

世界的으로 地域別 金融經濟統合이 形成되고 있는가?*

咸 時 昌**

논 문 초 록 :

만일 국제적 금융시장이 지역별로 형성되고 있다면 미주대륙에 속한 국가들의 금융시장은 미국의 통화가치와 이자율에, 그리고 동남아시아 금융시장들은 일본의 통화가치와 이자율에 의존해야 할 것이나, 본 연구에서 우리는 독일을 주축으로 이미 통화통합이 예정된 유럽을 제외한다면 아직 지역별 금융통합이 완성되고 있지는 않다는 결론을 얻었다. 먼저 통화가치의 경우 유럽은 마르크화에 의하여 공식적인, 그리고 서반구는 달러에 의하여 실질적인 통화통합을 이루고 있으나, 동남아시아 통화들은 사실상 달러화의 영향하에 있는 등 많은 지역에서 가까운 장래에 통화통합이 실현될 가능성은 높지 않았다. 또한 예상과는 달리 세계 자본 시장들의 대부분에서 독일 단기 실질이자율이 주 영향을 미치고 있어 각 지역 주요 이자율의 영향을 받는 지역별 자본통합은 아직 먼 가능성으로 추측되었다. 다만 우리의 연구에서 각국의 금융시장에 주 영향을 미치는 국가가 파악되는 경우가 많아 상당한 기간 후에 이러한 관계를 주축으로 하는 금융통합의 형성을 예상해 볼 수는 있겠다.

핵심주제어 : 금융통합, 실질통화가치, 실질이자율

경제학문헌목록 주제분류 : F3

I. 序 論

세계의 경제질서는 최근 유럽聯合(European Union: EU)과 北美自由貿易協定(North America Free Trade Agreement: NAFTA) 등의 지역별 경제통합화 추세에 따라 재편성되고 있다. 이러한 세계교역환경의 변화는 여전히 수출위주의 정책을 추진하여야 하는 한국에게 커다란 영향을 미치지 않을 수 없고, 따라서

* 본 논문은 1996년도 한국학술진흥재단의 자유공모 학술연구 조성비의 지원을 받아 연구되었다. 본 논문의 작성에 많은 도움을 주신 김규한 교수, 윤창인 실장, 특히 본 논문을 위하여 유익한 제안과 비평을 해 주신 익명의 논평자들에게 감사를 드린다. 물론 남아 있는 오류는 전적으로 필자의 책임임을 밝힌다.

** 상명대학교 경제학과 교수

地域主義에 의해 우리의 주요 교역상대국들의 貿易形態와 金融形態가 어떻게 변화할지에 대해 분석해 보는 것은 매우 중요한 과제라 하겠다.

그 동안 세계교역의 형태와 地域主義의 관계에 대한 연구는 Frankel(1991)의 重力模型(gravity model) 등 다양한 각도에서 이루어졌으나, 지역주의의 강화가 각국의 금융관계를 어떻게 변화시킬 것인가에 대한 연구는 상대적으로 많은 관심을 끌지 못하였다. 이는 아마도 많은 학자들이 금융통합에서는 국가 간의 거리와 같은 지리적 조건들이 크게 중요하지 않다고 생각하기 때문으로 보인다: 국제 금융거래에서 거래국 간의 거리에 비례하여 거래비용, 정보비용 등이 증가하는 것이 아니라면 금융자산을 가까운 국가들과만 거래할 필요가 없다.

그러나 이러한 일반적인 예상과는 달리 국가 간 환율변동폭(exchange rate volatility)을 조사해 보면 같은 교역지역에 속한 국가들 간의 환율변동폭이 역외 국가들과의 변동폭에 비해 상당히 낮음을 발견하게 된다. 예를 들어, Frankel and Wei(1993)는 각국의 역내국들과 역외국들에 대한 로그월별 환율을 1차차분 시킨 결과 얻어지는 표준편차를 <표 1>과 같이 정리하였는데, 이를 통해 우리는 EC와 APEC의 역내 환율변동폭의 정도는 역외 변동폭의 대체로 10% 정도임을 짐작할 수 있다. 이러한 경향은 환율변동폭의 상승이 지역간 교역에 부정적인 영향을 미치므로, 많은 국가들이 자신들의 통화를 역내 주요 통화와 연계시켜 변동폭을 줄이려 하기 때문으로 해석되며, 유럽공동체의 1999년 通貨統合(currency blocs)이 그 좋은 예라 하겠다.

<표 1> 월별 환율의 평균변동폭(volatility) (1990년 자료)

지역 관계	서 반 구 (western hemisphere)		EC		APEC	
	자료수	평균값	자료수	평균값	자료수	평균값
지역 내 국가들과의 관계	36	0.0092027	45	0.00018748	28	0.00039396
지역 외 국가들과의 관계	344	0.0063593	375	0.0024069	308	0.0024002
세계 평균	0.0037581					

주 : 1) 변동폭은 월별 환율로그값의 1차 차분에 대한 표준편차임.

2) 서반구(western hemisphere)국가 중 9개국, 그리고 EC와 APEC에는 각각 10개국, 8개국이 계산에 포함되었음. Western Hemisphere의 지역내 국가와의 자료수는 $\binom{9}{2} = 36$ 이며, 다른 지역도 같은 방식으로 계산됨.

Chinn and Frankel(1995)은 동남아시아 국가들의 이자율이 미국과 일본의 이자율 중 어느 쪽에 의해 결정되는지에 대해 관심을 가졌다. 각국 이자율에 대한 경제대국들의 영향관계를 알게 되면 국제자본거래에서의 국가별 소속관계가 파악되므로 이러한 자본통합에 대한 분석 역시 실질적인 금융통합의 형성 여부에 대한 연구가 필요하다.

경제통합이 현실화되기 위해서는 지역별로 무역통합뿐만 아니라 금융통합도 함께 성립되어 서로 적절히 연계되어야 할 것이다. 본 연구에서 우리는 이미 많은 연구에서 주장되고 있는 무역통합부분을 기정사실로 받아들이고, 과연 지역별로 금융통합이 형성될 가능성이 있는지를 통화통합과 자본통합의 관점에서 살펴보고자한다.¹⁾²⁾ 만일 지역주의 확대현상이 확인된다면 서반구 국가들의 금융시장은 미국의 달러와 이자율, 유럽지역은 독일의 마르크와 이자율, 그리고 동남아시아 국가들은 일본과 연계되어 있으리라 예상된다.

II. 模型과 推定方法

1. 基本模型

지역별 금융관계를 조사하기 위하여 우리는 먼저 세계 각국의 통화가 미국, 일본, 독일 중 어느 국가의 영향을 받고 있는지를 측정하여 보았다. 환율변동폭이 클 경우 상품교역은 부정적인 영향을 받게 되므로 <표 1>에서 볼 수 있듯이 많은 국가들은 같은 지역 내 국가들과의 환율수준이 안정적으로 유지되도록 노력하게 된다. 따라서 자국의 통화를 그 국가가 속한 지역의 주요 통화에 연계시키

-
- 1) 현재까지 금융통합이 공식적으로 성립된 지역은 유럽 한 곳에 불과하므로, 본 논문에서 의미하는 금융통합이란 공식적인 금융통합이기보다는 어떤 지역의 국가들이 금융적으로 밀접하게 관계되어 있어 가까운 장래에 그 지역에 금융형태의 통합이 형성될 가능성이 있음을 의미한다.
 - 2) 무역통합에 대한 실증적 연구는 이미 상당한 수준에 이르고 있으며, 관심 있는 분들은 예를 들어, 함시창(1996, 1997)의 참고문헌들을 살펴볼 수 있겠다. 이에 비하여 금융통합에 대한 연구는 현재 Frankel과 그의 공저자 등에 의해 시작되는 단계이다. Frankel(1991)은 동남아시아에서 일본이 엔블록(Yen Bloc)을 형성하고 있는지 관심을 가졌으며, Frankel and Wei(1993)은 basket peg 제도를 따르는 국가들의 통화별 비중을 실증적으로 분석하였고, 특히 유럽지역에서의 통화블록의 성립 여부를 조사하였다. 그리고 Chinn and Frankel(1995)은 태평양 연안국가들의 이자율들이 서로 연계되어 있는지, 과연 세계 이자율수준에 수렴되고 있는지에 대해 조사하고 있다.

는 경향이 높아질 수 있는데 이 경우 미국 달러화는 서반구 국가들에, 엔화는 동남아시아 국가들에, 그리고 독일 마르크화는 유럽지역 국가들에 영향을 주는 지역별 통화통합의 성립을 예상할 수 있다.

