

東아시아 貨幣市場統合度の 測定

文字植·許允瑄

본 연구는 1991~2006년에 걸쳐 동아시아 10개국의 이자율 격차를 통해 동아시아 화폐시장의 통합정도를 살펴보고 이에 영향을 주는 요인을 실증분석 하였다. 본 연구에 따르면 동아시아 국가들 간 화폐시장의 통합도는 추세적으로 증가해 온 것으로 보이지만 단일통화의 도입에 따라 단일화폐시장이 될 때까지의 유럽과 비교하였을 때 상당히 떨어진다. 즉 국가간 이자율 격차가 매우 크게 나타나고 있다. 이러한 이자율 격차는 무엇보다도 1997년 외환위기가 발생하면서 아시아 국가간 환율의 변동성이 대폭적으로 상승한 데 기인한다. 따라서 동아시아의 화폐시장이 통합되기 위해서는 무엇보다도 換率安定이 중요하다.

1. 序 論

1980년대 중반 이후 자본통제가 완화되고 국가간 자본이동이 활발해짐에 따라 전 세계적으로 금융시장이 통합되고 있다. 특히 유럽 국가들은 일찌감치 단일시장과 단일통화프로그램을 통해 화폐금융시장을 통합하는 데 앞장서 왔으며 이에 따라 유럽의 화폐시장도 2002년 이후에는 완전히 통합되게 되었다. 화폐금융시장의 통합은 유럽에만 국한되지 않는다. 동아시아 국가들 사이에서도 세계화가 진행되는 가운데 국가간 자본이동이 증가하기 시작하였고 이에 따라 역내 금융시장의 통합도 높아지게 되었다. 이러한 배경하에서 최근 역내 통화금융협력에 대한 논의도 급물살을 타고 있는 실정이다.

본 논문은 이러한 배경하에서 동아시아의 화폐시장이 어느 정도 통합되어 있는지 살펴보는 것을 목적으로 한다. 특히 이와 관련하여 동아시아 지역의 화폐시장통합도를 유럽 지역의 화폐시장통합도와 비교해 볼 수 있을 것이라 생각된다. 나아가 동아시아의 화폐시장 통합결정요인을 살펴보기 위해 동아시아 각국 간의 이자율 격차와 그 변동성의 시기에 따른 수렴여부를 조사하고 그 결정요인을 실증 분석한다.

화폐시장의 통합에 관한 연구는 이미 유럽지역, 특히 유로화를 도입한 유럽국가들을 대상으로 집중적으로 이뤄져 왔다(Adam *et al.*(2002), Baele *et al.*(2004), Laura Vajanne (2006)). 기본적으로 이들 연구들은 상품시장 등에 대해 진행된 기존의 연구(Parsley and Wei(2003), Rogers(2000))들과 유사하게 수량지표 혹은 가격지표 등을 사용하여 유럽 역

내의 화폐시장, 대출시장, 주식시장 등 제 금융시장에 대한 통합문제를 분석하고 있다. 이들 연구에 따르면 유럽 역내 화폐시장은 단일통화도입 후 완전히 통합된 것으로 나타나나 그 외 금융시장의 경우는 아직도 상당한 정도 통합에의 장애가 남아있는 것으로 조사된다.

본 연구는 이러한 연구 틀을 동아시아 국가에 적용시켜 보는 하나의 시도이다. 특히 본 연구는 역내 단기금융시장인 화폐시장에 국한하여 利子平衡條件(interest parity condition)을 기초로 하여 시장통합도의 정도와 추세를 살펴보고자 한다. 본 연구에 따르면, 현재 동아시아 지역의 화폐시장통합은 상당한 정도로 진행되고 있으나 단일 통화시장이 출범하기 전의 유럽과 비교하였을 경우 아직 상당한 격차가 있는 것으로 보인다. 이는 무엇보다도 1997년에 발생한 금융위기로 인해 역내 금융시장이 크게 변동을 겪은 데 기인한다. 한편 실증분석 결과, 이와 같은 이자율 격차는 무엇보다도 역내 통화간 환율변동과 인플레이션 격차에 기인하고 있는 것으로 나타나고 있다. 이는 동아시아의 금융 통합을 실현하기 위해서는 무엇보다도 역내 환율안정과 인플레이션안정이 중요하다는 것을 시사한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 2장에서는 동아시아 국가의 화폐시장통합도를 측정하기 위한 방법을 논의하고 이에 근거해 역내 국가간 이자율 격차를 실제 측정한다. 또한 이를 유럽의 경우와 비교평가 한다. 유럽의 경우와 비교하는 이유는 유럽이 역내 시장통합이 가장 잘되어 있는 지역이기 때문이다. 한편 3장에서는 동아시아지역의 이자율 격차에 영향을 미치는 요인을 실증분석을 통해 살펴본다. 마지막으로 4장에서는 결론 및 요약을 제시한다.

