

연구 05-26

# 외환위기 이후 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화 현상 분석

송 정 석

# 외환위기 이후 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화 현상 분석

1판1쇄 인쇄/2005년 12월 7일

1판1쇄 발행/2005년 12월 13일

발행처/한국경제연구원

발행인/노성태

편집인/노성태

등록번호/제318-1982-000003호

(150-736) 서울특별시 영등포구 여의도동 28-1 전경련회관  
전화(대표)3771-0001 (직통)3771-0057 팩시밀리 785-0270~1

<http://www.kei.org/>

© 한국경제연구원, 2005

한국경제연구원에서 발간한 간행물은  
전국 대형서점에서 구입하실 수 있습니다.

(구입문의) 3771-0057

## 발간사

2000년대에 들어서 세계경제의 글로벌화는 더욱 빠르게 진행되고 있다. 조금이라도 더 높은 수익을 좇아 자본은 국경을 넘어 빠르게 이동하며, 무역의 비중도 날로 높아지고 있다. 이러한 실물과 자본의 국가간 이동은 결국 달러를 매개로 한 다른 통화간의 거래를 수반한다. 특히 한국과 같은 전형적인 소규모 개방경제하에서 환율이 금융, 실물 시장 전반에 걸쳐 미치는 파급효과는 매우 크다.

1997년 외환위기 기간중 완전변동환율제가 채택된 이후 원/달러 환율은 기본적으로 시장수급에 의해 결정되어 왔다. 외환시장의 수급에 영향을 미치는 다양한 요인이 있으나, 한국과 일본의 전통적인 수출경합관계는 양국 통화의 환율간에 강한 연관성을 초래했다. 이러한 원화와 엔화 환율의 유사한 움직임은 소위 원-엔 동조화라 일컬어지며, 외환위기 이후 더욱 심화되었다. 기존의 선행연구는 외환위기를 전후한 자본시장 개방화의 급속한 진전이 원-엔 동조화의 주요 원인이라는 결과를 도출하였다.

그러나 외환위기 이후 시간이 경과하면서 자본시장의 급속한 개방의 여파가 가라앉기 시작한 2000년 이후에도 원-엔 동조화는 더욱 심화되었다는 지적이 많다. 또한 최근 2005년 들어서는 오히려 원화와 엔화 달러 환율의 탈동조화 징후마저 관찰되기도 했다. 이처럼 외환위기 이후에도 원-엔 동조화의 정도가 시시각각 바뀌어 온 반면, 그 배경과 관련 요인에 대한 연구는 많지 않았다. 본 연구는 외환위기 이후의 기간을 중심으로 원-엔 동조화와 관련된

요인들을 실증적으로 고찰함으로써 원-엔 동조화의 추이에 영향을 주는 주요 요인을 살펴보고자 한다.

본 연구는 외환위기 이후 기간의 원화와 엔화 달러 환율의 동조화 정도를 분수 공적분이라는 비교적 최근의 계량기법을 적용하여 측정하고, 그 측정치를 이용하여 크게 세 가지 유형의 관련 변수들과의 원-엔 동조화간의 연관성을 실증적으로 분석하고 있다. 본 연구는 동조화 정도에 영향을 미치는 양국의 관련변수로서 환위험을 대표하는 환율 변동성, 환율결정모형을 고려하여 선정한 거시경제 변수, 그리고 외환보유액을 고려한다. 또한 이 과정에서 원화와 엔화 환율간의 고유한 동조화를 고려하기 위해 글로벌 달러의 추이로 인한 양국 환율의 동조화를 통제한다.

본 연구의 실증결과는 원-엔 동조화를 설명하는 데 있어서 외환시장의 불확실성을 나타내는 변동성 변수들이 여타 관련변수보다 상대적으로 더 큰 설명력을 가지고 있음을 보여준다. 이러한 결과는 원화의 달러 환율의 향후 추이를 고려하는 데 있어서 한일 양국 외환시장의 불확실성을 고려하는 것이 중요함을 의미하며, 이는 중앙은행의 외환관련 정책과 기업차원에서의 환위험 관리 지침에 시사점을 제공한다.

계속되는 무역비중의 확대, 최근 들어 가속화된 해외투자 및 외국인의 국내 주식투자로 인해 환율은 여전히 중요한 경제변수이다. 이러한 환율의 중요성에 비추어 볼 때, 원화 환율과 엔화 환율의 밀접한 상관관계 대한 좀 더 많은 분석과 고찰이 필요할 것이다. 경제의 구조적 특성이 빠르게 변해감에도 불구하고 기존의 원-엔 동조화 현상에 대한 분석은 외환위기 직후의 경제적 여건을 고려하는 데 그친 면이 없지 않다. 따라서 본 연구는 외환위기 이후 현재까지의 경제상황하에서 원화와 엔화 환율의 관계를 재조명하고자 한다.

끝으로 본 연구보고서를 집필한 송정석 부연구위원과 많은 통계작업 및 편집에 도움을 준 조윤희 연구조원에게 감사드린다. 또한 본 연구의 시작단계에서부터 유익한 논평을 해주신 서강대학교 경제학과 정재식 교수님에게도 감사의 말씀을 드린다. 끝으로 본 보고서의 내용은 필자 개인의 견해이며, 본 연구원의 공식견해와는 무관함을 밝혀 두는 바이다.

2005년 12월  
한국경제연구원  
원장 노성태

# 차례

## 요약/ 11

## 제1장 서론/ 13

- I. 연구의 동기 및 배경/ 15
- II. 문헌조사/ 17
- III. 기존연구와의 차이점 및 연구목적/ 20
- IV. 한국과 일본의 최근 환율제도 추이/ 24
- V. 원-엔 동조화 관련 요인들의 최근 동향/ 26

## 제2장 원-엔 동조화 분석을 위한 실증적 접근/ 45

- I. 계량모형 및 방법론/ 47
  1. 분수 공적분(Fractional Cointegration)/ 49
  2. 분수 공적분 기법과 원-엔 동조화 측정/ 56
  3. 이동 구간 방식(Rolling-Over Sampling): 시계열 구간 선택 기법/ 58
- II. 원-엔 동조화 관련 요인/ 60
  1. 변동성 변수집단/ 60
  2. 거시경제 변수집단과 환율의 통화적 접근/ 63
  3. 외환수급 변수/ 67
- III. 실증분석 및 결과/ 68
  1. 단위근 검정/ 68

2. 윈-엔 동조화와 관련변수간 상관관계 / 71

**제3장 요약 및 결론 / 99**

I. 주요 연구결과 / 101

II. 연구의 한계와 향후 연구 방향 / 104

**참고문헌 / 106**

**부 록 / 111**

**영문초록 / 127**

## 표 차례

- <표 1> 한국·중국·일본간의 수출경합도 추이 / 30
- <표 2> 주요 통화간 동조화 정도 / 32
- <표 3> 원화와 엔화의 달러 환율에 대한 요한센 공적분 검정의 trace 통계량 / 48
- <표 3-1> 변수별 단위근 검정 결과 / 69
- <표 3-2 (a)> 공적분 검정: 원-엔 동조화와 변동성 변수 / 73
- <표 3-2 (b)> 정규화된 공적분 관계식의 계수추정치와 표준오차 : 1개의 공적분 관계 기준 / 74
- <표 3-2 (c)> 원-엔 동조화와 변동성 변수간의 단기 관계 추정 결과: 글로벌 달러 추이를 고려하지 않은 경우 / 74
- <표 3-2 (d)> 공적분 검정: 원-엔 동조화와 변동성 변수집단 / 78
- <표 3-2 (e)> 정규화된 공적분 관계식의 계수추정치와 표준오차 : 1개의 공적분 관계 기준 / 78
- <표 3-2 (f)> 원-엔 동조화와 변동성 변수간의 단기 관계 추정결과: 글로벌 달러 추이를 고려한 경우 / 79
- <표 3-2 (g)> 공적분 검정: 원-엔 동조화와 거시변수 집단 / 84
- <표 3-2 (h)> 정규화된 공적분 관계식의 계수추정치와 표준오차 : 1개의 공적분 관계 기준 / 84
- <표 3-2 (i)> 원-엔 동조화와 거시변수간의 단기 관계 추정식 : 글로벌 달러 추이를 고려하지 않은 경우 / 86
- <표 3-2 (j)> 공적분 검정: 원-엔 동조화와 거시변수 집단 / 87



- <표 3-2 (k)> 원-엔 동조화와 거시변수간의 단기 관계 추정결과: 글로벌 달러 추이를 고려한 경우/88
- <표 3-2 (l)> 공적분 검정: 원-엔 동조화와 외환수급 변수집단/91
- <표 3-2 (m)> 원-엔 동조화와 외환수급 변수간의 단기 관계 추정결과: 글로벌 달러 추이를 고려하지 않은 경우/92
- <표 3-2 (n)> 공적분 검정 - 원-엔 동조화와 외환수급 변수집단: 글로벌 달러 추이를 고려/93
- <표 3-2 (o)> 정규화된 공적분 관계식의 계수추정치와 표준오차: 1개의 공적분 관계 기준/94
- <표 3-2 (p)> 원-엔 동조화와 외환수급 변수간의 단기 관계 추정결과: 글로벌 달러 추이를 고려한 경우/94

---

## 그림차례

- <그림 1> 2004년 2/4분기중 원/달러 환율 동향 / 27
- <그림 2> 원-엔 동조화: 2001년 1월~2004년 8월 / 28
- <그림 3> (원/달러 환율) / (엔/달러 환율) / 28
- <그림 4> 원-엔 동조화 정도와 원/달러 환율의 엔/달러 환율 변동성: 1999년 1월~2004년 6월 / 34
- <그림 5> 한국과 일본 M1 통화량 비교: 계절조정, 1999년 1월~2003년 5월 월별 / 36
- <그림 6> 한국과 일본의 소비자물가지수: 2001년 1월~2004년 7월 월별 / 37
- <그림 7> 한국 5년 이상 국고채와 일본 10년 국채 금리 비교: 1999년 1월~2005년 3월 일별 / 38
- <그림 8> 한국과 일본의 산업생산지수: 1999년 1월~2005년 3월 월별 / 39
- <그림 9> 한국과 일본의 외환보유액: 1999년 1월~2005년 3월 월별, 달러금액 기준 / 40
- <그림 10> 한국의 외환시장 개입 추정: 2000년 1월~2004년 8월 / 41
- <그림 11> 글로벌 통화 동조화 vs 원-엔 동조화: 1999년 1월~2004년 6월 / 43

---

## 요 약

특정한 두 나라 통화의 환율이 매우 유사한 움직임을 보이는 것은 이례적인 일이다. 따라서 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화Coupling는 오랜 기간 동안 많은 이들의 관심의 대상이었으나 특히 외환위기 이후 더욱 심화되는 양상을 보였다. 원-엔 동조화에 대한 가장 일반적인 설명은 한국과 일본의 수출경쟁관계이나, 최근의 연구는 원-엔 동조화가 외환위기 이전보다 이후에 심화된 이유는 자본시장 개방화의 증가 등의 요인과 관련이 있다는 의견을 제시하였다.

반면 본 연구에서는 외환위기 이후 기간을 여러 개의 구간들로 나누는 뒤, 각 구간에서의 원-엔 동조화 정도를 최근의 계량기법을 이용하여 측정한다. 또한 해당구간에서의 원-엔 동조화를 둘러싼 관련 요인들을 살펴봄으로써 어떤 조건하에 동조화가 심화되고 어떤 경우에 그렇지 않은지를 분석하고자 한다. 본 연구는 원-엔 동조화의 관련요인으로 환율 변동성 요인, 거시경제지표, 외환수급을 고려하고 있으며, 그중 환리스크를 대변하는 환율 변동성이 원-엔 동조화를 설명하는 데 있어서 가장 큰 영향을 미친다는 결과를 도출한다. 이러한 분석결과는 향후 원/달러 환율 움직임의 속성을 가늠하는 데 있어서 유용한 정보를 제공할 것으로 보인다.



---

---

# 제1장 서 론

---

---



## I. 연구의 동기 및 배경

자본개방화가 심화되고 국제무역이 차지하는 비중이 커짐에 따라 환율은 주요 국가들의 경제활동에 있어서 가장 중요한 변수 중 하나로 인식되고 있다. 특히, 환율은 소규모 개방경제로서 무역의존도가 높은 한국경제의 수출가격경쟁력의 중요한 요인이며, 1990년대 이후 진전된 자본개방화로 국내금융시장에서 해외자본 거래규모가 커짐에 따라 환율에 대한 관심은 더욱 증대되었다. 이처럼 외환시장에 대한 관심과 비중이 커짐에도 불구하고, 갈수록 다양해지는 수많은 정보들이 외환시장에 빠른 속도로 유입되면서 환율의 움직임에 대한 예측은 점점 더 어려워지고 있다.

그동안 여러 가지 이론적인 환율결정모형들이 연구되었으나, Meese and Singleton(1982)은 환율이 임의보행과정(Random Walk Process)에 의해 가장 잘 나타내어진다는 주장을 제기하였다. 또한 Meese and Rogoff(1983)는 환율결정의 통화적 접근이론(Monetary Approach to Exchange Rate Determination)에 근거한 모형의 환율 예측력이 단순한 통계모형인 임의보행과정 모형보다 결코 우월하지 않다는 결과를 도출하였다. 이처럼 불규칙하고 예측하기 어려운 환율이지만, 한국과 일본의 경우 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 움직임이 유사하게 움직이는 소위 원-엔 동조화라는 독특한 패턴을 보여 왔으며, 이러한 현상은 원/달러 환율 움직임을 고려하는데 있어서 가장 중요한 정보 중 하나로 알려져 왔다. 특히 외환위기 직후인 1997년 12월, 자유변동환율제가 채택되고 나서 원-엔 동조화는 더욱 심화되어 원/달러 환율은 국내 거시 펀더멘탈보다 엔/달러 환율과 더 강한 연관성을 보이는 측면이 없지 않았다. 그럼에도 불구하고 원-엔 동조화의 정확한 원인과 배경에 대한 구체적인 분석은 많지 않았다. 일반적으로 원-엔 동조화는 한일 양국의 높은 수출경합도 등을 비롯한 양국 경제의 밀접한 연관성에

비추어 볼 때 당연한 현상으로 여겨질 수 있다. 그러나 원화의 달러 환율과 엔화의 달러 환율의 연관성이 과연 수출경합관계에서 의해서만 비롯되는 것인지 여부에 대한 질문, 혹은 과연 그러한 주장이 사실이라면 최근에 관찰된 바와 같이 시기별로 원-엔 동조화의 정도가 다른 이유는 무엇인지 등에 대한 질문에 대한 답은 원-엔 동조화에 대한 심층적 분석을 통해서만이 가능할 것이다.

원/달러 환율과 엔/달러 환율 사이의 유사한 움직임이 오랜 기간 동안 형성된 한일간 수출경합관계에 기인한다는 설명은 상당한 타당성을 가지고 있다. 하지만 원-엔 동조화가 수출경합관계로 인한 정형화된 사실에 지나지 않는다고 간주한다면, 좀 더 정확한 환율 예측이나 환리스크 관리를 위해 원-엔 동조화를 활용할 수 있는 기회를 상실할 우려가 있다. 이는 수출경합관계는 실물부문에서 장기간에 걸쳐 형성된 반면 환율 차이로 인한 금융부문의 시세차익이나 손해는 단기간에 발생할 수 있기 때문이다. 만약 외환관련 정책담당자나 환리스크 실무자들이 그간의 한국과 일본의 수출경합관계에 기초하여 향후 10년 동안 원-엔 동조화가 현재 수준의 정도로 계속될 것이라고 단정한다고 가정하자. 이 경우 향후 10년 기간 내에서 원-엔 동조화의 정도가 시시각각 변할 가능성을 간과하게 되며 이에 따라 원-엔 동조화의 추이 변화에 따른 원/달러 환율추이의 변화에 대한 정보가 상실될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 전체 구간에 있어서의 동조화 발생 여부 자체에 대한 논의보다는 전체 구간 내에서 시기별로 원-엔 동조화의 정도가 시시각각 변해가는 경로를 살펴보고, 그러한 원-엔 동조화 현상에 영향을 주는 요인들에 대해 분석하고자 한다.

본 보고서에서는 외환시장은 근본적으로 금융시장으로서의 성격을 가질 뿐만 아니라 주식 등 여타 금융자산에 비해 거시경제 상황과 밀접한 연관성을 가진다는 인식하에, 원-엔 동조화 분석에



있어서 일반 금융자산 시장 분석에서 고려되는 측면과 거시경제적 속성을 동시에 고려하고자 한다. 이러한 목적을 위해 본 보고서에서는 원-엔 동조화가 점진적으로 변해가는 경로를 분석하고 그에 따른 다양한 관련변수들을 고려하기로 한다. 이러한 분석방법을 통해 본 보고서에서는 원-엔 동조화가 어떠한 조건하에서 심화되는지를 살펴보고 그로부터 시사점을 도출하고자 한다. 본 보고서는 다음과 같이 구성되었다. 이후 제1장에서는 원-엔 동조화에 대한 기존의 연구를 정리하고 본 연구의 기존연구와의 차이점을 서술한다. 또한 원-엔 환율을 이용한 실증분석에 앞서 한국과 일본의 환율제도의 변천과 현재 상황에 대해 논의하고 실증분석에 사용하게 될 변수들의 최근 동향을 살펴본다. 또한 제2장에서는 본 연구에서 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화를 분석하기 위해 사용하는 실증분석 방법과 분석결과를 보이기로 한다. 끝으로 제3장에서는 주요 연구결과와 이를 통한 시사점을 요약한다.

## II. 문헌조사

예측하기 어려운 환율간 상관관계가 성립할 가능성에 대해서 일련의 선행연구가 이루어졌다. 서로 다른 국가의 환율간의 연관성에 대한 연구는 Baillie and Bollerslev(1989), Baillie and Bollerslev(1994), Sephton and Larsen(1991), 그리고 Diebold et al.(1994)에 의해 연구되었으나 이 경우 다른 통화간 연관성 여부에 대한 실증분석 결과는 서로 다르다. 구체적으로 Baillie and Bollerslev(1989)는 7개국의 명목환율 데이터를 이용하여 이들 환율간에 연관성이 있음을 발견하였다. 반면 Sephton and Larsen(1991)은

Baillie and Bollerslev(1989)가 사용한 데이터의 특정구간에서, Baillie and Bollerslev(1989)가 발견한 7개국 환율간 연관성이 성립하지 않음을 보였다. Diebold et al.(1994)은 Baillie and Bollerslev(1989)가 사용한 데이터를 이용하여 다른 통화의 환율 사이의 연관성을 분석하였는데 이들은 동일한 데이터를 대상으로 다른 계량 기법을 사용할 경우 Baillie and Bollerslev(1989)가 발견한 환율간에 상관관계가 존재하지 않을 수 있다고 주장하였다. Diebold et al.(1994)은 통상적인 요한센 공적분 검정 과정 중 VAR 추정에 있어서 상수항을 포함하여 Baillie and Bollerslev(1989)와 달리 환율간 상관관계가 발견되지 않는다고 하였다. 그러나 본 연구는 단순 공적분을 이용하여 환율간 상관관계 존재 여부를 측정하기보다는 분수 공적분을 이용하여 상관관계의 정도를 측정하고자 한다. 이후 Baillie and Bollerslev(1994)는 새로운 각도에서 동일한 데이터를 살펴봄으로써 다른 통화의 환율간 상관관계의 존재 가능성을 제시하였다.

본 연구는 Baillie and Bollerslev(1994)가 사용한 분수 공적분 Fractional Cointegration 기법을 원/달러 환율과 엔/달러 환율에 응용하여 다양한 구간에서의 동조화의 정도를 측정하는 데 적용하고자 한다. Baillie and Bollerslev(1994)는 앞서 언급한 주요 7개국<sup>1)</sup> 통화의 달러 기준 환율간의 관계 존재 여부를 밝히는 데 그쳤으나, 환율간의 연관성을 설명할 수 있는 경제적 관련 요인에 대한 고려가 없었다. 최근 Nielsen(2004)은 비모수 추정 Semi-Parametric 기법을 이용한 부분 공적분 기법을 유럽 주요국과 일본 엔화의 달러 기준 환율에 적용하여 고려 대상 국가들의 환율간 장기균형 관계 가능성을 제시하였으나, 이 논문 역시 다른 나라의 환율간

---

1) 7개국 통화는 영국 파운드화, 일본 엔화, 캐나다 달러화, 프랑스 프랑화, 이태리 리라화, 스위스 프랑, 독일 마르크화를 포함한다.

연관성과 다른 경제적 요인을 함께 고려하지 않았다. 유럽통화를 대상으로 분석한 이상의 연구로부터 주목할 만한 점은 경제적으로 긴밀하다고 알려진 유럽국가 통화간 환율들조차 원화와 엔화만큼 비슷한 추이로 움직이지 않는다는 점이다. 이처럼 일반적으로 특정 두 나라 통화의 달러 기준 환율이 강한 연관성을 보이는 경우는 예외적이다. 한편 한국의 환율시스템은 1997년 12월에서야 완전자유변동환율제로 정착하여 그 역사가 짧기 때문에 한국과 일본을 포함한 두 나라 외환시장의 연관성에 관한 해외연구는 거의 전무하다.

따라서 원-엔 동조화에 대한 기존의 연구는 주로 국내연구가 주를 이루고 있으나 아직 논의가 부족한 편이다. 심상달·좌승희(1990)를 포함한 많은 국내 선행연구들은 원-엔 동조화를 명시적으로 다루지는 않았으나 엔/달러 환율이 한국의 수출 등에 미치는 영향 및 거시경제에 대한 효과를 실증분석하였다. 이근영(2000)은 GARCH 모형을 이용하여 원/달러 환율과 엔/달러 환율간의 관계를 분석했으며, 이후 이연호·고정택(2003), 정재식·장영민(2003) 등을 비롯한 몇몇 선행연구들은 외환위기를 전후하여 원-엔 동조화의 추이를 살펴보았다. 이연호·고정택(2003)은 VAR을 이용하여 시장의 기대심리 등 기타요인에 의한 직접적 경로를 통한 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 관계 분석과 국제수지라는 간접경로를 통한 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 관계를 분석하였다. 이들은 종합수지와 원/달러 환율, 엔/달러 환율의 월평균치 등의 자료를 이용하였고 외환위기 이후 기간중에서도 특히 자본개방화가 진전된 기간에 원-엔 동조화가 심화되었음을 보였다. 정재식·장영민(2003)은 엔/달러 환율과 원/달러 환율의 관계를 수준Level뿐만 아니라 조건부 분산Conditional Variance를 이용한 변동성Volatility 측면에서도 분석했으며, 특히 엔화 절상과 절하시 원/달러 환율과 엔/달러 환율 움직임의 비대칭성을 발견하였다. 또한

강삼모·왕윤중·양덕룡(2002)은 한일 양국의 경기변동과 원-엔 환율 동조화간의 관계를 실증분석하고 관련 거시경제 현안들을 고려하였다. 최근 김재영·왕윤중·박용웅(2005)은 비선형 공적분 Nonlinear Cointegration 기법을 사용하여 외환위기 이전과 외환위기 기간, 그리고 이후 기간중 원/달러 환율과 엔/달러 환율간의 공적분 관계를 살펴보았다.

### III. 기존연구와의 차이점 및 연구목적

원-엔 동조화와 관련된 대다수의 국내 선행연구들은 주로 외환 위기 전후의 구간을 구분하여 원-엔 동조화를 분석하였으나, 본 연구에서는 외환위기 이후 기간에 초점을 맞추기로 한다. 이는 원화와 엔화를 동일한 환율 시스템하에서 비교함으로써, 가급적 공정한 원화와 엔화의 환율 비교를 위해서이다. 실제로 외환위기 이전보다 이후에 원-엔 동조화가 심화된 것은 외환위기 이전에는 양국의 환율제도가 근본적으로 달랐으나 외환위기 이후에는 동일한 시장변동 환율제도하에서 환율이 결정되었기 때문일 가능성이 크다.

본 연구는 대부분의 기존연구와는 달리 외환위기 이후 기간에 초점을 맞출 뿐 아니라, 분석대상의 변수 선정에 있어서도 다음과 같이 차별화된다. 이연호·고정택(2003) 등은 종합수지와 원-엔 동조화를 함께 고려하였으나 본 연구에서는 보다 다양한 유형의 관련변수들을 택하여 이들 변수들이 원-엔 동조화에 어떠한 영향을 미치는지를 논의하고자 한다. 또한 정재식·장영민(2003)은 엔/달러 환율과 국내금리 추이, 국내주가지수, 우리나라의 경상수지간의 연관성을 고려하였다. 본 보고서에서는 원-엔 동조화에 영향

을 줄 가능성이 있는 요인들을 크게 한일간의 거시경제적 차이, 외환시장의 리스크와 관련한 환율 변동성, 외환수급 상황을 직접적으로 반영하는 외환보유고 변수 등으로 분류하여 이들 변수가 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화와 어떠한 관계를 갖는지 살펴보고자 한다. 원-엔 동조화의 배경을 살피기 위해 그러한 유형의 변수들을 사용하는 배경은 다음과 같다.

첫 번째, 원-엔 동조화 관련 변수로 환율 변동성을 고려하기로 한 것은, 변동성이야말로 금융시장 참여주체들의 금융자산가격 기대심리에 대한 집약적 정보를 포함하기 때문이다. 최근 각종 선물, 파생상품을 비롯한 금융상품 시장의 움직임을 나타내는 수많은 지표나 정보가 있지만, 가격의 변동성은 일반적으로 해당 금융상품의 가격 형성 기대와 관련한 리스크를 나타내는 대표적 척도라 할 수 있다. 따라서 본 연구에서도 외환시장 자체의 성격을 대표하는 변수로 환율 변동성을 이용하기로 한다. 본 보고서에서 두 번째 변수집단으로 선택한 변수는 거시경제 관련 변수이다. 근본적으로 원-엔 동조화는 한국과 일본 통화의 달러 대비 명목가치 간의 연관성을 의미하는 것이기 때문에 양국 거시경제와 관련된 측면을 고려해야 할 것이다. 특히 통화적 접근(Monetary Approach)과 관련된 거시경제 변수들을 선정하였는데, 통화적 접근이론은 가장 널리 알려진 환율결정모형이며 통화적 접근모형에 대한 실증 접근은 Baillie and Selover(1987)에서 MacDonald and Taylor(1994)에 이르기까지 많은 기존연구에 의해 이루어졌다. 또한 최근에는 화폐시장에서의 균형, 경상수지 균형 등의 조건으로부터 도출한 균형환율에 대한 이론적 논의도 많은데, Williamson(1994)은 그러한 균형환율을 찾아내기 위해 시뮬레이션 방식을 적용하였다. 세 번째 원-엔 동조화 관련 변수로서, 한일 양국의 외환보유고를 이용하기로 한다. 이연호·고정택(2003)이 원-엔 동조화의 경로로 고려한 종합수지는 외환시장의 수급을 어느 정도 반영하나, 외환당

국의 직접적인 시장개입으로 인한 외화보유고 증감과 같은 수급 상황을 포함하지는 못한다. 이연호·고정택(2003)은 우리나라의 종합수지만을 고려한 데 비해 본 연구에서는 한일 양국의 외환시장의 수급상황을 반영하기 위해, 양국의 외화보유고를 원-엔 동조화 설명요인 가운데 하나로 사용하기로 한다. 그 밖에도 본 연구는 기존의 원-엔 동조화 관련 연구에서 명시적으로 다루지 않은 글로벌 달러의 추이를 고려하기로 한다. 본 보고서에서는 원-엔 동조화와 위의 세 가지 설명요인간의 관계를 분석하는 데 있어서 글로벌 달러 추이를 일종의 통제변수Control Variable로 사용한다. 이는 원화와의 달리 주요 국제통화인 엔화의 달러 대비 환율의 경우 그 움직임이 글로벌 달러 추이에 동조화되었을 가능성이 있으며, 따라서 원-엔 동조화는 부분적으로 엔화와 여타 주요 통화간의 동조화와 혼재되어 있을 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구의 중점이슈인 원-엔 동조화의 고유한 분석을 위해서는 글로벌 통화간 동조화를 원화와 엔화 환율의 동조화와 구분하여 논의할 필요가 있다. 이를 위해서 본 연구에서는 글로벌 달러 추이를 명시적으로 나타내기 위해 엔/달러 환율과 유로/달러 환율간의 동조화 정도를 별도로 측정하고 이를 원-엔 동조화를 실증적으로 분석하는 데 있어 반영하기로 한다.