통화통합에 대한 분석을 위해 우리는 각 국가들과 주요 3개국 사이에 購買力平價(purchasing power parity)가 장기적으로 성립하는지의 여부를 조사하였다. 즉, 일종의 一般的 購買力平價(generalized purchasing power parity)로 해석되는 식 (1)을 통하여 각 국가들과 미국, 독일 그리고 일본 사이에 공적분관계가 성립하는지를 분석해 보았다.³⁾

$$VC_{it} = \beta_0 + \beta_1 VC_{Ut} + \beta_2 VC_{Gt} + \beta_3 VC_{Jt} + u_{it} \quad (1)$$

여기서 VC_{it} 는 국가 i 의 t 기에서의 實質通貨價值(real value of currency)의 로그값을, 그리고 VC_{Ut} , VC_{Gt} , VC_{Jt} 는 미국, 독일 그리고 일본의 로그실질 통화가치를 각각 의미한다. 식 (1)에서의 통화가치계산을 위한 기준(numeraire)으로서 우리는 각국의 스위스 프랑화에 대한 환율을 선택하였다.⁴⁾ S_{it} 를 i 국의 t 기에서의 스위스 프랑에 대한 명목환율, 그리고 P_{it} 를 i 국의 t 기에서의 소비자물가지수라 하면 VC_{it} 는 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$VC_{it} = \ln(S_{it}) - \ln\left(\frac{P_{it+1}}{P_{it}}\right)$$

만일 VC_{it} 와 VC_{Ut} , VC_{Gt} , VC_{Jt} 사이에 공적분이 존재한다면 이는 국가 i 와 미국, 독일 그리고 일본의 통화가치들이 장기적으로 균형관계가 있음을 의미한다. 식 (1)에서 β_i 는 장기탄력성(long-run elasticity)을 의미하므로, 예를 들어 서반구지역에 속하는 국가 i 에 대한 추정에서 β_1 은 유의한 반면 β_2 와 β_3 가 유의하지 않거나 그 크기가 무시될 정도로 작다면, 이는 국가 i 의 통화가 주로 미국의 달러와 균형관계를 이루고 있음을 뜻한다. 그리고 만일 대부분 서반구국가들 통화가 미국의 달러로부터 가장 큰 영향을 받고 있다면 서반구지역에 미국을 주축으

3) Enders and Hurn(1994) 참조.

4) Frankel(1991)은 계산기준으로 어느 통화를 선택하느냐는 크게 중요하지 않다고 주장하였다. 그러나 우리가 본 연구에서 스위스 프랑과 영국 파운드, 그리고 SDR(Special Drawing Rights)를 기초로 분석해 본 결과 상당한 차이를 발견하였다. 다만 그 차이에 의해 지역 금융통합에 대한 결론이 크게 바뀌는 것은 아니므로, 우리는 가장 안정적인 통화라 할 수 있는 스위스 프랑에 대한 결과만을 본 연구에 보고하였다.

로 하는 지역별 통화통합이 실제로 형성되고 있다고 주장할 수 있겠다.

환율의 경우 수준(level)에 대한 이해뿐만 아니라 주요 국가들의 통화가치가 변화할 때 자국 통화가치가 어떻게 변화하는가에 대해 파악하는 것도 중요하므로 우리는 식 (2)와 같은 각 통화가치의 변동폭에 대한 분석도 시도하였다.⁵⁾ 이 경우 각 변수들은 안정적 시계열이 되므로 식 (2)는 최소자승법으로 추정할 수 있다.

$$\Delta VC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta VC_{Ut} + \beta_2 \Delta VC_{Gt} + \beta_3 \Delta VC_{Jt} + u_{it} \quad (2)$$

i 국에 대한 계산에서 역시 β_1 은 유의하나 다른 계수들이 유의하지 않다면 i 국은 미국과 통화통합을 이루고 있다고 판단되므로 식 (1)에서와 마찬가지로 식 (2)에서의 계수의 크기 역시 통화통합의 한 증거로 고려될 수 있다. 최근까지 많은 국가들이 자국의 통화를 공식적 또는 실질적으로 주요 통화 바스켓에 연계시키면서도 각 통화들의 주요 통화들에 대한 비중(weight)을 공표하지 않고 있는데, 식 (2) 계수들은 실질 비중에 대한 추정치이므로 이 국가들의 환율 정책을 이해해 볼 수 있겠다.

금융통합에 대한 분석에는 각국 이자율과 미국, 독일, 일본의 이자율관계에 대한 연구, 즉 자본통합에 대한 연구도 포함되어야 한다. 지역 내 국가들의 실질 이자율수준이 경제대국들의 이자율에 연계된다면 각 통화당국의 독립성은 축소 되겠지만 투자에 대한 자금조달이 쉬워지는 이점이 있다. 이자율관계 분석을 위해 사용되는 기본식들도 위의 환율의 경우와 비슷한 형태들을 가진다. 먼저 우리는 식 (3)으로부터 계산된 w_{ijt} 의 안정성 여부에 대한 검정을 통하여 국가 i 와 미국, 독일, 일본 사이에 實質利率平價(real interest parity)가 성립하는지를 분석하였다.

$$w_{ijt} = r_{it} - r_{jt} \quad j = U, G, J \quad (3)$$

여기서 r_{it} 와 r_{jt} 는 각각 t 기에서의 국가 i 와 j 의 단기 실질복리이자율(continuously compounded interest)로, i_t 를 명목이자율이라 할 경우 $\ln(1 + i_t) - \ln(P_{t+1}/P_t)$ 로 계산된다. 그러나 기존 연구들에서 두 국가 간의 실질이자율 평가가 기각되는 경우가 많았으므로, 우리는 본연구에서 일종의 一般的 實質利率

5) 식 (1)의 공적분계산에 의한 결과와 비교분석하려는 것도 식 (2)를 고려하는 또 하나의 이유이다.

率平價(generalized real interest parity)식이라 할 수 있는 식 (4)도 함께 고려하였다.

$$r_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_{Ut} + \beta_2 r_{Gt} + \beta_3 r_{Jt} + u_{it} \quad (4)$$

r_{it} , r_{Ut} , r_{Gt} , r_{Jt} 는 각각 t 기에서의 국가 i , 미국, 독일 그리고 일본의 단기 실질복리이자율이다. 만일 공적분이 존재하고 $\beta_1 = 1$, $\beta_2 = \beta_3 = 0$ 라고하면 국가 i 와미국 사이에 실질이자율평가가 성립되게 된다. 식 (4) 대신 이자율의 변화 정도를 분석하고자 할 경우는 식 (5)를 사용할 수 있다.

$$\Delta r_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta r_{Ut} + \beta_2 \Delta r_{Gt} + \beta_3 \Delta r_{Jt} + u_{it} \quad (5)$$

2. 研究資料

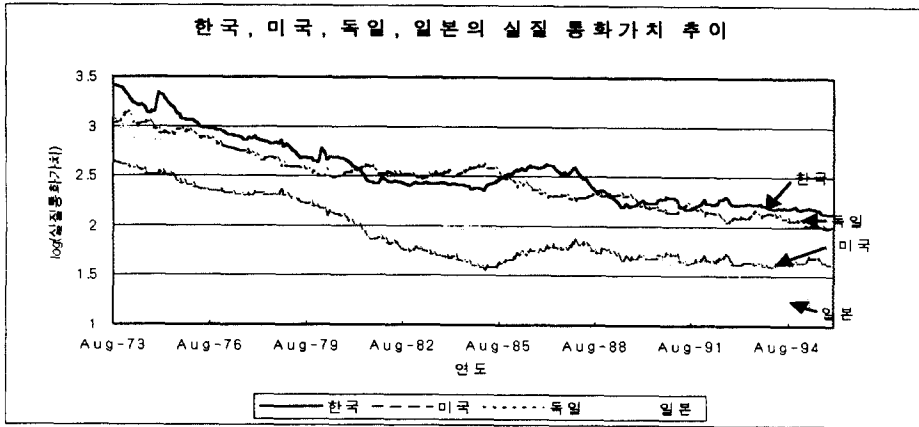
지역별 금융통합에 대한 연구결과는 적절한 자료들의 수집에 의존하게 된다. 우리는 1973년 8월부터 1995년 12월까지의 세계 45개국의 스위스 프랑에 대한 실질환율과 실질이자율 자료를 IMF의 IFS(International Financial Statistics)테이프를 통하여 수집하였다.⁶⁾ 다만 IFS테이프에는 각국의 달러에 대한 명목환율(line AE)만이 기록되어 있으므로, 우리는 이를 달러의 스위스 프랑에 대한 환율로 나누어 각국의 스위스 프랑에 대한 명목환율을 구하였다. 실질환율이 필요한 경우는 명목환율에 소비자물가지수(line 63)를 차감시켜 계산하였으며, Australia와 Ireland처럼 소비자물가지수 자료가 없는 경우 도매물가지수(line 64)가 사용되었다. 각국의 단기이자율에 대한 자료로는 주로 money market rate(line 60b)와 Treasury bill rate(line 60c)이 고려되었으나, 이들에 대한 자료가 없는 경우 discount rate/bank rate(line 60)이나 lending rate(line 60p)도 사용되었다. 우리의 자료에 포함된 45개국의 국가명, 사용된 단기이자율과 물가수준의 종류 등은 <표 2>에 정리되어 있으며, 이 밖에도 IMF에서 공식적으로 발표한 (IFS의 exchange rate arrangements 부분) 각국의 환율제도도 참고로 분류해 놓았다.

6) 가능한 한 많은 국가들에 대한 자료를 수집하려 하였으나 많은 경우 수집이 불가능하거나 자료의 질에 문제가 있어 이들 45개국만 선정되었다. 선정된 국가들 중에도 남미와 아프리카 국가들 대부분과 Israel 등은 조사기간 동안 극심한 인플레이션을 겪는 등 문제가 많으므로 연구 결과의 분석에 신중을 기해야 할 것이다.