2. 東아시아의 市場統合度

2.1. 統合을 測定하기 위한 方法

역내 금융시장의 통합상태를 측정하는 가장 기본적인 방법으로는 무엇보다도 無危險利子平衡條件(uncovered interest parity condition)이 성립하는가를 살펴볼 수 있다. 즉 시장이 통합되어 있다면 화폐시장에서 일물일가의 법칙(the law of one price)이라고 할 수 있는 이자평형조건에 의해 국내채권에 대한 수익률과 외국채권에 대한 수익률이 동일해야 할 것이다. 다만 이 경우 외국채권에 대한 투자는 국내통화를 외화를 환전하고 이를 다시 정해진 선물환율로 국내통화로 전환해야 하기 때문에 외국채권에 대한 투자수익률은 외국의 채권이자율과 선물환프리미엄의 합으로 구성된다. 그러나 이러한 관계가 성립될 만

금 시장이 통합된 경우는 일부 선진국 간에 국한되며 많은 국가들의 경우 이자평형조건이 성립하지 않고 있는 것으로 나타나고 있다. 실제 우리나라도 이점에서 예외가 아니다.⁽¹⁾ 따라서 국내수익율과 외국에 대한 투자수익률 차이가 존재하는데 이러한 차이의 크기를 기준으로 두 시장 간 시장통합도를 측정할 수 있다. 본 논문에서는 동아시아 10개국, 즉, 한국, 중국, 일본, 홍콩, 대만 및 아세안 5개국(싱가포르, 말레이시아, 필리핀, 인도네시아, 태국)의 이자율 격차를 측정하고 이를 유럽의 경우와 비교함으로써 동아시아지역의 화폐시장통합도를 살펴본다.

동아시아 지역에서는 미국 달러화가 외환거래를 위한 가장 중요한 국제통화이자 매개통화이다. 따라서 미국 달러화 1달러가 동아시아 각국에 투자된다고 전제하고 달러화표시 수익률을 구하면 다음과 같다.

$$(2.1) \quad R(i, t) = (1+r_{it})^*s_{it}/f_{it}$$

여기서 r_{it} 는 i 국의 t 기에 있어 화폐시장이자율이며 s_{it} 는 달러화에 대한 현물환율이다. 그리고 f_{it} 는 달러화에 대한 t 기의 선물환율이다.

지금 두 나라(예컨대 i 국과 j 국)의 t 시점에 있어 이자율 격차(DIF(i, j, t))는 다음과 같이 표시된다.

$$(2.2) \quad \begin{aligned} \text{DIF}(i, j, t) &= |\log R(i, t) - \log R(j, t)| \\ &= |r_{it} - r_{jt} + (s_{it} - f_{it})/f_{it} - (s_{jt} - f_{jt})/f_{jt}| \end{aligned}$$

이러한 방법은 상품시장에서의 시장통합성을 살펴보기 위해서 Parsley and Wei(2003)나 문우식·윤덕룡(2006)등에 의해 분석된 바 있다. 동아시아 10개국에 대해 이러한 이자율 격차를 구하면 45개의 양국간 이자율 격차가 얻어진다. 따라서 동아시아 전체의 이자율 격차는 이의 평균치로서 표시되며 이는 동아시아 화폐시장의 통합도를 나타내는 지표로 이용될 수 있다.

$$(2.3) \quad \text{DM}(t) = \Sigma \text{DIF}(i, j, t)/45$$

(1) 국내통화의 위험할증(risk premium)에 관해서는 특히 송치영(2008), 신성욱·장성우(2006) 참조.

