同時点間の相関係数と1期あるいは2期ラグを持たせた相関係数の平均について考察してみると、次のような傾向を持つグループに区別することができた。

i) サンプル期間を通じて正の相関をもって推移するグループ（オーストリアとベルギー）、ii) サンプル期間を通じて緩やかな下落傾向を示すグループ（デンマークとフランスとギリシアとイタリアとルクセンブルグ・イギリス）、iii) 90年代初頭から中頃にかけて比較的高い正の相関を持ち、通貨統合直前の時期に下落するグループ（フィンランドとアイルランドとオランダとスペインとスウェーデン）、の3つのグループである。いずれのグループに関しても相関係数の値が通貨統合を目前に控えて高まるような傾向を見出すことはできなかった。

4 財需要ショック・財供給ショックの非対称性

(1) 分析の方法

この節では、Bayoumi and Eichengreen (1993) に倣って、Blanchard and Quah (1984) の分析方法に従って、この産出量ショックを、財需要ショックと財供給ショックに分解した上で、財需要ショックと財供給ショックのそれぞれの各国間の相関係数の変化を考察する¹⁰⁾。

Bayoumi and Eichengreen (1993) に従って、財需要ショック・財供給ショックのモデルを次式で表現することができる。

$$\begin{bmatrix} \dot{y}_t \\ \dot{p}_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} L_i \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12i} \\ a_{21} & a_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix} \quad (4.1)$$

但し、 \dot{y} ：産出量の変化率、 \dot{p} ：物価の変化率、 L ：ラグ演算子。

財供給ショックは産出量に対して恒久的効果をもたらすが、財需要ショックは産出量に対して一時的効果しかもたらさない。一方、物価に対しては財需要ショックも財供給ショックも恒久的効果をもたらす。したがって、財需要ショックが産出量に及ぼす恒久的効果がないことから、財需要ショックに起因する産出量の変化率(\dot{y})の累積値はゼロとならなければならない。次式の制約が課せられる。

$$\sum_{i=0}^{\infty} a_{11i} = 0 \quad (4.2)$$

(4.1)・(4.2) 式から成るモデルを次式で表されるように VAR によって推定することができる。

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \dot{y}_t \\ \dot{p}_t \end{bmatrix} &= B_1 \begin{bmatrix} \dot{y}_{t-1} \\ \dot{p}_{t-1} \end{bmatrix} + B_2 \begin{bmatrix} \dot{y}_{t-2} \\ \dot{p}_{t-2} \end{bmatrix} + \dots + B_n \begin{bmatrix} \dot{y}_{t-n} \\ \dot{p}_{t-n} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} + D_1 \begin{bmatrix} e_{yt-1} \\ e_{pt-1} \end{bmatrix} + D_2 \begin{bmatrix} e_{yt-2} \\ e_{pt-2} \end{bmatrix} + D_3 \begin{bmatrix} e_{yt-3} \\ e_{pt-3} \end{bmatrix} + \dots \end{aligned} \quad (4.3)$$

但し、 $\begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix}$ は VAR モデルにおける残差を表す。

$$\begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{pt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix}$$

と表し、財需要ショックと財供給ショックが直交していること及び財需要ショックが産出量に対して一時的効果しかもたらさないことを

制約に課す。すなわち、

$$\sum_{i=1}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11i} & d_{12i} \\ d_{21i} & d_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \cdot \\ \cdot & \cdot \end{bmatrix} \quad (4.4)$$

これらの制約によって行列 $\begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}$ が一意に定義でき、財需要ショックと財供給ショックを同定することができる。

このようにして得られた財需要ショックと財供給ショックが、どのような相関係数となっているか、また各ショックの対称性あるいは非対称性が時系列的にどのような変化を起こしているかを分析する¹¹⁾。相関係数の導出に際しては先の分析と同様に、通貨統合で中心的な役割を果たすと考えられるドイツとその他のEU13か国との間に着目し、期間5年のショックの相関を1979年1月から1ヶ月づつ、ずらして計算した。さらに、ドイツと各国のショックには時間的なズレが生じている可能性を考慮して、ドイツのショックに対して、各国のショックを1期あるいは2期ずらした相関係数も併せて計算している。