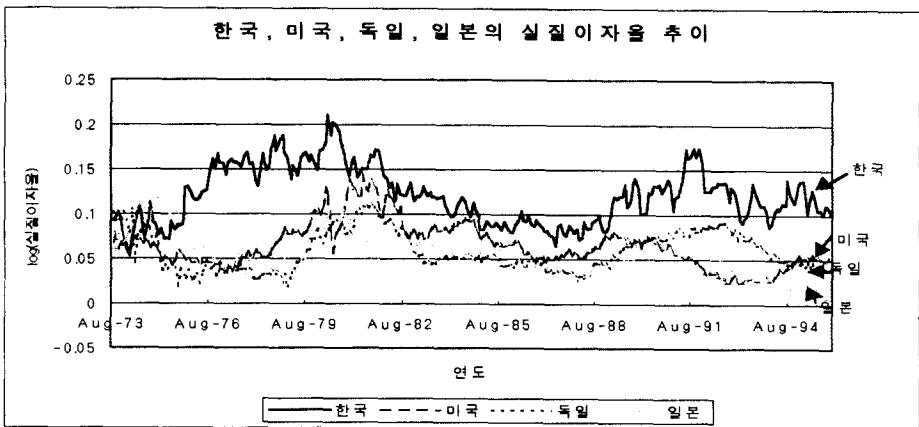
〈표 2〉 연구에 사용된 국가명과 그 나라의 환율제도, 단기이자율, 그리고 물가수준 내용

지 역	국 가	환 율 제 도	단기이자율	물 가
North America	Canada	독자적인 변동환율제도	treasury bill rate	cpi
	Mexico	독자적인 변동환율제도	treasury bill rate	cpi
	US	독자적인 변동환율제도	treasury bill rate	cpi
South America	Bolivia	독자적인 변동환율제도	lending rate	cpi
	Chile	관리변동환율제도	lending rate	cpi
	Columbia	관리변동환율제도	discount rate	cpi
	Ecuador	관리변동환율제도	discount rate	cpi
	Uruguay	관리변동환율제도	dending rate	cpi
	Venezuela	관리변동환율제도	discount rate	cpi
Western Europe	Austria	European Monetary System	money market rate	cpi
	Belgium	European Monetary System	treasury bill rate	cpi
	Denmark	European Monetary System	money market rate	cpi
	Finland	European Monetary System	money market rate	cpi
	France	European Monetary System	treasury bill rate	cpi
	Germany	European Monetary System	money market rate	cpi
	Greece	관리변동환율제도	discount rate	cpi
	Iceland	통화군연동제도	discount rate	cpi
	Ireland	European Monetary System	money market rate	wpi
	Italy	European Monetary System	money market rate	cpi
	Netherlands	European Monetary System	money market rate	cpi
	Norway	관리변동환율제도	money market rate	cpi
	Portugal	European Monetary System	treasury bill rate	cpi
	Spain	European Monetary System	money market rate	cpi
	Sweden	독립변동환율제도	treasury bill rate	cpi
	Switzerland	독립변동환율제도	money market rate	cpi
	UK	독립변동환율제도	treasury bill rate	cpi
East Asia	Japan	독자적인 변동환율제도	money market rate	cpi
	Korea	관리변동환율제도	money market rate	cpi
	Malaysia	관리변동환율제도	money market rate	cpi
	Philippines	독자적인 변동환율제도	treasury bill rate	cpi
	Singapore	관리변동환율제도	money market rate	cpi
	Thailand	독자적인 변동환율제도	money market rate	cpi
Oceania	Australia	독자적인 변동환율제도	treasury bill rate	wpi
	New Zealand	독자적인 변동환율제도	discount rate	cpi
Middle East	India	독자적인 변동환율제도	money market rate	cpi
	Israel	관리변동환율제도	lending rate	cpi
	Pakistan	관리변동환율제도	money market rate	cpi
	Turkey	관리변동환율제도	discount rate	cpi
Africa	Egypt	관리변동환율제도	discount rate	cpi
	Ghana	독자적인 변동환율제도	discount rate	cpi
	Kenya	독자적인 변동환율제도	treasury bill rate	cpi
	Nigeria	단일통화연동제도(달러)	discount rate	cpi
	S. Africa	독자적인 변동환율제도	treasury bill rate	cpi
	Tunisia	관리변동환율제도	discount rate	cpi

<그림 1> 한국, 독일, 일본, 미국의 스위스 프랑에 대한 실질 통화가치 추이



<그림 2> 한국, 독일, 일본, 미국의 단기실질이자율 추이



우리는 이들 중 한국, 독일, 일본 그리고 미국의 스위스 프랑에 대한 실질환율을 <그림 1>에, 그리고 그들의 실질이자율을 <그림 2>에 각각 그려 보았다.⁷⁾ 이 그림들은 상당한 기간 미국, 독일, 일본의 실질통화가치와 실질이자율들의 움직임에 차이가 있음을 보여 주는데, 세계 금융시장에서의 이들 간의 긴밀한 연계성을 고려해 볼 때 의외라 하겠다. 한국의 통화가치는 1980년대 후반에 이르러 그런대로 주요국들의 통화가치와 같은 방향으로 움직이고 있으나, 한국의 실질이

7) <그림 1>의 작성에서 각국 통화가치의 수준을 한국 통화가치의 수준과 비슷하게 하기 위하여, 달러화의 스위스 프랑화에 대한 환율에 6, 마르크화의 스위스 프랑화에 대한 환율에 6, 그리고 엔화의 스위스 프랑화에 대한 환율에 1을 각각 더하였다.

자율은 그 수준과 변동방향에서 이 국가들과 차이가 나고 있어 아직 한국 금융 시장의 국제화 정도는 높다고 할 수 없었다.⁸⁾

3. 研究方法

두 국가가 같은 금융통합에 속해 있다면 이들의 금융현상에 동일한 기본변수(fundamental variables)들이 함께 적용되므로, 두 국가 간의 환율과 이자율의 차이가 안정적이거나 이들 관계에 공적분이 존재하여야 한다. 공적분계산을 위해서는 먼저 식 (1), (3) 그리고 (4)에서의 변수들이 不安定時系列(nonstationary time series)인지를 분석할 필요가 있다. 어떤 시계열 y_t 의 안정성 여부는 식 (6)

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + u_t, \quad t=1, \dots, T \quad (6)$$

에서 $\gamma=0$ 의 가설을 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 또는 PP(Phillips-Perron)방법 등으로 검정함으로써 이루어진다. 이 식에서 시차 k 는 일반적으로 AIC(Akaike Information Criterion)와 SBC(Schwarz Bayesian Criterion)를 통하여 결정되는데, 본 연구에서는 월별 자료가 사용되는 특성상 k 의 후보를 12, 24, 36 등으로 제한하였다.

식 (1)과 식 (4)의 분석에서는 多變量共積分(multivariate cointegration) 回歸方式이 고려된다. 우리가 사용할 공적분모형은 Johansen(1988, 1991) 그리고 Johansen and Juselius(1990, 1992)에 기초된 것으로 다음과 같이 정리해 볼 수 있다.

Z_t 를 p 개의 불안정적 시계열(일반적으로 $I(1)$)로 이루어진 벡터라 하고 다음과 같은 VAR(k)의 추정에 관심을 가지고 있다고 하자.

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + \mu + u_t, \quad t=1, \dots, T \quad (7)$$

식 (7)을 오차수정모형(error correction model)으로 전환하면 식 (8)의 형태를 취하게 된다.

8) <그림 1>에서의 각 통화가치의 변화는 스위스 프랑에 대한 특수한 결과로, 예를 들어 영국 파운드화를 기초통화로 할 경우 이들 4개국 통화가치 변화형태의 차이점이 더욱 분명해진다.

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \mu + u_t, \\ t = 1, \cdots, T \quad (8)$$

이 식에서 $\Gamma_1, \Gamma_2, \dots, \Gamma_{k-1}, \Pi$ 는 $p \cdot p$ 인 미지의 계수 행렬들로서

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_i) \quad i = 1, \dots, k-1, \text{ 그리고}$$

$\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \cdots - A_k)$ 가 된다. 행렬 Π 의 階數 γ 가 $0 < \gamma < p$ 인 경우(reduced rank), Π 는 임의의 $p \cdot r$ 행렬인 α 와 β 로 분해될 수 있다.

$$H_1(r) : \Pi = \alpha \beta' \quad (9)$$

이때 γ 는 공적분계수로 정의되며, 공적분관계를 의미하는 $\beta' Z_t$ 는 안정적 시계열이 된다. r 의 값은 행렬 Π 의 特性根(characteristic roots)들 중 有意한 근의 수를 조사함으로써 계산되는데, Johansen 등은 다음과 같은 두 가지 검정통계량을 제안하고 있다.

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \lambda_i) \quad (10)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (11)$$

위 두 식들은 각각 trace통계량, λ_{max} 통계량이라 하며 여기서 λ_i 는 Π 의 추정된 특성근의 값을 의미한다. 식 (10)은 r 개 또는 그 이하의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설과 일반적인 대립가설의 비교, 그리고 식 (11)은 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 귀무가설 (9)에 대해 $r+1$ 개의 공적분벡터가 존재한다는 대립가설의 비교에 각각 사용될 수 있다. 다변량 시계열의 경우에도 시차의 차수가 어떻게 결정되는가에 따라 결과가 달라지게 되는데, 우리는 먼저 안정적인 VAR모형을 전제로 AIC와 SBC를 통하여 시차를 결정하고, 이를 불안정 VAR모형에 원용하는 방식으로 시차 k 를 계산하였다.