단, $DM(t)$ 는 t 시점에서의 시장통합도.

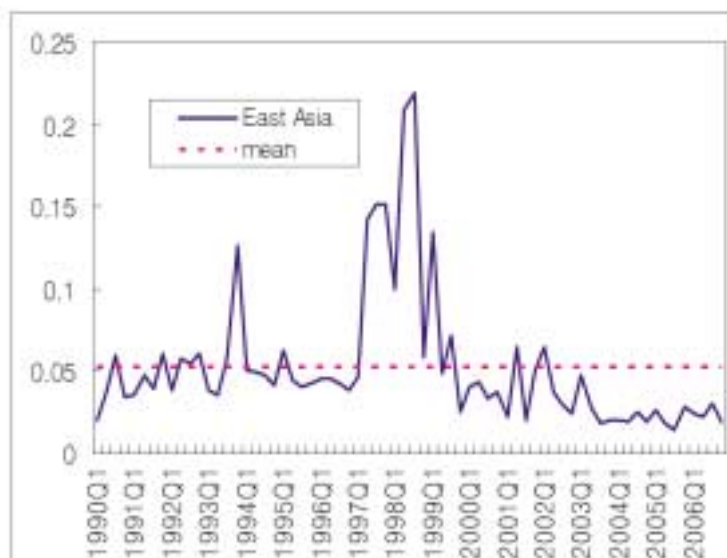
2.2. 統合의 程度

위의 지표를 사용하여 동아시아 10개 화폐시장통합도를 살펴보면 다음 <그림 1>과 같다.

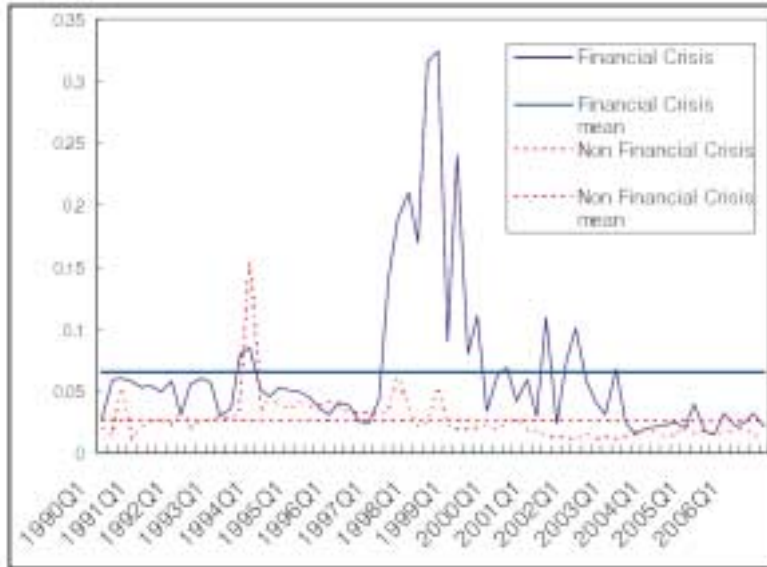
계산에 사용된 자료는 이자율은 3개월 화폐시장이자율이며 그 자료는 IMF에서 발간된 International financial statistics에서 얻어졌다. 한편 선물환율과 현물환율은 Bloomberg에서 얻어졌으며 선물환율이 존재하지 않은 인도네시아나 필리핀과 같은 일부 아시아 국가에 대해서는 다음 기의 현물환율로 선물환율을 대체하였다.

동아시아의 화폐시장통합과 관련하여 두 가지 사실이 주목할 만하다. 첫 번째로 주목할 만한 사실은 동아시아의 화폐시장통합이 1997년 외환위기로 인한 급격한 환율변동에 의해 크게 영향 받고 있다는 점이다. 두 번째는 동아시아의 화폐시장통합이 시간이 흐름에 따라 수렴한다는 추세가 뚜렷하다고 확인하기는 어렵지만 1997년 외환위기 이후 이자율 격차가 급격히 줄어들어 어느 정도 시장통합이 진전되고 있는 것으로 나타나고 있는 것으로 보인다.