(2) データ

ここでも、対象とする国は、データに欠損値が見られたポルトガルを除くEU14か国である。各国の産出量と物価のデータは表3に示されている。データ・ソースは、IMF, *International Financial Statistics* (CD-ROM) である。

(3) 分析の結果

図2及び図3には Blanchard and Quah (1984) の分析方法に従って、産出量ショックから分解された各国の財需要ショックと財供給ショックについて、ドイツとの相関の推移が示されている。

図2に示される需要ショックの相関の大きさについて考察してみると、ドイツとの同時点間の相関については、ベルギーが90年代前半に0.5程度の相関係数で推移していたことが示されている。また90年代後半では1期あるいは2期のラグを持った相関係数について、オランダとスウェーデンとイギリスが0.3を超えていた。

同時点間の相関係数とラグを持たせた相関係数との平均では、i) サンプル期間を通じて正の相関を持つものの、それほどの変化を見せずに推移するグルー

表3: データ

	産出量	物価
オーストリア	Industrial Production Seas.Adj.	Prices: Home and Import Goods
ベルギー	Industrial Production	Consumer Prices
デンマーク	Industrial Production Seas.Adj.	Prices: Home and Import Goods
フィンランド	Industrial Production Seas.Adj.	Prices: Domestic Supply
フランス	Industrial Production Seas.Adj.	Consumer Prices
ドイツ	Industrial Production Seas.Adj.	Wholesale Prices: Industrial Output
ギリシア	Industrial Production Seas.Adj.	Wholesale Prices: Final Products
アイルランド	Industrial Production Seas.Adj.	Wholesale Prices
イタリア	Industrial Production Seas.Adj.	Consumer Prices
ルクセンブルグ	Industrial Production	Consumer Prices
オランダ	Industrial Production Seas.Adj.	Producer Price: Final Product
スペイン	Industrial Production Seas.Adj.	Consumer Prices
スウェーデン	Industrial Production Seas.Adj.	Prices: Domestic Supply
英国	Industrial Production Seas.Adj.	Prices: Industrial Output

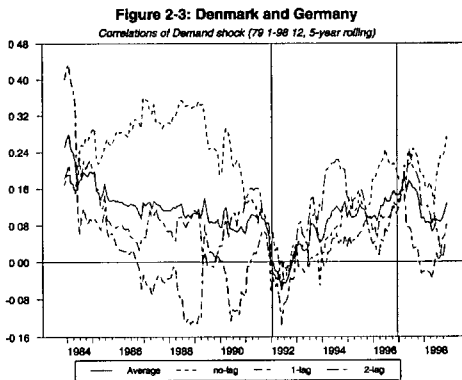
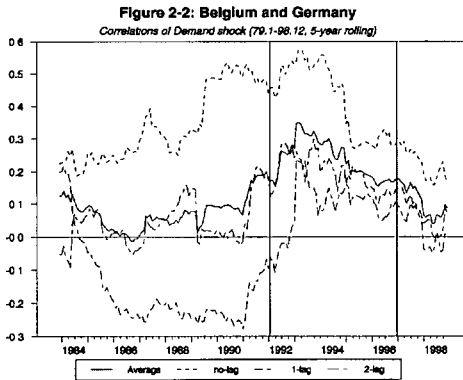
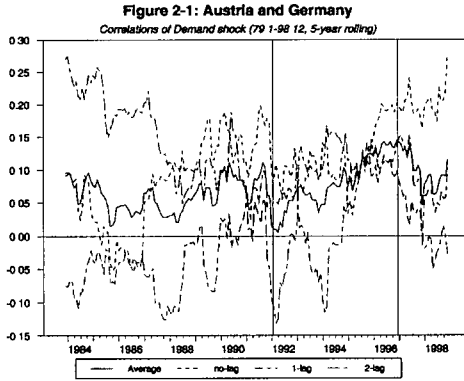
IMF, *International Financial Statistics*