III. 實證分析

본격적인 분석에 앞서 본 연구에 사용된 자료들의 다음 몇 가지 문제점들을 지적할 필요가 있다. 첫째, 우리의 추정기간인 1973년 8월부터 1995년 12월까지가 과연 불안정성 여부를 분석하는 데 충분할 만큼 긴 기간인가 하는 점이다. 둘

째, 추정기간이 1973년 8월부터 시작되는 것은 이 때부터 선진국 등에서 변동환율제가 본격적으로 도입되었기 때문이나, 1990년도에 이르러서야 변동환율제도를 도입하는 국가들의 수도 많아 환율구조가 국가마다 다른 어려움이 있다. 셋째, 실질환율과 이자율들이 자본시장 외의 요인에 의해서도 결정될 수 있음을 고려하여야 한다. 이러한 문제점들은 기존 연구들에서도 마찬가지로 지적되었으나, 현재로는 우리 연구의 한계를 인정하고 결과해석에 신중을 기할 뿐 다른 해결방법이 없다고 하겠다. 시차 k 는 통화가치 추정의 경우 대부분의 국가에 대해 24로, 그리고 이자율 추정의 경우에는 12로 결정되었으며, 일부 다르게 추정된 국가들은 해당 표들에 (*)를 사용하여 구분하였다.⁹⁾

1. 실질환율관계

<표 3>은 각국의 실질통화가치가 미국, 독일 그리고 일본의 실질통화가치의 변화에 의해 어떠한 영향을 받는지를 Johansen의 다변량공적분모형에 의하여 계산한 결과이다. <표 3>의 계산을 위하여 우리는 우선 미국, 독일 그리고 일본의 실질통화가치 사이에 공적분관계가 있는지를 살펴보고 이를 기각하는 결과를 얻었다. 만일 세 나라 사이에 공적분 관계가 존재한다면 이는 그들 간에 이미 통화통합이 성립될 수 있음을 의미하므로 이들 중 한 나라가 주축이 되는 지역별 통화통합에 대한 연구는 의미가 없게 된다. 그럼에도 불구하고 어떤 국가 i 와 미국, 독일 그리고 일본 간에 공적분이 존재한다면 이는 이들 네 나라로 이루어진 통화통합을 의미하며, 여기서 추정된 계수의 크기에 따라 주 영향을 주는 통화를 파악할 수 있다. 예를 들어, 오스트리아 쉐링은 미국의 달러화와 일본의 엔화로 부터 영향을 거의 받지 않는 반면, 독일 마르크화에 대한 계수는 0.94로 유의하므로, 오스트리아는 독일과 균형환율을 이루려는 정책을 유지하고 있으며, 따라서 독일이 주축이 되는 통화통합에 속해 있다고 해석된다. 물론 캐나다의 경우처럼 두 나라 이상의 통화가치와 관계 있는 국가들의 수도 상당히 있으나 대부분 주 통화의 영향에 비하여 기타 통화들의 영향이 차이가 나므로, 파악되는 주 통화를 <표 3>에 밑줄로 표시하였다.

<표 3>의 내용을 통화통합이라는 관점에서 정리하여 보면 우선 EU 국가들의

9) 45개국의 실질환율과 단기실질이자율은 ADF와 PP방식을 통하여 모두 불안정(non-stationary)시계열임이 확인되었다.

통화는 일반적인 예상대로 독일 마르크와 밀접한 관계를 가지고 있음을 알 수 있다. EU에 속하는 15국가들(Swiss 제외) 중 마르크의 영향하에 있는 국가는 13개국(Austria, Belgium, Denmark, Finland, France, Ireland, Italy, Netherlands, Norway, Portugal, Spain, Sweden, UK)이며, Greece만 달러화의 영향을 받고 있어 독일의 마르크가 EU체제의 중심통화임이 쉽게 파악된다. 유럽국가들의 통화화에 대해 달러는 마르크 다음의 영향을 주고 있으나 그 정도는 상당히 낮다. 유럽을 제외한 다른 지역들에서의 중심통화는 대체로 미국의 달러화로 분류될 수 있다. 미국 달러가 현재 세계 중심통화이므로 달러의 영향이 큰 것은 당연하다고 여겨지나, 남미나 아프리카국가들의 추정결과는 이들 국가들의 이 기간중의 극심한 인플레이션을 고려하여 해석에 주의해야겠다. 각국의 통화가치에 가장 큰 영향을 미치는 통화는 <표 7>에 대륙별로 정리되어 있다.¹⁰⁾

<표 3>에서의 추론을 뒷받침하기 위하여 우리는 식 (2)를 전체기간(1973:8-1995:12), 1980년대 이후(80:1-1995:12), 그리고 1990년대(1990:1-1995:12)로 나누어 최소자승법으로 분석한 뒤 그 결과를 <표 4>에 정리하였다. <표 4>에서 우리는 이들 계산이 차분관계에 대한 회귀분석이며, 변수의 수가 세 개에 국한됨에도 불구하고 R^2 값이 일반적으로 매우 높다는 사실에 주목하게 된다. 특히 선진국들의 R^2 값은 0.7-0.8인 경우가 대부분이어서 식 (2)는 선진국 통화가치의 변동분을 분석하는 데 매우 적합한 관계식으로 생각된다. 높은 R^2 을 전제로 우리는 각국의 통화가치는 주로 한 국가의 통화가치의 변동에 의하여 결정되고 있음을 주장해볼 수 있다. 유럽국가들의 통화가치 변화는 달러나 엔화의 변동에 관계없이 독일 마르크화의 변화에만 거의 의존하며, 기타 세계 모든 국가들은 미국 달러화의 변화로부터 주로 영향을 받고 있다. 주 통화의 영향력도 매우 높아, 예를 들어 달러가치의 변화에 대한 한국 원화가치의 변화계수는 거의 0.95에 이르고 있다. 우리는 이러한 각국 통화가치의 주 통화에 대한 의존도가 변동환율제의 정착에 따라 줄어들고 있는지를 살펴보기 위하여 추정기간을 1980년 이후와 1990년도 이후로 나누어 분석해 보았으나, 그러한 경향이 거의 변함이 없거나 일

10) <표 3>에는 일본 엔화가 대부분 국가들에 부의 영향을 주는 등 일반적 예상과 다른 부분도 있으나, 유럽금융통합과 같은 실제적인 상황이 분명히 지적되는 점에 미루어 그 결과에 대해 상당한 신뢰를 부여하여도 무리가 없겠다. 일본 엔화의 부정적인 영향은, 예를 들어 유럽통화들이 마르크화와 균형을 이루는 반면, <그림 1>에서 볼 수 있듯이 엔화와 마르크화가 상당 기간 서로 다르게 움직이고 있으므로 마르크와 균형을 이루는 국가들의 통화와도 역시 다르게 움직인 결과이지 않을까 생각해 본다.

부 국가의 경우 주 통화의 영향이 오히려 증가하고 있음을 발견하였다. 고정환율제에서 변동환율제로의 전환을 선언한 한국도 예외는 아니어서 과거(고정환율제)와 최근(변동환율제) 모두 세 나라 통화의 영향력은 거의 차이가 없다. 이처럼 <표 3>과 <표 4>는 각국 통화가치에 주 영향을 주는 기축통화가 존재하며, 또 그 경향이 크게 변화하지 않음을 보여 주고 있으므로, 이러한 추이를 통해 각국 통화가치 변화분이 어떻게 움직일 것인지를 예측하는 것도 흥미 있다 하겠다. 또한 <표 2>에서 여러 통화와의 복수통화바스켓제도 또는 독립적인 변동환율제도로 정리된 국가들의 대부분이 실제로는 미국, 독일 그리고 일본 중 어느 한 나라의 환율에만 지나치게 의존하고 있는 경우가 많아 각국에서 공식적으로 선언한 환율제도와 그 운영에는 괴리가 있음을 추측할 수 있었다.

세계경제에서의 일본의 중요성이 지속적으로 높아짐에도 불구하고, 일본 엔화의 역할이 그다지 두드러지지 않음도 흥미 있는 사실이다. 특히 우리는 동남아시아에 대한 일본의 집중적인 투자에 비추어 동남아시아 국가들의 엔화에 대한 높은 선호도를 기대하였으므로 이는 예상 외의 결과였다.¹¹⁾ 그 원인은 아마도 대부분의 동남아시아 국가들이 엔화결제 교역보다는 달러결제 교역을 선호하고 있기 때문으로 생각된다. 동남아시아 국가들이 달러결제를 선호하는 것은 석유 등 원자재를 포함한 세계교역의 대부분이 달러로 결제되고 있으며, 교역의 상당 부분이 미국과 이루어지고 있기 때문으로 이해되나, 무엇보다도 일본 자신이 자국 경제에 대한 불안한 영향을 염려하여 엔화의 국제화를 스스로 기피하고 있는 것이 큰 원인이 아닌가 여겨진다.

결국 <표 3>과 <표 4>는 유럽은 마르크화에 의하여 공식적으로, 그리고 서반구는 달러에 의하여 실질적으로 통화통합이 이루어지고 있으나, 동남아시아는 사실상 달러통합하에 있어 아직은 그 지역통화에 기초하는 지역별 통화통합이 성숙되지 않음을 보여 준다고 하겠다. 다만 이들 표와 <표 7>의 경향을 종합해 볼 때 일본 중심의 동남아시아 국가들만의 금융통합보다는 APEC과 같은 아시아·태평양지역 국가들이 달러 주축의 통합을 선호할 가능성을 배제할 수 없으며, 이는 <표 1>의 APEC지역에 대한 결과에 대한 한 가지 해석이 될 수 있겠다.

11) 동남아시아 국가들의 환율에 대하여 엔화의 영향이 크지 않음은 본 연구에서만 뿐만 아니라 Frankel(1991)과 Frankel and Wei(1993) 등에서도 지적되고 있다.

2. 단기 실질이자율관계

우리는 각국별로 미국, 독일 그리고 일본 간에 실질이자율평가가 성립되고 있는지를 검정하기 위하여 식 (3)의 안정성 여부를 ADF와 PP를 통하여 분석하였다. 그 결과 42개국 중 상당수의 국가들에서 안정적인 w_{ijt} 를 발견하고, 그 내용을 <표 5>에 정리하였다.