우선 외환위기나 환율변동에 의해서 동아시아 지역의 화폐시장통합이 어느 정도 영향을 받는지 살펴보기 위해 동아시아 10개국을 외환위기를 겪은 5개국(한국, 태국, 말레이시아, 인도네시아, 필리핀)과 그렇지 않은 5개국(일본, 중국, 홍콩, 싱가포르, 대만)으로



<그림 1> 동아시아 10개국의 利子率 隔差



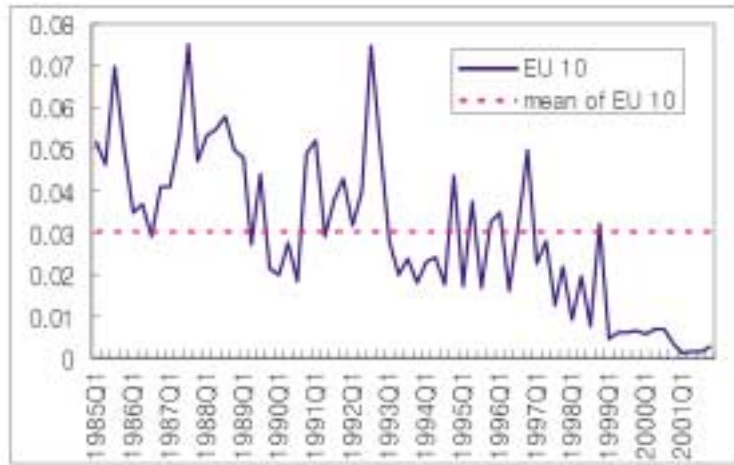
〈그림 2〉 外換危機를 겪은 東아시아 5個國과 그렇지 않은 5個國의 利子率 隔差

나누어 동아시아 전체의 이자율 격차를 조사해 보면 다음과 같다.

〈그림 2〉에 의하면 외환위기를 겪지 않은 동아시아 5개국의 경우, 그렇지 않은 5개국에 비해 이자율 격차가 반 이상으로 매우 낮게 나타났다. 실제 이들 국가의 이자율 격차는 단일화폐시장을 달성하기 이전의 유럽 화폐시장과 비교해 보았을 때 비슷한 수준이라고 할 수 있다.

〈그림 3〉은 동아시아 국가의 화폐시장 통합도를 유럽의 경우와 비교해 보기 위해 독일, 프랑스, 네덜란드, 벨기에, 덴마크, 핀란드, 스페인, 포르투갈, 아일랜드, 이태리 등 유럽 10개국의 이자율 격차를 보여준다.

전체적으로 유럽의 경우 1985~2001년 기간 이자율 격차가 평균적으로 0.03정도로 나타나 1990~2006년 기간 동아시아의 평균이자율 격차인 0.05에 비해 크게 낮은 것으로 나타난다. 그럼에도 불구하고 1990년도 초까지는 역내 금융시장 통합이 진전되지 않아 이자율 격차는 매우 높은 수준에 머물러 있었던 것으로 판단된다. 특히, 1992~3년 ERM 위기 기간 이자율 격차추이를 살펴보면 동아시아에서와 마찬가지로 외환위기시 이자율 격차가 크게 확대되는 것을 알 수 있다. 유럽의 이자율 격차는 외환위기 이후 급격히 축소되는 것으로 나타나는데 이는 무엇보다도 단일통화의 도입에 따라 환율변동위험이 사라진 데 기인한다. 실제 2002년 이후로는 이자율 격차가 거의 존재하지 않는 것으로 나타나 적어도 화폐시장에서는 완전한 시장통합이 이뤄진 것으로 평가된다[Baele et



〈그림 3〉 유럽 10個國의 利子率 隔差

al.(2004) 참조].

3. 利子率 隔差의 決定要因에 對한 패널分析

3.1. 模型과 資料

본 절에서는 동아시아 지역의 이자율 결정요인에 대한 실증분석을 행한다. 이를 위해 사용하는 모델은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{Dif}(i, j, t) = & c + \beta_1 \text{exvol}(i, j, t) + \beta_2 \text{infladif}(i, j, t) + \beta_3 \text{ipdif}(i, j, t) + \beta_4 \text{Dis}(i, j) \\ & + \beta_5 \text{Crisis} + \beta_6 \text{Time} \end{aligned}$$

단, $\text{Dif}(i, j, t)$: i 국과 j 국간 이자율 격차.