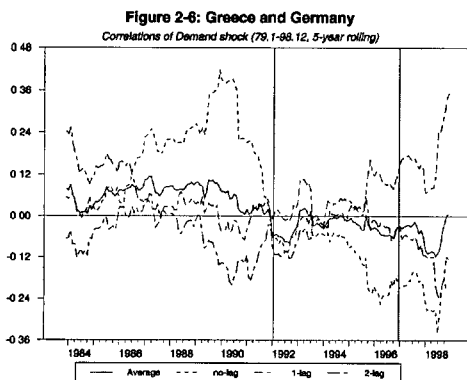
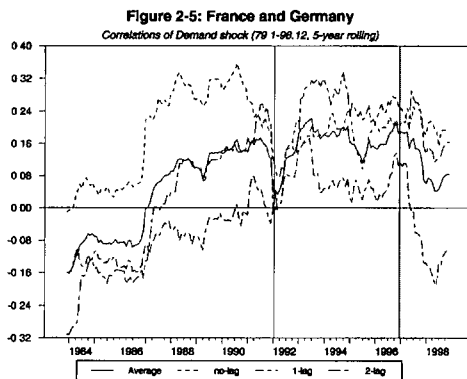
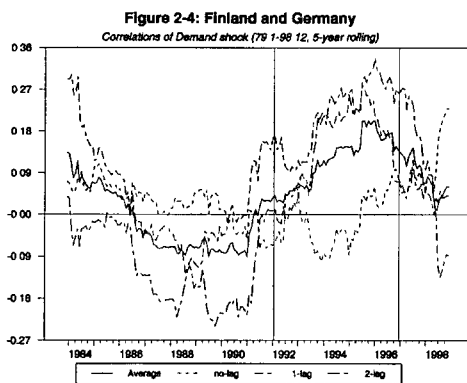
ポルトガルは、産出量データ (Industrial Production) が1994年12月から1995年2月まで欠損。

プ (オーストリアとイギリス), ii) サンプル期間を通じて緩やかな下落傾向を示すグループ (デンマークとギリシアとアイルランドとイタリアとルクセンブルグ) iii) 90年代初頭から中頃にかけて比較的高い正の相関を持つものの、通貨統合直前の時期に下落するグループ (ベルギーとフィンランドとフランスとオランダとスペインとスウェーデン) に区別することができる。

図3に示されるドイツとの供給ショックの相関については、ドイツとの同時点間の相関で、ベルギーとデンマークとアイルランドとオランダとスウェーデンが90年代前半まで0.3を超えて推移していた。またフランスとスペインとイギリスは90年代中頃に0.3を超えて推移していた。

同時点間の相関係数とラグを持たせた相関係数との平均では、i) サンプル期間を通じて正の相関を持つものの、それほどの変化を見せずに推移するグループ (オーストリアとフランスとギリシアとスペインとスウェーデンとイギリス),





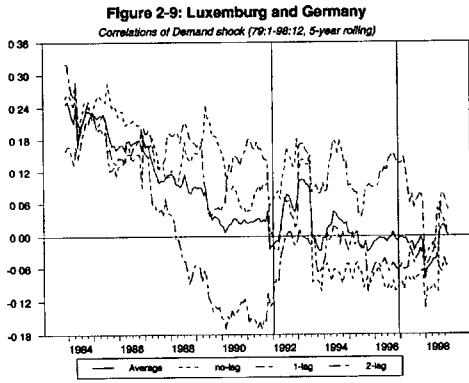
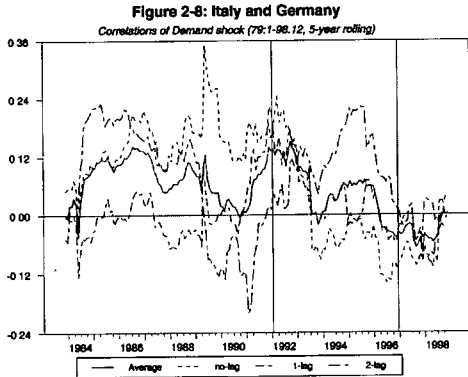
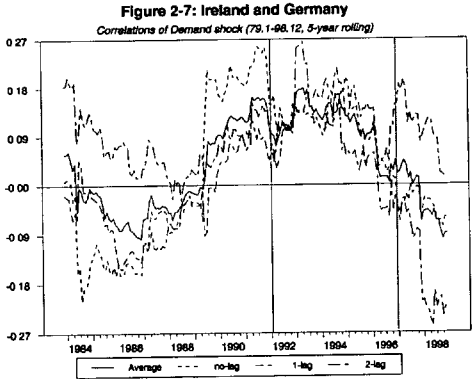