위에서 언급한 한일 양국 외환시장의 변동성, 양국의 거시경제적 측면, 양국의 외환시장 수급상황 이외에도 원-엔 동조화에 영향을 줄 만한 기타요인들에 대해 간단히 언급하고자 하나, 본 연구의 범위나 자료의 제약으로 인해 이와 같은 기타 관련 요인들에 대한 실증분석은 실행하지 않는다. 박대근(1998)은 원/달러 환율과 엔/달러 환율간의 연계성이 한국 외환당국의 외환시장 개입 정책과 연관이 있는지를 살펴보았다. 그러나 우리나라의 외환시장 개입은 원/달러 환율에 있어서 중요한 요인임에도 불구하고 기존의 원-엔 동조화 연구에서는 원/달러 환율 결정에 있어서의 외환

당국의 시장개입요소를 명시적으로 고려하지 않았다. 이는 외환시장 개입 데이터는 기본적으로 비공개를 원칙으로 하여 외환시장 개입과 원-엔 동조화와의 연관성에 대한 실증적 연구는 용이하지 않았기 때문이다. 그 밖에도 본 보고서에서는 원-엔 동조화에 대한 근본적인 배경인 한일 양국의 수출경합관계에 대해서 간단히 언급하기로 한다.

또한 본 보고서는 일별 환율데이터<sup>2)</sup>를 이용하며 외환위기 이후의 6년에 걸친 비교적 단기간을 분석하였다. 과거의 많은 환율관련 연구들은 월별 환율과 같은 저빈도Low Sample Frequency의 환율 자료를 이용하여 장기간의 환율추이를 분석하였다. 그러나 최근 경제의 변화 주기는 글로벌 추세나 정보통신의 발달과 같은 요인으로 인해 단축되었으며 환율결정요인 역시 종전보다 더 빠른 속도로 외환시장에 영향을 미침에 따라 단기간의 환율 움직임에 대한 관심이 증가하고 있다. Andersen and Bollerslev(1997a)는 분당 단위의 환율 데이터를 이용하여, 각종 경제지표 발표나 경제관련 뉴스가 초단기에 환율 변동성에 미치는 영향을 살펴보았다. 이처럼 분초 단위의 초단기 환율의 움직임에 관한 실증분석은 Andersen and Bollerslev(1997a), Andersen and Bollerslev(1997b) 등을 포함한 최근 일련의 연구를 통해 이루어지고 있다. 또한 완전변동환율제의 역사가 짧아 분석 가능한 시계열 자료가 많지 않기 때문에 한국의 완전변동환율제 시행 기간을 대상으로 한 거시지표를 이용한 환율의 증장기 분석이 용이하지 않았으며 이러한 이유 때문에 새로운 방식으로 구간을 선정하여 실증분석을 하였는데, 이와 관련된 세부적 설명은 제2장에서 논의하기로 한다.

---

2) 한국은행 일별기준 환율을 이용했음.

#### IV. 한국과 일본의 최근 환율제도 추이

본 연구는 외환위기 이후의 기간을 중심으로 다루고 있는 만큼 외환위기 이후 한국과 일본 양국의 환율제도의 추이를 살펴보는 것은 이 기간중 원-엔 동조화의 배경을 이해하는 데 도움이 될 수 있을 것이다. 외환위기 이전 한국의 환율시스템은 일일변동폭에 제한을 두고 있어, 1970년대 이후 실시되어 온 엔/달러 환율의 완전변동제와 구조적인 차이를 가지고 있었기 때문에, 이러한 제한적인 형태의 변동환율제에 의해 결정된 원/달러 환율과 완전자유변동환율제에 의해 결정된 당시 엔/달러 환율과의 직접적인 비교는 엄밀하지 않을 수 있다. 완전변동환율제는 오늘날 주요 국가들의 환율결정시스템이며 한국도 1997년 12월 이후로 자유변동환율제를 채택하였고, 특히 최근 그간 계속된 절상 논의 끝에 최근 2005년 7월에 절상된 위안화의 바스켓 변동환율제도에 이은 향후 완전변동환율제 채택 등은 앞으로 외환시장 수급에 의한 환율결정시스템이 대세가 될 것임을 시사한다.

본 절에서는 본격적인 실증분석에 앞서 세계의 전반적인 환율제도상의 역사적 배경과, 원화와 엔화 환율제도에 간단히 논의하기로 한다. 우선 세계 환율제도는 크게 4단계로 구분하여 볼 수 있는데 먼저 제1차 세계대전 이전의 국제금본위제 체제, 제1차 세계대전 이후부터 제2차 세계대전 이전까지의 금환본위제, 제2차 대전 이후부터 1971년에 시작된 브레튼우즈 체제, 그리고 이후의 킹스톤체제하의 변동환율제도로 구분될 수 있다. 한편, 한국의 환율제도는 1980년 이후 복수통화바스켓제도를 채택해 오다 1990년에 시장평균환율제도로 전환되었으며, 미 달러화의 경우 매매기준율의 상하 0.4% 범위 내로 변동폭을 제한했다. 이후 1991년에 환율변동폭을 은행간 환율과 대고객 환율 모두 매매기준율의 0.4% 범위에서 0.6%로 확대하였으며, 1992년 들어 은행간 환율변동폭을



0.6%에서 0.8%로 확대하고 대고객 환율은 은행 자율에 맡겼다. 같은 해 9월에는 종전의 기준환율을 폐지하고 미 달러화에 대한 매매기준율을 기준환율로 하고, 기타통화에 대한 환율은 재정환율로 명명하기 시작했다. 그 후 1993년에는 은행간 환율의 일일변동폭을 기준환율의 0.8%에서 1%로 확대하고 곧 이어 1994년 1월에는 변동폭을 1.5%로 또 다시 확대하였다. 또한 1995년에는 2.25%로 일일변동폭을 확대하고 외환위기 기간중인 1997년 11월에는 일일변동폭을 2.25%에서 10%로 대폭 확대하다 마침내 1997년 12월에 비로소 변동제한폭을 완전히 폐지한 완전한 자유변동환율제를 운용하게 되었다.

한국이 1997년에서야 완전한 변동환율제를 시행하기 시작한 반면 일본은 이미 1973년부터 시장수급에 따른 변동환율제를 실시해 왔다. 물론 일본의 국내거시경제 여건에 따라 자유변동환율제도의 기초를 벗어나는 시점도 있었다. 예를 들어, 장동구·최영준(2002)은 일본의 고미야 류타로 교수의 논문을 인용하여 최근 일본의 환율정책의 기초에 대해 소개하였는데, 이에 따르면 최근 일본에서는 그간 1990년대 이후 장기간 경기침체로부터 탈피하기 위해 엔화 약세정책 및 외환시장 개입정책을 추진해야 한다는 의견이 제기되고 있다. 따라서 원-엔 동조화 현상이 심화될 경우 일본의 자국 거시경제 운용 수단으로서의 환율정책은 원-엔 동조화라는 경로를 거쳐 한국 거시경제에 영향을 미칠 가능성이 있다. 하지만 그와 같은 일본으로부터의 파급효과를 피하기 위해 우리나라가 일본의 거시운영에 영향력을 행사하는 것은 현실적으로 가능하지 않으며, 일본의 환율정책이 한국 거시경제에 파급하는 효과 자체도 측정하기 쉽지 않다. 특히 원/달러 환율이 한국 거시경제 펀더멘탈에 의한 적정 수준으로부터 얼마나 괴리되어 있는지를 측정하고 이를 기초로 하여 원-엔 동조화로 인한 거시경제 왜곡현상을 파악하기는 용이하지 않다. 이는 적정환율 자체를 가

늘하는 것이 단순하지 않기 때문이다. 실제로 환율수준이 거시경제 펀더멘털에 의한 적정환율과 괴리를 보이는 경우가 적지 않은데, 이는 외환시장이 거시경제 변수뿐만 아니라 단기적 기대심리에 크게 좌우되기 때문이다.

한편 일본은 기존의 변동환율제도를 기본적으로 유지하는 것을 골자로 하면서도, 1998년 신외환법 개정을 통해 외환거래 관련 규제를 대폭 줄이는 방안을 세우는 등 1990년대 후반에서 2000년대에 들어 외환관리 방침에 변화를 가져왔다. 특히 신외환법 개정은 일본의 외국에서의 해외투자자와 관련해 종전의 해외투자 신고제를 사후 보고제로 바꾸는 내용 등을 골자로 하고 있으며, 이로 인해 엔화와 달러화간 외환거래가 더욱 활발해질 가능성이 높다. 이처럼 1990년대 후반 들어 한일 양국은 환율 운용에 있어서 상당한 변화를 맞이하기 시작하였다.

## V. 원-엔 동조화 관련 요인들의 최근 동향

본 연구에서는 이러한 한국과 일본의 환율관련 제도적 측면의 사전지식을 염두에 두고, 외환위기 이후 기간에 초점을 맞추으로써, 동일한 변동환율제하에서의 원화와 엔화 달러 환율의 공정한 비교를 도모하고자 한다. 또한 다음 절에서는 본격적인 실증분석에 앞서 외환위기 이후 기간중 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 추이, 원-엔 동조화 관련 요인들의 현황을 그래프 등을 통해 간략하게 논의하기로 한다. 우선 본격적인 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 추이를 살펴보기에 앞서, <그림 1>의 2000년 2/4분기 기준 한국은행 환율분기 동향 그래프는 1999년 1월부터 2000년 1/4분기까지의 원/달러 환율의 움직임을 보여준다. <그림 1>에 의하면,

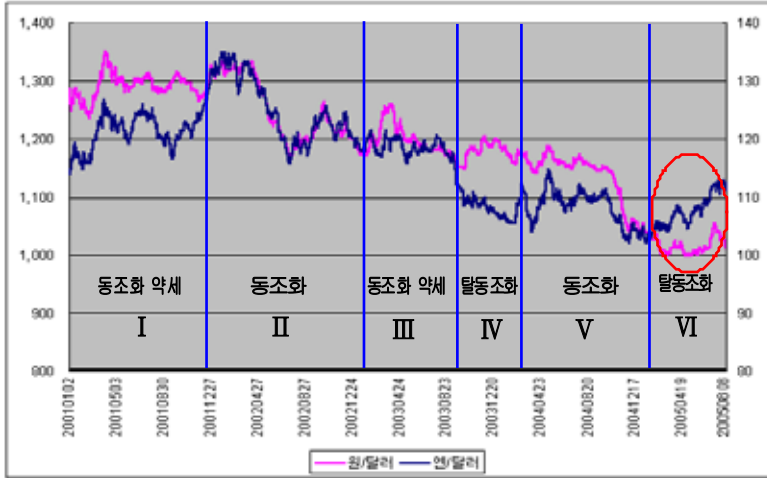
1999년 한 해 동안의 높은 원/달러 환율 변동성은 2000년 들어 감소하면서, 원/달러 환율이 외환위기 기간중의 과대 상향조정 Overshooting 이후 차츰 안정세를 찾아가고 있음을 짐작할 수 있다. 김재영·왕운종·박응용(2005) 역시 IMF 외환위기 기간중인 1998년에 원/달러 환율과 엔/달러 환율간 동조화 관계가 현저히 붕괴되었다는 실증분석 결과를 보였다. 이는 이 기간중 원/달러 환율이 엔/달러 환율에 비해 매우 과도한 변동성을 나타냈으며 이로 인해 원화와 엔화의 달러 환율이 동조화를 탈피했을 가능성이 매우 높음을 암시한다. 따라서 본 보고서에서는 1998년 기간중 과도한 원/달러 환율 변동성으로 인한 원-엔 동조화의 비정상적인 양상을 우회하는 동시에 가급적 최대한의 표본구간을 확보하기 위해 1999년 1월부터의 구간을 분석하기로 한다.

<그림 1> 2004년 2/4분기중 원/달러 환율 동향



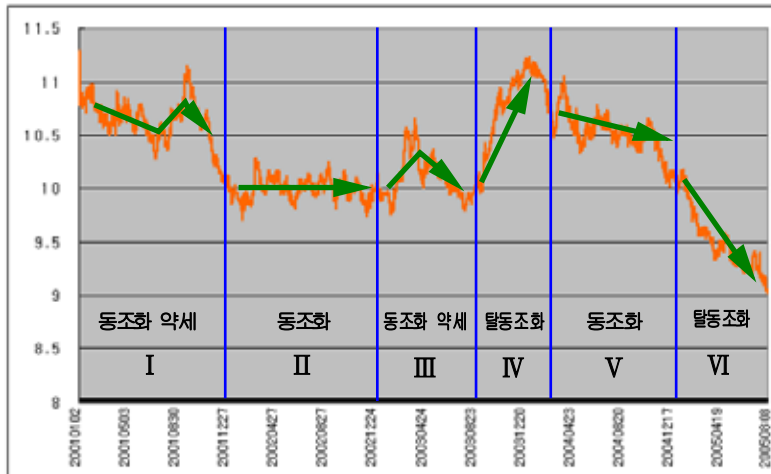
<그림 2> 원-엔 동조화: 2001년 1월 ~2004년 8월

(기간: 2001. 1. 2~2005. 8. 8)



<그림 3> (원/달러 환율) / (엔/달러 환율)

(기간: 2001. 1. 2~2005. 8. 8)



한편 위의 <그림 2>는 2001년 1월부터 2004년 8월 기간<sup>3)</sup>중 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 대략적인 움직임<sup>4)</sup>을 그래프를 통해 비교함으로써 원-엔 동조화의 추이가 시기별로 변화하였음을 개략적으로 보이고 있다. 밝은 색의 선은 원/달러 환율을, 짙은 색의 선은 엔/달러 환율을 나타내며, 좌측의 세로축은 원/달러 환율을, 우측의 세로축은 엔/달러 환율을 표시하고 있다. <그림 2>에 따르면 2002년 들어 원-엔 동조화는 2001년에 비해 그 정도가 강해졌고 다시 2003년에는 다소 약화되었으며, 특히 2003년 9월 이후 동조화 약세는 더욱 심화된 양상을 보여 탈동조화 양상마저 보이는 것으로 나타난다. 이후 2004년 들어서 원-엔 동조화는 다시 심화되는 것으로 나타나고 있으며 2005년초부터는 재차 탈동조화 양상을 보이고 있다. 이처럼 <그림 2>를 통해 대략적으로 살펴봐도, 원-엔 동조화의 정도는 시기별로 다름을 알 수 있다. 한편 <그림 3>은 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 비율을 나타내고 있으며, 따라서 이는 원-엔 환율<sup>5)</sup>을 반영한다. <그림 3>의 구간은 <그림 2>의 구간과 일치하는데, <그림 2>에서의 2002년 기간, 즉 구간 II에서의 현저한 원-엔 동조화는 <그림 3>에서의 같은 구간 II에서 원-엔 환율간 비율이 안정적으로 10에서 유지되고 있음과 일치한다. 반면 구간 IV와 VI과 같은 소위 탈동조화 기간에는 <그림 2>에서 보이는 바대로 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 움직임이 현저하게 차이가 나며, <그림 3>에서 보이는 것처럼 이 기간중 원-엔 환율간 비율은 그 추세선의 기울기가 가파르며 이

- 
- 3) 실제 실증분석 기간은 1999년 1월부터이나 본 절에서는 원-엔 동조화의 변화를 시각적으로 잘 묘사할 수 있도록 2001년 이후 기간의 환율을 그림에 나타낸다.
  - 4) 그래프의 구간 선정은 다소 주관적이나 원-엔 동조화 정도의 구간별 차이 가능성을 보여주고 있으며, 좀 더 엄밀한 구간별 동조화 측정은 실증분석 부분에서 자세히 논의된다.
  - 5) 일반적으로 100원당 원-엔 환율이 많이 쓰이나, 본 보고서에서는 논의의 단순화를 위해 원/달러 환율을 엔/달러 환율로 나눈 수치를 이용한다.

는 원-엔 비율이 큰 폭으로 변했음을 나타낸다.

제1장의 서론에서 언급했듯이, 한일 양국간의 오랜 수출경합관계를 바탕으로 하여 원-엔 동조화에 대한 ‘믿음’이 형성되었고 이것이 원-엔 동조화의 근본적 원인으로 알려져 있는 것이 사실이지만, 한일 수출경합관계가 원-엔 동조화의 유일한 원인이라고 하는 주장은 3년여 기간 동안에 수차례에 걸쳐 관찰된 원-엔 동조화 정도의 변화를 설명하기 어려운 측면이 있다. 만약 원-엔 동조화가 매우 짧은 주기로 계속해서 변화해 간다면, 한일 수출경합관계 이외에 원-엔 동조화에 영향을 주는 또 다른 요인이 있을 가능성이 높다. 왜냐하면, 국가간의 수출경합도는 실물부문의 산업구조상의 변화와 같은 요인에 의해 영향을 받으며, 이러한 요인들은 1년 미만의 기간을 주기로 쉽게 바뀌지 않기 때문이다. 김석균(2003)에 의하면 한국과 일본의 수출입 경합도의 외환위기 전후의 추이는 <표 1>과 같다. <표 1>에 따르면 한일 양국의 수출경합도는 2000년 이후로는 크게 변하지 않는 것을 알 수 있다.<sup>6)</sup>

<표 1> 한국·중국·일본간의 수출경합도 추이

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
한국 - 중국	0.575	0.593	0.596	0.622	0.639	0.635
한국 - 일본	0.651	0.695	0.729	0.713	0.724	0.730
중국 - 일본	0.467	0.495	0.517	0.545	0.572	0.595

자료: 김석균, 『한·중·일 3국의 수출경합 및 무역보완관계 분석』, 『조사월보』, 산업은행, 2003.

6) 다만 산업은행 보고서의 결과는 연도별 분석이기 때문에 상세한 정보가 상실되었을 가능성이 있으며, 따라서 좀 더 상세한 한일간 수출경합도를 산출하기 위해서는 추후 월별 수출경합도 산정을 시도해 볼 필요가 있으나 본 보고서에서는 연구의 범위 고려상 다루지 않기로 한다.

한편, 원-엔 동조화에 대한 시장주체들의 기대심리 자체가 원-엔 동조화를 초래하는 경향이 있다는 의견도 많다. 즉 원/달러 환율과 엔/달러 환율이 소위 원-엔 재정환율 1:10을 크게 벗어날 때 원화와 엔화의 달러 대비 환율이 다시 1:10의 범위로 복귀하게 되리라는 시장의 기대 자체가 동조화를 낳는, 일종의 자기실현적 Self-Fulfilling 현상이라는 해석이다. 특히 시장주체들의 원-엔 동조화에 대한 기대심리와 관련해서 주목할 만한 점은 2002년 하반기 들어 차액결제선물환, 즉 NDF(Non-Deliverable Forward) 거래규모가 급증했다는 점이다. 이는 시장주체들 가운데 해외투자자가 차지하는 비중이 그만큼 높아졌음을 의미하기 때문이다. 2002년 2/4분기에는 33.1억 달러 규모의 달러가 NDF 시장에서 매도되어 당시 원/달러 환율의 하락요인으로 작용했으며, 같은 해 3/4분기 중에는 엔화 약세로 인해 역외세력이 NDF 시장에서 달러를 27.7억 달러 규모로 순매입하여 이 기간중 원/달러 환율이 상승했다.<sup>7)</sup> 물론 아직도 원화와 달러간의 현물환 거래는 서울 외환시장에만 가능하나, NDF 환율은 미래의 현물환율에 대한 기대를 반영하기 때문에, NDF 거래는 역외시장 주체들의 기대심리가 간접적으로 국내 현물환 시장에 영향을 미치는 채널 역할을 한다고 할 수 있겠다. 더욱이 싱가포르, 홍콩 등 아시아 지역뿐만 아니라 프랑크푸르트, 런던, 뉴욕 등지에 역외시장이 운용되고 있어 24시간 내내 원/달러 NDF가 거래됨으로써 앞으로 역외 NDF 거래가 원/달러 환율에 미치는 영향은 더욱 커질 것으로 추측된다. 따라서 원-엔 동조화를 초래하는 요인 중 하나인 원-엔 동조화 자체에 대한 기대심리 형성의 주체 중 역외시장 주체들의 비중이 커지고 있으며, 이들 역외주체들이 엔/달러 환율을 원/달러 환율의 기준점으로 참고하려는 경향이 커지면, 향후 원-엔 동조화가 더 심화될 가

---

7) 한국은행, 2002년중 외환시장 동향 보도자료, 2002.

능성이 있다. 이처럼 원-엔 동조화에 대한 직관적 설명은 널리 인식되어 있는 편이나, 원-엔 동조화의 정도가 시기별로 다르다는 점에 대한 관찰과 또한 그러한 사실에 대한 배경에 대해서는 아직 많은 연구가 이루어지지 않았다.

<표 2> 주요 통화간 동조화 정도

y(t)	x(t)	d 추정치 (2002. 1. 27~2002. 12. 31)	
원화/달러 환율	엔화/달러 환율	-0.2233 (-5.088*)	
원화/달러 환율	유로/달러 환율	-0.0713 (-1.855)	
원화/달러 환율	태국 바트/달러 환율	-0.1274 (-3.470*)	
원화/달러 환율	인도네시아 루피아/달러 환율	-0.0359 (-0.888)	
원화/달러 환율	캐나다 달러/달러 환율	-0.0435 (-1.061)	
엔화/달러 환율	원화/달러 환율	-0.1496 (-4.892*)	
엔화/달러 환율	유로/달러 환율	-0.0385 (-1.170)	
엔화/달러 환율	태국 바트/달러 환율	-0.0104 (-0.336)	
엔화/달러 환율	인도네시아 루피아/달러 환율	-0.0151 (-0.481)	
엔화/달러 환율	캐나다 달러/달러 환율	-0.0561 (-1.873)	

주: (\*)는 5% 신뢰구간에서 유의함을 나타냄. 괄호 안의 숫자는 Heteroskedastic-covariance 행렬에 기초한 t 값을 나타냄. 5% 신뢰구간의 critical value 보다 큰 절댓값의 (-) t 값은 d 값이 1보다 유의하게 작음을 나타내고 나아가 차분하기 전 오차수정항의 d 값이 1보다 유의하게 작음을 간접적으로 의미함. 기술적인 세부사항은 방법론 부분에서 논의함.

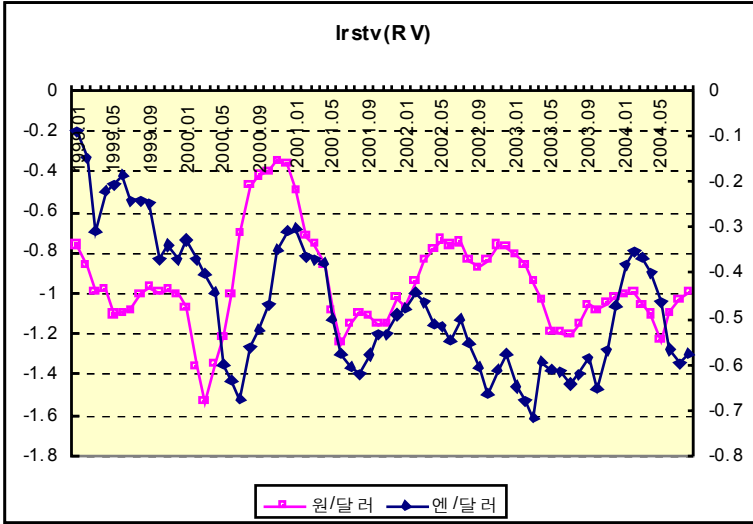


<그림 2>와 <그림 3>에서 대략적으로 살펴본 바와 같이 원-엔 동조화의 정도는 구간마다 다른 것으로 나타난다. <표 2>는 추후 실증분석 부분에서 소개할 분수 공적분 기법을 2002년 기간 중 원/달러 환율과 기타 6개국 달러 기준 환율에 적용하여 측정 한 환율간 동조화 측정 결과를 기록하였다. 제2장의 방법론 부분에서 설명하겠으나, 분수 공적분 기법에 따르면 <표 2>에 나타난 (-) 부호를 가진 d 값들의 절대값이 클수록 고려되는 두 환율의 움직임의 유사성이 크다. 분수 공적분 기법을 원/달러 환율과 엔/달러 환율에 적용하는 과정에서 도출한 오차수정항을 일차차분한 이후, 그 결과치의 충격의 지속성 정도를 d로 측정하였다. 위의 <표 2>에 의하면 원/달러 환율을 기준으로 할 때 가장 공적분 정도가 높은 환율은 엔/달러 환율이며 또한 엔/달러 기준으로 해도 원/달러 환율이 가장 현저한 (분수) 공적분 관계를 보인 것으로 나타난다. 분수 공적분 기법에 대한 기술적인 설명은 방법론 부분에서 세부적으로 논의하기로 한다.

이연호·고정택(2003)은 1998년부터 2000년까지 외환 및 자본거래 자유화가 원-엔 동조화를 심화시켰다는 의견을 제기하였으며, VAR 모형을 이용하여 원-엔 동조화에 대한 다양한 경제학적 접근을 시도했다. 그러나 2000년 이후의 자본 자유화 정도는 자본개방 정책의 빈도수 등을 기준으로 할 때, 1998년부터 2000년까지 기간에 비해 그 진전 속도가 완화되었음에도 불구하고 <그림 2>와 <그림 3>에서와 같이 2000년 이후 원-엔 동조화의 정도는 구간별로 다르게 나타날 뿐만 아니라 2002년 같은 경우에는 오히려 심화되었음을 알 수 있다. 따라서 이는 자본 자유화와는 별도로 완전변동환율제하에서 원-엔 동조화를 낳는 또 다른 요소들이 있음을 암시한다. 그러한 요인들로는, 위에서 언급한 엔/달러 환율의 급격한 변동성, 한국 외환시장 개입, 외환보유고 등을 고려할 수 있으며 이들 변수들의 최근 동향을 그래프 등을 통해 간략하게 살펴보기로 한다.

(i) 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 실현 변동성:

<그림 4> 원-엔 동조화 정도와 원/달러 환율의 엔/달러 환율  
 변동성: 1999년 1월~2004년 6월



<그림 4>는 원-엔 동조화와 관련요인 중 하나로 고려하기로 한 환율 변동성 변수들이 외환위기 이후 어떻게 변하였는지를 간략히 나타내고 있다. 가로축은 이동 구간(Rolling-Over Sampling<sup>8)</sup>) 선정 방식에 따라 지정된 6개월 단위 구간의 시작시점을 나타낸다. 예를 들어 가로축의 2000년 1월은 2000년 1월부터 2000년 6월까지 구간의 시작시점을 의미하며 2000년 1월부터 2000년 6월까지 구간의 환율 변동성은 세로축에 표시된다. 밝은 색의 사각형 선이 원/달러 환율의 변동성을 나타내고 짙은 색의 다이아몬드형 선은

8) 이동 구간 방식에 대한 설명은 추후 방법론 부분에서 논의하기로 한다.

엔/달러 환율의 변동성을 나타내며, 좌측의 세로축이 원/달러 환율의 변동성을, 우측의 세로축이 엔/달러 환율의 변동성을 표시하고 있다. 환율의 변동성이야말로 외환시장의 리스크를 대표하며, 외환시장 주체의 기대심리에 가장 큰 영향을 주는 요인 중 하나이다. <그림 4>에 나타난 실현 변동성은 Andersen, Bollerslev, and Diebold(2003)의 방법을 따라 계산한 변동성의 지표이다. 실현 변동성은 최근 금융시장의 리스크 관리 연구분야에서 많이 쓰이기 시작한 변동성 개념이며, 이와 관련된 기술적 내용은 아래 방법론 부분에서 추후 논의하기로 한다.

한 가지 주목할 만한 점은 위의 <그림 4>에서 나타나듯이 6개월 구간의 평균적인 변동성 수준 자체는 원/달러 환율이 엔/달러 환율의 그것에 비해 전반적으로 더 크다는 점이다. 또한 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 실현 변동성은 모두 1999년초에는 높았으나 그 후 2000년 중반에 이르면서 비슷한 추세로 감소되었다가, 이후 2001년 들어 다시 증가했으며 2001년 중반 이후 똑같이 감소했다. 그러나 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 실현 변동성은 2002년부터는 상당히 다른 양상으로 움직이고 있음을 알 수 있다.

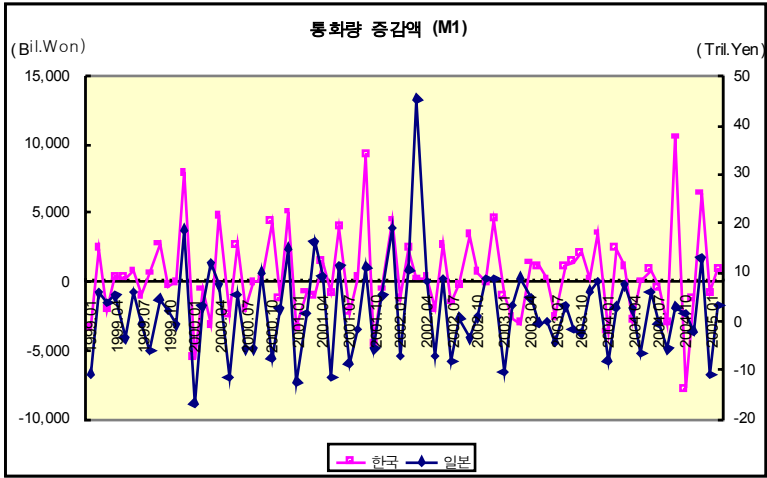
(ii) 원-엔 동조화의 관련 요인: 거시 펀더멘털과 외환수급 변수

본 절에서는 한국과 일본 양국의 거시지표를 원-엔 동조화의 가능한 설명요인으로 고려하며, <그림 5>~<그림 8>에 나타난 그래프는 양국의 통화, 생산, 이자율, 산업생산 등의 대략적인 추이를 비교하였다. 많은 거시변수 중 이들 변수를 선택한 배경에 대해서는 추후 제2장의 실증분석 방법론 부분에서 언급하기로 한다. <그림 5>~<그림 8>에서 보이는 바대로 외환위기 이후 기간 중 한국과 일본 양국의 거시지표는 전반적으로 서로 다른 양상을 보이고 있다. 그러나 그림만으로는 엄밀한 분석을 할 수 없으며

제2장의 실증분석에서 관련변수들을 회귀분석에 포함하여 고려하기로 한다.