$\text{exvol}(i, j, t)$: i 국의 j 국에 대한 월별 환율의 로그변동의 12개월 표준편차.

$\text{infladif}(i, j, t)$: i 국과 j 국간 인플레이션 격차의 절대값.

$\text{Dis}(i, j)$: i 국과 j 국간의 거리의 로그값.

$\text{ipdif}(i, j, t)$: i 국과 j 국간 산업생산증가율의 격차의 절대값.

Crisis : i 국과 j 국 양국이 외환위기를 겪은 경우에는 1, 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수.

Time : 연도별 더미.

위의 모델은 문우식·윤덕룡(2006)의 모델을 기본으로 하여 변형한 것이다. 문우식·윤덕룡의 모형은 이미 지적한 바와 같이 상품시장의 통합도를 살펴보기 위해 개발되었는데 기본적으로 상품가격 차이를 설명하기 위해 환율변동성, 국가간 거리 등을 설명변수로 사용하였다. 이러한 변수들은 모두 상품가격 격차에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 모형은 화폐시장의 이자율 격차를 설명하는 데 목적을 두고 있기 때문에 이러한 변수 외에 인플레이 격차나 산업생산증가율 격차 등을 설명변수로 추가하였다. 왜냐하면 이러한 변수들은 이자율수준에 중요한 영향을 미치는 변수로 간주되기 때문이다. 한편 이자율 격차가 인플레이 격차와 동시에 내생적으로 결정될 가능성이 있기 때문에 인플레이 격차를 대응하는 변수로서 양국간 통화증가율(M2기준) 격차의 절대값, 즉 $mdif(i, j, t)$ 을 $infladif(i, j, t)$ 대신 사용하여 추정하기도 하였다. 마지막으로 외환위기의 발생유무가 이자율 격차에 결정적인 영향을 미치기 때문에 외환위기를 겪은 나라와 그렇지 않은 나라를 구분하기 위해 금융위기 더미변수인 Crisis를 추가하였으며 시간에 따른 영향을 파악하기

〈表 1〉 사용된 資料와 出處

변수	국가	사용된 자료	기간	출처
이자율 격차	한국, 중국, 홍콩, 필리핀, 태국	화폐시장 이자율 (3개월)	1991Q1-2006Q4	IFS
	일본, 인도네시아, 대만, 싱가포르	3개월 콜시장 이자율 혹은 3개월 은행간 이자율	1991Q1-2006Q4	IFS & Central Bank of Taiwan
	말레이시아	3개월 재무성증권 수익율	1991Q1-2006Q4	IFS
환율	모든 국가	현물환율	1991Q1-2006Q4	Bloomberg
	필리핀, 인도네시아를 제외한 모든 국가	선물환율	1991Q1-2006Q4	Bloomberg
거리(Distance)	모든 국가			Haveman 홈페이지
물가상승율 격차(infladif)	모든 국가	CPI 증가율	1991Q1-2006Q4	Global Insight
통화량증가율 격차(mdif)	모든 국가	M2	1991Q1-2006Q4	IFS
산업생산지수(ipdif)	모든 국가	산업생산 증가율	1991Q1-2006Q4	Global Insight

〈表 2〉變數의 標本統計量

	평균	표준편차	최대값	최소값*
Dif(<i>i, j, t</i>)	0.0556	0.0920	0.9504	0
exvol(<i>i, j, t</i>)	0.0194	0.0289	0.2514	0
infla(<i>i, j, t</i>)	0.0508	0.1007	1.1617	0.0001
mdif(<i>i, j, t</i>)	0.0281	0.0282	0.2699	0
ipdif(<i>i, j, t</i>)	0.0354	0.0424	0.2339	0

註: *: 소수점 5자리에서 반올림.

위해 연도더미변수 Time을 추가했다.

모델의 추정은 1991년 1분기에서 2006년 4분기 기간동안을 대상으로 하였으며 사용된 데이터는 〈表 1〉과 같다.

이러한 자료를 기초로 추정에 앞서 각 변수의 기본통계량을 살펴보면 〈表 2〉와 같다.