Figure 2-10: Netherland and Germany

Correlations of Demand shock (79:1-98:12, 5-year rolling)

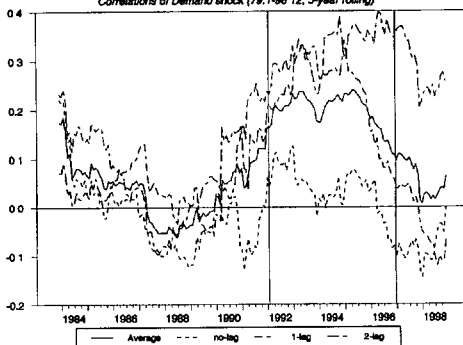


Figure 2-11: Spain and Germany

Correlations of Demand shock (79:1-98:12, 5-year rolling)

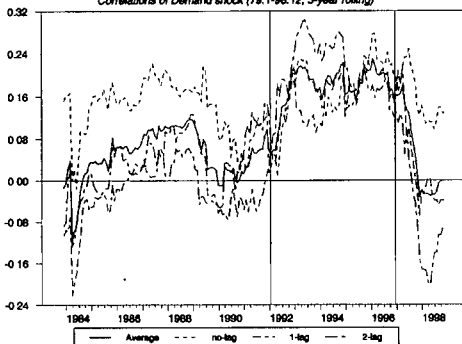


Figure 2-12: Sweden and Germany

Correlations of Demand shock (79:1-98:12, 5-year rolling)

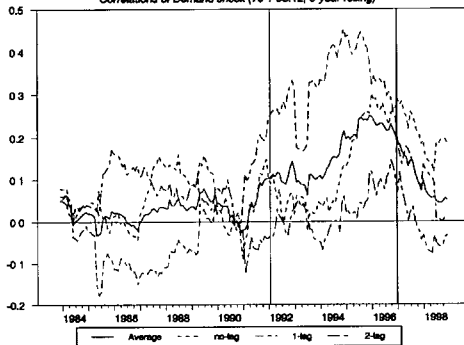


Figure 2-13: United Kingdom and Germany

Correlations of Demand shock (79:1-98:12, 5-year rolling)

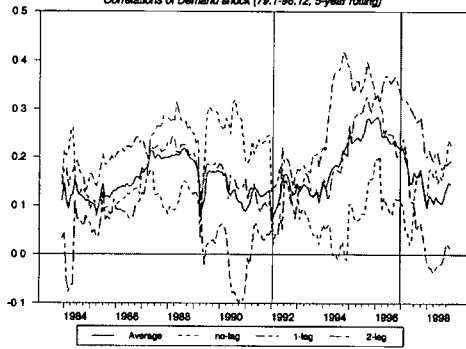


Figure 3-1: Austria and Germany

Correlations of Supply shock (79:1-98:12, 5-year rolling)

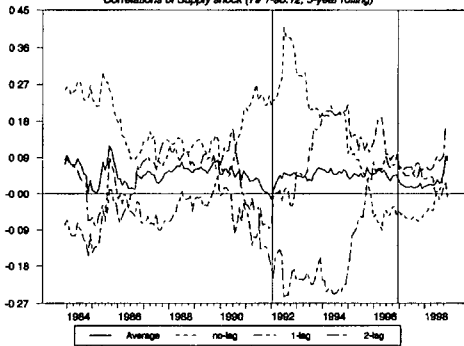


Figure 3-2: Belgium and Germany

Correlations of Supply shock (79:1-98:12, 5-year rolling)