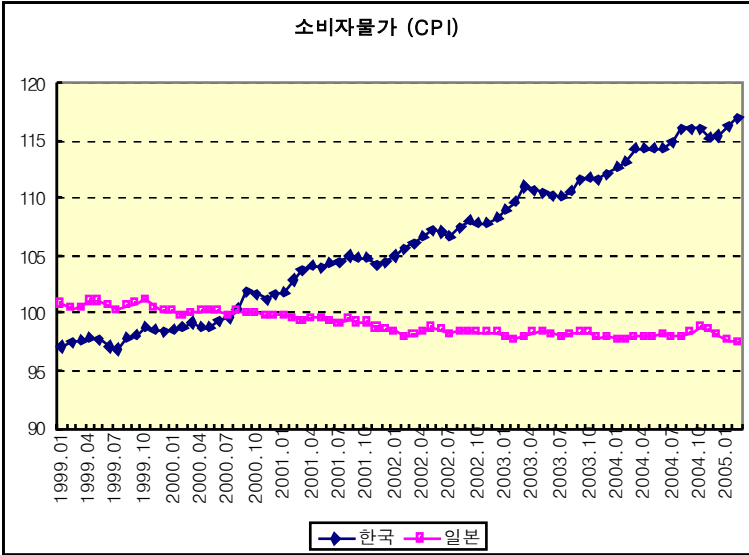
<그림 5> 한국과 일본 M1 통화량 비교

: 계절조정, 1999년 1월~2003년 5월 월별



<그림 5>의 세로축은 가로축의 해당 연월에 해당하는 계절조정된 양국의 월별 M1 통화 증감액을 나타낸다. 밝은 색의 사각형 선이 한국의 M1 통화량 증감액을 나타내고 짙은 색의 다이아몬드형 선은 일본의 M1 통화량 증감액을 나타내며, 좌측의 세로축이 한국의 통화량 증감액을, 우측의 세로축이 일본의 통화량 증감액을 표시하고 있다. 특기할 만한 사항은 1999년 12월, 2001년 9월, 2004년 9월의 경우 한국의 M1 통화량 증가율은 다른 기간에 비해 주목할 만큼 높았으며, 일본의 경우 2002년초에 M1 통화량이 현저히 증가한 것으로 나타났다.

<그림 6> 한국과 일본의 소비자물가지수  
: 2001년 1월~2004년 7월 월별



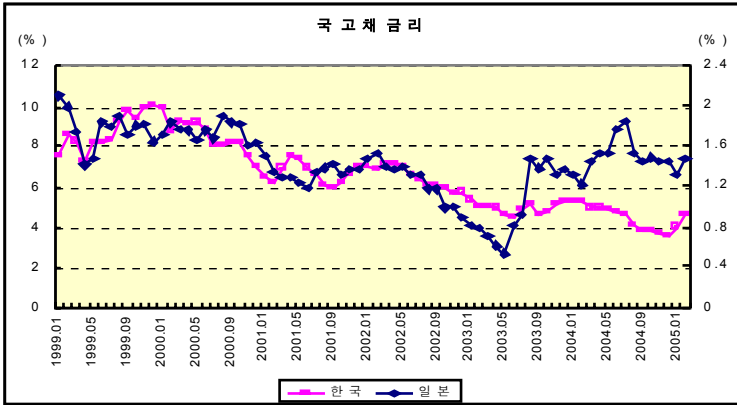
<그림 6>의 CPI 소비자물가지수는 2000년 연평균 소비자물가를 100으로 하여 산정한 자료이며 한국의 CPI 지수는 장기적으로 상승하는 데 반해 일본은 완만하게 하락하는 대조적인 양상을 보여주고 있다. 밝은 색의 사각형 선이 일본의 CPI 지수를 나타내며, 짙은 색의 다이아몬드형 선은 한국의 CPI 지수를 나타내고 있다.

또한 <그림 7>은 한국의 5년 이상 국고채 금리와 일본정부 국채 10년의 월별<sup>9)</sup> 금리를 나타내고 있다. 밝은 색의 사각형 선이

9) 실제 실증분석에서는 일별 금리를 사용하였음. 이 그래프는 시각적으로 명료한 추이를 보이기 위해 월별 금리를 사용함.

한국의 금리를 나타내고 짙은 색의 다이아몬드형 선은 일본의 금리를 나타내며, 좌측의 세로축이 한국금리를, 우측의 세로축이 일본의 금리를 표시하고 있다. 양국의 금리는 1999년 1월 이후 2002년 하반기까지 비슷한 추이를 보이다 2003년 5월을 기점으로 일본의 금리는 상승국면으로 전환하였고 한국은 2000년 들어 전반적인 금리 하락세를 보이고 있다.

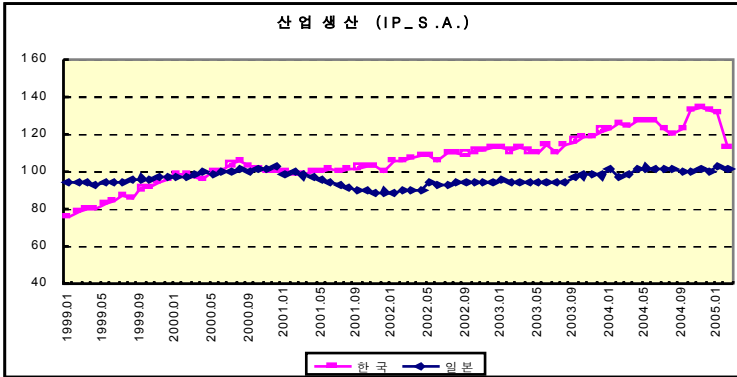
<그림 7> 한국 5년 이상 국고채와 일본 10년 국채 금리 비교  
: 1999년 1월~2005년 3월 일별



<그림 8>의 그래프는 2000년 연평균 산업생산을 100으로 한, 한일 양국의 계절조정된 산업생산지수를 나타낸다. 2004년 중반 이후 급속한 감소세를 보이는 것을 제외하고는 한국의 산업생산지수는 전반적으로 상승하는 추세를 보이며, 반면 일본의 산업생산지수는 2000년까지 매우 완만히 증가하다 이후 정체기에 들어선 것으로 나타난다. 이상과 같이 원-엔 동조화와 관련하여 한일 양국의 주요거시경제 지표들을 간략하게 그래프를 통해 살펴보았으며, 이후 실증분석에서는 이들 거시변수 시계열 자료를 이용한

계량분석을 통해 이들 거시변수와 원-엔 동조화의 구체적인 관계를 논의하기로 한다.

<그림 8> 한국과 일본의 산업생산지수  
: 1999년 1월~2005년 3월 월별

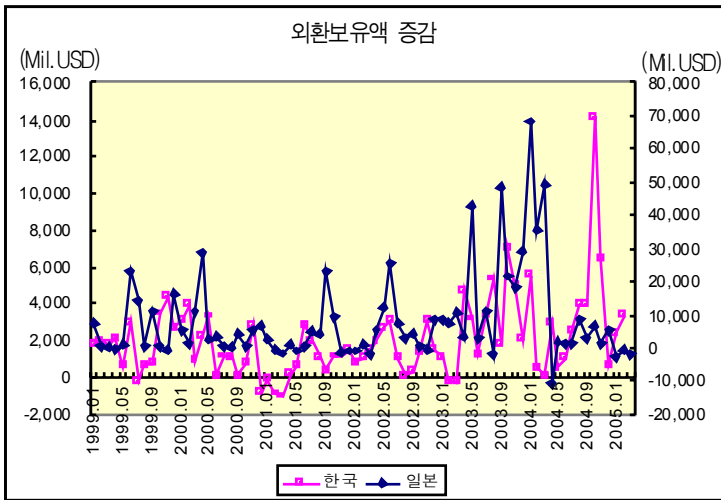


(iii) 원-엔 동조화의 관련 요인: 외환수급 변수

<그림 9>는 한국과 일본의 1999년 1월부터 2005년 3월까지의 월별 외환보유고 증감액을 나타내고 있다. 밝은 색의 사각형 선이 한국의 외환보유고 증감액을 나타내고 짙은 색의 다이아몬드형 선은 일본의 외환보유고 증감액을 나타내며, 좌측의 세로축이 한국의 외환보유고 증감액을, 우측의 세로축이 일본의 외환보유고 증감액을 표시하고 있다. 한국의 경우 2004년 하반기에 외환보유고가 급증한 점이 주목할 만한데, 이는 주지된 바와 같이 2004년 파생금융상품과 NDF 시장을 이용한 한국 외환당국의 적극적인 시장개입과 일치한다. 기본적으로 외환보유고는 경상수지와 자본수지를 포함한 종합수지와 외환당국의 개입에 따른 보유고 증감

액에 의해 결정된다. 한국과 일본 두 나라 모두 시장수급에 따른 완전변동환율제를 채택하고 있으나, 필요에 의해 외환당국이 시장 개입을 수행하고 있는 것이 현실이며, 특히 한국의 외환당국은 빈번하게 외환시장 개입정책을 실시하므로 개입정책은 원/달러 환율에 영향을 미치는 가장 중요한 요인 중 하나이다. 하지만 외환당국 개입기록은 비공개가 원칙이며 따라서 월별 외환보유고와 국제수지 비교를 이용하는 간접적 방법, 혹은 각종 매체를 통한 개입시기의 간접적 추정, 일일외환거래량의 이례적으로 급격한 변화 추정을 통한 한국 외환당국의 시장개입 추정, 일별외환거래량 이용 등이 주로 이용된다.

<그림 9> 한국과 일본의 외환보유액  
: 1999년 1월~2005년 3월 월별, 달러금액 기준

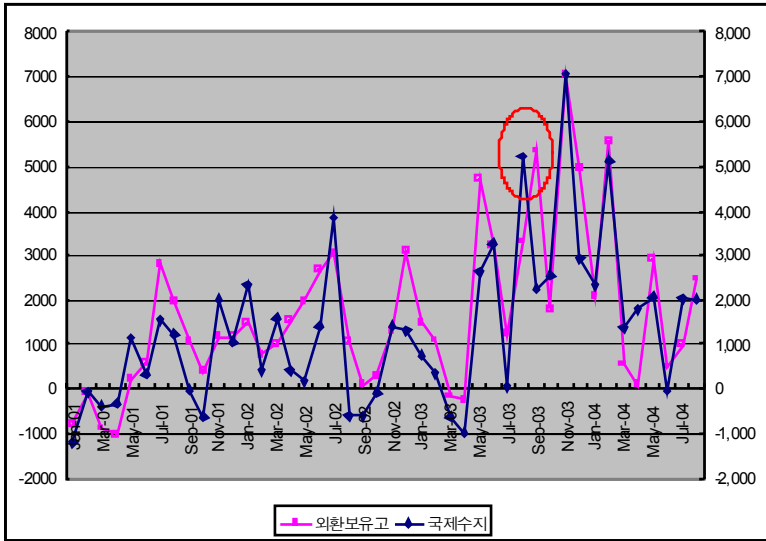


아래의 <그림 10>의 그래프는 한국의 외환보유고와 국제수지의 차이를 통한 시장개입의 규모를 대략적으로 보여준다. 밝은 색



의 사각형 선이 한국의 해당월 기준 외환보유고 증감액을 나타내고 짙은 색의 다이아몬드형 선은 한국의 해당 월의 국제수지를 나타내며, 좌측의 세로축이 외환보유고 증감액을, 우측의 세로축이 해당 월의 국제수지를 표시하고 있다.

<그림 10> 한국의 외환시장 개입 추정: 2000년 1월~2004년 8월



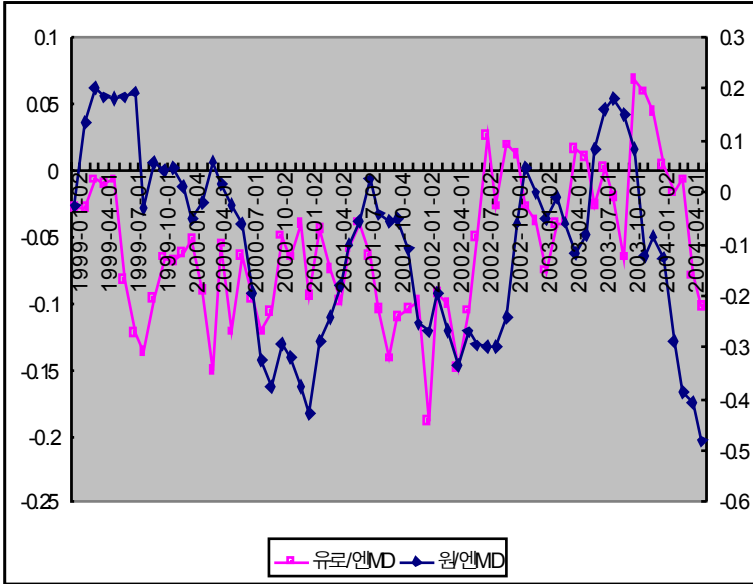
<그림 10>의 그래프에서 보듯이 2003년 8월에서 9월에 이르러 국제수지는 감소하면서 외환보유고 증감액이 급증하였는데, 이는 바로 국제수지 감소에 의한 해당시기의 외환보유액 감소요인이 시장개입으로 인한 외환보유고 증가에 의해 상쇄되었으며 오히려 개입의 규모가 커서 전체 외환보유고 증감액이 커졌을 가능성을 암시한다. 앞서 <그림 2>에서 나타난 대략적 원-엔 동조화 추세에서 볼 수 있듯이 2003년 9월부터 2004년 3월까지의 기간중 원

화는 약세추세인 반면 엔화는 상대적으로 강세추세를 보여 동조화가 약화된 시기였다. 만약 이러한 원화의 상대적 약세(원화에 대한 달러 강세)가 외환시장 개입정책 의도에 의한 결과라면, 개입을 통한 원화 약세기조를 위해 달러 매입이 필요했을 것이며 이는 <그림 10>으로부터 암시된 2003년 9월 즈음의 시장개입으로 추정되는 외환보유액 증가의 확대와 일치한다. 이러한 상황과 관련된 에피소드로, 2003년 10월 2일 김진표 당시 재경부 장관은 한 경제신문 주최 행사에서 원화와 엔화의 동조화는 바람직하지 않음을 주장하였다. 이와 같은 발언은 외환당국의 당시 정책의도가 원화 약세기조 유지를 위한 탈동조화였음을 암시하며, 이는 외환시장 개입 추정분을 나타내는 <그림 10>의 내용과 일치한다. 이상에서와 같이 외환개입의 대략적인 추이는 국제수지와 외환보유액의 차이를 통해 알 수 있으나 이는 매우 우회적인 추정치이므로 엄밀한 실증분석을 수행하기에는 적합하지 않다고 판단되어, 본 보고서의 실증분석에서는 외환개입 변수는 별도로 고려하지 않기로 한다.

#### (iv) 원-엔 동조화에 영향을 주는 Global factor:

지금까지는 원-엔 동조화에 영향을 줄 수 있는 설명요인들인 환율 변동성, 거시관련 변수, 그리고 외환수급 변수 등을 고려하였다. 한편, 원-엔 동조화 논의에 있어서 엔화를 포함한 주요 글로벌 통화들이 강하게 연계되어 있는 경우, 원-엔 동조화는 원화와 엔화만의 동조가 아닌 주요 글로벌 통화의 동조화로 인한 결과일 가능성을 전혀 배제할 수 없다. 이러한 사실을 반영하고자 세계 2대 글로벌 통화인 유로와 엔의 달러 기준 환율들 사이의 분수 공적분의 정도를 측정하고 이를 <그림 11>에 나타내었다.

<그림 11> 글로벌 통화 동조화 vs 원-엔 동조화  
: 1999년 1월~2004년 6월



가로 축은 나중에 설명하게 될 이동 구간 선정 방식에 의해 지정된 구간의 시작시점을 나타낸다. 밝은 색의 사각형 선이 엔화와 유로화의 달러 대비 환율의 동조화 정도를 나타내고 짙은 색의 다이아몬드형 선은 원화와 엔화의 달러 대비 환율의 동조화 정도를 나타내며, 좌측 세로축이 엔-유로화 동조화 측정치를, 우측 세로축이 원-엔 동조화 측정치를 표시하고 있다. <그림 11>의 그래프에서 나타나듯이 원-엔 동조화는 글로벌 통화 연계성과 상관없이 독자적으로 나타나는 경우가 많은 것으로 보이나 2003년 10월 이후부터 2004년초에 이르기까지 글로벌 통화간 동조화와 같은 방향으로 증가하는 추세이다. 2004년 들어 미국 경상수지 적자가

본격화되면서 그 규모가 사상 최대수준인 미국 GDP 대비 5.4%에 육박하게 되었으며 이는 달러가 대부분의 통화에 대해 약세를 띠기 시작한 시점과 일치한다. 본 연구에서는 원-엔 동조화 부분 중에서 글로벌 달러 움직임에 기인한 부분을 통제해 주기 위해 엔/달러 환율과 유로/달러 환율 사이의 동조화 측정치를 이후 실증 분석에 포함한다.

---

## 제2장 원-엔 동조화 분석을 위한 실증적 접근

---



## I. 계량모형 및 방법론

본 절에서는 외환위기 이후 기간중 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화 정도를 측정하기 위해 본 보고서에서 사용된 분수공적분 기법을 소개하고자 한다. 본격적인 실증분석에 대한 논의를 시작하기 전에 원/달러 환율과 엔/달러 환율 각각에 대한 통계적 속성을 살펴보기로 한다. 많은 선행연구에서 입증되었듯이, 환율은 일반적으로 임의보행과정으로 표현될 수 있다. 환율이 임의보행과정을 따르는지 여부는 단위근 검정을 통해 식별될 수 있는데, 단위근 검정기법에 대한 주요 연구는 Dickey and Fuller(1979), Philips and Perron(1988) 등에 의해 이루어졌다. 부록의 <표 A-1>과 <표 A-2>는 매 6개월 구간마다 각각 원/달러 환율과 엔/달러 환율에 대한 ADF(Augmented Dickey Fuller) 단위근 검정 결과를 나타낸다. <표 A-1>과 <표 A-2>의 검정결과에 따르면 원/달러 환율과 엔/달러 환율에 대한 대부분의 단위근 테스트 통계량은 1% 신뢰구간 임계치<sup>10)</sup>보다 크고 따라서 두 환율 시계열은 기존 연구결과와 마찬가지로 임의보행과정을 따르는 불안정한 시계열 과정 Nonstationary Time Series Process인 것으로 나타났다. 원/달러 환율의 경우 1% 신뢰도하에서 단위근 귀무가설이 기각되는 경우는 추세선이 고려된 경우와 고려되지 않은 경우 각기 1개에 불과했으며, 엔/달러 환율의 경우에도 추세선이 고려되지 않은 경우에만 2개의 구간에 대하여 1% 신뢰도하에서 단위근 귀무가설이 기각된 것으로 나타났다. 한편 각기 임의보행을 따르는 두 시계열간의 공통 추세를 나타내는 가장 대표적인 계량기법이 공적분 Cointegration 기법이다. Johansen(1991), Johansen and Juselius(1990)는 Engle and Granger(1987)의 공적분 기법을 다변수 차원으로

---

10) Banerjee, Dolado, Galbraith, and Hendry(1994)가 계산한 임계치를 사용.

확대하였으며, 주요 거시, 금융 시계열 변수가 균형 관계 분석에 널리 적용되고 있다. 특히 공적분 관계를 통한 환율간의 장기적 균형관계는 Baillie and Bollerslev(1989), Baillie and Bollerslev (1994), Sephton and Larsen(1991), 그리고 Diebold et al.(1994)에 의해 다루어졌으며, 김재영·왕윤중·박용웅(2003)은 변형된 형태의 공적분 기법을 원-엔 동조화에 적용하였다.

<표 3> 원화와 엔화의 달러 환율에 대한 요한센 공적분 검정의 trace 통계량

대상기간	$H_0 : r=0$	$H_0 : r=1$	공적분 관계 개수
1999. 1~1999. 12	12.78076	3.958521	0
2000. 1~2000. 12	28.67445*	5.600453	1
2001. 2~2001. 12	10.19525	3.324420	0
2002. 1~2002. 12	15.48457	2.122256	0
2003. 1~2003. 12	17.12368	5.368567	0
2004. 1~2004. 12	13.91544	2.607381	0

주: \*(\*\*)는 5%(1%) 신뢰구간에서의 귀무가설,  $H_0$ 의 기각을 의미. 귀무가설의  $r=0$ 을 검정하고자 하는 공적분 관계식의 개수를 표시함. 예를 들어  $H_0 : r = 0$ 이 기각되고  $H_0 : r = 1$ 이 기각되지 않으면 공적분 관계식의 개수가 0보다 크나 1보다 크지 않음을 나타내며, 따라서 1개의 공적분 관계가 인지됨을 의미함. t 값의 임계치는 Osterwald and Lenum(1992)에 의해 계산되었으며, 지면 관계상 본 보고서에서 별도로 나타내지 않음.

본 연구에서는 이러한 공적분<sup>11)</sup> 기법을 좀 더 발전시킨 분수

11) 본 보고서의 이하에서는 논의의 편의상 일반적 공적분을 ‘공적분’으로 칭하기로 한다.



공적분 기법을 사용하여 원-엔 동조화 정도를 측정하였다. 분수 공적분 기법을 이용한 원-엔 동조화 정도 측정을 논의하기 이전에 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 수준 변수간 공적분 관계 여부를 요한센 검정법을 이용하여 살펴보았다. 본 보고서에서는 1999년부터 2004년에 이르기까지 6년의 기간을 대상으로 매년 원화와 엔화의 일별 달러 기준 환율에 로그값을 취한 뒤 이를 이용하여 공적분 검정을 실시하였는데 <표 3>에 따르면 2000년을 제외하여 어느 해에도 두 통화의 환율간에 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

## 1. 분수 공적분(Fractional Cointegration)

<표 3>은 일반적인 공적분 기법을 적용한 결과이며, 아래에서 소개할 분수 공적분 기법(Fractional cointegration)은 바로 일반적 공적분 기법의 공적분 관계 존재 여부에 대한 판별 기준의 한계를 극복하고, 좀 더 폭넓은 공적분 관계를 고려하고자 하는 데 그 목적이 있다. 이러한 분수 공적분 기법의 속성이 바로 본 연구보고서에서 원-엔 동조화를 측정하는 데 있어서 분수 공적분 접근을 적용하게 된 주요 동기라고 할 수 있다.

### — 분수 공적분과 원-엔 동조화

어느 시계열 변수의 특정 기간에서의 움직임은 크게 두 가지 요소로 나누어 생각할 수 있다. 첫째는 그 기간 전체에 걸친 큰 흐름을 나타내는 추세(Trend)이며, 둘째는 그 기간중 매 시점에서 추세를 이탈하는 움직임이다. 전자는 기간 전체에 대한 특징이라고 볼 수 있으므로 시계열 계량 경제학에서 장기적인 동태요인<sup>12)</sup>

Long Run Dynamics으로 간주되며, 후자는 기간 전체가 아닌 매 시점에서 발생하는 변화라는 측면에서 단기적 동태요인 Short Run Dynamics으로 분류된다. 따라서 두 개 이상의 시계열 변수간의 관계도 장기적 추세간의 관계와 단기적 요인간의 관계로 나누어 고려될 수 있다. 공적분 검정은 바로 두 시계열 환율 변수의 추세 사이에 유사성이 존재하는지 여부를 판정하기 위한 방법이다. 만약 두 시계열 변수의 장기적 추세간에 아무런 관계도 존재하지 않는다면 단기적 요인간의 관계에만 초점을 맞출 수 있을 것이다.

실제로 이연호·고정택(2003)이나 정재식·장영민(2003) 등은 원/달러 환율과 엔/달러 환율 자체가 아닌 수익률, 즉 원래 환율의 차분값 사이의 연관성을 VAR 등을 적용하여 측정하고 이를 원-엔 동조화 분석에 이용하였다. 두 환율이 각각 임의보행과정을 따르므로, 임의보행과정의 정의를 고려할 때 환율의 일차차분 결과는 매 시점에서 발생한 단기적 충격으로 해석될 수 있다. 이러한 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 단기적 변화를 이용한 추정 방법은 다음과 같은 두 가지 이유에서 타당하다. 첫째, 임의보행과정인 환율 자체를 회귀분석에 사용할 경우 추정결과와 통계적 유의성이 과대하게 나타나는 소위 유사회귀성 Spurious Regression 문제가 있으나 환율수익률은 환율을 차분한 결과이며 이는 안정적인 시계열 과정 Stationary Time Series Process이기 때문에 회귀분석에 이용할 경우 문제가 없다. 둘째, 선행연구에 따르면 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 공적분 형태의 장기적 관계는 일반적으로 발견되지 않으며, 따라서 두 환율간 공적분 관계가 존재할 경우 고려해야 할 오차수정항을 포함하지 않고도 단순히 차분된 환율들만을 이용한 VAR 추정은 방법론상 문제의 소지가 없다.

---

12) Hamilton(1994)은 안정적 시계열 변수와 불안정적 시계열 변수의 특성과 세부적 분류를 종합적으로 정리하였다.

다만 원화와 엔화 환율의 단기적 변화(환율의 일차차분된 값) 사이의 관계를 통한 원-엔 동조화 분석은 두 환율의 장기적 추세가 서로 연관성이 없을 경우를 전제한 것이며, 원-엔 동조화 개념 자체가 단기적 환율 변화간의 관계와 동일한 것은 아니다. 따라서 원-엔 동조화를 논의하는 데 있어서 두 환율의 장기적 추세가 유사한지 여부를 판단하는 것은 중요한 이슈라 하겠다. 하지만 기존의 일반적 공적분 검정은 다른 시계열 변수 사이에 공통적인 장기적 추세(Common Stochastic Trend)의 존재 유무를 판단하는 데 있어서 다소 이분법적(二分法)인 측면이 강했다. 예를 들어 공적분 검정 결과 두 변수의 장기적 추세 사이에 연관성이 없는 것으로 판명되었으나 실제로는 두 변수의 장기적 추세간에 상당한 연관성이 있을 경우 해당변수 사이의 단기적 관계만 고려하는 것은 불완전한 분석이 될 가능성이 있다. 분수 공적분 기법은 일반적 공적분 기법의 그러한 이분법적인 판단 기준의 한계를 보완하는 기법이라 하겠다.