3.2. 推定方法 및 推定結果

본 모형의 패널분석에서는 OLS에 의한 추정결과와 임의효과모형(random effects model)에 의한 결과를 모두 제시한다. 그 결과는 다음의 〈表 3〉과 같다. 각 설명변수의 영향을 살펴보면 우선 換率變動과 인플레이 隔差가 이자율 격차에 통계적으로 매우 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 반면 산업생산증가를 격차나 거리 등은 큰 설명력이 없는 것으로 나타난다. 특히 거리의 경우 상품재정거래와는 달리 금융재정거래를 하는 데 장애가 될 수 없는 무의미한 변수로 판단되어 이후의 추정에는 거리변수를 생략한다. 한편 外貨危機 더미변수는 매우 유의한 것으로 나타난다. 〈表 3〉의 1열은 최소자승추정법에 의한 결과를 보여준다. 또한 시간변수가 의미 있는 것으로 나타나는데 이는 무엇보다도 동아시아의 시장통합이 시간이 지남에 따라 강화되고 있는 것을 시사한다. 지금 동아시아 경제의 이자율 격차, 환율변동률, 인플레이격차율이 모두 〈表 2〉에서와 같은 평균수준에 있다고 가정하면 환율변동과 인플레이격차 확대에 따른 역내 이자율 격차의 증가율을 구할 수 있다. 우선 환율변동이 50% 늘어난다고 하면 즉, 환율변동율이 0.0194에서 0.01만큼 증가하여 0.0294로 확대된다면, 이자율 격차는 0.0556에서 $0.0083 (= 0.01 \times 0.8367 = 0.0083)$ 가 늘어나 약 15% 증가하게 된다. 인플레이율 격차의 경우도 현재 0.0508에서 0.075로 약 50%가 증가하면 이자율 격차는 약 20%(즉, $0.025 \times 0.4117 = 0.0102$) 확대된다. 〈表 3〉의 2열은 임의추정모형(random effect)에 의한 결과를 보여주는데 최소자승추정법에 의한 결과와 크게 다르지 않은 것으로 나타난다. 3열과 4열은 통계적으로 유의하지 않은 변수들을 제거한 후의 결과를 나타내고 있다. 한편 5열과 6열은 인플레이션 격차와 이자율

〈表 3〉 基本模型의 推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
constant	4.3502 (7.40)	4.3340 (7.38)	4.3478 (7.40)	4.3305 (7.38)	4.1624 (6.26)	4.1772 (6.32)
exvol	0.8367 (16.44)	0.8374 (16.44)	0.8339 (16.43)	0.8354 (16.43)	1.5042 (30.25)	1.4872 (29.68)
Infladif	0.4117 (27.10)	0.4099 (26.88)	0.4117 (27.11)	0.4082 (26.85)		
Distance	-0.0016 (-0.77)	-0.0015 (-0.61)				
mdif					0.3743 (6.91)	0.3552 (6.54)
ipdif	-0.0635 (-2.03)	-0.0634 (-1.93)	-0.0647 (-2.08)	-0.0644 (-1.97)	-0.0706 (-2.03)	-0.0678 (-1.79)
Crisis	0.0139 (7.04)	0.0139 (6.02)	0.0138 (7.02)	0.0138 (6.08)	0.0135 (6.13)	0.0137 (4.71)
Time	-0.0021 (-7.37)	-0.0021 (-7.36)	-0.0021 (-7.39)	-0.0021 (-7.37)	-0.0020 (-6.26)	-0.0020 (-6.31)
추정방법	OLS	Random	OLS	Random	OLS	Random
R2	0.47	0.47	0.47	0.47	0.34	0.34
관측치	2759	2759	2759	2759	2754	2754

註: ()안은 t-value임.

격차가 동시적으로 결정될 수 있기 때문에 통화량 증가율 격차를 대응변수로 하여 추정 한 결과를 보여준다. 통화증가율 격차가 이자율 격차에 대한 여전히 중요한 영향을 미치는 것으로 조사되나 추정식 전체에 대한 설명력은 크게 하락하는 것으로 나타난다.