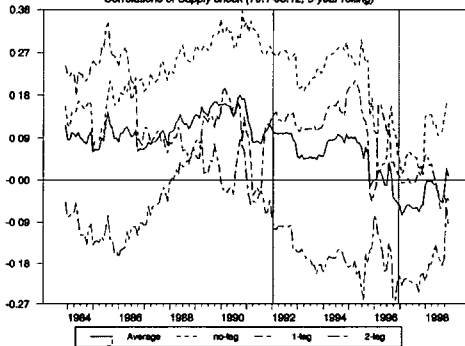


Figure 3-3: Denmark and Germany

Correlations of Supply shock (79 1-98.12, 5-year rolling)

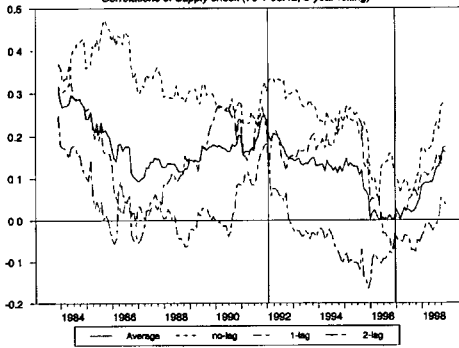


Figure 3-4: Finland and Germany

Correlations of Supply shock (79 1-98.12, 5-year rolling)

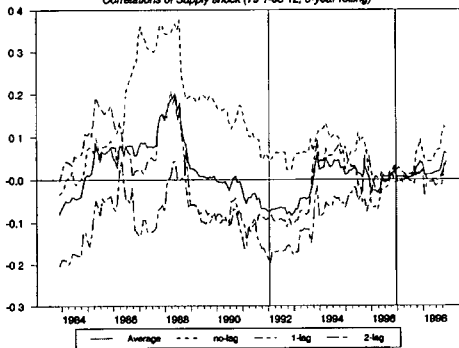


Figure 3-5: France and Germany

Correlations of Supply shock (79 1-98.12, 5-year rolling)

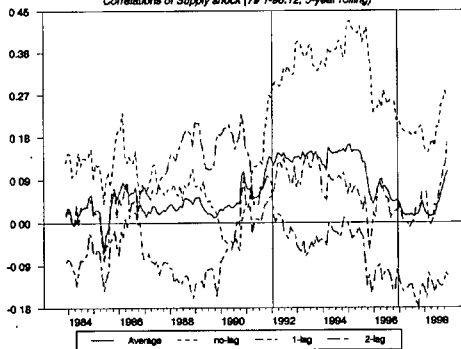


Figure 3-6: Greece and Germany
Correlations of Supply shock (79.1-98.12, 5-year rolling)

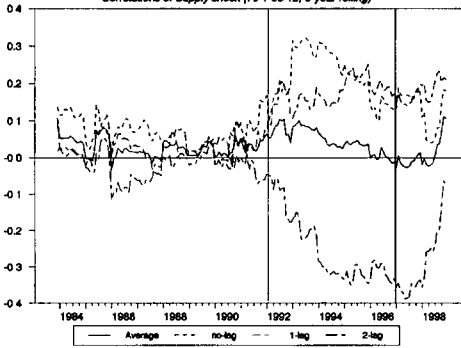


Figure 3-7: Ireland and Germany
Correlations of Supply shock (79.1-98.12, 5-year rolling)

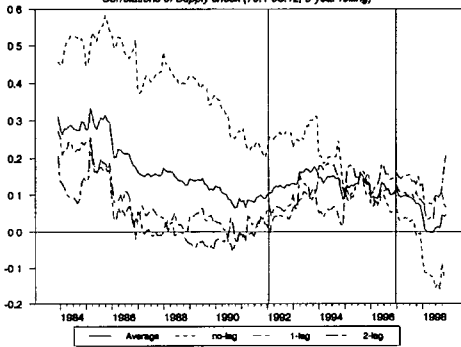


Figure 3-8: Italy and Germany
Correlations of Supply shock (79.1-98.12, 5-year rolling)