분수 공적분 기법의 직관적 설명을 위해 각각 임의보행과정 Random Walk과 백색잡음 과정 White Noise Process으로 구성된 다음과 같은 두 개의 시계열 변수,  $y_{1,t}$ 와  $y_{2,t}$ 를 고려하기로 하자.

$$y_{1,t} = \zeta_{1,t} + \varepsilon_{1,t} \quad (1-1)$$

$$y_{2,t} = \zeta_{2,t} + \varepsilon_{2,t} \quad (1-2)$$

$\varepsilon_{1,t}$ 와  $\varepsilon_{2,t}$ 는 평균이 0이고 분산이 1인 백색잡음 과정을 나타내고  $\zeta_{1,t}$ 와  $\zeta_{2,t}$ 는 임의보행과정을 따르며, 두 임의보행과정은  $\zeta_{1,t} = \rho \zeta_{2,t}$ 의 선형관계를 가진다고 가정하자. 따라서  $y_{1,t} - \rho y_{2,t} = (\zeta_{1,t} - \rho \zeta_{2,t}) + (\varepsilon_{1,t} - \rho \varepsilon_{2,t}) = \varepsilon_{1,t} - \rho \varepsilon_{2,t}$ 가 성립하며, 이는 백색잡음의 선형결합이므로 안정적인 시계열 과정을 따른다. 이 경우  $\zeta_{1,t}$ 와  $\zeta_{2,t}$ 로 나타나는  $y_{1,t}$ 와  $y_{2,t}$ 의 장기적 추세는 (1,  $-\rho$ )라는 선형결

합 형태와 유사한 관계에 있는 것으로 해석될 수 있다. 반면,  $\zeta_{1,t}$ 와  $\zeta_{2,t}$ 간에 어떠한 선형관계도 존재하지 않는다면 모든  $\rho$ 에 대해  $(\zeta_{1,t} - \rho\zeta_{2,t}) = 0$ 은 성립하지 않을 것이고 따라서 안정적인 시계열 과정을 따르는  $y_{1,t}$ 와  $y_{2,t}$ 의 선형결합을 찾기는 불가능할 것이다. 이러한 두 가지 경우는 매우 극단적인 상황일 수 있다. 분수 공적분 기법은 그러한 두 극단적인 상황의 중간적인 경우들을 고려한다. 즉  $y_{1,t}$ 와  $y_{2,t}$  사이에 공적분 관계가 성립할 경우 두 변수의 임의보행과정들은  $y_{1,t} - \rho y_{2,t}$ 라는 선형결합에 의해 완전히 소멸되지만, 공적분 관계가 전혀 성립하지 않을 경우  $y_{1,t}$ 와  $y_{2,t}$ 의 어떠한 선형결합도 임의보행과정을 따를 수밖에 없다는 것이 일반적인 공적분 기법의 발상이다. 하지만, 어떠한  $\rho$  값에 대하여  $(\zeta_{1,t} - \rho\zeta_{2,t}) = 0$ 이 정확히 성립하지는 않지만  $(\zeta_{1,t} - \rho\zeta_{2,t})$ 가 임의보행과정으로서의 성격이 상당히 약화된 경우를 살펴보자. 이는 완벽하진 않으나  $\rho\zeta_{2,t}$ 라는 임의보행과정이  $\zeta_{1,t}$ 라는 임의보행과정을 상당한 정도로 상쇄하기 때문이다. 즉  $\zeta_{1,t}$ 와  $\zeta_{2,t}$  사이에 어느 정도 공통적인 부분이 있기 때문이다. 따라서  $(\zeta_{1,t} - \rho\zeta_{2,t})$ 가 임의보행과정으로서의 성격이 약해질수록 두 장기 추세인  $\zeta_{1,t}$ 와  $\zeta_{2,t}$ 간에 공통적인 부분이 크을 유추할 수 있다. 그렇다면 만약  $(\zeta_{1,t} - \rho\zeta_{2,t})$ 의 임의보행과정으로서의 속성의 정도를 측정할 수 있다면, 우리는 두 장기적 추세간의 유사성의 정도를 가늠할 수 있을 것이다. 분수 공적분 기법은  $(y_{1,t} - \rho y_{2,t})$ 가 얼마나 임의보행과정과 유사한지를 측정하고 이를 바탕으로 두 시계열 변수의 추세간 유사성 정도를 추정<sup>13)</sup>한다. 어느 시계열 변수와 임의보행과정과의 유사성 정도를 계량화하는 방법 중의 하나가 해당 시계열 변수의 장기기

---

13) 이는 매우 직관적인 설명이긴 하나 본 연구의 목적이거나 연구의 범위를 고려할 때 더 이상 별도의 계량경제학적 논의는 하지 않기로 한다. 분수 공적분과 시계열 변수의 추세간 유사성에 대한 계량경제학적 논의는 Baillie and Bollerslev (1994)에서 세부적으로 논의된다.

역계수Long Memory Parameter 혹은 분수적분계수Fractional Differencing Parameter를 이용하는 것이다. 분수 공적분 기법을 사용하기 이전에 분수적분Fractionally Integrated된 시계열 과정의 속성에 대해 본 절의 아래에서 살펴보기로 한다.

– 장기기억Long Memory과 ARFIMA(Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average) 모형:

장기기억 시계열 과정Long Memory Process의 통계학적 정의는 다음과 같다. 어떤 시계열 과정을 분수 차분Fractional Difference할 경우 그 차분된 시계열 과정이 유한한 분산을 갖는 안정적 시계열, 즉 I(0) 시계열 과정이 될 때 우리는 차분 이전 시계열 과정을 장기기억 시계열 과정이라고 정의한다. 분수 차분은 수학적으로 다음과 같이 정의된다.

$$(1-L)^d \equiv \{1-dL+d(d-1)L^2/2!-d(d-1)(d-2)L^3/3!+ \dots\} \quad (1-3)$$

L은 시차 오퍼레이터로  $Ly_t \equiv y_{t-1}$ 로 정의된다. 이 외에 좀 더 엄밀한 통계학적인 장기기억 시계열 과정 혹은 분수 차분에 대한 정의가 존재하나, 식 (1-3)에 의해 표현되는 분수적분 시계열 과정이 가장 보편적으로 논의된다. Baillie(1996)는 장기기억모형과 분수 공적분의 좀 더 다양한 정의와 응용에 대해 소개한다.

실제로 분수 공적분 기법을 사용하는 데 있어서 장기기억계수 추정이 가장 중요한데, 자기상관적인 분수적분모형Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average은 장기기억Long Memory 속성을 가진 시계열 자료를 추정하는 대표적인 모형이다. 가장 일반적인 모형은 ARFIMA(p, d, q) 모형으로 다음과 같이 정의된다.

$$\phi(L)(1-L)^d \varepsilon_t = \theta(L)\mu_t$$

$\varepsilon_t$ 는 분석대상 시계열 변수이고  $\mu_t$ 는 안정적인 백색잡음 시계열 과정이라고 가정하며,  $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \phi_3 L^3 - \dots - \phi_p L^p$ 와  $\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \theta_3 L^3 - \dots - \theta_q L^q$ 는 시차오퍼레이터,  $L$ 에 대한 차수가 각각  $p$ 와  $q$ 인 다항식을 나타낸다.  $\varepsilon_t$ 가 안정적Covariance Stationary이기 위해서는  $d < 0.5$ 이어야 하며 가역성Invertibility<sup>14)</sup>을 만족시키기 위해서는  $d > -0.5$ 라고 가정한다.  $d = 1$ 인 경우 ARFIMA 모형은 자기상관적인 적분Autoregressive Integrated Moving Average모형과,  $d = 0$ 인 경우 통상적인 자기상관Autoregressive Moving Average모형과 각각 일치한다.

분수적분 시계열 과정 혹은 장기기억 시계열 과정은 다양한 정도의 시계열의 지속성Temporal Dependence을 표현할 수 있으며 이를 이용하여 선형결합된 두 변수가 어느 정도로 임의보행과정과 유사한지를 측정할 수 있다. 임의보행의 시계열 지속성은  $d = 1$ 로 정의되며 백색잡음의 시계열 지속성은  $d = 0$ 으로 정의되는데, 장기기억모형은  $d$ 가 0과 1 사이에 있는 시계열 변수들의 지속성을 표현할 수 있다. 분수 공적분 기법은 이상과 같은 장기기억 개념Long Memory을 기존의 공적분 기법에 도입한 것으로 전통적인 공적분 방법은 시계열 자료의 속성을 완벽하게 안정적인 시계열 변수와 완벽하게 불안정적인 시계열 변수라는 이분법적인 분류에 기초하기 때문에 그 중간에 해당하는 경우에 대한 정보를 상실하는 단점을 보완할 수 있다. 따라서 분수 공적분 기법은 단순한 공적분 기법에 비해 시계열 변수간 관계를 고려하는 데 있어서 더 많은 정보를 제공할 여지가 있다. 본 연구에서 사용된 분수 공적

---

14) 시계열 계량경제학에서는 어떤 변수의 자기상관모형(Autoregressive Model)을  $I(0)$  시계열 변수에 대한 이동평균모형(Moving Average Model)으로 전환할 수 있을 때 그 자기상관모형이 가역적이라고 정의한다.

본 기법은 실제로 다음과 같은 방법으로 실행되었다.

단계 1.

원화 환율을 엔화 환율에 대해 다음과 같이 간단한 OLS 추정을 실행<sup>15)</sup>한다.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$$

$y_t$ 와  $x_t$ 는 고려하는 명목환율(본 연구에서는 원/달러 환율과 엔/달러 환율)에 로그를 취한 값을 나타낸다.

단계 2.

단계 1에서 도출된 잔차는 오차수정항(Error Correction Term)이며 ARFIMA(Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average) 모형의 최우도 추정을 통해 오차수정항의 장기기억계수  $d$ 를 추정한다. 오차수정항의 장기기억계수 추정치,  $d$ 가 0에 가까울수록, 즉  $y_t$ 와  $x_t$ 의 선형결합인  $(y_t - \alpha - \beta x_t)$ 가 임의보행과정과 다를수록  $y_t$ 와  $x_t$ 가 공적분 관계를 갖는 경향이 강함을 암시한다. 반면  $d$ 가 1에 가까울수록,  $y_t$ 와  $x_t$ 의 선형결합인  $(y_t - \alpha - \beta x_t)$ 가 임의보행과정과 유사할수록 두 불안정적인 임의보행변수인  $y_t$ 와  $x_t$ 의 추세 사이에 연관성이 없을 가능성이 높다. 본 연구에서는 실제 장기기억계수 추정에 있어서 다음과 같이 ARFIMA 모형 중에서도 특히 ARFIMA(0,  $d$ , 0) 모형을 이용해서 오차수정항,  $\varepsilon_t$ 의 장기기억의 정도,  $d$ 를 추정한다.

---

15) 공적분 관계가 없을 경우 공적분 벡터의 OLS 추정은 spurious할 가능성이 있음. 이로 인한 OLS 추정결과와 왜곡을 고려하기 위해 Phillips and Ouliaris(1990)는 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 검증하는 테스트를 제안함.

$$(1-L)^d e_t = \mu_t$$

이는 사전적으로 여러 가지 차수의  $p$ 와  $q$ 를 고려한, 일반적인 ARFIMA( $p, d, q$ ) 모형 추정을 실행한 결과, 정성적인 결과에 차이가 없으므로  $p = 0$ 과  $q = 0$ 을 가정하여 좀 더 추정이 간편한 ARFIMA( $0, d, 0$ ) 모형을 선택했기 때문이다.

## 2. 분수 공적분 기법과 원-엔 동조화 측정

본 연구에서는 위에서 설명된 ARFIMA(Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average) 모형을 이용한 분수 공적분(Fractional Cointegration) 기법을 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화를 측정하기 위해 적용하였다. 추정결과의 좀 더 명확한 해석을 위해 오차수정항(Error-correction term)을 일차차분한 뒤에 ARFIMA( $0, d, 0$ ) 모형을 적용하여 장기기억모수  $d$ 를 추정하였고 이 추정치를 간접적인 원-엔 동조화의 척도로 사용하기로 한다. 실제로는 차분 이전의 원래 오차수정항의 장기기억계수를 구하기 위해서는 한번 차분한 값에 대해 장기기억계수 추정치에 1을 더해야 한다. 이처럼 차분한 오차수정항을 이용하여 얻은  $d$  추정치에 1을 더한 값은 차분하기 전 오차수정항에 직접 ARFIMA( $0, d, 0$ )<sup>16)</sup>를 적용할 경우의  $d$  추정치와 거의 같다.<sup>17)</sup> 이처럼 차분여부에 상관없이 결국 동일한 결과를 구하는데도 불구하고 일차차분한 오차수정항을 이용하여 장기기억계수를 추정하는 이유는 다음과 같다. 차분하기

16) 이 경우 GAUSS를 이용한 MLE 추정에 기술적인 어려움이 있음. 그 이유는  $d$ 가 1에 매우 가까울 경우  $(1-L)^d$ 가 0에 근접하기 때문임.

17) 원/달러 환율과 엔/달러 환율을 이용해 시험해 본 결과 두 경우  $d$  추정치가 거의 같음을 확인.



전 오차수정항에 ARFIMA 모형을 직접 적용할 경우  $d$  값의 크기는 대부분 1과 0.5 사이이며,  $d = 0$ 이라는 귀무가설에 대해 통계적으로 유의하기 때문에  $d$ 가 어느 정도의 통계적 유의성하에 1과 다른지에 대한 해석이 명확하지 않다. 반면 일차차분한 오차수정항에 ARFIMA를 적용해서 얻은  $d$  추정치는 차분하기 이전 오차수정항이 얼마나 임의보행과정과 유사한지를 보다 명확하게 나타낸다. 즉 차분한 오차수정항을 이용하여 구한  $d$  계수추정치에 대한  $t$  값은  $d = 0$ 이라는 귀무가설에 대해  $d$ 가 어느 정도 유의성을 가지는지를 나타낸다. 이 경우  $d$  값이 0과 유의할 정도로 다르지 않다면 차분 이전의 오차수정항이 비안정적인  $I(1)$  과정임을 유추할 수 있다. 반대로 차분한 오차수정항의  $d$  추정치가 0보다 유의할 정도로 작은 경우 일차차분하기 이전의 오차수정항의 장기기억계수는  $(1+d)$ 이고 따라서 (-) 부호를 가진  $d$ 의 절댓값이 클수록  $(1+d)$ 는 작아지며, 이는 바로 차분 이전의 원래 오차수정항 자체가 좀 더 안정적임을 나타낸다. 즉 다시 말해 오차수정항을 구성하는 변수들의 확률적 추세가 좀 더 유사할 가능성이 높음을 나타낸다.

일반적으로 가장 손쉽게 원/달러 환율과 엔/달러 환율간의 상관 정도를 측정하기 위해 사용하는 척도는 상관계수이지만, 두 시계열 자료가 단위근을 지닌 비안정적인 시계열일 경우 상관계수를 사용하는 데 문제가 있을 수 있다. 왜냐하면, 각각의 시계열에 대한 분산이 유한하지 않기 때문에 엄밀한 의미에서 볼 때 상관계수를 사용한 동조화 측정은 통계적인 오류의 소지가 있다. 특히 고려하는 표본의 개수가 많아질수록 상관계수를 이용한 동조화 측정에 대한 오류의 가능성은 더욱 커지게 된다. 따라서 상관계수

---

18) 일차차분하기 이전 원래 오차수정항에 대한  $d$  값은 대부분의 경우 1보다 근소하게 작음. 따라서 일차차분한 오차수정항의  $d$  값은 대부분 0보다 작음.

를 이용한 윈-엔 동조화 측정치는 최소한 대략적인 동조화의 정도를 측정할 수는 있으나 이를 이용하여 회귀분석과 같은 계량기법을 적용하는 데 있어 문제가 있을 수 있다.

### 3. 이동 구간 방식(Rolling-Over Sampling): 시계열 구간 선택기법

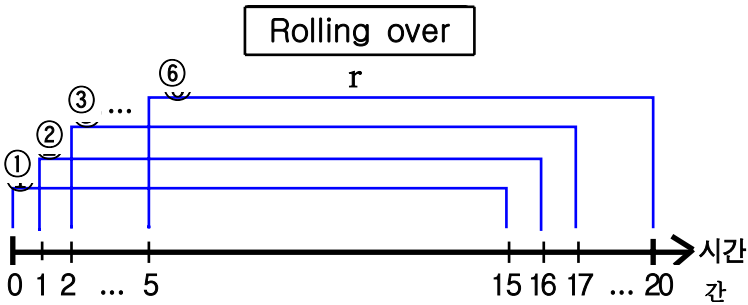
본 연구에서는 소위 이동 구간(Rolling-Over Sampling) 방식을 이용하여 다양한 구간의 윈-엔 동조화 정도를 측정하고 각 구간별로 윈-엔 동조화에 영향을 주는 가능한 요인들을 분석하기로 한다. 이처럼 이동 구간 방식은 하나의 전체 기간으로부터 그보다 작은 여러 개의 소구간을 선택하는 방법으로, 아래 그림과 같이 각각의 소구간 시계열의 가장 오래된 관측치를 누락시키고 대신 가장 최근의 시계열 관측치를 포함하는 과정을 반복하여 여러 개의 동일한 길이<sup>19)</sup>의 시계열 구간을 만들어 낼 수 있다. 이러한 구간 선택방법은 시계열 분석목적에 비해 전체 시계열 구간의 길이가 짧은 경우에 주로 사용된다. 예를 들어 아래 그림의 경우, 전체 구간의 길이는 21개의 시점이다. 만약 분석 목적상 최소한 16개의 시점들을 가진 소구간이 필요하다면, 통상적인 방법으로 표본을 선택할 경우 전체 21개 시점의 구간 중 분석 가능한 16개 시점들을 포함하는 소구간은 최대한 1개에 불과할 것이다. 그러나 만약 시점 0부터 시점 15까지의 소구간을 선택하여 이를 첫 번째 소구간으로 지정하고, 시점 1부터 16까지의 소구간을 선택하여 이를 두 번째 소구간으로 지정하고 이러한 방법을 반복하면 최대 6개까지의 소구간들을 얻을 수 있다. 이는 마치 21개 시점의 길이를

---

19) 본 연구에서는 각 소구간은 6개월 단위.

지난 전체 구간을 16개 시점의 길이를 가진 렌즈를 가지고 옆으로 조금씩 이동하면서 훑어 나가는 것과 같다. 이러한 표본선택은 시간이 지남에 따라 소구간이 바뀌면서 어떠한 일이 발생하는지 관찰하기 위한 방법이라 하겠다.

본 연구의 경우, 원화의 자유변동환율제 채택 이후의 시계열 구간이 5년밖에 되지 않은 반면 분수 공적분 기법을 통하여 원화와 엔화의 공통적 확률적 추세를 파악하기 위해 통상 6개월<sup>20)</sup>의 소구간을 가정하여야 했다. 하지만 전체 구간의 길이가 6년이기 때문에 이를 6개월 길이의 소구간으로 나눌 경우 12개의 소구간밖에 확보할 수 없다. 따라서 아래 그림에서와 같이 부분적으로 겹치는 소구간들을 인위적으로 선택하여 분석대상의 소구간 시계열 개수를 늘렸다. 본 연구에서는 이렇게 선택된 여러 소구간들의 동조화 정도를 측정하고, 동조화 정도가 해당 소구간의 관련요인들과 갖는 연관성을 분석한다. 그렇게 함으로써 단순히 하나의 전체 기간의 동조화 여부 논의보다는 어떤 요인이 있을 때 동조화가 현저하고 어느 때 그렇지 않은지를 전체 기간 내의 소구간들을 단위로 분석하고 이를 근거로 동조화의 요인 및 배경을 논의하고자 한다.



20) 구간의 길이 선정은 자의적일 수 있으나 분수적분 과정 추정에는 통상 150에서 200개 이상의 관측치를 요구한다.

본 연구에서는 원-엔 동조화 관련 요인으로 크게 3가지 유형의 설명변수 집단을 고려하며, 각 유형별 변수의 동향은 앞서 제1장에서 그림을 통해 살펴보았다. 첫 번째 변수집단은 원화와 엔화의 환율 변동성 변수, 두 번째 변수군은 거시관련 경제변수, 세 번째 변수집단은 외환수급 변수로서 각각의 변수집단 선택에 대한 배경과 실제 실증분석과 관련된 세부사항에 대해 다음 절에서 논하기로 한다.

## II. 원-엔 동조화 관련 요인

이 절에서는 본 보고서에서 주요 원-엔 동조화의 관련 요인으로 가정하고 있는 세 가지 변수집단을 실증분석에 활용하게 된 배경과 관련 세부사항에 대해 논의하기로 한다.

### 1. 변동성 변수집단

본 보고서는 원-엔 동조화와 관련된 첫 번째 변수집단으로 외환시장에서의 환리스크를 나타내는 환율 변동성을 사용했다. 외환시장을 포함한 금융시장 거래는 그 규모가 갈수록 커질 뿐만 아니라 거래 속도 역시 빨라지고 있다. 따라서 다양한 금융 리스크 관리 기법들이 개발되고 이와 관련된 선물, 파생상품들이 급속히 증가하고 있다. 이 모든 환리스크 헤지 수단에 있어서 고려되어야 할 가장 중요한 사항 중 하나가 변동성 Volatility이다. 최근 금융시장에서는 수많은 종류의 정보가 유입되며 또한 전세계의 다양한 경제주체가 참여하고 있기 때문에, 금융시장 동향을 설명하기 위

해서 고려해야 할 변수는 수없이 많으나 실제로 그와 같은 모든 변수를 전부 고려하는 것은 불가능하다. 따라서 이 모든 관련 정보가 내재되어 있는 변동성의 추이를 파악하는 것이 금융 리스크 관리의 핵심이며, 실제로 Black and Scholes(1972)의 옵션가격 공식에 있어서도 중요한 가격결정 요인으로 포함된다. 이처럼 변동성은 금융시장 동향에서 고려되어야 할 대표적인 핵심 변수이며 이는 외환시장에도 적용된다.

이러한 금융자산 가격 변동성의 중요성에 따라 그간 Engle(1982)과 Bollerslev(1986) 이후 소위 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 유형의 통계모형을 이용한 금융자산 가격의 변동성에 대한 수많은 연구가 수행되었다. 최근 Andersen and Bollerslev(1998)와 Andersen, Bollerslev, Diebold, and Labys(2001) 등은 어느 특정 구간에서의 시계열 변수의 변동성을 측정하는 데 있어서 실현 변동성 Realized Volatility이라는 개념을 도입하였으나 이미 그 이전에 French, Schwert, and Stambaugh(1987)와 Schwert(1989) 등에 의해 기본개념이 제안되었다. 실현 변동성의 기본 아이디어는 어느 시계열 변수의 특정 구간에서의 변동성을 측정하는 데 있어서 그 분석대상 구간 내의 많은 수의 매우 짧은 구간들에 해당하는 시계열 변수들을 이용한다는 점이다. 실현 변동성의 가장 간단한 예는 다음과 같다. 주가 수익률의 일일변동성을 구하기 위해 해당 거래일 내의 분 간격 주가 수익률들의 제곱들을 전부 더하고 이를 그 거래일의 주가 수익률 변동성으로 사용할 수 있다. 특히 최근 들어 분당 데이터와 같이 표본빈도수가 높은 시계열 자료를 접하기 쉬워지면서 이 같은 실현 변동성에 대한 관심이 높아지고 있다. 실현 변동성의 가장 중요한 의의는 GARCH 유형의 복잡한 모형보다 간단하게 변동성을 모형화할 수 있다는 점이다. Andersen and Bollerslev (1989), Andersen and Bollerslev(2001)는 실현 변동성이 GARCH 모형으

로부터 도출된 조건부 분산보다 변동성 측정의 정확성이나 예측 능력에서 우세함을 환율 데이터를 이용한 실증분석을 통해 보여 주었다. 실현 변동성의 또 다른 중요한 의미는 분석하고자 하는 시계열 변수의 어느 구간에서의 경로 변동성 Volatility Along the Path 을 측정할 수 있다는 것이다. 예를 들어 2005년 기간중 환율이 얼마나 큰 폭으로 변하였는지를 측정할 때, 2005년 연말 환율수준과 2004년 연말 환율수준을 비교하고 그 차이를 이용하여 2005년 기간중 변동성을 측정한다고 가정하자. 한 가지 주목할 점은 2004년 연말과 2005년 연말의 환율 수준 사이에 큰 차이가 없더라도 2005년 연중에 환율 변동성이 클 가능성이 있다는 것이다. 한편 실현 변동성은 2005년 기간중 일별 변동성을 모두 더한 개념이며, 따라서 2005년 1월 1일부터 2005년 12월 31일까지 매일매일 환율이 지속적으로 어떻게 변하였는지를 반영하는 것이다. 본 실증분석에서는 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 실현 변동성을 다음과 같이 계산한다.

$$RV_t = 0.5 \ln(\sum_{j=1}^N r_j / N)$$

$r_j$ 는 t번째 6개월 구간 내에서의 j번째 외환거래일 기준 환율의 로그 차분항, 즉 환율의 수익률을 나타낸다. N은 t번째 6개월 구간에 포함된 외환거래일의 숫자를 나타낸다. 본 보고서에서의 실현 변동성은 t번째 6개월 구간 내의 일별 환율수익률을 이용하여 표준오차 값을 구하고 이에 로그를 취한 것이며, 이를 t번째 구간의 환율 변동성을 측정하는 데 사용한다. 이러한 실현 변동성의 정의에 따라 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 6개월 구간마다의 실현 변동성을 계산하고 이를 추후 회귀분석에서 변동성을 나타내는 변수로 사용한다. 이후 보고서에서는 별도의 명확한 논의가 필요한 부분이 아니면, 표기의 편의상 위의 실현 변동성 변수들을

“변동성 변수”라고 부르기로 한다.

## 2. 거시경제 변수집단과 환율의 통화적 접근

원-엔 동조화의 거시경제적인 측면을 반영하기 위한 변수 선택을 논의하기 전에, 변수 선택에 대한 배경으로서, 환율결정의 통화적 접근(Monetary Approach to Exchange Rate Determination)에 대해 간단하게 논의하기로 한다. 환율결정의 통화적 접근은 기본적으로 화폐시장에서의 균형, 유위험 이자율 평가설(Uncovered Interest Parity), 그리고 구매력평가 가설(Purchasing Power Parity)에 기초하고 있다. 본 연구에서는 McDonald and Taylor(1991)의 통화적 접근에 대한 실증분석을 참고하여 한일 양국간의 통화공급, 실질소득, 이자율 등을 환율에 영향을 미치는 주요 거시요인들로 간주하였다. 한편 Mark(2000)는 유위험 이자율 평가설(Uncovered Interest Parity)과 구매력 평가설(Purchasing Power Parity)을 화폐시장 균형조건과 함께 고려하면, 환율은 근본적으로 양국의 통화 공급과 소득의 격차에 의존한다는 이론적 관계를 보였다. 본 연구에서는 Mark(2000)의 통화적 접근 모형을 근거로 하여 원-엔 동조화와 거시경제 변수간의 연관성을 간단하게 아래와 같이 언급한다. Mark(2000)와 같은 맥락에서 환율결정의 통화적 접근 모형은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda i_t \quad (2-1)$$

$$m_t^* - p_t^* = \phi y_t^* - \lambda i_t^* \quad (2-2)$$

식 (2-1)은 한국의 화폐수요함수를 나타내고, 식 (2-2)는 미국의 화폐수요함수를 각각 나타내며, 이는 원화의 달러 대비 환율을

고려하기 위해 미국과 한국의 화폐수요함수를 비교하기 위함이다.  $m_t$ 는 통화량,  $p_t$ 는 물가수준,  $y_t$ 는 실질소득,  $i_t$ 는 명목이자율을 나타내며 모든 값은 원래 변수에 로그를 취한 값이며, \*는 해당변수의 미국측 자료를 나타낸다. 또한  $\phi$ 는 실질소득,  $y_t$ 에 대한 화폐수요 탄력도를 나타내며 크기는 0과 1 사이라고 가정하고,  $\lambda$ 는 명목이자율,  $i_t$ 에 대한 화폐수요 탄력도를 나타내며 0보다 크다고 가정한다. 논의를 최대한 단순화하기 위해  $\phi$ 와  $\lambda$ 는 모든 국가에 걸쳐 동일하다고 가정한다.

한편 국제금융시장 균형에 대한 가정으로부터 다음과 같은 유위험 이자율 평가설 Uncovered Interest Parity 조건이 성립한다.

$$i_t - i_t^* = E_t S_{t+1} - S_t \quad (2-3)$$

$S_t$ 는 명목 원/달러 환율(원화로 환산한 달러의 명목가치)을 나타내며 원래 환율수준에 로그를 취한 값을 나타낸다. 또한 명목환율과 한국과 미국간의 물가수준은 소위 구매력평가설 Purchasing Power Parity을 통해 다음과 같은 관계를 갖는다.

$$S_t = p_t - p_t^* \quad (2-4)$$

Mark(2000)에서와 같이, 표기의 편의상 추가로 “경제적 펀더멘탈”을 다음과 같이  $f_t$ 로 정의한다.

$$f_t = (m_t - m_t^*) - \phi (y_t - y_t^*) \quad (2-5)$$

식 (2-1), (2-2), (2-3)을 (2-4)에 대입하면, 명목 원/달러 환율을 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$S_t = f_t + \lambda(E_t S_{t+1} - S_t) \quad (2-6)$$



식 (2-6)에 차분을 취하면 다음과 같이 다시 나타낼 수 있다

$$\Delta s_t = \Delta f_t + \lambda \cdot \Delta(E_t s_{t+1} - s_t) \quad (2-7)$$

또한 식 (2-5)와 유위험 이자율 평가설을 나타내는 식 (2-3)을 다시 식 (2-7)에 대입하면,

$$\begin{aligned} \Delta s_t &= \Delta f_t + \lambda \cdot \Delta(E_t s_{t+1} - s_t) \\ &= \Delta\{(m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*)\} + \lambda \cdot \Delta(i_t - i_t^*) \\ &= \Delta m_t - \Delta m_t^* - \phi(\Delta y_t - \Delta y_t^*) + \lambda \cdot (\Delta i_t - \Delta i_t^*) \end{aligned} \quad (2-8)$$

이상의 일련의 식들은 명목 원/달러 환율을 기준으로 도출되었으며, 명목 엔/달러 환율에 대해서도 식 (2-8)과 동일한 조건을 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\Delta s_t^J = \Delta m_t^J - \Delta m_t^* - \phi(\Delta y_t^J - \Delta y_t^*) + \lambda \cdot (\Delta i_t^J - \Delta i_t^*) \quad (2-9)$$

$s_t^J$ 는 명목 엔/달러 환율(엔화로 환산한 달러의 명목가치)을 나타내며 J는 일본측 변수들을 표시한다. 이상의 결과들을 이용하여 원/달러 환율의 변화율(로그 차분값)과 엔/달러 환율의 변화율(로그 차분값)을 비교하기 위해, 식 (2-8)에서 식 (2-9)를 빼면, 아래와 같은 결과를 얻을 수 있다.

$$\Delta s_t - \Delta s_t^J = (\Delta m_t - \Delta m_t^J) - \phi(\Delta y_t - \Delta y_t^J) + \lambda \cdot (\Delta i_t - \Delta i_t^J) \quad (2-10)$$

식 (2-10)으로부터 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동태적 추이의 차이,  $\Delta s_t - \Delta s_t^J$ 는 통화량 증가율의 격차,  $(\Delta m_t - \Delta m_t^J)$ , 한일 양국의 산업생산지수 성장률의 격차,  $(\Delta y_t - \Delta y_t^J)$ , 금리의 증가율

의 차이,  $(\Delta i_t - \Delta i_t^j)$ 의 선형결합임을 알 수 있다. 이러한 관계를 염두에 두고 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화에 영향을 주는 거시경제 변수로 M1 통화량 증가율의 격차, 한일 양국의 산업생산지수 성장률의 격차, 국고채 5년 이상 금리와 일본정부 국채 10년 금리 증가율의 차이를 고려하기로 한다.