<표 5>에 의하면 세계 단기 실질이자율에 가장 영향을 미치는 국가는 독일로, 전체 42개국 중 25개 국가의 단기 실질이자율이 독일의 단기 실질이자율과 공적분관계를 가지고 있다. 이 25개국에는 대부분의 유럽국가뿐만 아니라 한국 등 여러 동남아시아 국가들도 포함되어 있다. 특히 한국의 단기이자율이 미국이 아니라 독일의 영향을 받고 있다는 점은 우리의 예상과 다르지만, <그림 2>에서 볼 수 있듯이 1980년대 이후 한국의 이자율은 미국보다는 독일이나 일본의 이자율에 가깝게 움직이고 있는 점에서 이해될 수도 있다. 미국의 경우 오스트레일리아, 캐나다 그리고 몇 유럽국가들과 안정적 관계를 유지할 뿐 전체적으로 세계 이자율의 공동추세와는 차이가 있어 보이며, 일본 단기 이자율의 영향력은 더욱 적다고 할 수 있다. <표 5>의 결과를 받아들인다면 지금까지 많은 연구들에서 이자율평가가 부정된 이유 중의 하나는 일반적으로 미국과 일본 실질이자율과의 관계만 다루어졌기 때문이지 않을까 생각된다: 예를 들어 Chinn and Frankel(1995)은 동남아시아 국가의 실질이자율들이 미국과 일본의 실질이자율 중 어느 것과도 공적분관계를 가지지 않는다는 결론을 얻고 있는데, 만일 독일의 이자율도 분석에 포함되었다면 더욱 흥미 있는 결과를 얻었을 수도 있었을 것이다. 다만 왜 세계의 많은 이자율이 미국이나 일본의 이자율 대신 독일의 이자율과 공동추세를 유지하는지에 대해서는 앞으로 더 많은 분석이 이루어져야겠다.

<표 6>은 각국의 단기 실질이자율과 미국, 독일 그리고 일본의 단기 실질이자율 사이에 공동추세가 존재하는지를 Johansen모형으로 계산한 결과이다. <표 6>의 계산에서도 우리는 미국, 독일 그리고 일본의 실질이자율들 간에 공적분이 없음을 확인하였으므로, 국가 i 와 이들 세 나라의 실질이자율 사이에 공동추세가 존재한다면 역시 국가 i 와 세 나라 자본시장의 밀접한 관계를 의미한다고 하겠다. 세국가중 어느 국가의 이자율 계수값이 가장 높으나에 따라 주 이자율이 선택되었으나, 두 이자율 이상의 영향을 받는 국가들의 수가 많으므로 우리가 기대한 지역별 자본통합은 아직은 제한적인 지역에서만 성립되고 있다고 생각된다.

<표 6>에서도 역시 우리는 독일 단기이자율의 영향력에 주목하게 된다. Iceland, Norway 그리고 영국을 제외한 나머지 EU국가들의 단기 실질이자율이 독일의 단기 실질이자율에 의존하고 있음은 당연하다고 하겠으나, 많은 다른 지역국가들도 독일의 단기이자율을 중심이자율로 선택되고 있음은 뜻밖이다. 미국 이자율이 주 영향을 미치고 있는 지역으로는 북미지역과 오세아니아 정도로 예상과는 달리 중동, 동남아시아, 심지어 남미지역까지도 독일 이자율이 주 이자율의 역할을 하고 있다. 다만 이들 중에는 독일뿐만 아니라 미국이나 일본의 이자율로부터 영향을 받는 국가도 상당히 있어 국제 간 자금이동이 지역에 국한되어 있지 않음을 짐작하게 한다. 각국에 대한 주 이자율결과도 <표 7>에 대륙별로 정리되어 있다.

이 표들에서의 분석처럼 일부 지역을 제외한 대부분의 자본시장이 독일 단기 실질이자율의 영향을 가장 많이 받고 있다면 지역별 자본통합은 아직까지는 미성숙 단계에 있다고 하겠다.¹²⁾¹³⁾

IV. 結 論

경제통합은 貿易統合과 金融統合 두 과정의 연결로 이루어지게 되는데, 우리는 무역통합이 세계적으로 상당히 이루어지고 있다는 기존 연구들을 바탕으로 본 연구에서 금융통합여부를 분석해 보았다.

유럽지역에서 통화통합이 이미 진행되는 등 지역별 금융통합의 가능성이 높아지고 있는 현재 지역내 국가들의 실질통화가치가 역외 국가들에 대한 실질통화 가치에 비해 얼마나 더 밀접하게 연계되고 있는지, 즉 통화통합이 어느 정도 성숙되는지에 대한 분석은 상당히 중요하다. 또한 각국의 이자율수준이 어느 국가의 이자율변동에 의해 가장 영향을 받는지, 또 그러한 영향들이 연도별로 어떻게 변화하는지에 대한 연구 역시 지역별 자본통합의 이해를 위하여 필요하다.

12) 식 (5)에 대한 분석도 시도되었으나 그 결과가 <표 6>과 크게 다르지 않아 보고를 생략하였다.

13) 우리는 각국의 환율과 이자율들이 안정적이라고 가정하고 식 (1)과 식 (4)를 일반최소자승법(GLS) 등으로 추정하여 보기도 하였는데, 각국들의 금융의존도가 분명히 밝혀져 금융통합의 형성에 대한 긍정적인 결론을 얻기도 하였다(<표 4>를 기초로 그 결과들을 추론할 수 있음). 물론 불안정한 자료들에 최소자승법을 적용하는 것은 옳은 방향이 아니나, 이로 미루어 본 연구결과에서 계수의 크기나 부호가 문제가 되고 있는 경우의 상당한 부분이 혹시 공적분 추정방식들의 불안정성에 기인하지 않았을까 생각해 본다.

만일 금융통합이 지역별로 형성되고 있다면 미주대륙은 미국의 통화가치와 이자율에, 그리고 동남아시아는 일본의 통화가치와 이자율에 의존해야 할 것이나, 본 연구에서 우리는 독일을 주축으로 이미 통합이 예정된 유럽을 제외한다면 아직 지역별 금융통합이 완성되고 있지는 않다는 결론을 얻었다. 먼저 통화가치의 경우 유럽은 마르크화에 의하여 공식적인, 그리고 서반구는 달러에 의하여 실질적인 통화통합을 이루고 있으나, 동남아시아 통화는 사실상 달러화의 영향하에 있는 등 많은 지역에서 지역별 통화통합이 완전하지 않았다. 또한 세계 자본시장들의 대부분에서 독일 단기 실질이자율이 주 영향을 미치고 있어, 각 지역 주요 이자율을 주축으로 하는 지역별 자본통합 역시 파악되지 않았다. 본 연구의 이러한 결론들은 추후 다시 검증되어야 하겠으나 우리의 추측을 받아들인다면 현 단계에서 인위적 또는 제도적으로, 예를 들어 미국을 제외한 동남아국가들만의 금융통합을 시도하는 것은 무리일 수 있다는 생각도 든다. 다만 <표 4> 등에서 볼 수 있듯이 주 영향을 미치는 국가가 분명한 경우가 많아 가까운 장래에 이러한 관계가 주축이 되는 금융통합의 형성(<표 3>과 <표 4>에 따르면 유럽과 APEC 등이 고려될 수 있겠음)은 예상해 볼 수 있겠다. 무역통합의 형성 여부가 거리 등 지리적인 조건들과 관련이 있다면, 금융통합의 경우 지리적 관계뿐만 아니라 역사적 또는 관습적인 관계들에 의해서도 영향을 받으므로 두 통합의 소속 국가들이 항상 일치하지 않을 수 있기 때문이다.