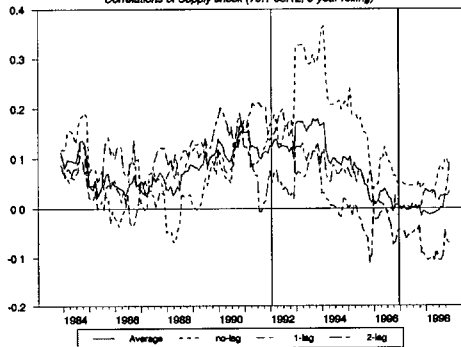


Figure 3-9: Luxemburg and Germany

Correlations of Supply shock (79 1-98:12, 5-year rolling)

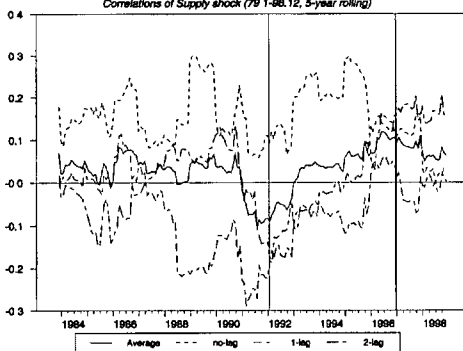


Figure 3-10: Netherland and Germany

Correlations of Supply shock (79 1-98:12, 5-year rolling)

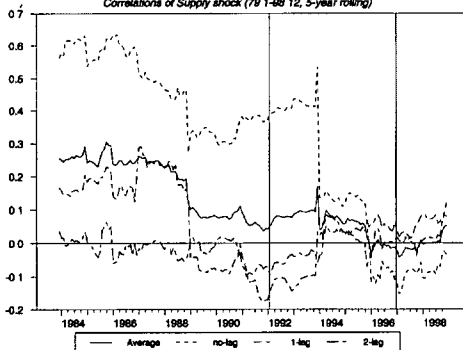
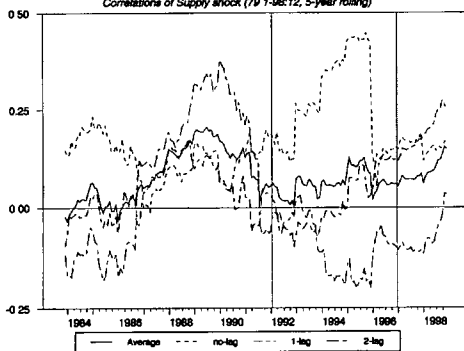
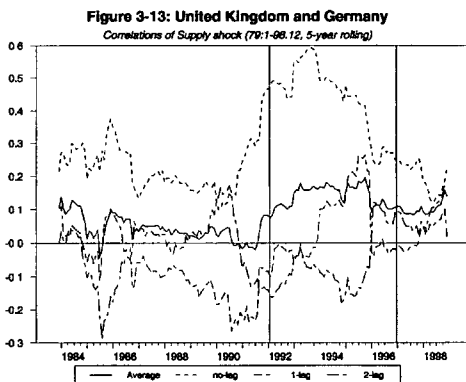
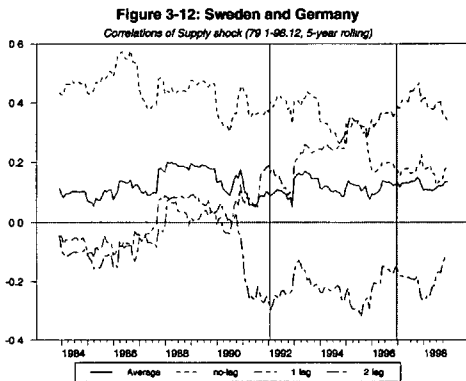


Figure 3-11: Spain and Germany

Correlations of Supply shock (79 1-98:12, 5-year rolling)





ii) サンプル期間を通じて緩やかな下落傾向を示すグループ（ベルギーとデンマークとアイルランドとイタリアとオランダ）、iii) 正と負の相関が入れ替わり現れるグループ（フィンランドとルクセンブルグ）に区別することができる。しかしながら、i)とiii)のグループに関しても、通貨統合に近づくにつれて、供給ショックの相関が高まっているような傾向は見られず、サンプル期間内においてもそれほど高い相関係数を持つ時期ではないことが示された¹²⁾。