한편, 추가로 주목할 점은 식 (2-10)에는 나타나지 않지만, 거시경제 측면이 원-엔 동조화에 미치는 영향 분석을 위한 실증분석에서는 양국의 CPI 성장률의 격차도 포함한다. 실증분석에 대한 구체적 설명은 뒷부분에서 좀 더 구체적으로 논의하기로 하겠으나, 한 가지 지적할 점은 식 (2-10)의 도출 목적은 해당 거시변수들과 원-엔 동조화간의 관계를 간단한 수식 조작을 통해 직관적으로 보이기 위함이며, 이는 엄밀한 이론적 고찰은 아니라는 사실이다. 따라서 식 (2-10)에 직접 포함되진 않았으나, 실증분석에 보다 비중을 두기 위해 CPI 물가지수의 성장률 격차도 원-엔 동조화 관련 거시변수에 일단 포함시킨다. 한편 유위험 이자율 평가 설을 나타내는 식 (2-3)의 시점  $t$ 와  $(t+1)$ 의 시차간격은 이론적으로는 선물환 만기시점과 현 시점 사이의 시차간격과 같아야 한다. 그러나 본 보고서의 실제 실증분석에서 사용될 이자율이 기준으로 하는 기간<sup>21)</sup>은 선물환 만기와는 무관하다. 하지만 기간이 다른 금리간에도 구조적 유사성이 있다는 이자율 기간구조(Term Structure of Interest Rate)의 맥락에서 볼 때 이자율의 기준 기간을 둘러싼 문제의 소지는 일정 부분 완화될 수 있다고 본다.

본 보고서의 실증분석에서 사용될 거시관련 변수들은 다음과 같이 도출된다. 우선 한일 양국의 M1 통화량, 한일 양국의 산업생산지수,<sup>22)</sup> 한국 국고채 5년 이상 금리와 일본정부 국채 10년

21) 한국 이자율을 위해서는 국고채 5년 이상 금리를, 일본 이자율로는 일본정부 10년 국채의 금리를 사용했다.

22) 산업생산지수의 경우 2000년을 기준연도로 한 주요 생산, 제조업에서의 실질소득

금리, CPI 물가지수에 일단 로그값을 취하고 이를 차분한 값을 구한다. 그리고 이러한 로그 차분값에 대한 양국의 월별 차이에 절대값을 취한 뒤 이들에 대한 6개월 평균치를 구한다. 이는 해당 변수의 로그 차분값의 6개월 평균을 구한 뒤 한일간의 절대값 차이를 구하는 것과 다른 수치를 낳는다. 그러나 6개월에 걸친 기간 동안 월별로 나타나는 정보를 활용하기 위해서는 전자의 방법을 써야 할 것이다. 월별 절대값 차이의 6개월 평균은 월별로 차별화된 정보를 유지하는 반면 6개월 평균의 절대값 차이는 그러한 정보를 상실할 우려가 있기 때문이다. 예를 들어, 오늘의 주가 수익률은 10%, 어제는 -8%라고 가정하자. 이 경우 어제와 오늘에 거친 평균적 변동폭은 오늘 10%와 어제 8%의 평균, 즉  $(10+8)/2=9\%$ 가 될 것이다. 하지만, 먼저 수익률의 평균을 계산하고 나서 절대값을 취하여 변동폭을 계산할 경우  $\{10\%+(-8\%)\} / 2 = 2\%/2 = 1\%$ , 즉 2일간 평균 1%의 변동폭으로 변한 것으로 측정될 것이다. 이러한 논리에 따라 한국과 일본의 주요 거시변수 성장률의 평균격차를 이용하며, 이후 보고서에서는 별도의 명확한 논의가 필요한 부분이 아니면, 이들 변수들을 표기의 편의상 “거시경제 변수”로 부르기로 한다.

### 3. 외환수급 변수

이연호·고정택(2003)은 원-엔 동조화를 분석하는 데 있어서 한국의 종합수지를 원-엔 동조화의 경로로서 고려하였다. 본 연구의 실증분석에서는 한일 양국의 월별 외환보유고 성장률 격차의 6개

---

을 나타내는 지수이기 때문에 명목 GDP를 사용할 경우와 달리, 실질변수를 고려하기 위해 별도로 물가수준으로 나눌 필요가 없다.

월 평균을 고려한다. 즉 한일 각국의 월별 외환보유고에 로그를 취한 뒤 차분한 값을 구하고 난후 이 값들에 대한 한국과 일본의 차이에 절대값을 취한다. 그리고 이 값들에 대한 6개월 평균치를 구하고 이를 6개월 구간 내에서의 한일간 외환보유고의 평균격차로 이용한다. 표기의 편의상 이후부터 한일간의 외환보유고의 평균격차를 “외환수급 변수”로 명명하기로 한다. 이연호·고정택(2003)에서와 같이 종합수지를 사용할 경우 주목할 점은, 종합수지에는 외환당국의 개입으로 인한 외환수급 상황은 직접적으로 포함되어 있지 않다는 점이다. 이러한 맥락에서 외환보유고는 종합수지보다 좀 더 직접적인 외환수급 상황을 반영한다고 할 수 있다.

### III. 실증분석 및 결과

본 절에서는 앞서 언급된 세 가지 원-엔 동조화 관련 변수집단을 선택하고 이들의 시계열상의 속성을 파악한 뒤 그에 적합한 계량모형을 선택하여 원-엔 동조화와의 관계를 살펴보기로 한다.

#### 1. 단위근 검정

제2장의 2절에서 언급했듯이, 본 연구에서는 이동식 구간 선정 방법을 사용하여 매 6개월 구간을 지정하여 각 구간에 대해 원-엔 동조화 정도를 측정하였고, 또한 세 가지 유형의 관련변수의 관측치를 구하여 이들을 이용하여 회귀분석을 실행하였다. 이들 변수를 이용하여 회귀분석을 실행하기 전에 한 가지 고려할 점은 이동 구간 방식을 이용하여 6개월 구간별로 계산한 거시변수, 변

동성 변수, 외환수급 변수들은 인접되는 시계열 관측치와 겹치는 구간을 가지고 있으므로 강한 자기상관성을 가지고 있을 수 있다는 점이다. 이러한 점을 고려하기 위해 6개월 구간별로 구한 원-엔 동조화 정도와 관련변수들을 대상으로 Augmented Dickey Fuller 단위근 테스트를 실시한다.

<표 3-1> 변수별 단위근 검정 결과

변수	ADF Test Statistic
원-엔 동조화 변수	-2617219
엔-유로 동조화 변수	-4.065285*
엔/달러 환율의 실현 변동성	-3.486246**
원/달러 환율의 실현 변동성	-3074874
CPI 물가지수	-3.895889**
이지움의 평균격차	-2569649
산업생산의 평균격차	-3.544353**
M1 통화량의 평균격차	-3.199761***
외환보유고 평균격차	-3064122

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 5%, 10% 신뢰구간에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함을 나타낸다. 이 통계량들은 McKinnon(1991)이 계산한 Critical Values를 사용하였으며, ADF 검정에 있어서 5기 이전까지의 시차항과 추세선을 가정하였다.

위의 ADF 단위근 검정 결과, 원-엔 동조화 변수, 원/달러 환율의 실현 변동성, 외환보유고의 평균격차 변수들은 어떠한 신뢰구간에서도 단위근 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났으며, 엔-유로 동조화 변수, CPI 물가지수의 평균격차, 산업생산의 평균격차 변수들은 5% 신뢰구간에서 단위근 귀무가설을 기각하나 1% 신뢰구간에서는 단위근 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 또한 M1 통화량의 평균격차 변수는 10% 신뢰구간에서 단위근 귀무가설을 기각하나 5% 신뢰구간에서는 단위근의 귀무

가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 고려되는 변수에 따라 단위근이 기각될 확률은 차이가 있으나 일단 어느 변수도 1% 신뢰구간에서는 단위근의 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 이처럼 단위근 검정을 실시한 결과 모든 변수들이 정도의 차이는 있지만, 단위근 속성을 가지고 있음을 확인하였다. 따라서 이후에 이들 변수를 이용한 회귀분석에 있어서 차분한 변수들을 사용함으로써, 단위근을 지닌 시계열 변수를 이용한 회귀분석에 나타날 수 있는 “유사회귀분석” Spurious Regression에 따른 문제를 피할 수 있다. 그러나 이 경우 Engle and Granger(1987)에서 논의된 대로, 차분한 변수들만을 이용할 경우 차분 이전의 변수들간에 존재할 수 있는 장기적 관계를 간과할 수 있다. Engle and Granger(1987)는 차분한 변수들 사이의 단기적 관계와 원래 수준 변수들 사이의 장기 관계를 반영하는 오차수정항모형 Error Correction Model을 제안하였다. 다시 말해 차분하기 이전의 종속변수의 시계열과 설명변수의 시계열간에 공적분 관계를 통한 장기적 관계가 존재할 경우 단순히 차분한 값들을 이용한 VAR 등을 비롯한 회귀분석은 차분 이전 원래 변수들 사이의 관계에 대한 정보를 상실할 우려가 있다. 이러한 점들을 고려하여, 우선 공적분 검정을 통해 고려대상 변수간 공적분 관계 여부를 판단하고 공적분 관계가 발견되면, 벡터오차수정항모형 Vector Error Correction Model을 적용한다. 오차수정항모형은 풍부한 동학 관계를 나타낸다는 장점이 있는데, 차분한 변수간 계수추정치는 단기 역학관계를 나타내며 오차수정항에 대한 계수추정치는 차분이전 변수간 장기적 관계에서 비롯된 효과를 반영한다. 오차수정항은 전기의 균형관계로부터의 이탈이 해당변수에 어떻게 영향을 미치는지를 나타낸다. 즉 오차수정항에 대한 계수추정치가 (-)의 부호를 가지면서 통계적으로 유의한 경우 해당변수는 장기균형관계에서 이탈되었다고 어느 시차를 두고 균형관계로 회귀함을 의미한다.

## 2. 원-엔 동조화와 관련 변수간 상관관계

일반적인 VAR이나 벡터오차수정항모형(VECM)은 현재의 변수와 전기의 변수간의 관계만을 나타낸다. 하지만 본 연구에서는 같은 기간에서의 원-엔 동조화와 관련 변수간의 관계도 함께 살펴봄으로써 좀 더 다양한 변수간의 관계를 살펴보고자 한다. 이 경우 변수들 사이의 경제이론으로부터 도출된 제약조건을 부여한, 구조적 VAR이나 구조적 VECM 모형을 추정하는 방법이 있다. 일반적인 VAR 모형은 축약형Reduced Form의 회귀방정식만을 고려하기 때문에 그 추정결과에 대한 경제적 해석 과정에 문제가 있을 수 있다는 비판이 있으며, 이에 따라 일반적인 VAR 모형을 변형시킨 구조적 VAR이 이용되는 경우가 있다. 대표적인 구조적 VAR 모형에 관한 연구는 Sims(1986), Bernanke(1986), 그리고 Blachard and Quah(1989) 등이 있으며 구조적인 VECM 모형은 King, Plosser, Stock, and Watson(1991)에 의해 논의되었다. 그러나 대부분의 경우 고려 대상이 되는 변수들 사이의 관계를 명확히 설명하는 경제이론을 찾기란 쉽지 않고 많은 경우 경제이론상의 가정 자체도 자의성을 완전히 피할 수 없으며, 실증적으로 설명되지 않는 경우가 많다. 또한 기술적인 측면에서도 경제이론으로부터 나온 상수 행렬에 대한 제약조건들에 대하여 과대식별검정Over-Identification Test<sup>23)</sup> 등을 거쳐야 한다는 추정상의 복잡함도 있다.

이상과 같은 제약을 우회하고 추정과정을 좀 더 단순화하기 위해 본 보고서에서는 다음과 같은 대안을 선택했다. 즉 고려 변수들과 원-엔 동조화간의 관계에 대한 기존의 정립된 경제이론을 찾기가 용이하지 않기 때문에, 별도의 제약조건을 부여한 구조적

---

23) 구조적 VAR과 관련하여 추정되어야 할 상수 행렬에 지나치게 많은 제약조건이 주어졌는지 여부에 대한 검정.

VECM이나 VAR 모형 등은 사용하지 않기로 한다. 대신 일반적인 VECM 혹은 VAR 모형에 추가로 같은 시점의 변수들을 포함시킨 뒤 이를 SUR(Seemingly Unrelated Regression) 모형으로 추정하기로 한다. 이 경우 SUR 모형에서의 각각의 회귀방정식은 자신의 변수를 제외한 같은 시점의 나머지 변수들, 자신의 변수를 포함한 전기의 변수들, 그리고 공적분 관계 존재의 경우 오차수정항 등을 설명변수로 포함한다. 설명변수가 SUR 모형의 모든 추정식에서 동일한 경우에는 단순 OLS와 SUR 추정결과는 동일하나, 설명변수가 추정식마다 다를 경우 SUR 모형을 이용한 계수 추정치가 OLS를 이용한 추정한 경우보다 더 효율적<sup>24)</sup>이다. 다음 절에서는 이러한 SUR 모형을 이용하여 각 변수집단별 추정 결과를 논의하기로 한다. 한 가지 주목할 점은 글로벌 달러 추이를 반영한 경우와 그렇지 않은 경우의 원-엔 동조화와 관련 변수간의 분석결과와의 차이를 대조함으로써 글로벌 달러의 추이 여부에 따라 원-엔 동조화와 관련 변수간의 관계가 다른 양상을 띠는지를 살펴보기로 한다. 글로벌 달러의 추이는 제1장에서 논의하였듯이, 순수한 원화와 엔화만의 동조화를 고려하는 데 있어서 중요한 통제변수 역할을 한다.

## (1) 변동성과 동조화 변수

### 1) 글로벌 달러 추이가 고려되지 않은 경우

#### - 장기 관계

우선 원-엔 동조화와 변동성 변수간의 장기 관계부터 살펴보기로 한다. 아래 <표 3-2 (a)>에서와 같이, 요한센 공적분 검정을 실

---

24) 추정계수 분포의 분산이 더 작을수록 더 '효율적'이라고 정의된다.



행한 결과 원-엔 동조화와 변동성 변수들간에 5% 신뢰도하에 1개의 공적분 관계가 유의하게 존재하는 것으로 나타났다. 이후로 실행할 모든 공적분 검정에서는 비교의 공정함을 위해 요한센 검정에 가정하는 시차를 1로 가정하고, 요한센 검정 과정<sup>25)</sup>에서 이용되는 VAR 회귀식에 추세를 포함한다. <표 3-2 (b)>에 나타난 공적분 관계식의 계수추정치를 살펴보면, 변동성 변수 중 원/달러 환율의 실현 변동성이 통계적으로 유의하며 부호는 (-)<sup>26)</sup>인 것으로 나타났다. 즉 원/달러 환율의 변동성이 클수록 같은 구간에서의 원-엔 동조화 변수 값은 감소하는데, 이는 제2장의 1절에서 설명한 원-엔 동조화 변수의 정의상 실제로 원-엔 동조화가 증가함을 암시한다. 반면 엔/달러 환율의 실현 변동성은 공적분 관계식에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 공적분 검정 결과에 따르면, 원-엔 동조화는 엔화의 달러 환율과 상관없이 원/달러 환율의 변동성이 클수록 강하게 나타나는 경향이 있다고 해석할 수 있다.

<표 3-2 (a)> 공적분 검정: 원-엔 동조화와 변동성 변수

$H_0$	Trace 통계량
$r=0$	42.98100*
$r=1$	23.82738

주: \*(\*\*)는 5%(1%) 신뢰구간에서의 귀무가설,  $H_0$ 의 기각을 의미. 귀무가설의  $r$ 은 검정하고자 하는 공적분 관계식의 개수를 표시함. 예를 들어  $H_0 : r = 0$ 이 기각되고  $H_0 : r = 1$ 이 기각된다면 1개의 공적분 관계가 인지됨을 의미함. t 값의 임계치는 Osterwald and Lenum(1992)에 의해 계산되었으며, 지면 관계상 본 보고서에서 별도로 나타내지 않음.

25) 요한센 공적분 검정은 다변수간 공적분 관계를 검정하는 데 널리 쓰이나, 지면 제약상 기법의 세부사항은 별도로 논의하지 않기로 한다.

26) 표에 나타난 공적분 관계식은 모든 변수를 좌변에 같이 나타낸 것이므로 일반적인 회귀방정식의 표기와 계수의 부호가 반대이다.

<표 3-2 (b)> 정규화된 공적분 관계식의 계수추정치와 표준오차  
: 1개의 공적분 관계 기준

원-엔 동조화	엔/달러 환율 실현 변동성	원/달러 환율 실현 변동성	추세
1.000000	-0.488899 (0.61884)	1.545621 (0.28589)*	0.004785 (0.00438)

주: ( ) 안은 공적분 관계식의 계수추정치에 대한 표준오차를 나타냄.

\*는 5% 신뢰구간에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

- 단기 관계

<표 3-2 (c)> 원-엔 동조화와 변동성 변수간의 단기 관계 추정결과  
: 글로벌 달러 추이를 고려하지 않은 경우

설명변수	계수 추정치	표준오차
오차수정항	0.0140	0.0378
전기의 원-엔 동조화 증가율	0.1238	0.1188
전기의 엔/달러 환율 변동성 증가율	0.0415	0.1802
전기의 원/달러 환율 변동성 증가율	-0.2831*	0.1282
금기의 엔/달러 환율 변동성 증가율	-0.3478	0.1818
금기의 원/달러 환율 변동성 증가율	-0.0674	0.1256

주: 종속변수는 원-엔 동조화의 차분변수. \*는 5% 신뢰도하에 유의한 계수추정치를 나타냄. (이하 동일함)

조정된 R<sup>2</sup> 0.168900

Durbin-Watson 1.858602

이 절에서는 원-엔 동조화 변수와 변동성 변수의 차분값들을 이용한 SUR 추정결과를 살펴보기로 한다. 우선 엔-유로 동조화 변수를 포함하지 않은 경우, 즉 글로벌 달러 추이가 고려되지 않은 경우의 추정결과부터 논의하기로 하며, 그 추정결과는 위의 <표 3-2 (c)>에 나타나 있다. <표 3-2 (a)>의 공적분 검정결과

에서 나타나듯이, 원-엔 동조화와 변동성 변수간에 공적분 관계가 성립하므로 이들 변수의 차분을 이용한 추정에 있어서 <표 3-2 (c)>에서와 같이 오차수정항을 설명변수로 포함시키는 것이 타당하다. 본 연구의 주 관심사항은 원-엔 동조화 변수와 관련변수간의 다양한 시계열 차원에서의 상관관계이므로, 동조화 변수 이외의 변수들이 종속변수인 회귀방정식들은 부록에 별도로 첨부하였다. 위의 <표 3-2 (c)>로부터 알 수 있듯이, 같은 시점에서의 원-엔 동조화 차분변수<sup>27)</sup>와 변동성 차분변수간의 관계를 나타내는 계수추정치들은 모두 통계적으로 유의하지 않다. 즉 원-엔 동조화 변수의 변화 폭의 증가 여부가 같은 기간에서의 실현 변동성 변화율에 의해 영향을 받지 않는 것으로 해석된다. 반면, <표 3-2 (c)>의 추정결과에 의하면 전기의 원/달러 환율의 실현 변동성 변화율이 금기의 원-엔 동조화 변수 변화율에 미치는 영향을 나타내는 계수추정치의 t 값은 -2.2078로 5% 신뢰구간에서 통계적으로 유의하다. 즉 전 구간에서의 원/달러 환율의 실현 변동성의 변화율이 증가할 때 현재 구간에서의 원-엔 동조화 변수의 변화율은 감소하는 경향이 강한 것으로 나타난다.

한편 <표 3-2 (c)>의 추정결과를 해석할 때 다음과 같은 점을 주목할 필요가 있다. 예를 들어 현재의 기준 구간이 2000년 3월부터 2000년 8월까지라고 가정하자. 이 경우 전 구간은 제2장 1절에서 소개한 구간 이동 방식의 정의에 따라 2000년 2월부터 2000년 7월까지 기간이며, 이 기간을 기준으로 한 원/달러 환율 변동성 증가율은 2000년 2월부터 2000년 7월까지 기간의 원/달러 환율 변동성에서 그 전 구간인 2000년 1월부터 2000년 6월까지 기간의 원/달러 환율 변동성을 뺀 값으로 나타낼 수 있다. 2000년 1월부

---

27) 이는 동조화 변수의 증가율로 해석이 가능하며, 변동성 변수의 경우도 동일한 해석이 가능하다.

터 2000년 6월까지 기간의 원/달러 환율 변동성과 2000년 2월부터 2000년 7월까지 기간의 원/달러 환율 변동성의 차이는 고려대상 기간이 2000년 1월부터 6월까지에서 2000년 2월부터 7월까지로 업데이트될 때 발생하는 원/달러 환율 변동성의 변화분이다. 2000년 1월부터 6월까지 기간과 2000년 2월부터 7월까지 기간은 2000년 2월부터 6월까지 기간이 중복되기 때문에 두 기간 사이에서의 원/달러 환율 변동성의 차이는 2000년 1월 대신 2000년 7월이 포함되면서 발생하는 데서 비롯된다. <표 3-2 (c)>에 따르면 2000년 1월 대신 2000년 7월이 포함되면서 발생하는 원/달러 환율 변동성의 변화분이 2000년 2월 대신 2000년 8월이 포함되면서 발생하는 원-엔 동조화 변수의 변화분에 (-)의 영향을, 즉 실제 원-엔 동조화 정도의 변화분에 (+)의 영향을 미치는 경향이 있는 것으로 나타난다. 따라서 전 구간에서 원/달러 환율 변동성이 증가하는 쪽으로 업데이트될 때, 이번 기간에서의 원-엔 동조화 정도 역시 심화되는 쪽으로 업데이트되는 경향이 강하며, 다시 말하면 전 구간을 기준으로 할 때 원/달러 환율의 불확실성이 큰 폭으로 증가할수록 이번 구간에서의 원-엔 동조화가 더 큰 폭으로 증가함을 암시한다.

## 2) 글로벌 달러 추이가 고려된 경우

### - 장기 관계

본 절에서는 원화와 엔화간의 고유한 동조화를 살펴보기 위해 주요 글로벌 통화인 엔화와 유로화의 동조화를 측정하고 이를 글로벌 통화 추이를 나타내는 변수로 사용하기로 한다. 아래 <표 3-2 (d)>에서와 같이 엔-유로 동조화 변수를 포함한 경우 요한센 검정 결과 5% 신뢰도에서 2개의 공적분 관계를 가지고 있음이

유의하게 나타났으나 <표 3-2 (e)>에서는 1개의 공적분 관계식을 살펴보기로 한다.<sup>28)</sup> <표 3-2 (e)>에 따르면, 엔/달러 환율의 실현 변동성에 대한 공적분 관계식 계수추정치는 통계적으로 유의하고 그 부호가 (-)이며, 원/달러 환율의 실현 변동성의 경우 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 앞서 글로벌 달러 추이를 고려하지 않은 원-엔 동조화와 변동성 변수간의 장기적 관계와 정반대 양상이다.

즉 엔/달러 환율의 변동성과 실제 원-엔 동조화의 정도는 같은 방향으로 움직이는 반면 원/달러 환율은 원-엔 동조화와 의미 있는 연관성이 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 엔화 환율이 크게 변동할수록 엔화 환율을 원화 환율에 대한 참고기준으로 삼으려는 시장의 기대심리가 강해짐을 암시한다. 이는 행태재무이론 Behavioral Finance Theory에서 논의되는 일종의 소위 고정 행태 Anchoring나 군집 행태Herd Behavior 등과 일맥상통하는 측면이 있다. 이러한 행태들은 일면 비합리적으로 보이나 시장주체들의 행위이론에 비추어 볼 때 논리적으로 설명될 수 있다는 연구가 Shiller(1999)를 포함하여 최근에 이루어졌다. 양국의 경제규모나 국제금융시장에서 차지하는 양국의 지위를 고려할 때, 엔화가 원화 환율을 선도하는 것이 현실적이다. 따라서 글로벌 달러 추이를 반영한 결과가 글로벌 달러 움직임을 고려하지 않은 경우에 비해, 원-엔 동조화와 변동성 변수 사이의 장기적 관계를 더 적절히 나타내는 것으로 보인다. 또한 엔-유로 동조화 변수의 공적분 계수 추정치는 (+)의 부호를 나타내며 통계적으로 유의했다. 즉 장기 관계에서 엔-유로 동조화와 원-엔 동조화가 같은 방향으로 움직

---

28) 이는 2개 이상의 공적분 관계식을 고려할 경우 고려 변수 중 일부변수는 배제하기 때문이다. 이는 요한센 공적분 검정에 있어서 고려 변수들의 계수를 정규화하는 과정에서 나타난다. 따라서 본 보고서에서는 해석의 편의상 1개의 공적분 관계에 대한 추정결과만 나타내기로 한다.

이는 경향이 있음을 나타낸다. 이는 원-엔 동조화의 상당부분은 세계적인 달러 가치의 움직임에 기인함을 시사하며, 따라서 원화와 엔화간의 고유한 동조화 현상을 살펴보기 위해서는 글로벌 달러 추이를 고려해야 함을 시사한다.

<표 3-2 (d)> 공적분 검정: 원-엔 동조화와 변동성 변수집단

$H_0$	Trace 통계량
$r=0$	74.57549**
$r=1$	43.47034'
$r=2$	23.49639
$r=3$	7.421734

주: \*(\*\*)는 5%(1%) 신뢰구간에서의 귀무가설,  $H_0$ 의 기각을 의미. 귀무가설의  $r$ 은 검정하고자 하는 공적분 관계식의 개수를 표시함. 예를 들어  $H_0 : r = 0$ 이 기각되고  $H_0 : r = 1$ 이 기각된다면 1개의 공적분 관계가 인지됨을 의미함. t 값의 임계치는 Osterwald and Lenum(1992)에 의해 계산되었으며, 지면 관계상 본 보고서에서 별도로 나타내지 않음.

<표 3-2 (e)> 정규화된 공적분 관계식의 계수추정치와 표준오차  
: 1개의 공적분 관계 기준

원-엔 동조화	엔-유로 동조화	엔/달러 환율 실현 변동성	원/달러 환율 실현 변동성	추세
1.000000	-6.644751 (1.16878)	1.720435 (0.49138)	0.066658 (0.22639)	0.018620 (0.00385)

주: ( ) 안은 공적분 관계식의 계수추정치에 대한 표준오차를 나타냄.