〈표 3〉 각국 통화가치에 대한 미국, 독일, 일본 통화가치의 공적분관계 분석

국 가		공적 분수	미국	독일	일본	국 가		공적 분수	미국	독일	일본
서 반 구	CANADA	1	<u>0.94</u> (0.03)	0.73 (0.10)	-0.14 (0.04)	유 럽	AUSTRIA	1	0.01 (0.01)	<u>0.94</u> (0.02)	0.04 (0.01)
	MEXICO	1					BELGIUM	1	-0.08 (0.05)	<u>2.28</u> (0.13)	-0.48 (0.06)
	BOLIVIA	1	<u>4.29</u> (0.58)	-7.5 (1.50)	-1.51 (0.74)		DENMARK(*)	2	-0.09 (0.05)	<u>2.44</u> (0.12)	-0.44 (0.07)
	CHILE	1	4.12 (0.38)	4.11 (1.18)	-1.64 (0.59)		FINLAND	1	0.60 (0.06)	<u>1.46</u> (0.17)	-0.47 (0.08)
	COLUMBIA(*)	2	<u>3.90</u> (0.39)	0.07 (1.08)	-4.60 (0.45)		FRANCE(*)	1	0.12 (0.06)	<u>2.65</u> (0.15)	-0.61 (0.08)
	ECUADOR	2	<u>5.78</u> (0.84)	-6.83 (2.91)	-6.79 (1.07)		GREECE	1	<u>2.42</u> (0.29)	0.14 (0.94)	-2.97 (0.23)
	URUGUAY(*)	2	2.58 (1.24)	7.50 (3.92)	-13.37 (1.07)		ICELAND	0			
	VENEZUELA	2	<u>4.86</u> (0.47)	-4.83 (1.49)	-4.76 (0.70)		IRELAND(*)	1	0.48 (0.06)	<u>2.68</u> (0.15)	-0.48 (0.07)
동 남 아 시 아	KOREA	1	<u>0.41</u> (0.14)	-0.91 (0.91)	-0.79 (0.11)	럽	ITALY	1	0.68 (0.06)	<u>3.14</u> (0.21)	-0.97 (0.08)
	MALAYSIA	1	<u>0.94</u> (0.07)	-0.23 (0.17)	-0.44 (0.19)		NETHERLANDS	1	0.01 (0.01)	<u>1.25</u> (0.03)	0.03 (0.03)
	PHILIPPINES	2	<u>3.69</u> (0.80)	-4.61 (2.50)	-1.23 (0.50)		NORWAY(*)	1	0.52 (0.04)	<u>1.53</u> (0.10)	-0.73 (0.05)
	SINGAPORE	1	0.22 (0.17)	0.13 (0.24)	0.29 (0.11)		PORTUGAL	2	0.85 (0.19)	<u>4.50</u> (0.58)	-1.48 (0.29)
	THAILAND	1	<u>1.03</u> (0.05)	0.43 (0.14)	-0.54 (0.06)		SPAIN	1	0.40 (0.04)	<u>3.40</u> (0.13)	-1.06 (0.06)
							SWEDEN	2	0.65 (0.10)	<u>1.59</u> (0.37)	-0.90 (0.12)
중 동 아 시 아	INDIA	1	<u>2.25</u> (0.21)	-0.83 (0.57)	-2.33 (0.38)	아 프 리 카	SWITZERLAND	X			
	ISRAEL	0					UK	1	0.84 (0.07)	<u>1.27</u> (0.18)	-0.34 (0.08)
	KUWAIT	1	<u>0.96</u> (0.02)	-0.03 (0.05)	-0.18 (0.02)		EGYPT	1	1.37 (0.61)	<u>4.18</u> (1.70)	-3.75 (0.66)
	PAKISTAN(*)	1	<u>1.65</u> (0.14)	-0.43 (0.50)	-1.90 (0.21)		GHANA	1	<u>7.75</u> (0.99)	-2.68 (2.79)	-10.43 (1.05)
	TURKEY(*)	2	5.62 (0.88)	<u>9.48</u> (1.94)	-10.53 (1.03)		KENYA	2	<u>2.20</u> (0.25)	0.87 (0.63)	-3.58 (0.48)
오 세 아 니 아	AUSTRALIA	1	<u>1.17</u> (0.04)	1.08 (0.11)	-0.75 (0.05)	카	NIGERIA	1	<u>5.16</u> (0.35)	-3.83 (1.01)	-5.87 (0.49)
	NEW ZEALAND	1	1.16 (0.07)	<u>1.69</u> (0.18)	-1.03 (0.08)		SOUTH AFRICA	2	<u>2.47</u> (0.20)	-0.23 (0.54)	-1.75 (0.20)
							TUNISIA	0			

주 : 1) 상수에 대한 결과는 보고되지 않았으며, () 안은 표준오차임.

2) 사용된 시차의 수는 대부분 12이며, 24를 사용하는 경우 국가명 옆에 *를 표시함.

3) 공적분이 존재하지 않거나(공적분의 수가 0) 계산결과가 비현실적인 경우(공적분의 수가 X) 결과가 기록되지 않음.

4) 밑줄친 부분은 주 영향을 미치는 환율을 의미함.

〈표 4〉 각국 통화가치의 변화분과 미국, 독일, 일본 통화가치 변화분의 관계

변 수 국 가		1973:8-1995:12				1980:1-1995:12				1990:1-1995:12			
		미국	독일	일본	adj. R ²	미국	독일	일본	adj. R ²	미국	독일	일본	adj. R ²
서 반 구	CANADA	<u>0.93</u> (0.03)	0.08 (0.05)	0.00 (0.03)	0.88	<u>0.93</u> (0.03)	0.05 (0.07)	0.02 (0.04)	0.88	<u>1.05</u> (0.05)	-0.02 (0.12)	-0.02 (0.06)	0.89
	MEXICO	<u>1.32</u> (0.18)	0.16 (0.36)	-0.25 (0.21)	0.20	<u>1.40</u> (0.19)	0.27 (0.43)	-0.09 (0.22)	0.30	<u>0.97</u> (0.26)	0.20 (0.58)	0.33 (0.26)	0.31
	BOLIVIA	1.69 (0.96)	0.23 (1.90)	-1.59 (1.10)	0.00	2.24 (1.32)	0.54 (3.04)	-2.13 (1.54)	0.00	<u>0.99</u> (0.04)	0.06 (0.10)	0.05 (0.05)	0.92
	CHILE	<u>0.93</u> (0.19)	0.71 (0.37)	0.03 (0.22)	0.16	<u>0.99</u> (0.10)	0.04 (0.22)	0.02 (0.11)	0.45	<u>1.01</u> (0.08)	-0.17 (0.18)	0.17 (0.08)	0.79
	COLUMBIA	<u>0.92</u> (0.03)	0.14 (0.07)	0.06 (0.04)	0.82	<u>0.95</u> (0.04)	0.09 (0.09)	0.07 (0.04)	0.85	<u>0.86</u> (0.08)	0.38 (0.18)	0.15 (0.08)	0.78
	ECUADOR	<u>0.92</u> (0.11)	-0.21 (0.21)	0.12 (0.12)	0.31	<u>0.95</u> (0.13)	-0.61 (0.31)	0.16 (0.16)	0.27	<u>0.91</u> (0.13)	-0.02 (0.28)	0.03 (0.13)	0.54
	URUGUAY	1.95 (0.96)	-1.61 (1.91)	-0.65 (1.11)	0.00	<u>1.32</u> (0.15)	-0.36 (0.34)	-0.44 (0.17)	0.31	<u>1.07</u> (0.12)	-0.24 (0.27)	-0.05 (0.12)	0.61
	VENEZUELA	<u>0.96</u> (0.14)	-0.71 (0.28)	0.03 (0.16)	0.17	<u>0.99</u> (0.19)	-1.26 (0.45)	0.07 (0.23)	0.15	<u>0.94</u> (0.10)	-0.12 (0.23)	-0.11 (0.10)	0.63
동 남 아 시 아	KOREA	<u>0.95</u> (0.04)	0.01 (0.08)	0.04 (0.04)	0.79	<u>0.93</u> (0.04)	-0.09 (0.09)	0.01 (0.05)	0.82	<u>0.95</u> (0.03)	-0.08 (0.07)	0.06 (0.03)	0.96
	MALAYSIA	<u>0.74</u> (0.03)	0.19 (0.05)	0.03 (0.03)	0.83	<u>0.81</u> (0.03)	0.06 (0.07)	0.06 (0.03)	0.87	<u>0.85</u> (0.06)	0.27 (0.12)	0.11 (0.06)	0.87
	PHILIPPINES	<u>1.05</u> (0.06)	0.01 (0.12)	0.01 (0.07)	0.66	<u>1.06</u> (0.08)	0.01 (0.17)	0.05 (0.09)	0.61	<u>1.03</u> (0.10)	0.39 (0.23)	0.01 (0.10)	0.72
	SINGAPORE	<u>0.68</u> (0.03)	0.26 (0.06)	0.04 (0.03)	0.79	<u>0.72</u> (0.03)	0.14 (0.06)	0.10 (0.03)	0.87	<u>0.67</u> (0.04)	0.27 (0.09)	0.14 (0.04)	0.91
	THAILAND	<u>0.91</u> (0.37)	0.15 (0.74)	0.27 (0.43)	0.04	0.90 (0.52)	0.29 (1.19)	0.33 (0.60)	0.02	1.11 (1.54)	1.05 (3.47)	0.64 (1.56)	0.00
중 동 아 시 아	INDIA	<u>0.72</u> (0.05)	0.16 (0.10)	0.12 (0.06)	0.62	<u>0.82</u> (0.06)	0.03 (0.13)	0.11 (0.06)	0.66	<u>1.02</u> (0.14)	-0.25 (0.32)	0.12 (0.14)	0.55
	ISRAEL	<u>1.31</u> (0.83)	0.45 (1.64)	-1.06 (0.95)	0.00	0.53 (0.25)	0.90 (0.57)	0.13 (0.29)	0.06	<u>0.54</u> (0.06)	0.42 (0.14)	0.05 (0.06)	0.72
	KUWAIT	<u>0.73</u> (0.03)	0.21 (0.07)	0.12 (0.04)	0.77	<u>0.69</u> (0.04)	0.26 (0.08)	0.12 (0.04)	0.79	<u>0.82</u> (0.07)	0.14 (0.15)	-0.04 (0.07)	0.77
	PAKISTAN	<u>0.85</u> (0.04)	0.10 (0.07)	0.11 (0.04)	0.78	<u>0.85</u> (0.04)	0.14 (0.09)	0.05 (0.05)	0.80	<u>0.87</u> (0.08)	0.11 (0.17)	0.04 (0.08)	0.77
	TURKEY	<u>0.76</u> (0.12)	-0.07 (0.24)	-0.15 (0.14)	0.15	<u>0.62</u> (0.14)	0.15 (0.32)	-0.07 (0.16)	0.12	<u>0.54</u> (0.19)	-0.07 (0.43)	0.03 (0.20)	0.12
오 세 아 나 아	AUSTRALIA	<u>0.78</u> (0.06)	0.08 (0.11)	0.12 (0.06)	0.56	<u>0.83</u> (0.06)	0.04 (0.15)	0.09 (0.08)	0.58	<u>1.14</u> (0.09)	-0.30 (0.19)	-0.08 (0.09)	0.77
	NEW EALAND	<u>0.61</u> (0.06)	0.17 (0.12)	0.22 (0.07)	0.47	<u>0.64</u> (0.07)	-0.02 (0.17)	0.20 (0.09)	0.43	<u>0.82</u> (0.06)	-0.15 (0.14)	0.14 (0.06)	0.81

주: 1) 상수에 대한 결과는 보고되지 않음.