3.3. 換率體制와 貨幣市場統合

현재 동아시아 각국은 상이한 환율체제를 유지하고 있다(〈表 4〉 참조). 이러한 이질적인 환율체제는 동아시아 각국의 화폐시장통합을 가로막는 심각한 장애요인 중의 하나로 지적되고 있다. 이와 관련하여 환율체제가 이자율 격차에 영향을 주는지 알기 위해 위의 기본모형에 환율체제와 관련한 더미변수를 추가하는 것으로 한다. 이와 관련하여 두 국가가 모두 固定換率制度(pegged system)를 채택하는 경우에는 1, 한 국가가 고정환율제도

〈表 4〉 東아시아 各國의 換率體制

	한국	일본	중국	홍콩	대만	인도네시아	말레이시아	필리핀	싱가포르	태국
1991	7	8	3	2	7	7	3	8	7	3
1992	7	8	3	2	7	7	7	8	7	3
1993	7	8	3	2	7	7	7	8	7	3
1994	7	8	3	2	7	7	7	8	7	3
1995	7	8	3	2	7	7	7	8	7	3
1996	7	8	3	2	7	7	7	8	7	3
1997	8	8	3	2	7	8	7	8	7	8
1998	8	8	3	2	7	8	3	8	7	8
1999	8	8	3	2	7	8	3	8	7	8
2000	8	8	3	2	7	8	3	8	7	7
2001	8	8	3	2	7	7	3	8	7	7
2002	8	8	3	2	7	7	3	8	7	7
2003	8	8	3	2	7	7	3	8	7	7
2004	8	8	3	2	7	7	3	8	7	7
2005	8	8	3	2	7	7	3	8	7	7
2006	8	8	5	2	7	8	7	8	7	7

註: IMF에 따른 환율제도의 구분은 다음과 같음: Exchange arrangement with no separate legal tender = 1, Currency board arrangement = 2, Conventional pegged arrangement = 3, Pegged exchange rate within horizontal bands = 4, Crawling peg = 5, Crawling band = 6, Managed floating with no pre-announced path = 7, Independently floating = 8.

資料: IMF, 대만의 경우는 Martin(2008)과 Rajan(2006)으로부터 구함.

이고 다른 한 국가가 管理變動換率制度(managed floating)를 채택하는 경우에는 2, 한 국가가 고정환율제도이고 다른 나라가 自由變動換率制度(independently floating)를 채택하는 경우에는 3, 두 나라가 모두 관리변동환율제도를 택하고 있는 경우에는 4, 한 국가가 관리변동제를 다른 한 국가가 자유변동환율제를 택하는 경우에는 5, 마지막으로 두 국가가 모두 자유변동환율제도를 택하는 경우에는 6의 값을 갖는 것으로 한다.

환율체제를 추가한 추정결과는 다음 〈表 5〉와 같다. 동아시아의 상이한 환율체제는 어느 경우나 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 특히 그 부호가 양으로 나타나 관계된 두 국가가 변동환율제도를 택할수록 이자율 격차를 크게 하는 것으로 나타났다. 결국 환율은 그 자체의 변동에 의해서뿐만 아니라 환율제도를 통해 이자율 격차에 영향을 미치는 중요한 변수라 할 수 있다.

〈表 5〉 換率體制를 고려한 模型의 推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
constant	5.0778 (8.43)	5.0778 (8.44)	4.7066 (6.89)	4.7955 (6.94)
exvol	0.7806 (15.13)	0.7806 (15.16)	1.4703 (29.03)	1.4525 (28.29)
Infladif	0.4153 (27.44)	0.4113 (27.11)		
mdif			0.3458 (6.24)	0.3325 (5.97)
ipdif	-0.0528 (-1.70)	-0.0528 (-1.70)	-0.0619 (-1.77)	-0.0616 (-1.63)
Crisis	0.0111 (5.48)	0.0094 (2.22)	0.0115 (5.06)	0.0115 (3.86)
Time	-0.0025 (-8.44)	-0.0025 (-8.45)	-0.0023 (-6.90)	-0.0024 (-6.94)
Ex Regime	0.0047 (5.11)	0.0047 (5.12)	0.0035 (3.38)	0.0039 (3.05)
추정 방법	OLS	Random	OLS	Random
R2	0.47	0.47	0.34	0.34
관측치	2759	2759	2754	2754

註: ()안은 t-value임.