\*는 5% 신뢰구간에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

- 단기 관계

<표 3-2 (f)> 원-엔 동조화와 변동성 변수간의 단기 관계 추정결과  
: 글로벌 달러 추이를 고려한 경우

설명변수	계수 추정치	표준오차
오차수정항	-0.1591 <sup>*</sup>	0.0328
전기의 원-엔 동조화 증가율	0.0915	0.1025
전기의 유로-엔 동조화 증가율	-0.6500 <sup>*</sup>	0.2100
전기의 엔/달러 환율 변동성 증가율	0.1264	0.1634
전기의 원/달러 환율 변동성 증가율	-0.2903	0.1048
금기의 유로-엔 동조화 증가율	0.5498	0.1802
금기의 엔/달러 환율 변동성 증가율	-0.7545	0.1563
금기의 원/달러 환율 변동성 증가율	0.0300	0.1060

주: 종속변수는 원-엔 동조화의 차분변수. \*는 5% 신뢰도하에 유의한 계수추정치를 나타냄. (이하 동일함)

조정된 R<sup>2</sup>                    0.23244  
Durbin-Watson            1.855891

위의 <표 3-2 (f)>의 추정결과에 따르면, 우선 전기의 엔-유로 동조화 변수의 증가율과 금기의 현재의 원-엔 동조화 변수 증가율은 (-)의 상관관계를 유의하게 갖는 것으로 나타났다. 이는 전기의 엔-유로 동조화 정도의 증가폭이 커질 때, 금기의 원-엔 동조화 정도의 증가폭이 감소함을 암시한다. 또한 전기의 원/달러 환율의 실현 변동성 증가율에 대한 추정계수치는 (-) 부호를 가지며 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 이는 글로벌 달러 추이가 고려되지 않을 경우와 유사하다. 반면, 금기 기준 엔/달러 환율의 변동성 증가율의 계수추정치는 통계적으로 유의하며 부호는 (-)이다. 즉 외환시장 참여주체들은 이번 기간의 원/달러 환율을

예측하는 데 있어서, 고정 Anchoring 행태나 군집 행태 Herd Behavior 등의 요인에 의해 전기의 원/달러 환율 변동성의 증가율과 금기의 엔/달러 환율 변동성 증가율을 준거로 삼을 수 있음을 암시한다. <표 3-2 (f)>의 추정결과는 전기의 원/달러 환율 변동성 증가로 인해 이번 기에 이르기까지 원화와 달러화간의 외환시장의 불확실성이 지속될 것이라는 기대가 형성되며, 그러한 불확실성으로 인해 이번 기에 엔화의 움직임을 참고하려는 심리를 더욱 심화시킬 수 있음을 암시한다. 한편 같은 기간의 엔/달러 환율의 변동성 증가율은 원/달러 환율의 준거기준인 엔/달러 환율의 가장 최근의 움직임이기 때문에 엔/달러 환율 변동성이 이번 기에 큰 폭으로 증가할 때 시장주체들로 하여금 원화 환율을 엔화에 고정 Anchoring 하려는 기대심리를 더 심화시킬 수 있다. 결국 외환시장 주체들에게 바로 이전 기간에서의 원/달러 환율의 변동성에 대한 충격은 불안요인인 반면, 현재 기간에서의 엔/달러 환율 변동성의 변화는 원/달러 환율의 지표 역할을 한다는 해석이 가능하다.

한편, 금기의 엔-유로 동조화 변수의 증가율은 통계적으로 유의한 (+)의 추정계수를 갖는 것으로 나타났으며 이는 원-엔 동조화의 동태적 추이 중 일부는 같은 시점의 글로벌 달러 가치의 동태적 추이와 같은 방향으로 움직임을 암시한다. 또한 오차수정항의 계수추정치는 (-)의 부호를 가지고 통계적으로 유의하게 나타나며, 이는 변동성 변수, 글로벌 달러 추이 변수, 원-엔 동조화간의 장기적 균형 관계로부터의 이탈이 다시 균형관계로 회귀하는 효과가 유의한 것으로 해석된다.

#### - 기타 단기적 관계

본 보고서의 주요 관심사는 원-엔 동조화와 관련 변수들의 연관관계이나, 벡터오차수정항모형이나 VAR 모형 추정결과는 원-



엔 동조화를 제외한 다른 변수를 종속변수로 하는 추정결과도 함께 제시한다. 추정결과는 부록에 있는 추정식 (A-i)에 기록되어 있다. 장기 관계는 재차 원-엔 동조화를 포함한 모든 변수가 연계된 공적분 관계에서 이미 언급되었기 때문에, 논의의 반복을 피하기 위해 별도로 언급하지 않는 대신 변동성 변수들을 종속변수로 하는 단기 관계에 대한 계수추정 결과를 간략하게 논의하기로 한다. 이러한 변동성 변수들을 종속변수로 하는 단기 관계는 글로벌 달러 추이 고려 여부와 관계없이 거의 동일함을 사전에 확인했으므로, 중복을 피하기 위해 글로벌 달러 추이를 고려한 경우에 대해서만 논의하기로 한다. 우선 엔/달러 환율의 실현 변동성 증가율이 종속변수일 경우, 엔/달러 환율의 실현 변동성 증가율은 전기와 금기의 원/달러 환율의 실현 변동성 증가율과 통계적으로 유의한 연관성을 보인다. 구체적으로 보면, 전기의 원/달러 환율 변동성 증가율이 증가하면 금기의 엔/달러 환율의 실현 변동성 증가율은 감소하는 반면 동 기간에서의 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 변동성 증가율은 같은 방향으로 움직이는 것으로 나타났다. 이러한 양상은 원/달러 환율의 실현 변동성 증가율을 종속변수로 하는 회귀방정식의 경우에도 유사하게 나타났다. 이 경우 전기의 엔/달러 환율 변동성 증가율이 증가하면 금기의 원/달러 환율의 실현 변동성 증가율은 감소하는 반면 동 기간에서의 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 변동성 증가율은 같은 방향으로 움직이는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과는 한일 양국 외환시장의 불확실성의 변화는 같은 시점에서뿐만 아니라 시차를 두고 유의한 연관성을 가지고 있음을 암시한다.

#### - 충격반응곡선에 대한 논의

충격반응함수 Impulse Response Function는 여타 변수들의 오차항

Error Term이 고정되어 있는 상황에서, 한 변수의 오차항이 다른 특정 변수에 어떻게 영향을 미치는지를 측정하는 것이 그 목적이다. 이는 수학적으로 편미분의 개념과 유사하며, 어떤 한 변수에 대한 충격이 다른 여타 변수들을 통한 간접적인 영향을 거치지 않고 특정 대상 변수에 직접적으로 미치는 영향을 측정하기 위한 분석도구이다. 현재의 한 변수에 가해진 충격이 향후 자신의 변수를 포함한 여타 변수들에 미치는 영향을 분석하는 것이 충격반응곡선의 목적이다. 따라서 같은 시점에서의 변수간 관계를 포함하여 살펴보았던 SUR 모형을 사용하기보다는 통상적인 VAR이나 VECM 모형을 사용하여 충격반응함수를 분석하고 이를 부록에 있는 <그림 A-1>부터 <그림 A-3>까지의 그래프에 나타냈다. 충격반응곡선의 실선은 충격반응함수를 옮긴 것이고 점선은 각각의 충격반응함수 값에 대한 2배의 표준오차 범위를 표시한다.

또한 충격반응곡선의 경우 그래프상의 정성적 결과가 글로벌 달러 추이를 고려한 경우와 고려하지 않은 경우간에 큰 차이가 없으므로 중복을 피하고 좀 더 일반적인 General 논의를 위해 엔-유로 동조화 변수를 포함한, 즉 글로벌 달러 추이를 고려한 충격반응곡선만을 제시한다. 부록의 <그림 A-1>에서 보이듯이, 모든 변수들은 각기 자기 변수에 대해 (+)의 자기 상관관을 가지고 있는 것으로 나타난다. 한 가지 주목할 만한 점은 원/달러 환율 실현 변동성의 변화율의 경우 자신의 변수의 오차항에 가해진 충격이 비교적 오랜 기간에 걸쳐 남아 있는 것으로 나타난다.

한편, 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 실현 변동성의 변화율에 가해진 충격 모두 원-엔 동조화 변수 변화율 자체에 (-)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 이는 앞서 언급한 원-엔 동조화 변수의 정의상 실제로는 원-엔 동조화 정도의 변화율의 심화를 나타낸다. 결국 두 통화의 달러 대비 환율 변동성의 변화율은 미래의 원-엔 동조화의 증가정도를 심화시킴을 시사한다. 그러나 충격의 지속성

을 비교하면, 엔/달러 환율의 변동성 변화율보다는 원/달러 환율의 변동성 변화율이 원-엔 동조화 변화율에 가하는 충격이 더 크고 오래 지속됨을 알 수 있다. 이러한 결과는 앞서 SUR 모형 추정결과에서 나타난 단기적 역학관계와 일치하는데 <표 3-2 (f)>의 글로벌 달러 추이를 고려할 경우 변동성 변수 변화율과 원-엔 동조화 변화율을 고려한 SUR 모형 추정결과에 따르면, 전기의 원/달러 환율 변동성의 증가율의 계수추정치가 (-) 부호를 지니며, 통계적으로 유의하다. 이 경우 계수추정치는 1개의 시차간에 대한 영향력의 크기만을 보여주나, <그림 A-1>에서 <그림 A-3>까지의 충격반응곡선은 10개의 시차에 걸쳐 영향력의 지속성 또한 상당히 크다는 점을 나타내고 있다. 또한 SUR 모형을 추정한 계수추정치는 다른 변수들을 통한 원/달러 환율 변동성 변화율과 원-엔 동조화 변화율 사이의 상관관계가 뒤섞여 있는 반면 충격반응곡선은 원/달러 환율의 변동성 변화율이 다른 변수를 거치지 않고 직접 원-엔 동조화 변화율에 미치는 영향을 제시한다. 따라서 충격반응곡선은 전기의 원/달러 환율 변동성의 변화율이 클수록 이번 기의 원-엔 동조화 변화율의 증가가 커진다는 결과를 다시 한번 확인시켜 준다고 할 수 있겠다.

## (2) 거시변수와 동조화 변수

### 1) 글로벌 달러 추이를 고려하지 않은 경우

#### - 장기 관계

<표 3-2 (g)>에 의하면, 고려되는 거시변수, 즉 CPI 증가율, 이자율, 산업생산 증가율, M1 통화량 증가율의 평균격차와 원-엔 동조화 변수간에 5% 신뢰도하에서 1개의 공적분 관계가 있음을 알 수 있다. 또한 <표 3-2 (h)>의 공적분 관계 추정결과에 의하

면, 한일간 이자율 증가율과 M1 통화량 증가율의 평균적인 격차에 대한 계수추정치는 통계적으로 유의하며, 그 부호가 (+)인 것으로 나타났다. 반면, CPI 지수 변화율의 한일간 평균격차 역시 통계적으로 유의하나 부호가 (-)이며, 산업생산지수 변화율의 한일간 평균격차에 대한 계수추정치는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 3-2 (g)> 공적분 검정: 원-엔 동조화와 거시변수 집단

$H_0$	Trace 통계량
$r=0$	87.53200*
$r=1$	53.29986
$r=2$	30.42707
$r=3$	13.01672
$r=4$	2.786120

주: \*(\*\*)는 5%(1%) 신뢰구간에서의 귀무가설,  $H_0$ 의 기각을 의미. 귀무가설의  $r$ 은 검정하고자 하는 공적분 관계식의 계수를 표시함. 예를 들어  $H_0 : r = 0$ 이 기각되고  $H_0 : r = 1$ 이 기각된다면 1개의 공적분 관계가 인정됨을 의미함. t 값의 임계치는 Osterwald and Lenum(1992)에 의해 계산되었으며, 지면 관계상 본 보고서에서 별도로 나타내지 않음.

<표 3-2 (h)> 정규화된 공적분 관계식의 계수추정치와 표준오차 : 1개의 공적분 관계 기준

원-엔 동조화	CPI 증가율의 평균격차	이자율 증가율의 평균격차	산업생산 증가율의 평균격차	통화량 증가율의 평균격차	추세선
1.000000	262.3940 (128.054)	-11.19136 (4.16497)	45.16270 (35.9967)	-177.6550 (34.0457)	0.002653 (0.00902)

주: ( ) 안은 공적분 관계식의 계수추정치에 대한 표준오차를 나타냄.

\*는 5% 신뢰구간에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

즉 한국과 일본의 이자율 증가율과 M1 통화량 증가율의 격차가 클수록 원-엔 동조화 변수가 증가, 즉 실제 원-엔 동조화 정도는 감소하는 효과가 있음을 암시한다. 즉 이들 변수에 대한 계수추정치의 (+) 부호는 한일 양국간 거시경제 변수 중 이자율 증가율과 M1 통화 증가율의 평균격차가 클수록 양국의 달러 기준 환율 역시 다른 움직임을 보이는 경향이 강함을 의미하며, 이는 한일 양국의 환율 관련 거시경제적 성격이 달라질수록 원-엔 동조화가 감소한다는 직관적인 결과를 제공한다. 반면, <표 3-2 (h)>에 따르면 양국의 CPI 증가율의 평균적인 격차가 클수록 원-엔 동조화 변수가 감소, 즉 실제 원-엔 동조화 정도가 증가하는 것으로 나타나며 이 결과는 직관적이지 않다. 이는 CPI 지수 증가율이라는 양국 거시경제의 특성이 다를수록 원-엔 동조화가 증가함을 암시하기 때문에 직관적으로 설명하기 쉽지 않은 결과이다. 산업생산증가율의 평균격차는 원-엔 동조화에 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

#### - 단기 관계

<표 3-2 (i)>의 추정결과를 따르면, 전기의 원-엔 동조화 증가율, 전기의 M1 통화 증가율 격차<sup>29)</sup>의 증가율, 금기 기준 CPI 증가율 격차의 증가율, 금기 기준 산업생산지수 증가율 격차의 증가율이 금기 기준 원-엔 동조화 증가율에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우선 전기의 M1 통화 증가율의 평균격차가 큰 폭으로 증가하면, 이번 기간의 원-엔 동조화 변수의 증가율이 작아지며 다시 말해 실제 원-엔 동조화 정도의 증가율이 커짐을 나타낸다. 이러한 단기의 시계열 상관관계는 경제적 직관

---

29) 여기서의 격차는 엄밀히 말하면 6개월에 걸친 평균격차이지만 표기의 편의상 격차라고 칭함.

과 배치된다. 왜냐하면, 만일 환율결정에 있어서의 통화적 접근 환율모형이 옳다면, 통화적 접근 환율모형에서 고려되는 변수의 증가율의 양국간 (평균적) 격차의 변화율이 커질수록 양국 환율이 다른 움직임을 보일 가능성이 많은데 <표 3-2 (i)>의 추정결과는 오히려 원-엔 동조화가 커짐을 암시하기 때문이다.

<표 3-2 (i)> 원-엔 동조화와 거시변수간의 단기 관계 추정식  
: 글로벌 달러 추이를 고려하지 않은 경우

설명변수	계수추정치	표준오차
오차수정항	-0.0145	0.0144
원-엔 동조화 증가율 (전기)	0.4117*	0.1139
CPI 증가율의 평균격차의 증가율 (전기)	-6.5207	10.0402
이자율 증가율의 평균격차의 증가율 (전기)	-0.5465	0.4342
산업생산 증가율의 평균격차의 증가율 (전기)	3.2557	2.7965
M1 통화량 증가율의 평균격차의 증가율 (전기)	-3.6372*	1.6769
CPI 증가율의 평균격차의 증가율	-30.1998*	8.8630
이자율 평균격차의 증가율	-0.6769	0.4673
산업생산 증가율의 평균격차의 증가율	6.8622*	2.9072
M1 통화량 증가율의 평균격차의 증가율	0.9879	1.6924

주: 종속변수는 원-엔 동조화의 증가율

\* 는 5% 신뢰도하에 유의한 계수추정치를 나타냄.

조정된 R<sup>2</sup>                    0.03903  
Durbin-Watson            1.930597

한편, 이번 기의 한국과 일본의 평균적인 CPI 증가율 격차의 변화율이 클수록 같은 기간에서의 동조화 변수의 변화율이 작아지는 것으로 나타났다. 본 연구에서의 원-엔 동조화 변수의 정의상 원-엔 동조화 변수의 변화율이 작아지는 것은 실제로 원-엔 동조화 정도의 증가폭이 커짐을 의미한다. 따라서 전기의 M1 통

화 증가율 경우와 마찬가지로 경제적 직관과 일치하지 않는다. 반면, 산업생산지수 증가율의 평균격차의 경우, 그 변화율이 증가할수록 같은 기간에서의 원-엔 동조화 변수 변화율도 증가하는 것으로 나타났다. 즉 산업생산지수 증가율의 평균격차가 커질수록 실제 원-엔 동조화의 증가폭은 작아진다고 볼 수 있으며 이는 경제적으로 설득력이 있는 결과라 할 수 있겠다.

2) 글로벌 달러 추이를 고려한 경우

- 장기 관계

거시변수와 원-엔 동조화의 관계를 분석하는 데 있어서 글로벌 달러 추이가 미치는 영향을 고려하기 위해 엔-유로 동조화 변수를 원-엔 동조화 변수, 거시변수와 함께 포함시켜 공적분 검정을 해 보았으나 <표 3-2 (j)>에서 보이는 바와 같이 공적분 관계가 없는 것으로 나타났다. 따라서 이들 변수간의 공적분 관계식 추정 결과는 별도로 고려하지 않는다.

<표 3-2 (j)> 공적분 검정: 원-엔 동조화와 거시변수 집단

$H_0$	Trace 통계량
$r=0$	73.99733
$r=1$	46.74975
$r=2$	28.49117
$r=3$	12.87520
$r=4$	2.764085

- 단기 관계

<표 3-2 (k)> 원-엔 동조화와 거시변수간의 단기 관계 추정결과  
: 글로벌 달러 추이를 고려한 경우

설명변수	계수추정치	표준오차
원-엔 동조화 증가율(전기)	0.3970 <sup>*</sup>	0.1125
유로-엔 동조화 증가율(전기)	-0.1320	0.2116
CPI 증가율의 평균격차의 증가율(전기)	-11.6791	9.5410
이자율 증가율의 평균격차의 증가율(전기)	-0.4537	0.4553
산업생산 증가율의 평균격차의 증가율	2.7664	2.8093
M1 통화량 증가율의 평균격차의 증가율(전기)	-3.1511 <sup>*</sup>	1.4698
유로-엔 동조화 증가율	-0.0407	0.2100
CPI 증가율의 평균격차의 증가율	-28.1451 <sup>*</sup>	8.8065
이자율 증가율의 평균격차의 증가율	-0.9762 <sup>*</sup>	0.4582
산업생산 증가율의 평균격차의 증가율	6.6139 <sup>*</sup>	2.9400
M1 통화량 증가율의 평균격차의 증가율	-0.7779	1.4691

주: 종속변수는 원-엔 동조화의 차분변수.

\*는 5% 신뢰도하에 유의한 계수추정치를 나타냄.

조정된 R<sup>2</sup> 0.01373

Durbin-Watson 1.880738

또한 <표 3-2 (j)>의 공적분 검정 결과에서 보이듯이, 원-엔 동조화 변수, 거시경제 변수간에 공적분 관계는 존재하지 않으며, 따라서 유사회귀성 문제를 피하기 위해 이들 변수들을 단순히 일차차분한 값을 이용해서 VAR 모형을 적용하는데 계량방법론상 문제는 없다. 다만 본 보고서에서는 좀 더 다양한 변수간 관계를 살펴보기 위해서 전기뿐만 아니라 같은 시점에서의 차분변수들을 포함한 후에 SUR 모형을 적용하였으며, 그 결과는 <표 3-2 (k)>에 보이고 있다. <표 3-2 (k)>의 결과는 글로벌 달러 추이를 고려하지 않은 경우와 추정결과가 거의 동일하며, 다만, 이자율 증



가율의 양국간 평균격차에 대한 차분변수의 추정계수치가 글로벌 달러 추이를 고려하지 않은 경우에는 통계적으로 유의하지 않았으나, 글로벌 달러 추이를 고려한 경우 유의하게 나타났으며, 그 부호는 (-)로서 이자율 증가율의 한일간 평균격차가 큰 폭으로 증가할수록 원-엔 동조화가 심화됨을 암시한다. 이러한 결과는 이자율이라는 한일 양국의 거시경제적 특성이 서로 다를수록 양국 통화의 달러 기준 환율의 추이가 유사해짐을 시사하기 때문에 직관적이지 않은 결과라고 할 수 있겠다.

#### - 기타 단기적 관계

원-엔 동조화를 제외한 거시변수들을 종속변수로 하는 SUR 추정결과를 간략하게 살펴보면 다음과 같다. 논의의 중복이나 지면관계상 글로벌 달러 추이를 고려한 경우에 한해서 언급하기로 한다. 부록에 기록된 추정식 (A-ii)를 중심으로 살펴보면, 우선 전기의 양국의 CPI 증가율 격차의 변화율과 이번 기의 이자율 증가율 격차의 변화율은 통계적으로 유의한 (-)의 관계를 가진다. 즉 CPI 증가율 격차<sup>30)</sup>의 변화율이 전기에 커질 때 이번 기의 한일 양국간 이자율 증가율 격차의 변화율은 감소하는데, 이러한 추정결과는 한일 양국간 전기에서의 통화량 격차의 증가율과 현재의 이자율 격차의 증가율은 반대 방향으로 움직임을 나타낸다. 또한 같은 기간의 M1 통화량 증가율 격차의 증가율과 산업생산 증가율 격차의 증가율간에 (-)의 관계도 발견되었는데, 이와 관련해 고려되어야 할 점은 SUR 모형 추정결과는 다양한 차원의 시계열 상관관계를 반영하나, 각각의 회귀방정식이 구조적 형태를 가정하지 않았기 때문에 반드시 계수추정치에의 정성적 결과가 거시경제이론과 일치하지 않을 수 있다는 사실을 상기할 필요가 있다.

---

30) 여기서의 격차는 각 해당변수 성장률의 양국간 6개월 평균격차를 의미. 이하 동일.

- 충격반응곡선에 대한 논의

거시변수 증가율과 원-엔 동조화 변수 증가율간 충격반응곡선은 <그림 A-2>에 제시되었다. 거시관련 변수와 원-엔 동조화를 고려한 <그림 A-2>에 나타난 충격반응곡선과 <그림 A-1>에 나타난 변동성 변수와 원-엔 동조화 변수를 대상으로 한 충격반응곡선은 전반적인 충격의 지속성에 있어서 상당한 차이가 있다. <그림 A-1>에 나타난 원-엔 동조화 변수 증가율의 다른 변동성 변수들에 대한 충격반응은 대부분의 경우 5개 구간부터 9개 내지 10개 단위구간에 이르기까지 반응이 지속적이었으나 <그림 A-2>에 나타난 원-엔 동조화 변수 증가율의 거시변수에 대한 대부분의 충격반응은 5개 내지 6개의 구간들을 넘지 못한 것으로 나타난다. 따라서 변동성 변수 증가율 등이 원-엔 동조화 증가율에 미치는 충격이 거시변수들에 비해 상대적으로 더 지속적임을 알 수 있다. 이는 외환시장에서의 불확실성 증폭 요인이 거시경제 변수에 가해진 충격에 비해 원-엔 동조화 추이의 변화에 상대적으로 오랫동안 영향을 줄 수 있음을 시사한다.

또한 거시변수별로 원-엔 동조화에 대한 충격의 방향을 보면, CPI 증가율 격차변수 변화율과 산업생산지수 증가율 격차변수 성장률에 충격이 가해질 때 원-엔 동조화 변수 증가율은 증가, 다시 말해 실제 원-엔 동조화 정도의 증가율은 감소<sup>31)</sup>하는 것으로 나타났다. 이는 어느 한 시점에서 한일 양국간 CPI와 산업생산지수의 증가율 격차의 증가폭이 커질수록 이후 원화와 엔화의 동조화 정도 증가율은 감소함을 암시한다. 이는 어느 구간에서 CPI와 산업생산지수를 기준으로 한 한일 양국 거시경제의 속성이 달라질수록 두 나라 환율 움직임의 추이가 달라짐을 시사하므로 직관적

---

31) 이는 원-엔 동조화 변수가 본 보고서의 정의상 절대값이 크면서 (-)의 값일 때 원-엔 동조화가 커지기 때문이다.

으로 봤을 때 설득력이 있다고 할 수 있겠다. 그러나 이자율의 평균격차 증가율에 가해진 충격은 원-엔 동조화 변수 증가율에 (-)의 충격을 준다. 따라서 실제 원-엔 동조화 정도의 증가율에는 (+)의 영향을 미침을 나타낸다. 그리고 이는 미국 금리를 기준으로 한일 양국 금리의 격차가 벌어질수록 원-엔 동조화가 유사한 추이를 보임을 암시하고 따라서 경제적 직관에 부합하지 않는다.

### (3) 외환수급 변수(외환보유고)와 동조화 변수

#### 1) 글로벌 달러 추이를 고려하지 않은 경우

##### - 장기 관계

한일 외환보유고 증가율의 평균격차와 원-엔 동조화 변수간에 장기적 균형관계가 존재하는지를 알아보기 위해 요한센 공적분 검증을 실시한 결과, <표 3-2 (1)>에서와 같이, 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 이들 변수간의 공적분 관계식 추정결과는 별도로 논의하지 않는다.

<표 3-2 (1)> 공적분 검정: 원-엔 동조화와 외환수급 변수집단

$H_0$	Trace 통계량
$r=0$	21.11743
$r=1$	7.565551

주: \*(\*\*)는 5%(1%) 신뢰구간에서의 귀무가설,  $H_0$ 의 기각을 의미. 귀무가설의  $r$ 은 검정하고자 하는 공적분 관계식의 개수를 표시함. 예를 들어  $H_0 : r = 0$ 이 기각되고  $H_0 : r = 1$ 이 기각된다면 1개의 공적분 관계가 인지됨을 의미함. t 값의 임계치는 Osterwald and Lenum(1992)에 의해 계산되었으며 지면 관계상 본 보고서에서 별도로 나타내지 않음.

- 단기 관계

<표 3-2 (m)> 원-엔 동조화와 외환수급 변수간의 단기 관계 추정결과  
: 글로벌 달러 추이를 고려하지 않은 경우

설명변수	계수추정치	표준오차
전기의 원-엔 동조화 증가율	0.2041	0.109884
전기의 외환보유고 증감액의 평균격차의 증가율	5.0762*	2.056883
금기의 외환보유고 증감액의 평균격차의 증가율	6.4411*	1.986482

주: 종속변수는 원-엔 동조화의 차분변수.

\*는 5% 신뢰도하에 유의한 계수추정치를 나타냄.

조정된 R<sup>2</sup> 0.11590

Durbin-Watson 1.890003

<표 3-2 (l)>에서 알 수 있듯이 원-엔 동조화와 외환보유고 증가율의 한일간 평균격차 사이에 공적분 관계가 존재하지 않으며, 따라서 외환보유고 증가율의 평균적인 격차와 원-엔 동조화 변수를 일차차분한 값을 이용해서 VAR 모형을 적용하는 것이 타당하나 좀 더 다양한 변수간 관계를 살펴보기 위해서 전기前期 변수들 이외에 같은 시점에서의 변수들을 포함한 후에 SUR 모형을 적용하였다. <표 3-2 (m)>에서의 추정결과는 전기와 이번 기의 외환보유액 증가율에 대한 한일 양국간 평균격차의 변화율이 커질 때 동조화 변수의 변화율도 증가함을 보여주며, 이는 원-엔 동조화 변수의 정의상 실제 원-엔 동조화 정도는 감소함을 나타낸다. 즉 <표 3-2 (m)>의 추정결과는 한일 양국 외환시장의 수급상황이 서로 다를수록 원/달러 환율과 엔/달러 환율 움직임도 다르게 움직이는 경향이 강하다는 직관적 결론을 시사한다.

## 2) 글로벌 달러 추이를 고려한 경우

### - 장기 관계

<표 3-2 (n)>의 요한센 공적분 검정 결과 원-엔 동조화 변수, 엔-유로 동조화 변수, 외환보유고 변수간에 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다. 그러나 <표 3-2 (o)>의 공적분 관계식 추정결과를 살펴보면, 엔-유로 동조화 변수의 공적분 계수추정치는 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며 (+)의 부호를 가지고 있으나, 외환보유고 변수의 공적분 계수추정치는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 이 경우의 공적분 관계는 글로벌 달러 추이를 나타내는 엔-유로 동조화와 원-엔 동조화간의 관계에 주로 기인하는 것을 유추할 수 있다. 이는 앞서 글로벌 달러 추이를 고려하지 않을 경우 외환보유고 변수(증가율의 평균격차)와 원-엔 동조화 변수 사이에 공적분 관계가 성립하지 않았던 것과 일치한다. 이러한 점들을 고려할 때, 원-엔 동조화 변수, 엔-유로 동조화 변수, 외환보유고 변수간의 공적분 관계를 통한 장기적 균형관계는 외환보유고와 원-엔 동조화 사이의 관계보다는 엔-유로 동조화와 원-엔 동조화 사이의 관계를 반영함을 유추할 수 있다.

<표 3-2 (n)> 공적분 검정 - 원-엔 동조화와 외환수급 변수집단  
: 글로벌 달러 추이를 고려

$H_0$	Trace 통계량
$r=0$	45.15037*
$r=1$	21.53414

주: \*(\*\*)는 5%(1%) 신뢰구간에서의 귀무가설,  $H_0$ 의 기각을 의미.