2) () 안은 표준오차임.

3) 밑줄친 부분은 주 영향을 미치는 환율을 의미함.

〈표 4〉 각국 통화가치의 변화분과 미국, 독일, 일본 통화가치 변화분의 관계 (계속)

변 수 국 가		1973-8-1995-12				1980-1-1995-12				1990-1-1995-12			
		미국	독일	일본	adj. R ²	미국	독일	일본	adj. R ²	미국	독일	일본	adj. R ²
유 럽	AUSTRIA	0.04 (0.01)	<u>0.94</u> (0.03)	-0.01 (0.02)	0.85	0.04 (0.02)	<u>0.93</u> (0.04)	-0.01 (0.02)	0.81	0.05 (0.03)	<u>0.97</u> (0.07)	-0.00 (0.03)	0.77
	BELGIUM	0.01 (0.02)	<u>0.95</u> (0.03)	0.03 (0.02)	0.79	0.01 (0.02)	<u>0.96</u> (0.05)	0.02 (0.02)	0.72	0.04 (0.03)	<u>0.85</u> (0.06)	-0.01 (0.03)	0.76
	DENMARK	0.05 (0.02)	<u>0.89</u> (0.05)	0.05 (0.03)	0.66	0.05 (0.02)	<u>0.89</u> (0.05)	0.00 (0.03)	0.68	0.11 (0.04)	<u>0.70</u> (0.09)	-0.04 (0.04)	0.58
	FINLAND	0.24 (0.04)	<u>0.66</u> (0.08)	0.05 (0.04)	0.47	0.20 (0.05)	<u>0.65</u> (0.11)	0.06 (0.06)	0.35	0.13 (0.11)	<u>0.61</u> (0.26)	-0.05 (0.12)	0.10
	FRANCE	0.09 (0.03)	<u>0.77</u> (0.05)	0.06 (0.03)	0.60	0.06 (0.02)	<u>0.85</u> (0.06)	0.01 (0.03)	0.62	0.07 (0.03)	<u>0.74</u> (0.07)	-0.05 (0.03)	0.67
	GREECE	0.25 (0.06)	<u>0.62</u> (0.11)	0.08 (0.06)	0.29	0.17 (0.07)	<u>0.60</u> (0.15)	0.09 (0.08)	0.20	0.10 (0.08)	<u>0.60</u> (0.18)	-0.01 (0.08)	0.18
	ICELAND	0.32 (0.27)	-0.74 (0.55)	-0.21 (0.31)	0.00	0.44 (0.38)	-1.31 (0.87)	-0.27 (0.44)	0.00	0.22 (0.06)	<u>0.60</u> (0.14)	-0.00 (0.06)	0.43
	IRELAND	0.21 (0.08)	<u>0.71</u> (0.16)	0.08 (0.09)	0.16	0.13 (0.11)	<u>0.87</u> (0.25)	0.07 (0.13)	0.10	0.14 (0.31)	1.04 (0.71)	0.02 (0.32)	0.01
	ITALY	0.28 (0.04)	<u>0.61</u> (0.08)	-0.02 (0.05)	0.41	0.19 (0.04)	<u>0.89</u> (0.09)	-0.04 (0.05)	0.47	0.32 (0.11)	<u>0.933</u> (0.24)	-0.20 (0.11)	0.32
	NETHERLANDS	0.01 (0.02)	<u>0.95</u> (0.04)	0.02 (0.02)	0.76	0.02 (0.02)	<u>0.91</u> (0.04)	-0.02 (0.02)	0.79	0.01 (0.03)	<u>0.90</u> (0.07)	-0.01 (0.03)	0.75
	NORWAY	0.22 (0.03)	<u>0.71</u> (0.06)	0.04 (0.03)	0.59	0.21 (0.03)	<u>0.72</u> (0.08)	0.04 (0.04)	0.55	0.12 (0.05)	<u>0.81</u> (0.10)	-0.06 (0.05)	0.57
	PORTUGAL	0.19 (0.05)	<u>0.80</u> (0.10)	0.05 (0.06)	0.34	0.17 (0.05)	<u>0.84</u> (0.11)	0.03 (0.06)	0.38	0.14 (0.08)	<u>1.09</u> (0.17)	-0.09 (0.08)	0.44
	SPAIN	0.31 (0.05)	<u>0.61</u> (0.11)	0.04 (0.06)	0.34	0.18 (0.04)	<u>0.97</u> (0.10)	-0.00 (0.05)	0.47	0.13 (0.09)	<u>1.13</u> (0.21)	-0.11 (0.10)	0.34
	SWEDEN	0.25 (0.04)	<u>0.64</u> (0.09)	0.02 (0.05)	0.38	0.24 (0.05)	<u>0.59</u> (0.13)	0.03 (0.06)	0.29	0.12 (0.11)	<u>0.61</u> (0.25)	-0.22 (0.11)	0.10
	SWITZERLAND												
	UK	0.24 (0.05)	<u>0.57</u> (0.10)	0.13 (0.06)	0.35	0.21 (0.06)	<u>0.52</u> (0.13)	0.11 (0.07)	0.27	0.20 (0.09)	<u>0.52</u> (0.20)	-0.03 (0.09)	0.21
아 프 리 카	EGYPT	<u>0.62</u> (0.14)	0.33 (0.27)	0.09 (0.16)	0.14	<u>0.65</u> (0.15)	0.60 (0.36)	-0.04 (0.18)	0.15	0.65 (0.36)	0.91 (0.81)	-0.13 (0.37)	0.06
	GHANA	0.65 (0.87)	0.76 (1.73)	-0.25 (1.00)	0.00	0.42 (1.19)	1.08 (2.75)	-0.29 (1.40)	0.00	-1.14 (3.34)	4.60 (7.52)	0.03 (3.39)	0.00
	KENYA	<u>0.65</u> (0.08)	0.19 (0.16)	0.09 (0.10)	0.31	<u>0.67</u> (0.11)	0.43 (0.25)	0.06 (0.13)	0.28	<u>0.69</u> (0.29)	0.42 (0.65)	-0.18 (0.29)	0.08
	NIGERIA	<u>0.81</u> (0.16)	-0.19 (0.31)	0.14 (0.18)	0.14	<u>0.81</u> (0.21)	-0.49 (0.48)	0.25 (0.24)	0.11	<u>0.79</u> (0.33)	-0.46 (0.74)	0.26 (0.33)	0.11
	SOUTH AFRICA	<u>0.51</u> (0.07)	0.40 (0.14)	0.15 (0.08)	0.36	0.39 (0.08)	<u>0.56</u> (0.19)	0.23 (0.10)	0.29	<u>0.65</u> (0.06)	0.35 (0.13)	-0.05 (0.06)	0.76
	TUNISIA	0.08 (0.09)	0.04 (0.18)	0.04 (0.11)	0.00	0.10 (0.13)	0.13 (0.30)	0.06 (0.15)	0.00	0.37 (0.23)	0.45 (0.52)	-0.22 (0.24)	0.02

주: 1) 상수에 대한 결과는 보고되지 않음.

2) () 안은 표준오차임.

3) 밑줄친 부분은 주 영향을 미치는 환율을 의미함.

〈표 5〉 각국 단기 실질이자율과 미국, 독일, 일본 단기 실질이자율 차이에 대한 단위근 분석

국 가		미 국	독 일	일 본	국 가		미 국	독 일	일 본
서 반 구	CANADA	-0.122 (0.035)	-0.094* (0.025)		유 럽	AUSTRIA		-0.185* (0.053)	
	MEXICO					BELGIUM		-0.108* (0.027)	
	BOLIVIA					DENMARK	-0.229* (0.072)	-0.173 (0.047)	-0.169 (0.047)
	CHILE					FINLAND		-0.094* (0.025)	
	COLUMBIA					FRANCE	-0.108 (0.031)	-0.104* (0.033)	-0.103 (0.031)
	ECUADOR					GREECE		-0.061* (0.018)	
	URUGUAY					ICELAND			
	VENEZUELA					IRELAND	-0.112 (0.029)	-0.245* (0.071)	-0.203 (0.060)
동 남 아 시 아	KOREA		-0.105* (0.030)		러 프	ITALY			
	MALAYSIA		-0.129 (0.036)			NETHERLANDS		-0.090* (0.074)	-0.131 (0.041)
	PHILIPPINES		-0.079 (0.023)			NORWAY		-0.107 (0.038)	
	SINGAPORE	-0.358 (0.088)	-0.101* (0.028)			PORTUGAL		-0.072 (0.024)	
	THAILAND		-0.067 (0.020)			SPAIN	-0.214 (0.058)	-0.187 (0.049)	
						SWEDEN	-0.083 (0.028)	-0.109* (0.031)	
중 동 아 시 아	INDIA		-0.036* (0.062)		아 프 리 카	SWITZERLAND			
	ISRAEL					UK	-0.184 (0.063)	-0.123 (0.044)	-0.165 (0.052)
	KUWAIT		-0.095 (0.033)			EGYPT			
	PAKISTAN		-0.184* (0.056)			GHANA			
	TURKEY					KENYA		-0.083 (0.027)	
오 세 아 니 아	AUSTRALIA	-0.069 (0.024)	-0.069 (0.020)			NIGERIA			
	NEW ZEALAND					SOUTH AFRICA		-0.062 (0.015)	
						TUNISIA			

주: 1) 국가당 미국, 독일, 일본에 대하여 단위근검정을 시도한 뒤 그 결과가 안정적인 경우에 한하여 식 (7)의 γ 값과 그 표준오차를 보고함.