5 結論

本稿は、経済ショックの対称性という最適通貨圏の1要因に焦点を当てて、

EMS時代においてEU諸国が最適通貨圏としてどのように変化してきたかについて、先行研究が静学的な実証分析を行ってきたのに対して、各国間のショックの相関における変化を動学的に実証的に分析した。実証分析においては、第一に、ARIMAモデルを利用することによって導出される残差を各国の産出量ショックとしてみなして、EU諸国間の産出量ショックの相関における変化を分析した。第二に、Bayoumi and Eichengreen (1993) に倣って、Blanchard and Quah (1984) による構造VARアプローチを利用して、財供給ショックと財需要ショックに分解して、EU諸国間の財市場における供給ショックの相関における変化を動学的に実証分析を行った。

本稿の実証分析から得られた結果としては、財需要ショックにおいても財供給ショックにおいても、EU各国が共通した特徴をもったショックの相関とはなっておらず、ばらつきが見られる。特に、本稿で注目している財供給ショックの相関については、i) サンプル期間を通じて正の相関を持つものの、それほどの変化を見せずに推移するグループ（オーストリアとフランスとギリシアとスペインとスウェーデンとイギリス）、ii) サンプル期間を通じて緩やかな下落傾向を示すグループ（ベルギーとデンマークとアイルランドとイタリアとオランダ）、iii) 正と負の相関が入れ替わり現れるグループ（フィンランドとルクセンブルグ）に区別される。

このように、1979年以降のEMS時代において、EU諸国の間の財供給ショックにおける相関が高まっているという結果は得られなかったことから、財供給ショックの相関における変化という動学的な観点から、EMS時代においてEU諸国が最適通貨圏の形成に向かって順調に進んできてはいないことが明らかとなった。また、EU諸国の周辺国のみならず、コア国を形成するベルギーとオランダとデンマークにおいても、財供給ショックの相関が低下傾向にある。このことは、コア国の中でも最適通貨圏の形成に向かっていまだ進んでいないことを示している。

本稿では、データの制約のために、ユーロが導入されるまでのEMS時代について実証分析を行なった。しかしながら、ユーロが導入された1999年以降に、

ユーロの導入によってユーロ圏における最適通貨圏の1要因である経済ショックの対称性が影響を受けているかもしれない。ユーロ導入によってEU諸国間の経済ショックの対称性に構造的に変化が見られるかどうかは、現時点においてはデータの制約があることから、将来の研究課題として残される。

*本稿の作成に際して、日本金融学会2000年度春季大会における討論者の島野卓爾先生及び経済企画庁欧州通貨統合研究会(座長:島野卓爾先生)のメンバーの諸先生と福田公正氏(経済企画庁)より有益なコメントをいただいたことに感謝する。

- 1) IMF (1997, 1998) のユーロに関する章を参照せよ。
- 2) Bayoumi and Eichengreen (1993) は、1963年から1988年までの期間において、EC諸国の供給ショックと需要ショックを分解して、各国間の相関を分析した。その結果は、コア国(ドイツとフランスとベルギーとオランダとデンマーク)における経済間の方が周辺国(イギリスとイタリアとスペインとポルトガルとアイルランドとギリシア)における経済間よりも小さく、供給ショックも需要ショックも相関が高い。コア国と周辺国との間の収斂はそれほど見られなかった。
- 3) 鉱工業生産指数には、サービス産業が含まれないことから、GDPに比較すると、当該国全体の国内生産量を表していないという問題点は残る。
- 4) 厳密には、(2.14)式の分子は必ずしも常に正とはならないことから、財供給ショックが常に自国の産出量と外国の産出量に対して反対方向の影響をもたらすとは限らない。河合(1994)は、より複雑なモデルで同様の結果を導いている。
- 5) ADFテストは、AICによって選択された自己回帰モデルの適切なラグ回数に基づき、推計を行っている。その結果、95%有意水準でギリシアとイギリスを除く12ヶ国で、水準での定常性は棄却され、一階差の検証で単位根の存在が棄却可能となった。ギリシアとイギリスは水準で単位根の帰無仮説が棄却されたため、水準でも可能性がある。一方で変数が定常であるとする帰無仮説の検証を行うKPSSテストにおいてはそれとは異なる結果が得られている。トレンド項を含む最大ラグ回数10までについて、それを含まないケースでは12期までいずれも95%の有意水準で、変数の水準での定常性は棄却された。本編では後者の検定結果を考慮に入れ、ギリシアとイギリスの変数もI(1)であるとして