1개의 공적분 관계가 5% 신뢰구간에서 유의하게 발견됨.

<표 3-2 (o)> 정규화된 공적분 관계식의 계수추정치와 표준오차  
: 1개의 공적분 관계 기준

원-엔 동조화	엔-유로 동조화	외환보유고 평균격차	증가율의 추세선
1.000000	-10.94143	7.814518	0.021257
	(2.25054)	(10.7072)	(0.00591)

주: ( ) 안은 공적분 관계식의 계수추정치에 대한 표준오차를 나타냄.

\*는 5% 신뢰구간에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

- 단기 관계

<표 3-2 (p)> 원-엔 동조화와 외환수급 변수간의 단기 관계 추정결과  
: 글로벌 달러 추이를 고려한 경우

설명변수	계수추정치	표준오차
오차수정항	-0.0746	0.0212
전기의 원-엔 동조화 증가율	0.1850	0.1019
전기의 유로-엔 동조화 증가율	-0.6148*	0.2153
전기의 외환보유고 평균격차의 증가율	6.1317*	1.9293
유로-엔 동조화 증가율	0.3942	0.2019
외환보유고 평균격차의 증가율	6.9879*	1.8390

주: 종속변수는 원-엔 동조화의 차분변수.

\*는 5% 신뢰도하에 유의한 계수추정치를 나타냄.

조정된 R<sup>2</sup> 0.18293

Durbin-Watson 1.927723

이 경우 역시 글로벌 달러 움직임을 고려하지 않은 경우와 분석결과의 정성定性은 변하지 않는 것으로 나타났다. 다만, <표 3-2 (n)>의 공적분 검정 결과에서 보이듯이 원-엔 동조화 변수, 엔-유로 동조화 변수, 외환보유고 변수간에 공적분 관계가 존재하므

로, 이들 변수의 차분변수를 이용한 단기 관계 추정식에 오차수정항을 포함한다. <표 3-2 (p)>에 따르면, 한일 양국의 외환보유고 변화율의 평균격차의 전기 기준 증가율과 금기 기준 증가율이 증가할 때 금기 기준 원-엔 동조화 변수의 증가율이 증가한다. 즉 본 연구의 동조화 변수의 정의상 원-엔 동조화 변수의 증가는 원-엔 동조화의 정도가 감소를 의미하므로, 추정결과는 전기와 금기 기준 외환보유고 변화율의 평균격차의 증가율이 커질 때 원-엔 동조화의 정도가 감소한다. 이는 경제적 직관에 부합하며, 외환보유고는 외환시장의 수급상태를 전반적으로 나타내기 때문에 수급상태의 동태적 변화의 차이가 커질수록 양국 통화의 달러 기준 환율의 동조화 정도는 감소된다는 경제 논리와 부합한다.

#### - 기타 단기적 관계

<표 3-2 (p)>에서 반영되지 않은 변수간 상관관계를 나타내기 위해 부록에 있는 추정식 (A-iii)을 살펴보기로 한다. 유일하게 통계적으로 유의한 상관관계는 외환보유고 증가율의 평균적 한일 격차 변화율은 전기의 자신의 변수와의 (-) 관계이다. 즉 전 구간에서의 외환보유고 증가율과 평균격차에 가해진 충격이 클수록 이번 기간의 외환보유고 증가율의 평균격차에 가해진 충격은 작아지는 경향이 있음을 암시한다. 따라서 양국 외환보유고 증가율의 평균격차의 변화율은 무한히 커지지 않고 한 구간에서 커지면 다음 구간에서는 작아지면서 안정적인 추이를 보임을 추론할 수 있다.

#### - 충격반응곡선에 대한 논의

부록의 <그림 A-3>에서 나타나듯이, 외환보유고 증가율의 평균격차 증가율에 가해진 충격에 대한 원-엔 동조화 증가율의 반

응은 (+)의 행태를 나타내며 이는 앞서 언급한 바와 같이 외환보유고 증가율의 평균격차 증가율에 가해진 충격이 클수록 원-엔 동조화 변수 증가율은 커지고, 따라서 실제 원-엔 동조화 정도의 증가율은 감소함을 추론할 수 있다. 즉 한일 양국의 외환수급 상황의 추이가 달라질수록 양국 통화의 환율은 다른 향방을 보일 가능성이 높다는 직관과 일치한다.

#### (4) 변동성 변수, 거시변수, 외환수급 변수(외환보유고)와 동조화 변수 관계 비교

본 보고서는 원-엔 동조화에 대한 설명요인으로 원화와 엔화 외환시장의 리스크를 나타내는 환율 변동성 변수, 해당구간 내에서의 양국 거시경제 조건의 차이를 나타내는 거시관련 변수, 그리고 외환수급 상황을 나타내는 외환보유고 변수 등 3가지 유형의 변수가 원-엔 동조화와 어떠한 성격의 연관성을 갖는지를 실증분석하였다. 각기 다른 성격의 변수와 원-엔 동조화간의 상관관계는 위에서 논의되었으나, 본 절에서는 다른 유형의 변수들의 원-엔 동조화 설명력에 대해서 간단히 비교해 보기로 한다.

우선 통상적인 방법은 환율 변동성 변수, 거시관련 변수, 그리고 외환보유고 변수 등을 모두 같은 추정식에 포함하여 각각의 변수에 해당하는 계수추정치의 통계적 유의성을 비교하는 것이다. 하지만, 본 보고서의 실증분석에서 사용된 데이터 숫자를 고려할 때 3가지 유형의 변수를 모두 포함할 경우 추정에 있어서 자유도 Degree of Freedom<sup>32)</sup>가 상당히 제약을 받을 것으로 예상된다. 그리고 이는 추정결과에 대한 신뢰도를 감소시킬 우려가 있어 본 보

---

32) 실제로 이미 각 변수의 유형별로 추정된 경우에도 이미 상당히 많은 계수를 포함하고 있으므로, 모든 유형의 변수를 포함한 추정은 더욱 심각한 자유도 문제가 우려된다.



고서에서는 모든 유형의 변수를 같은 추정식에 포함시키는 별도의 추정은 실행하지 않기로 한다. 대신 이미 유형별 변수를 고려한 각각의 추정결과를 서로 비교함으로써 간접적으로 세 가지 변수집단의 원-엔 동조화에 대한 설명력을 비교하기로 한다. 또한 세 가지 변수집단의 장기적 관계와 단기적 관계에서의 설명력을 비교하는 것이 원칙이나, 변수 유형별로 공적분 관계 유무 결과가 다르기 때문에 보다 명확한 결과 해석을 위해 고려 대상 변수들의 증가율간의 관계를 살펴보는 단기적 관계만을 기준으로 다른 변수집단들의 원-엔 동조화에 대한 설명력을 비교하기로 한다.

글로벌 달러 추이를 고려한 경우를 기준으로 살펴보면, 환율 변동성 변수 증가율의 원-엔 동조화 변수 증가율에 대한 설명력은 해당 회귀방정식의 조정된  $R^2$ 가 약 23%로서 다른 변수집단들에 비해 상대적으로 높다. 한편, 외환보유고 변수의 증가율의 원-엔 동조화 증가율에 대한 설명력은 조정된  $R^2$  값이 18%를 나타낸다. 이는 환율 변동성 변수 증가율이 설명변수인 경우보다 낮지만, 곧 언급할 거시관련 설명변수보다 높게 조정된  $R^2$  값을 제시하고 있다. 한편 CPI, 이자율, 산업생산, M1 통화량 등의 증가율에 대한 평균격차, 즉 거시관련 변수들의 증가율이 원-엔 동조화 증가율의 설명변수인 경우, 조정된  $R^2$  값은 1%에 그치고 있다. 글로벌 달러 추이가 고려되지 않은 경우도 조정된  $R^2$  값에 대한 순위가 글로벌 달러 추이가 고려된 경우와 동일하게 변동성 변수, 외환수급 변수, 그리고 거시관련 변수 순으로 나타났다. 따라서 원-엔 동조화의 추이를 설명하는 데 있어서 외환시장의 불안정성을 대변하는 환율 변동성 변수들이 가장 높은 설명력을 보이며 그 다음으로는 외환시장 수급상황을 반영하는 외환보유고 변수가 높은 설명력을 보임을 알 수 있다. 반면, CPI, 이자율, 산업생산, M1 통화량 등 거시경제적 요인은 원-엔 동조화 추이 변화에 대해 낮은 설명력을 갖는 것으로 나타났다.



---

---

## 제3장 요약 및 결론

---

---



## I. 주요 연구결과

1997년 12월 외환위기 이후 우리나라는 완전자유변동환율제를 채택하였으며 한편으로는 자본개방화를 추진하여 원/달러 환율은 마야흐로 주요국 환율과 상당한 연관성을 가질 수 있는 주변여건을 가지게 되었다. 그러나 외환위기 이후 현재까지 달러를 기준으로 한 원화의 가치는 유독 엔화의 가치와 유사하게 움직여 왔다. 이는 한일간의 수출경합관계라는 근본적인 믿음에서 비롯되었다는 것이 통상적인 의견이다. 하지만 경제의 변화주기가 빨라지고 국제금융시장에서의 자본이 빠른 속도로 이동하면서 원-엔 동조화 현상 역시 일정하기보다는 시기별로 그 정도가 변할 가능성이 크며 본 보고서는 바로 그러한 가능성에 주목하고 있다. 이처럼 원-엔 동조화 현상 자체는 널리 알려져 있으나 동조화 정도가 구체적인 시기별로 어떻게 변하는지, 또한 어떠한 요인과 관련되어 변하는지에 대한 연구는 많지 않았다. 본 연구는 원-엔 동조화를 좀 더 유용한 환율 분석의 정보로 활용하기 위해 원-엔 동조화와 원-엔 동조화를 둘러싼 관련 변수간의 관계를 실증적으로 분석하였다.

본 연구에서 원/달러 환율과 엔/달러 환율은 일반적으로 강한 연계성을 가지고 있으나 다양한 구간에서 여러 가지 요인의 차이에 의해 연계성의 정도가 다를 수 있음을 분수 공적분 기법이라는 최근 계량기법을 이용하여 보였다. 또한 분수 공적분 기법을 이용하여 측정한 원-엔 동조화 정도를, 크게 (i) 변동성 관련 변수집단, (ii) 거시경제 변수집단, 그리고 (iii) 외환수급 변수 등 3가지 유형의 변수들을 사용하여 다양한 차원의 시계열 상관관계를 살펴보았다. 또한 고유한 원-엔 동조화 현상 분석을 위해, 주요 국제통화인 엔/달러 환율과 유로/달러 환율의 동조화 변수를 논의에 포함시켰으며 그 결과 설명요인의 유형별로 다음과 같은

실증분석 결과를 도출하였다.

첫째, 본 연구의 실증분석 결과에 따르면 변동성 변수집단에 속하는 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 변동성은 장기와 단기의 다양한 시계열 관계를 통해 원-엔 동조화 정도에 영향을 주는 것으로 나타났다. 구체적으로 보면, 장기 관계에 있어서 글로벌 달러 추이가 고려되지 않을 경우 원/달러 환율의 변동성이 커질 때 원-엔 동조화의 정도 역시 심화되는 것으로 나타났으나 글로벌 달러 추이가 고려되는 경우에는 엔/달러 환율의 변동성 확대가 원-엔 동조화의 증가를 초래하는 장기적 관계를 갖는 것으로 나타났다. 단기적 관계의 경우, 글로벌 달러의 추이가 고려되지 않는 경우 오직 전기의 원/달러 환율 변동성 증가율의 확대만이 현재의 원-엔 동조화를 큰 폭으로 증가시키는 것으로 나타났다. 한편, 글로벌 달러의 추이가 고려된 단기적 관계에 대한 추정결과는 전기의 원/달러 환율 변동성과 금기의 엔/달러 환율 변동성이 큰 폭으로 증가할 때 이번 기의 원-엔 동조화 정도 역시 큰 폭으로 증가하는 것으로 나타났다. 또한 변동성 변수와 원-엔 동조화 변수를 고려한 VECM 모형으로부터 도출된 충격반응곡선은 특히 원/달러 환율의 변동성이 원-엔 동조화 정도와 동일한 방향으로 움직이는 것을 보여주며, 동시에 원/달러 환율 증가율의 충격이 원-엔 동조화에 상당히 지속적으로 작용함을 보였다.

둘째, 환율의 통화적 접근모형에 기초하여 선정한 거시경제 변수를 원-엔 동조화에 대한 설명요인으로 고려할 경우, 원-엔 동조화와 장기 관계는 글로벌 달러 추이 고려 여부에 의해 그 양상이 달라지는 것으로 나타났다. 실제로 글로벌 달러 추이를 나타내는 엔-유로 동조화 변수가 포함되지 않는 경우에는 일부 거시 변수들과 원-엔 동조화 사이에 공적분 관계를 통한 장기적 관계가 성립하였으나, 글로벌 달러 추이가 고려되는 경우에는 분석대상인 거시변수와 원-엔 동조화 사이에 장기적 관계가 발견되지

않았다. 단기적 관계에 있어서는, 글로벌 달러 추이 고려 여부에 상관없이 일부 거시관련 변수들이 원-엔 동조화에 영향을 미치는 것으로 나타났으나 부분적으로 경제적 직관과 배치되는 추정결과를 낳았다. 반면, 충격반응곡선을 통해 나타난 원-엔 동조화에 대한 영향력은 변동성 변수를 고려한 경우만큼 지속적이지 않은 것으로 나타났다.

셋째, 외환수급 변수로 정의된 외환보유고 증가율의 평균격차는 원-엔 동조화 변수와 장기적 관계를 갖지는 않으나 단기적 관계나 충격반응곡선을 통해 볼 때 한일 양국의 외환시장 수급상태의 동태적 변화 차이가 커질수록 양국 통화의 달러 기준 환율의 동조화 정도는 감소되는 추이를 띤다는 직관적인 결과를 보였다. 그리고 위의 세 가지 변수집단의 원-엔 동조화의 동태적 추이에 미치는 영향을 단기 관계를 기준으로 비교할 때, 변동성 변수의 원-엔 동조화에 대한 설명력이 가장 높고 그 다음으로는 외환수급 변수가 높은 설명력을 보였으며, 거시관련 변수는 원-엔 동조화의 움직임에 대한 설명력이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 이는 외환시장의 불안정성을 대변하는 환율 변동성이 원-엔 동조화를 설명하는 데 있어서 차지하는 비중이 거시경제 측면보다 크다는 시사점을 제공한다. 그리고 이러한 발견은 행태재무이론에서 논의되는 고정 행태나 군집 행태와 일치하는 면이 있다고 할 수 있겠다.

높은 무역의존도와 그에 따른 수출가격경쟁력에 민감한 경제정책기조는 정책결정자들로 하여금 그간 환율 운용에 비중을 두게 하였다. 반면 시장주체들 역시 최근 자본개방화 진전과 역외선물시장(NDF)에서의 거래급증으로 역외시장 주체들의 비중이 커지면서 환율 변동성에 기민하게 대응하고 있다. 또한 한국의 변동환율제 역사는 짧은 편이며, 한국의 정치경제 상황은 여타국가에 비해 급변하는 편이기 때문에 원/달러 환율 예측에 있어서 외환시장 주체들은 준거기준점Benchmark을 추구하는 경향이 강해지고 있

다. 특히 본 보고서의 실증결과에서 도출된 엔/달러 환율의 변동성과 원-엔 동조화와의 (+)의 관계는 바로 엔/달러 환율의 변화를 원/달러 환율의 지표로 삼으려는 외환시장 주체들의 경향을 암시한다.

## II. 연구의 한계와 향후 연구 방향

본 연구는 외환위기 이후라는 비교적 짧은 기간을 대상으로 원-엔 동조화의 정도가 시간이 경과함에 따라 어떤 요인에 의해 변화하는지를 분석하고자 했다. 하지만, 자료의 제약으로 인한 한계, 계량모형에 관한 추후 개선 및 보완에 대한 여지가 남아 있다. 예를 들어 원/달러 환율 결정에 있어 중앙은행 개입부분은 중요한 요인 중 하나이나 개입자료가 공개되지 않기 때문에 본 연구의 실증분석에서는 직접적으로 다루지 않았다. 또한 분석의도에 비해 표본구간이 짧아, 구간 이동 방식을 이용하여 지정한 구간을 실증 분석에 이용했으나 만일 좀 더 많은 수의 시계열 자료가 확보된다면 이러한 우회적인 방법을 쓰지 않아도 될 것이며 추정결과의 해석도 구간 이동 방식을 이용한 경우보다 훨씬 명확할 것이다. 또한 본 연구에서는 관련변수들과 원-엔 동조화간의 상관관계를 실증적으로 다루었으나 이론적인 인과관계에 대한 논의가 부족하다. 이는 다른 통화의 환율들이 유사한 동태적 움직임을 보이는 현상에 대한 기존의 경제적 이론이 아직 정립되지 않은 데서 비롯되나, 향후 좀 더 심층적인 문헌조사나 새로운 환율모형 등에 대한 지속적 관심을 통해 보완될 수 있다고 본다.

본 연구와 관련되어 고려할 향후 논의 가능한 쟁점 중 하나는, 현재 논의가 한창인 위안화의 완전변동환율제로의 이행이 실현되



었을 때 과연 현재의 원-엔 동조화가 지속될지 혹은 원화가 엔화보다 위안화에 상대적으로 더 현저한 동조화를 보일지 여부이다. 만약 환율 사이의 연관성에 관한 일반적인 분석모형이 개발된다면 향후 위안화/달러 환율과 원/달러 환율간의 잠재적 동조화 가능성 여부 등에 대한 분석도구로 사용될 수 있을 것이다. 실제로 위안화와 원화간의 관계뿐만 아니라, 자본거래 규모의 확대와 거래 속도의 가속화로 인해 향후 국가간 환율의 연관성은 더욱 증대될 것이며, 그에 따라 환율간의 동조화는 앞으로도 관심을 가지고 지켜봐야 할 이슈일 것이다. 끝으로 그러한 환율간 연관성에 바탕을 두고 환율정책을 어떠한 방향으로 운용할지에 대한 논의와 기업차원에서의 환리스크 관리에 대한 추후 논의와 연구가 필요할 것이다.

## 참고 문헌

- 김석균, 「한·중·일 3국의 수출경합 및 무역보완관계 분석」, 『조사월보』, 산업은행, 2003.
- 박대근, 「원/엔 환율과 외환시장 개입: 외환시장 압력을 중심으로」, 『금융학회지』, 제3권 제1호, 한국금융학회, 1998. 6.
- 심상달·좌승희, 「원화·엔화 환율변동의 수출입 및 물가효과분석」, 『KDI 분기별 경제전망』, Vol.9, 1990.
- 이연호·고정택, 「원/달러 환율의 엔/달러 환율에 대한 동조화」, 『한국경제의 분석』, 한국금융연구원, 2003. 8.
- 정재식·장영민, 「외환위기를 전후한 원/달러, 엔/달러 상호관계 분석」, 『대외정책연구』, 2003년 봄.
- Andersen, T.G., and T. Bollerslev, “Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts,” *International Economic Review* 39, 1998, pp.885-905.
- Andersen, T.G., T. Bollerslev, and F.X. Diebold, “Some Like it Smooth, and Some Like it Rough: Underlying Continuous and Jump Components in Measuring, Modeling, and Forecasting Asset Return Volatility,” Wharton School Working paper, 2003.
- Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold, and P. Labys, “The Distribution of Realized Exchange Rate Volatility,” *Journal*

- of *Financial Economics*, 61, 2001, pp.43-76.
- Baillie, Richard T., "Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 73, 1996, pp.5-59.
- Bernanke, B., "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 1986, pp.49-100.
- Blanchard, O., and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Distributions," *American Economic Review*, 79, 1989, pp.655-673.
- Baillie, R. T. and Selover, D. D., "Cointegration and Models of Exchange Rate Determination," *International Journal of Forecasting*, 3, 1987, pp.43-52.
- Black, F., and M. Scholes, "The Valuation of Option Pricing When Short Rates Are Lognormal," *Journal of Finance*, 27, 1972, pp.399-418.
- Diebold, F.X., Javier Gardeazabal, and Kamil Yilmaz, "On Cointegration and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Finance*, 49, 1994, pp.727-735.
- Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger, "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp.251-156.
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, 1987, pp.3-29.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussssian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1991, pp.1551-1580.

- Johansen, S., and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1990, pp.169-210.
- Mark, N. C., *International Economics and Finance: Theory and Empirical Methods*, Blackwell Publishers, 2000.
- Meese, Richard A. and Kenneth J. Singleton, "On Unit Roots and the Empirical Modeling of Exchange Rates," *Journal of Finance*, 37, 1982, pp.1029-1035.
- Meese, Richard A. and Kenneth Rogoff, "Empirical Exchange Models of the Seventies: Do They Fit Out-of-Sample?," *Journal of International Economics*, 14, 1983, pp.3-24.
- Nielsen, Morten O., "Optimal residual-based tests for fractional cointegration and exchange rate dynamics," *Journal of Business and Economic Statistics*, 22, 2004, pp.331-345.
- Phillips, Peter C. B., and Sam Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica* 58, 1990, pp.165-193.
- Phillips, P. C. B., and P. Perron, "Testing for a Unit Root in a Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1988, pp.335-346.
- Sammo Kang, Yunjong Wang, and Deok Ryong Yoon, "Hanging Together: Exchange Rate Dynamics between Japan and Korea," KIEP working paper, 2002.
- Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?," *Journal of Finance*, 44, 1989, pp.1115-1153.
- Sephton, Peter S., and Hans K. Larsen, "Tests of Exchange Market Efficiency: Fragile Evidence from Cointegrating

- Tests,” *Journal of International Money and Finance*, 10, 1991, pp.561-570.
- Shiller, R. J., “Human Behavior and the Efficiency of Financial System,” J.B. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, Vol.1, 1999, pp.1305-1340.
- Sims, C. A., “Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?,” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 1986, pp.3-16.
- Stock, J. H., and M. Watson, “Testing for Common Trends,” *Journal of the American Statistical Association*, 83, pp.1097-1107.
- MacDonald, R., and Taylor, M. P., “The Monetary Model of the Exchange Rate: Long Run Relationships, Short Run Dynamics and How To Beat A Random Walk,” *Journal of International Money and Finance*, 13, 1994, pp.276-290.
- Williamson, J., “The Exchange Rate System,” *Policy Analysis in International Economics*, Washington D. C., Institute for International Economics, 1994.



---

---

# 부 록

---

---







$$-0.3894 \Delta MD\_WY_t + 0.2945 \Delta LRSTV\_W_t$$

(0.0806)                      (0.0710)

조정된 R<sup>2</sup>            0.13146  
Durbin-Watson        1.753558

$$\begin{aligned} \Delta LRSTV\_W_t = & 0.0722 ECM\_LRSTV_{t-1} + 0.1120 \Delta MD\_WY_{t-1} \\ & (0.0412) \qquad \qquad \qquad (0.1195) \\ & + 0.2283 \Delta MD\_EY_{t-1} - 0.7049 \Delta LRSTV\_Y_{t-1} \\ & (0.2548) \qquad \qquad \qquad (0.1706) \\ & + 0.5621 \Delta LRSTV\_W_{t-1} + 0.0011 \\ & (0.1071) \qquad \qquad \qquad (0.0101) \\ & - 0.0799 \Delta MD\_EY_t + 0.7623 \Delta LRSTV\_Y_t \\ & (0.2146) \qquad \qquad \qquad (0.1838) \\ & + 0.0401 \Delta MD\_WY_t \\ & (0.1416) \end{aligned}$$

조정된 R<sup>2</sup>            0.334073  
Durbin-Watson        1.815746

<추정식 A-ii>

$\Delta MD\_WY_t$ 는 원-엔 동조화 변수의 증가율,  $\Delta MD\_EY_t$ 는 유로-엔 동조화 변수의 차분,  $\Delta CPI\_D_t$ 는 CPI 물가지수 성장률에 대한 평균격차의 증가율,  $\Delta I\_DIF\_2_{t-1}$ 는 이자율 증가율에 대한 평균격차의 증가율,  $\Delta IP\_D_t$ 는 산업생산증가율의 평균격차의 증가율,  $\Delta MI\_D_t$ 는 M1통화량 증가율의 평균격차의 증가율을 각각 나타낸다.

$$\begin{aligned} \Delta MD\_EY_t = & 0.0444 \Delta MD\_WY_{t-1} - 0.2192 \Delta MD\_EY_{t-1} \\ & (0.0705) \quad (0.1207) \\ & - 6.6619 \Delta CPI\_D_{t-1} + 0.6173 \Delta I\_DIF\_2_{t-1} \\ & (5.5110) \quad (0.2583)^* \\ & + 1.8537 \Delta IP\_D_{t-1} - 1.5930 \Delta MI\_D_{t-1} \\ & (1.6372) \quad (0.8703) \\ & + 0.0025 - 0.0139 \Delta MD\_WY_t \\ & (0.0056) \quad (0.0720) \\ & - 1.4818 \Delta CPI\_D_t + 0.6368 \Delta I\_DIF\_2_t \\ & (5.3593) \quad (0.2669)^* \\ & + 0.8835 \Delta IP\_D_t - 1.1544 \Delta MI\_D_t \\ & (1.7596) \quad (0.8567) \end{aligned}$$

조정된 R <sup>2</sup>	0.039368
Durbin-Watson	1.770137

$$\begin{aligned} \Delta CPI_{D_t} = & 0.0039 \Delta MD_{WY_{t-1}} - 0.0007 \Delta MD_{EY_{t-1}} \\ & (0.0015) \qquad \qquad \qquad (0.0028) \\ & -0.1326 \Delta CPI_{D_{t-1}} - 0.0036 \Delta I_{DIF\_2_{t-1}} - 0.0083 \Delta IP_{D_{t-1}} \\ & (0.1282) \qquad \qquad \qquad (0.0061) \qquad \qquad \qquad (0.0379) \\ & -0.0327 \Delta MI_{D_{t-1}} - 0.0007 \Delta MD_{EY_t} \\ & (0.0028) \qquad \qquad \qquad (0.0201) \\ & -0.0050 \Delta MD_{WY_t} - 0.0119 \Delta I_{DIF\_2_t} - 0.0269 \Delta IP_{D_t} \\ & (0.0015) \qquad \qquad \qquad (0.0061) \qquad \qquad \qquad (0.0403) \\ & -0.0370 \Delta MI_{D_t} \\ & (0.0195) \end{aligned}$$

조정된 R<sup>2</sup>      -0.125053  
Durbin-Watson      2.077090

$$\begin{aligned} \Delta I_{DIF\_2_t} = & 0.0110 \Delta MD_{WY_{t-1}} - 0.0501 \Delta MD_{EY_{t-1}} \\ & (0.0317) \qquad \qquad \qquad (0.0552) \\ & -5.4483 \Delta CPI_{D_{t-1}} - 0.1765 \Delta I_{DIF\_2_{t-1}} + 0.1115 \Delta IP_{D_{t-1}} \\ & (2.4215) \qquad \qquad \qquad (0.1200) \qquad \qquad \qquad (0.7453) \\ & +0.1683 \Delta MI_{D_{t-1}} - 0.0013 + 0.1295 \Delta MD_{EY_t} \\ & (0.3985) \qquad \qquad \qquad (0.0025) \qquad \qquad \qquad (0.0542) \\ & -4.6166 \Delta CPI_{D_t} - 0.0681 \Delta MD_{WY_t} + 0.2100 \Delta IP_{D_t} \\ & (2.3835) \qquad \qquad \qquad (0.0319) \qquad \qquad \qquad (0.7945) \\ & + 0.5062 \Delta MI_{D_t} \\ & (0.3858) \end{aligned}$$

조정된 R<sup>2</sup>      -0.010841  
Durbin-Watson      1.926135

$$\begin{aligned}
\Delta IP\_D_t = & -0.0074 \Delta MD\_WY_{t-1} - 0.0085 \Delta MD\_EY_{t-1} \\
& (0.0048) \qquad\qquad\qquad (0.0086) \\
& + 0.4749 \Delta CPI\_D_{t-1} - 0.0068 \Delta I\_DIF\_2_{t-1} - 0.2682 \Delta IP\_D_{t-1} \\
& (0.3879) \qquad\qquad\qquad (0.0187) \qquad\qquad\qquad (0.1112) \\
& - 0.0017 \Delta MI\_D_{t-1} - 0.0001 + 0.0043 \Delta MD\_EY_t \\
& (0.0616) \qquad\qquad\qquad (0.0003) \quad (0.0085) \\
& - 0.2498 \Delta CPI\_D_t + 0.0050 \Delta I\_DIF\_2_t \\
& (0.3734) \qquad\qquad\qquad (0.0190) \\
& + 0.0110 \Delta MD\_WY_t - 0.1435 \Delta MI\_D_t \\
& (0.0587) \qquad\qquad\qquad (0.0049)
\end{aligned}$$