4. 結 論

본 연구는 1991~2006년에 걸쳐 동아시아 10개국의 이자율 격차를 통해 동아시아 화폐 시장의 통합정도를 살펴보고 이에 영향을 주는 요인을 실증분석하였다. 본 연구에 따르면 동아시아 국가들 간 화폐시장의 통합도는 추세적으로 증가해 온 것으로 보이지만 단일통화의 도입에 따라 단일화폐시장이 될 때까지의 유럽과 비교하였을 때 상당히 떨어진다. 즉 국가간 이자율 격차가 매우 크게 나타나고 있다. 이러한 이자율 격차는 무엇보다도 1997년 외환위기가 발생하면서 아시아 국가간 환율의 변동성이 대폭적으로 상승한 데 기인한다.

이러한 실증분석 결과는 동아시아의 화폐시장통합에 대한 중요한 시사점을 제공한다. 동아시아의 화폐시장이 통합되기 위해서는 무엇보다도 換率安定이 중요하다. 한편 인플레이나 경기변동의 동조화 모두 화폐시장의 통합에 중요한 역할을 하는 것으로 나타난다. 이는 결국 동아시아 각국의 경제적 수렴도가 강화되고 정책공조가 높아질수록 화폐시장의 통합도도 자연스럽게 높아지게 된다는 것을 의미한다. 유럽의 경우 단일통화도입 전 인플레이, 정부재정적자 등에 대한 통제를 통해 경제적 수렴을 도모하였는데 결과적으로 이는 모두 화폐시장의 통합에 긍정적인 역할을 해 온 것으로 평가할 수 있다.

서울大學校 國際大學院 教授

151-742 서울특별시 관악구 관악로 599

전화: (02)880-8524

팩스: (02)889-8524

E-mail: mwoosik@snu.ac.kr

對外經濟政策研究院 研究員

137-747 서울특별시 서초구 양재대로 108

전화: (02)3460-1116

參 考 文 獻

- 문우식·윤덕룡(2006): “동아시아 시장통합과 가격수렴성,” 『한국경제의 분석』, 12, 3, 한국금융연구원.
- 송치영(2008): “원달러 무위험 금리차의 특성에 관한 연구,” 『금융경제연구』, 323, 2월, 한국은행.
- 신성욱·장성우(2006): “최근 금리재정거래의 현황과 시사점,” 『외환국제금융 리뷰』, 12월, 한국은행.
- Adam, K., T. Jappelli, A. Menichini, M. Padula, and M. Pagano(2002): “Analyse, Compare, and Apply Alternative Indicators and Monitoring Methodologies to Measure the Evolution of Capital Market Integration in the European Union,” Report to the European Commission.
- Baele, L., A. Ferrando, P. Hordahl, E. Krylova, and C. Monnet(2004): “Measuring Financial

- Integration in the Euro Area,” Occasional Paper no. **14**, April, European Central Bank.
- Cheung, Y. S., and M. D. Chinn, and E. Fujii(2003): “A Price Based Assessment of Economic Integration: The Implications for Monetary Arrangements in East Asia.”
- Flood, Robert P., and Andrew K. Rose(2001): Uncovered Interest Parity in Crisis: The Interest Rate Defense in the 1990s, IMF Working Paper No. **01/207**.
- Laura, Vajanne(2006): “Integration in Euro Area Retail Banking Markets - Convergence of Credit Interest Rates,” Working Paper **8-2006**, Bank of Finland.
- Martin, M.(2008): “East Asia’s Foreign Exchange Rate Policies,” CRS Report for Congress.
- Parsley, D., and Shan-Jin Wei(2001): “Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: A Price Base Approach,” NBER Working Paper, no **8468**.
- _____ (2003): “How Big and Heterogeneous Are the Effects of Currency Arrangements on Market Integration? A Price Based Approach,” September, Vanderbilt University Financial Markets Research Center Working Paper No. **0113**.
- Rajan, Ramkishan S.(2006): “Asian Exchange Rate Regimes Since the 1997~8 Crisis,” Background Paper for the Institute of Policy Studies, Singapore.
- Rogers, John H.(2000): “Price Level Convergence and Inflation in Europe,” Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington D. C., mimeo.
- Soesastro, Hadi(2006): “Regional Integration in East Asia: Achievements and Future Prospects,” *Asian Economic Policy Review*, **1**.