ARIMA モデルの推計を行うこととした。

- 6) 本稿の分析では1979年1月から1998年12月までのEMS期のうち、1992年2月のマーストリヒト条約調印を境にして、サンプル期間の前期・後期それぞれにARIMAモデルの次数の特定化を行った。これは将来の通貨統合に対する期待変化等、サンプル期間内での構造変化の可能性を考慮したものである。
- 7) 図1において、例えば1979年1月から1983年12月までの期間5年における相関係数はグラフ横軸の1983年12月の位置に示されている。また、横軸ラベルの1992年2月と1996年12月にある縦線は、マーストリヒト条約を境に2期間に分けて同定化した2種類のARIMAモデルの残差項の相関が含まれている期間を示している。
- 8) 図1の時間軸で区切られた領域は、1992～1996年の期間には異なるモデルの次数から同定されたショックが相関係数の計算に含まれることを示している。
- 9) 一般的なショックの波及メカニズムを想定すると、ホスト国ドイツに発生したショックに対し、周辺国の同時点間の相関係数の絶対値は最も高く、ラグが増えるにしたがって、その絶対値が小さくなることが予期されよう。しかしながら得られた結果からは、時期によってはラグのある相関係数の絶対値のほうが同時点間の相関係数より高い場合や、同時点間では正の高い相関を持っていても、2期ラグでは負の高い相関を持つ場合などが見られた。このことから、通貨圏内のショックの波及メカニズムは時間を通じて一定でないように思われる。ただし本稿ではショックの対称性とその推移に焦点を当てているので、波及メカニズムの変化等についてはここで議論しない。
- 10) 本稿ではBayoumi and Einchengreen (1993)の分析方法に従うものの、以下の変更点によって先行研究とは異なるインプリケーションを導くことができると考えている。(1)月次データを用いることでより詳細に時間的推移を反映させる、(2)分析期間内の構造モデルをマーストリヒト条約を境に別々に同定する、(3)サンプル期間の全体の相関係数の水準ではなく、期間5年ごとの相関係数の推移に焦点を当てるの3点である。
- 11) 産出量ショックの分析と同様、1992年2月を境に前後期間を区別してVARモデルの次数を選択している。
- 12) 1992年にERMから離脱したイタリアとイギリスに関しては、離脱後に同時点間の相関がむしろ高まるような傾向が見られる。これは通貨統合や経済統合によってショックの対称性が高まると予期されることと相反しているように思われる。しかしながら、同時期にはオーストリア・フランス・ルクセンブル

グ・スペインなどでも相関が高まっていることから、ショックの高まりの原因がイタリアとイギリスのERM離脱に直接あるとは考えにくい。

【参考文献】

Bayoumi, Tamim and Barry Eichengreen, (1993) "Shocking aspects of European monetary integration," in Francisco Torres and Francesco Givavazzi eds., *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press, 193-229.

Blanchard, Oliver Jean and Danny Quah, (1989) "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, vol 79, no.4, 655-673.

Frankel, Jeffrey A., (1999) "No single currency regime is right for all countries or at all times," *NBER Working Paper*, no.7338.

IMF, (1997) *World Economic Outlook*, October.

IMF, (1998) *World Economic Outlook*, October

McKinnon, Ronald I. (1963) "Optimum currency areas," *American Economic Review*, vol.53, no.4, 717-725.

Mundell, Robert A. (1961) "A theory of optimum currency areas," *American Economic Review*, vol.51, no.4, 657-665

河合正弘 (1994) 『国際金融論』東京大学出版会

小川英治 (1999) 「通貨統合の金融市場への影響 (理論的側面)」『ユーロ誕生と欧州経済のゆくえ』経済企画庁調査局, 3月。

小川英治 (2001) 「通貨統合」藤原秀夫・小川英治・地主敏樹『国際金融論』有斐閣 4月。

(一橋大学大学院商学研究科教授)

(一橋大学大学院博士課程)