조정된 R<sup>2</sup>      -0.001010  
Durbin-Watson      1.841814

$$\begin{aligned}
\Delta MI\_D_t = & 0.0140 \Delta MD\_WY_{t-1} - 0.0278 \Delta MD\_EY_{t-1} \\
& (0.0099) \qquad\qquad\qquad (0.0174) \\
& + 0.0317 \Delta CPI\_D_{t-1} + 0.0035 \Delta I\_DIF\_2_{t-1} - 0.1797 \Delta IP\_D_{t-1} \\
& (0.8003) \qquad\qquad\qquad (0.0383) \qquad\qquad\qquad (0.2353) \\
& - 0.4535 \Delta MI\_D_{t-1} - 0.0000 - 0.0235 \Delta MD\_EY_t \\
& (0.1141) \qquad\qquad\qquad (0.0008) \quad (0.0174) \\
& - 1.4346 \Delta CPI\_D_t + 0.0507 \Delta I\_DIF\_2_t - 0.5995 \Delta IP\_D_t \\
& (0.7546) \qquad\qquad\qquad (0.0386) \qquad\qquad\qquad (0.2454) \\
& - 0.0054 \Delta MD\_WY_t \\
& (0.0102)
\end{aligned}$$

조정된 R<sup>2</sup>      0.070097  
Durbin-Watson      2.184982

<추정식 A-iii>

$\Delta MD\_WY_t$ 는 원-엔 동조화 변수의 차분,  $ECM\_RSVE\_D\_1$ 은 원-엔 동조화, 유로-엔 동조화, 외환보유고간의 공적분 관계로부터의 오차수정항,  $\Delta MD\_EY_t$ 는 유로-엔 동조화 변수의 차분,  $\Delta RSVE\_D\_1_t$ 는 외환보유고 증가율의 6개월 구간에 걸친 평균격차의 증가율을 나타낸다.

$$\begin{aligned} \Delta RSVE\_D\_1_t = & 0.0020 \text{ } ECM\_RSVE\_D\_1_{t-1} - 0.0014 \text{ } \Delta MD\_WY_{t-1} \\ & (0.0014) \qquad \qquad \qquad (0.0066) \\ & + 0.0236 \text{ } \Delta MD\_EY_{t-1} - 0.2178 \text{ } \Delta RSVE\_D\_1_{t-1} \\ & \qquad \qquad (0.0141) \qquad \qquad \qquad (0.1286) \\ & - 0.0000 + 0.0043 \text{ } \Delta MD\_EY_t + 0.0279 \text{ } \Delta MD\_WY_t \\ & \qquad \qquad (0.0005) \quad (0.0129) \qquad \qquad \qquad (0.0073) \end{aligned}$$

조정된 R<sup>2</sup>      -0.062448  
Durbin-Watson      1.972602

<표 A-1> ADF 테스트 t값(원/달러 환율)

구간		ADF 테스트 값	
시작	마지막	추세선을 고려하지 않은 경우	추세선을 고려한 경우
1999.01.04	1999.06.30	-1.3116	-1.4494
1999.02.01	1999.07.30	-1.9665	-2.8399
1999.03.02	1999.08.31	-2.2590	-2.0826
1999.04.01	1999.09.30	-2.1987	-2.0738
1999.05.03	1999.10.29	-1.9189	-2.5660
1999.06.01	1999.11.30	-1.3629	-0.9589
1999.07.01	1999.12.30	-0.9927	-2.3258
1999.08.02	2000.01.31	-0.0742	-1.8519
1999.09.01	2000.02.29	-0.8077	-1.8318
1999.10.01	2000.03.31	-1.2525	-1.6099
1999.11.01	2000.04.29	-2.3601	-2.5191
1999.12.01	2000.05.31	-2.2470	-2.1028
2000.01.04	2000.06.30	-2.7240 **	-2.9395
2000.02.01	2000.07.31	-2.9286 **	-2.9116
2000.03.02	2000.08.31	-3.0164 **	-2.9970
2000.04.03	2000.09.29	-4.2993 *	-4.2703 *
2000.05.02	2000.10.31	-3.0655 **	-3.1300 **
2000.06.01	2000.11.30	0.8394	-0.2357
2000.07.03	2000.12.29	1.1547	-0.7611
2000.08.01	2001.01.31	0.0577	-2.1333
2000.09.01	2001.02.28	-1.0651	-1.7354
2000.10.02	2001.03.30	-1.0484	-2.0341
2000.11.01	2001.04.30	-1.8302	-2.2803
2000.12.01	2001.05.31	-2.0767	-1.5676
2001.01.02	2001.06.29	-1.5900	-1.6851
2001.02.01	2001.07.31	-1.8276	-1.7343
2001.03.02	2001.08.31	-2.2756	-2.8990
2001.04.02	2001.09.29	-3.5746 *	-2.6484
2001.05.02	2001.10.31	-2.0182	-2.0174
2001.06.01	2001.11.30	-1.7572	-1.9704
2001.07.02	2001.12.31	-1.6115	-1.2280
2001.08.01	2002.01.31	-1.5339	-1.8001
2001.09.03	2002.02.28	-1.1475	-1.5637
2001.10.04	2002.03.29	-1.0065	-2.2643
2001.11.01	2002.04.30	-1.4100	-0.9574
2001.12.03	2002.05.31	-0.1861	-0.3179
2002.01.02	2002.06.29	1.1480	-1.0931
2002.02.01	2002.07.31	-0.4223	-2.1503
2002.03.04	2002.08.30	-0.8105	-1.0221
2002.04.01	2002.09.30	-2.3437	0.0066
2002.05.02	2002.10.31	-2.2508	-1.9382
2002.06.03	2002.11.29	-1.6970	-2.0232
2002.07.02	2002.12.31	-1.6038	-1.5170
2002.08.01	2003.01.30	-0.8030	-1.1481
2002.09.02	2003.02.28	-1.5941	-3.1751 **
2002.10.01	2003.03.31	-1.6972	-1.0935
2002.11.01	2003.04.30	-1.6280	-2.0711
2002.12.02	2003.05.30	-2.0394	-2.4879
2003.01.02	2003.06.30	-1.9333	-1.8531
2003.02.03	2003.07.31	-1.9435	-2.8756
2003.03.03	2003.08.29	-1.4394	-3.3802 **
2003.04.01	2003.09.30	-2.5532	-4.5450
2003.05.02	2003.10.31	-1.7842	-2.4943
2003.06.02	2003.11.28	-2.0257	-1.3553
2003.07.01	2003.12.31	-1.7989	-2.0997
2003.08.01	2004.01.30	-2.0307	-2.5030
2003.09.01	2004.02.28	-2.1654	-2.1948
2003.10.01	2004.03.31	-2.6008 **	-3.1496 **
2003.11.03	2004.04.30	-1.7356	-3.1175 **
2003.12.01	2004.05.31	-1.9605	-2.1001
2004.01.02	2004.06.30	-2.0551	-2.1379
2004.02.02	2004.07.30	-2.2103	-2.1599
2004.03.02	2004.08.31	-2.3669	-2.3321
2004.04.01	2004.09.30	-2.0513	-2.7094
2004.05.03	2004.10.29	-0.9650	-2.2050
2004.06.01	2004.11.30	3.4597	2.0944
2004.07.01	2004.12.31	0.2270	-1.8989
2004.08.02	2005.01.31	-0.1907	-1.3518

<표 A-2> ADF 테스트 t값(엔/달러 환율)

구간		ADF 테스트 t값	
시작	마지막	추세선을 고려하지 않은 경우	추세선을 고려한 경우
1999.01.04	1999.06.30	-2.6738 **	-2.94729
1999.02.01	1999.07.30	-3.53059 *	-2.96415
1999.03.02	1999.08.31	-0.54657	-1.13767
1999.04.01	1999.09.30	0.01100	-1.42875
1999.05.03	1999.10.29	0.02573	-2.80211
1999.06.01	1999.11.30	-0.57643	-1.92716
1999.07.01	1999.12.30	-2.32442	-1.85797
1999.08.02	2000.01.31	-2.61310 **	-1.25791
1999.09.01	2000.02.29	-1.93651	-1.93152
1999.10.01	2000.03.31	-1.91637	-2.34377
1999.11.01	2000.04.29	-1.69164	-2.31528
1999.12.01	2000.05.31	-2.18013	-2.11422
2000.01.04	2000.06.30	-2.4121	-2.4378
2000.02.01	2000.07.31	-2.2890	-2.0607
2000.03.02	2000.08.31	-2.2545	-2.6024
2000.04.03	2000.09.29	-2.1357	-2.1279
2000.05.02	2000.10.31	-2.0663	-2.2764
2000.06.01	2000.11.30	-1.2388	-1.7986
2000.07.03	2000.12.29	0.5805	-0.6258
2000.08.01	2001.01.31	-0.1285	-2.3062
2000.09.01	2001.02.28	-1.1317	-1.6974
2000.10.02	2001.03.30	0.2630	-2.6799
2000.11.01	2001.04.30	-1.3207	-2.3805
2000.12.01	2001.05.31	-2.1009	-1.3471
2001.01.02	2001.06.29	-1.4473	-1.9202
2001.02.01	2001.07.31	-1.9669	-2.0463
2001.03.02	2001.08.31	-2.2366	-2.1503
2001.04.02	2001.09.29	-1.9665	-2.1833
2001.05.02	2001.10.31	-1.9099	-2.1351
2001.06.01	2001.11.30	-1.8738	-1.9159
2001.07.02	2001.12.31	-0.3070	-0.6994
2001.08.01	2002.01.31	-0.0913	-2.8688
2001.09.03	2002.02.28	-0.2047	-2.8372
2001.10.04	2002.03.29	-1.4108	-1.6565
2001.11.01	2002.04.30	-2.2016	-1.0413
2001.12.03	2002.05.31	-1.2582	-1.9275
2002.01.02	2002.06.29	0.2178	-1.9833
2002.02.01	2002.07.31	-1.0942	-2.6965
2002.03.04	2002.08.30	-0.5518	-2.9193
2002.04.01	2002.09.30	-1.9153	-0.7431
2002.05.02	2002.10.31	-2.4247	-2.0606
2002.06.03	2002.11.29	-2.3279	-2.8203
2002.07.02	2002.12.31	-1.9834	-1.8557
2002.08.01	2003.01.30	-1.6992	-1.6523
2002.09.02	2003.02.28	-2.0362	-3.4708 **
2002.10.01	2003.03.31	-2.1198	-2.8973
2002.11.01	2003.04.30	-2.2496	-2.5451
2002.12.02	2003.05.30	-3.2869 **	-3.3230 **
2003.01.02	2003.06.30	-3.2810 **	-3.2823 **
2003.02.03	2003.07.31	-3.2162 **	-3.0812
2003.03.03	2003.08.29	-3.2048 **	-3.2856 **
2003.04.01	2003.09.30	-0.1178	-0.7281
2003.05.02	2003.10.31	0.5094	-1.1121
2003.06.02	2003.11.28	-0.2370	-1.8445
2003.07.01	2003.12.31	-0.5466	-1.8192
2003.08.01	2004.01.30	-1.8277	-1.5002
2003.09.01	2004.02.28	-3.5713 *	-2.2911
2003.10.01	2004.03.31	-2.1131	-2.3406
2003.11.03	2004.04.30	-2.6201 **	-2.4681
2003.12.01	2004.05.31	-2.2342	-2.5789
2004.01.02	2004.06.30	-2.1475	-2.3654
2004.02.02	2004.07.30	-2.2467	-2.4668
2004.03.02	2004.08.31	-2.3197	-2.6222
2004.04.01	2004.09.30	-3.0823 **	-3.0119
2004.05.03	2004.10.29	-1.9853	-2.2026
2004.06.01	2004.11.30	0.7066	-0.2281
2004.07.01	2004.12.31	-0.2535	-2.1979
2004.08.02	2005.01.31	-0.9798	-1.8549



위의 <표 A-1>과 <표 A-2>에서 \*, \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 5%, 10%의 신뢰도하에서 단위근 귀무가설을 기각함을 표시함.

<그림 A-1>, <그림 A-2>, <그림 A-3>의 부호 설명

DIF\_MD\_WY: 원-엔 동조화 증가율

DIF\_MD\_EY: 유로-엔 동조화 증가율

DIF\_LRSTV\_Y: 엔/달러 환율의 실현 변동성의 증가율

DIF\_LRSTV\_W: 원/달러 환율의 실현 변동성의 증가율

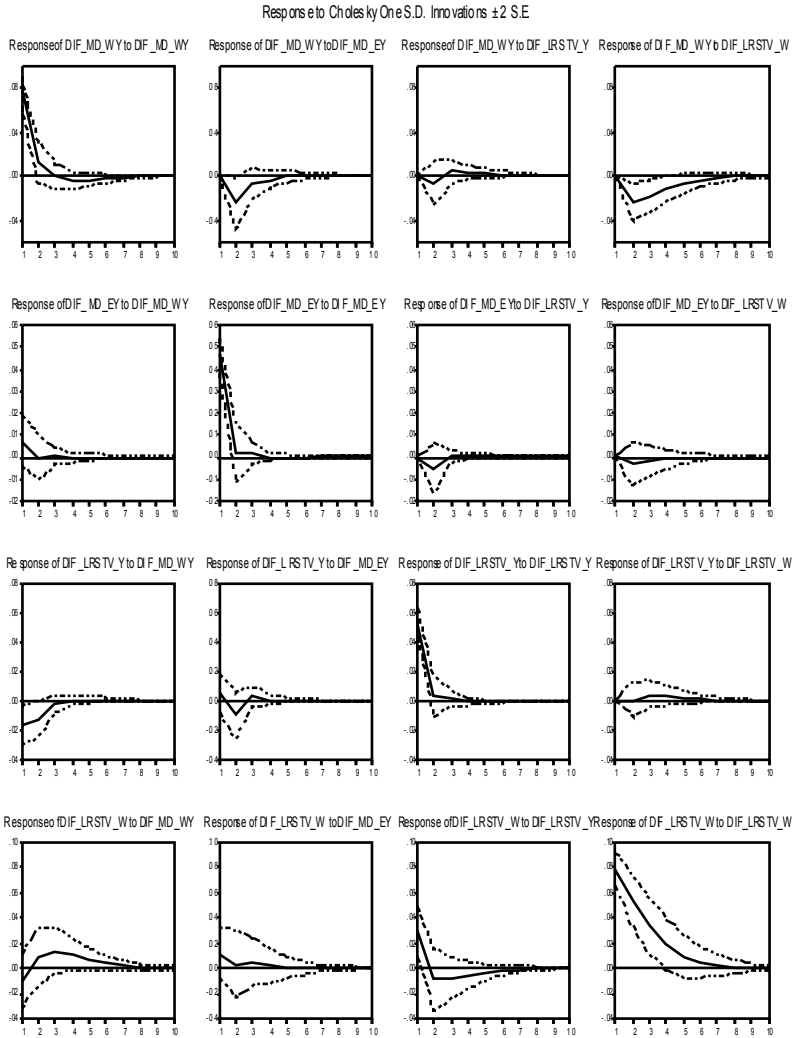
DIF\_CPI\_D: CPI 물가지수 증가율의 평균격차의 증가율

DIF\_I\_DIF\_2: 이자율 증가율의 평균격차의 증가율

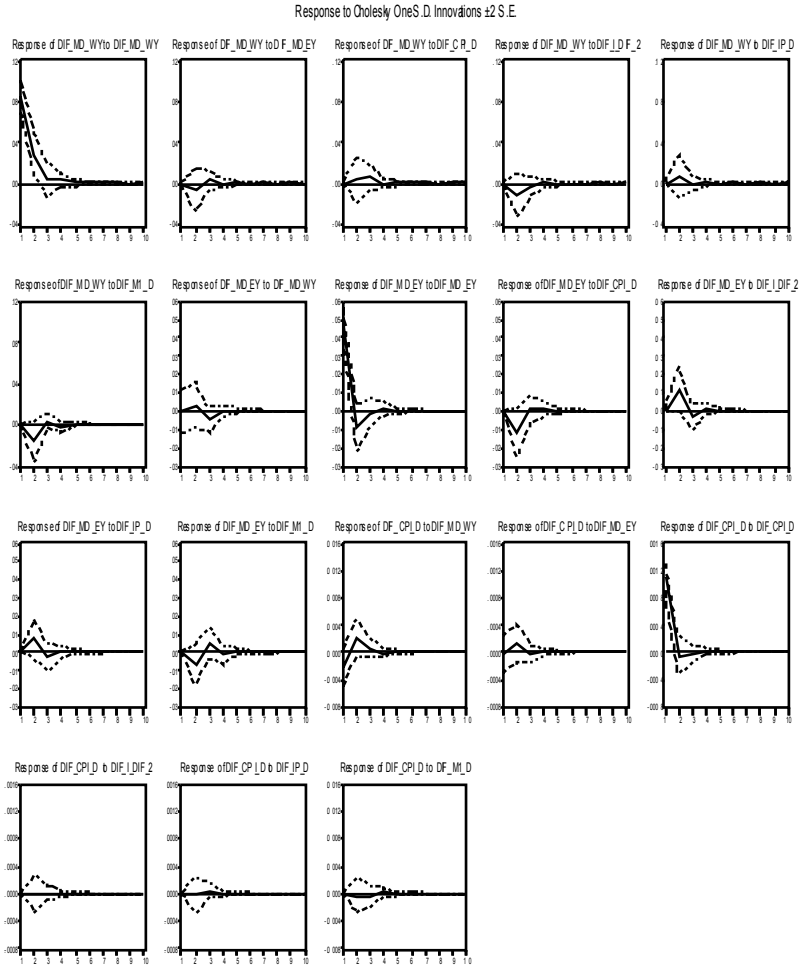
DIF\_IP\_D: 산업생산 증가율의 평균격차의 증가율

DIF\_RVSE\_D\_1: 외환보유고 증가율의 평균격차의 증가율

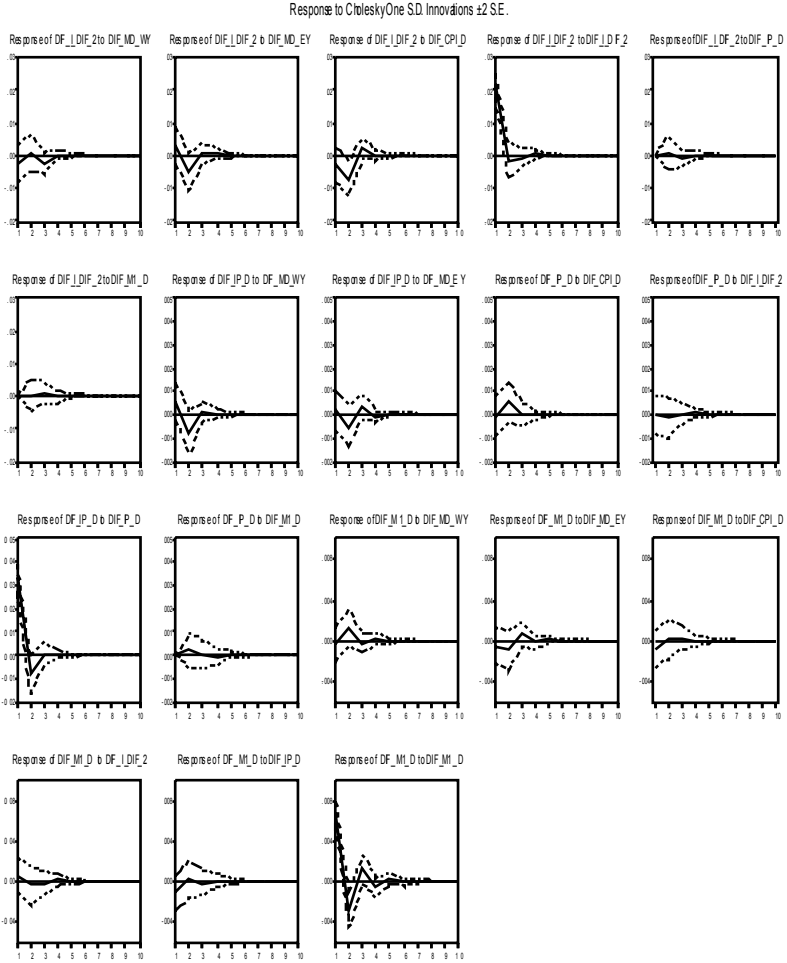
<그림 A-1> 충격반응곡선: 원-엔 동조화와 변동성 변수



<그림 A-2> 충격반응곡선: 원-엔 동조화와 거시경제 변수

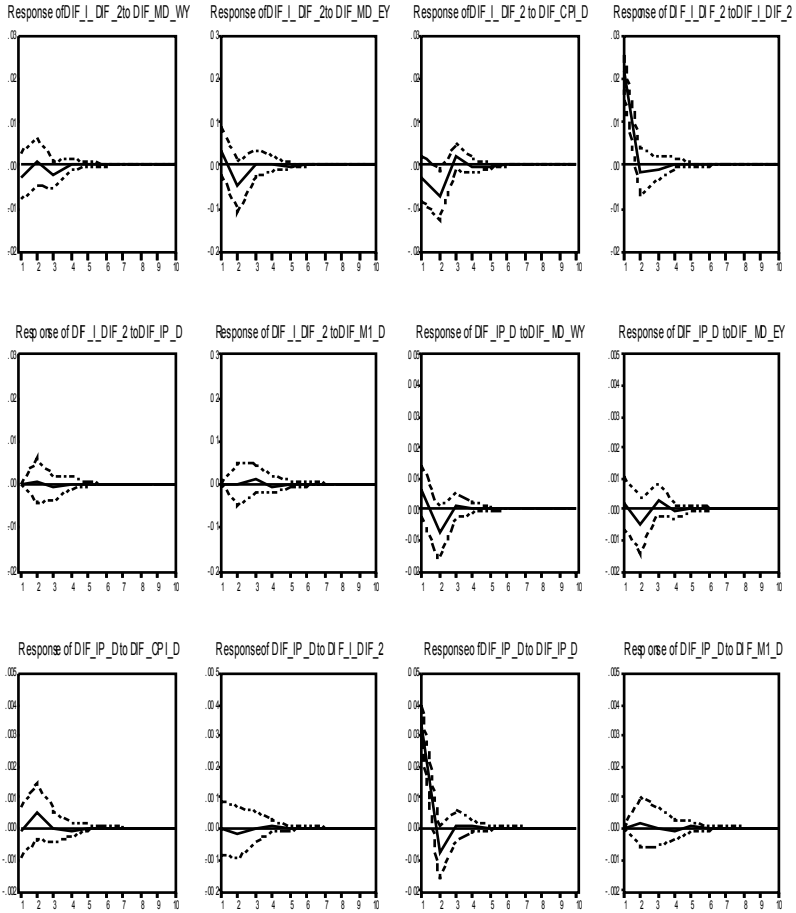


<그림 A-2> 충격반응곡선: 원-엔 동조화와 거시경제 변수



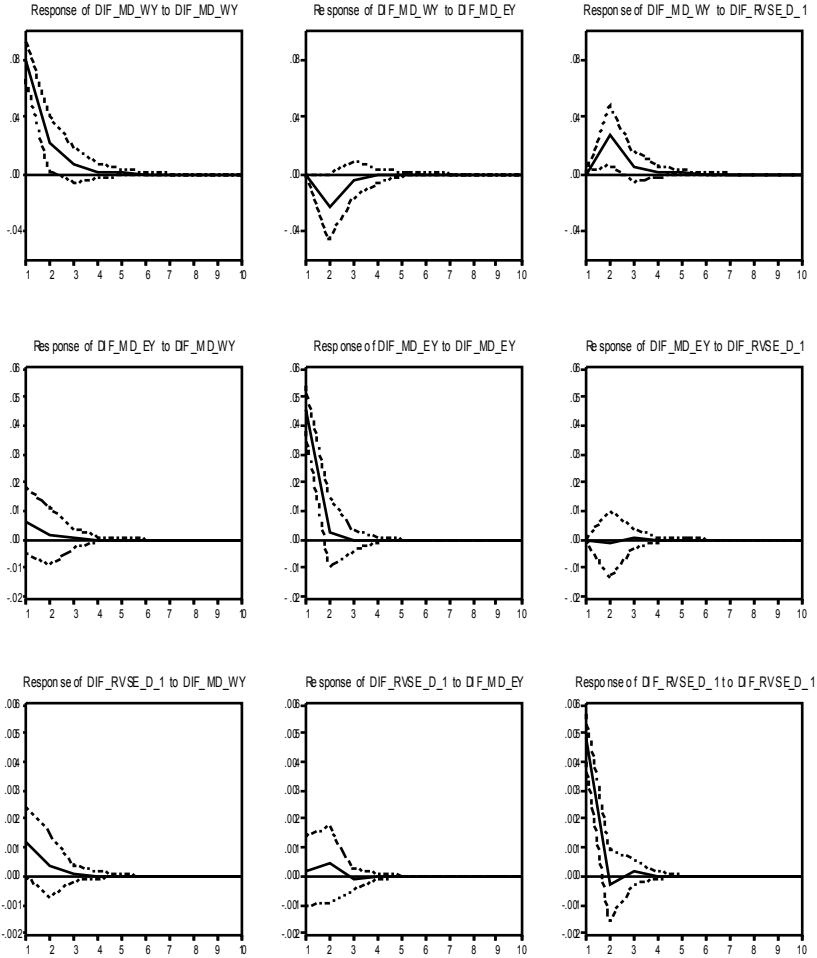
<그림 A-2> 충격반응곡선: 원-엔 동조화와 거시경제 변수

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$ S.E.



<그림 A-3> 충격반응곡선: 원-엔 동조화와 외환수급 변수

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



---

# Abstract

## Empirical Investigation for the Won-Yen Coupling Since the Asian Crisis

Jeongseok Song

Exchange rate has become more important to Korean economy since the economy is exposed to the increasingly integrated world economy in terms of international trades as well as financial investment abroad. Such an importance urges many researchers and practitioners to investigate the exchange rate movement although the currency rates are well known to be very unpredictable.

One of the most remarkable observations for the Won-Dollar exchange rate is its marked comovement with the Yen-Dollar exchange rate. The pronounced but unusual phenomenon, however, seems to receive less attention relative to strong interdependence between Korean and Japanese economies, two major economies in Asia.

Rather, the Won-Yen coupling has been casually accepted with the conjecture that similarity between the two currencies' exchange rates is due to the export competition between Korea and Japan. Beyond the export competition between Korea and

Japan, this paper seeks for the factors yielding to the Won-Yen coupling.

The more severe Won-Yen coupling has been witnessed since the Asian crisis upon which Korea has adapted free floating system for the Won currency exchange rate. Besides the market based exchange rate system, Korean economy has faced a rapid capital and financial market liberalization around the crisis. Most of the previous studies for the Won-Yen coupling assess that a big tide of capital liberalization at that time is responsible for the noticeably strong Won-Yen coupling for the whole post-crisis period. I focus on tracing the possibly continuous changes in the degree of the Won-Yen coupling instead of judging whether there exists the coupling for the post-crisis period or not. The current paper motivates the possibility that the Won-Yen coupling for the post-crisis period is characterized by some dynamics rather than a monotone at some steady extent. Fractional cointegration method is used to gauge the continuously changing degree of the Won-Yen coupling along the time path since the crisis.

Further, this paper intends to identify what factors are influential in determining the degree of the Won-Yen coupling. Taking account into financial as well as macroeconomic aspects of foreign currencies, this paper deliberates some variables relevant to the coupling pattern in order to find out which factor is more decisive in affecting the Won-Yen coupling than the others. Three groups of possible factors for the Won-Yen coupling include 1) the foreign exchange rate risk measured by exchange rate volatility, 2) some macroeconomic variables argued by the monetary approach to exchange rate determination, and 3) foreign reserves for Korea and Japan. Moreover, the global



dollar trend is incorporated into the empirical analysis to separate out the genuine Won-Yen coupling from what might be attributed to the global dollar trend.

The main empirical findings are summarized as follows. First, starting with the foreign exchange rate risk, the Yen/Dollar exchange rate volatility seems to be positively tied with the Won-Yen coupling at their levels while the lagged shock to the Won/Dollar exchange rate volatility and the current shock to the Yen/Dollar exchange rate volatility are positively related to the shock to the Won-Yen coupling. Secondly, the current paper considers the macroeconomic variables such as the interest rate, the real income, the money supply, and the price levels on the basis of the monetary approach to exchange rate determination. The results in the current paper imply that those macroeconomic differentials between Korea and Japan may not be significantly relevant to the Won-Yen coupling dynamics. Finally, the foreign reserve differential between Korea and Japan does not seem to be tied with the Won-Yen coupling at the level, but its current and lagged shocks may be influential for the Won-Yen coupling.

The current paper proposes necessity for a deeper analysis for the Won-Yen coupling, and obtains some lesson that the currency market may be more subject to the exchange rate risk than some seemingly relevant macroeconomic fundamentals. This finding provides guidelines for the exchange rate policy for central bank and investment strategies for firms.