2) 상수에 대한 결과는 생략됨.

3) 사용된 시차의 수는 대부분 12이며, 24를 사용하는 경우 계수 옆에 *를 표시함.

<표 6> 각국 단기 실질이자율에 대한 미국, 독일, 일본 단기 실질이자율의 공적분관계 분석

국 가		공적 분수	미국	독일	일본	국 가		공적 분수	미국	독일	일본
서 반 구	CANADA	1	0.83 (0.08)	0.32 (0.10)	-0.06 (0.10)	유 럽	AUSTRIA	1	-0.30 (0.28)	1.53 (0.47)	0.34 (0.31)
	MEXICO	1	13.26 (5.49)	-16.39 (8.65)	-14.95 (6.19)		BELGIUM	1	0.27 (0.17)	0.72 (0.23)	0.72 (0.29)
	BOLIVIA	0					DENMARK	1	0.31 (0.29)	1.09 (0.40)	0.67 (0.38)
	CHILE(*)	1	2.57 (1.42)	9.00 (2.75)	0.69 (2.08)		FINLAND	1	0.11 (0.31)	0.99 (0.41)	0.26 (0.34)
	COLUMBIA	1	-0.04 (0.31)	2.79 (0.40)	-2.97 (0.37)		FRANCE	1	0.43 (0.10)	0.77 (0.14)	0.33 (0.13)
	ECUADOR	1	-2.25 (0.45)	3.84 (0.53)	-4.75 (0.58)		GREECE	2	-0.47 (0.25)	1.81 (0.35)	-1.73 (0.28)
	URUGUAY	X					ICELAND	X			
	VENEZUELA	1	-2.47 (0.54)	5.99 (0.74)	-2.75 (0.60)		IRELAND	1	0.55 (0.21)	0.94 (0.24)	0.28 (0.26)
동 남 아 시 아	KOREA(*)	1	-0.74 (0.40)	1.61 (0.41)	1.47 (0.47)	럽	ITALY	1	0.63 (0.19)	0.72 (0.29)	0.43 (0.24)
	MALAYSIA	1	-0.67 (0.97)	3.18 (2.48)	0.41 (0.97)		NETHERLANDS	1	-0.03 (0.08)	0.93 (0.09)	0.09 (0.09)
	PHILIPPINES	1	-0.36 (0.42)	1.04 (0.49)	-1.06 (0.46)		NORWAY	X			
	SINGAPORE	1	0.66 (0.03)	0.17 (0.04)	0.32 (0.04)		PORTUGAL	1	0.91 (0.48)	1.61 (0.74)	-1.27 (0.52)
	THAILAND	1	1.33 (0.27)	1.54 (0.38)	-1.60 (0.31)		SPAIN	1	0.67 (0.20)	0.98 (0.26)	-0.66 (0.23)
							SWEDEN	1	0.51 (0.14)	0.64 (0.16)	-0.76 (0.17)
중 동 아 시 아	INDIA	1	-0.99 (0.16)	0.68 (0.19)	0.16 (0.18)	아 프 리 카	SWITZERLAND	1	-0.78 (0.13)	0.70 (0.14)	-0.17 (0.14)
	ISRAEL	X					UK	1	0.35 (0.06)	0.13 (0.08)	0.30 (0.07)
	KUWAIT	1	0.66 (0.47)	2.10 (0.79)	-0.44 (0.50)		EGYPT	1	-0.26 (0.18)	1.91 (0.23)	-1.63 (0.21)
	PAKISTAN(*)	1	-0.26 (0.22)	0.95 (0.37)	0.60 (0.26)		GHANA	1	-1.18 (0.46)	3.32 (0.55)	-4.26 (0.56)
	TURKEY	1	-0.45 (1.02)	4.10 (1.18)	-10.60 (1.35)		KENYA	1	-1.87 (0.89)	5.43 (1.51)	-1.35 (0.97)
오 세 아 니 아	AUSTRALIA	1	0.81 (0.22)	-0.23 (0.24)	-0.72 (0.26)	아 프 리 카	NIGERIA	1	-0.87 (0.28)	2.22 (0.34)	-1.71 (0.31)
	NEW ZEALAND	1	3.97 (0.96)	-8.22 (6.92)	-2.25 (2.02)		SOUTH AFRICA	1	-0.29 (0.40)	1.29 (0.45)	-1.49 (0.41)
							TUNISIA	1	-1.38 (0.24)	2.34 (0.30)	-1.39 (0.27)

주: 1) 상수에 대한 결과는 보고되지 않았으며, () 안은 표준오차임.

2) 사용된 시차의 수는 대부분 12이며, 24를 사용하는 경우 국가명 옆에 *를 표시함.

3) 공적분이 존재하지 않거나(공적분의 수가 0) 계산결과가 비현실적인 경우(공적분의 수가 X) 결과가 기록되지 않음.

4) 밑줄친 부분이 주 영향을 미치는 이자율을 의미함.

〈표 7〉 각국의 주 실질통화가치와 주 단기 실질이자율 비교

지 역	국 가	실질통화가치		단기실질이자율	
		<표 3>	<표 4>	<표 5>	<표 6>
North America	Canada	US	US	US/Ger	US
	Mexico	-	US	-	US
South America	Bolivia	US	-	-	-
	Chile	US/Ger	US	-	Germany
	Columbia	US	US	-	Germany
	Ecuador	US	US	-	Germany
	Uruguay	-	-	-	-
	Venezuela	US	US	-	Germany
Western Europe	Austria	Germany	Germany	Germany	Germany
	Belgium	Germany	Germany	US/Ger	Germany
	Denmark	Germany	Germany	US/Ger/Jap	Germany
	Finland	Germany	Germany	Germany	Germany
	France	Germany	Germany	US/Ger/Jap	Germany
	Greece	US	Germany	Germany	Germany
	Iceland	-	Germany	-	-
	Ireland	Germany	-	US/Ger/Jap	Germany
	Italy	Germany	Germany	-	Germany
	Netherlands	Germany	Germany	Ger/Jap	Germany
	Norway	Germany	Germany	Germany	-
	Portugal	Germany	Germany	Germany	Germany
	Spain	Germany	Germany	Ger/Jap	Germany
	Sweden	Germany	Germany	US/Ger	Germany
	Switzerland	-	-	-	Germany
	UK	Germany	Germany	US/Ger/Jap	US
East Asia	Korea	US	US	Germany	Germany
	Malaysia	US	US	Germany	Germany
	Philippines	US	US	Germany	Germany
	Singapore	-	US	US/Ger	US
	Thailand	US	-	Germany	Germany
Oceania	Australia	US	US	US/Ger	US
	New Zealand	Germany	US	-	US
Middle East	India	US	US	Germany	Germany
	Israel	-	-	-	-
	Kuwait	US	US	Germany	Germany
	Pakistan	US	US	-	Germany
Africa	Tunisia	Germany	US	-	Germany
	Egypt	US	-	-	Germany
	Ghana	US	US	Germany	Germany
	Kenya	US	US	-	Germany
	Nigeria	US	US	Germany	Germany
	S. Africa	US	-	-	Germany

주: 1) -는 안정적인 관계가 없는 경우임.

參 考 文 獻

1. 咸時昌, “重力模型을 통한 世界 經濟統合化 傾向分析”, 『經濟學研究』, 제43집 제4호, 1996, pp.151-181.
2. _____, “韓國 主要 交易相對國들의 交易形態分析: 重力模型을 중심으로”, 『國際經濟研究』 제3권 제2호, 1997, pp.199-230.
3. Chinn, Menzie and Jeffrey Frankel, “Who drives real interest rates around the Pacific Rim: The USA or Japan”, *Journal of International Money and Finance*, 1995, 14:801-822.
4. Enders, Walter and Stan Hurn, “The Theory of Generalized Purchasing Power Parity: Tests in the Pacific Rim”, *Review of International Economics*, 1994, 2:179-190.
5. Frankel, Jeffrey A., “Is a Yen Bloc Forming in Pacific Asia?”, in Finance and the International Economy, The AMEX Bank Review Prize Essays, ed., by R.O'Brien. Oxford: Oxford University Press, 1991.
6. Frankel, Jeffrey A., and Shang-jin Wei, “Trade Blocs and Currency Blocs”, NBER working paper No.4335, April, 1993.
7. Frankel, Jeffrey A., and Andrew A. Rose, “Empirical Research on Nominal Exchange Rates”, in Gene M. Grossman and Kenneth Rogoff, eds., *Handbook of International Economics*, Amsterdam: Elsevier, 1995, pp.1689-1729 .
8. Froot, Kenneth A. and Kenneth Rogoff, “Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates”, in Gene M. Grossman and Kenneth Rogoff, eds., *Handbook of International Economics*, Amsterdam: Elsevier, 1995, pp.1647-1688.
9. Johansen, Soren, “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12:231-254.
10. _____, “Estimation and Hypotheses Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”, *Econometrica*, 1991, pp.59:1551-1580.

11. Johansen, Soren and Katerina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand of Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, pp.52:169-210.
12. _____, "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 1992, pp.53:211-244.