

換率制到의 變化와 換危險*

姜 三 模**

논문 초록 본 논문에서는 1997년 동아시아 통화위기가 발생한 후 환율제도를 보다 자유변
동환율제에 가깝게 전환한 동아시아 국가들을 대상으로 장기적 측면의 환위험 변
화를 살펴 보았다. 이를 위해 장기적 측면의 환위험을 나타내는 실질환율 고평가
지수를 고안하였고 이를 이용하여 벡터자귀회귀분석 등을 실시하였다. 그 결과
자유변동환율제는 단기적인 환율 변동성의 상승을 가져오지만 외환시장의 상황
을 시시각각 제대로 반영하여 오히려 더 큰 환위험을 가져오는 통화위기의 가능
성을 감소시킬 수 있음을 확인하였다.

핵심 주제어: 실질환율 고평가지수, 환율제도

경제학문헌목록 주제분류: F2, F3

* 본고를 작성함에 여러 가지 유익한 논평을 해주신 익명의 두 분 심사위원님들께 깊은 감사를 드립니다.

** 한국금융연구원 연구위원, e-mail: smkang@kif.re.kr

I. 서 론

동아시아 지역의 상당수 국가들은 1997년 외환위기를 겪은 후 환율제도를 자유변동환율제도에 가깝도록 전환한 경우가 많았다.¹⁾ 외환위기를 겪은 국가들이 IMF 등에서 자금을 차입할 경우 IMF는 해당국가에 대해서 여러 가지 방법으로 정책권고를 행하였다. 그런데 IMF는 동아시아 국가들이 고평가된 환율을 유지하였던 것이 외환위기의 큰 원인이라고 판단하여 환율이 시장에서 자유롭게 결정되는 자유변동환율제도의 채택을 권고하였던 것이다. 그러나 과연 어떠한 환율제도가 각 국에 적합할 것인가라는 주제는 오랜 기간동안 논쟁을 거쳐 왔지만 아직까지도 뚜렷한 결론을 내리지 못한 상황이다.

Calvo and Reinhart (2002)는 개발도상국 중 상당수의 국가들이 자유변동환율제를 유지하는데에 부담감을 가지고 있다고 설명한다. 왜냐하면 자유변동환율제도를 채택하게 되면 환율변동성의 상승으로 인하여 환위험과 물가상승압력이 커지고, 단기間に 환율이 절상될 경우 수출경쟁력이 악화될 수도 있기 때문이다.²⁾ 또한 이들은 자유변동환율제도를 유지하는 경우 단기적인 환율변동성의 상승으로 인하여 환투기의 대상이 될 수 있으므로 이를 막기위해서 개발도상국의 경우 hard peg를 택하는 것이 자국경제에 바람직하다고 주장한다. 한편 Mckinnon (2001)은 동아시아 국가들의 경우 1997년 외환위기 이후 외형상으로는 자유변동환율제를 채택하였더라도 실제로는 달러에 대해서 자국화폐의 가치가 크게 변하는 것을 용인하지 않고 빈번하게 시장개입을 하고 있으므로 잘못된 시장개입으로 인한 부작용을 겪는 것보다는 차라리 Dollarization으로 가는 것이 바람직하다고 주장하기도 한다.

그러나 고정환율제도의 채택으로 인한 부작용도 무시할 수는 없다. Obstfeld and Rogoff (1995)는 1992년 영국의 경우나 1994년 멕시코의 경우처럼 정부가 고정환율제를 유지하는 데에 집착하는 경우 대규모의 자본유출만 가져올 수 있다며 고정환율제의 폐해를 강조하였다. 그리고 Edwards (1989)와 Warner (1996) 등은 남미 국가들이 통화위기를 겪은 원인 중 하나가 고정환율제의 채택으로 인한 환율의 고평가 문제였다고 분석하였다.

1) Kawai and Akiyama (2000) 참조.

2) 이와 같은 현상에 대한 두려움을 갖는 것을 fear of floating 이라고 많이 표현한다.

자유변동환율제에 대한 부담감을 갖는 근본적인 원인은 이 제도의 채택 후 대부분의 경우 환율변동성이 커지고 그로 인하여 여러 가지 부작용이 발생하기 때문이다.³⁾ 그러나 자유변동환율제 하에서는 단기적인 환율 변동성의 상승에도 불구하고 외환시장의 상황을 시시각각 제대로 반영하여 오히려 장기적인 측면에서 환율변동성을 높이는 통화위기의 가능성을 줄여 줄 가능성도 있다. 만약 이러한 현상이 나타난다면 동아시아에서는 자유변동환율제의 채택으로 인한 장점이 상대적으로 크다고 볼 수 있다.

장기적인 측면에서의 환율변동성의 변화를 알기 위한 새로운 분석방법을 도입하고자 하였다. 이 분석방법을 차례로 설명하면 다음과 같다. 먼저 실질환율의 고평가 정도(overvaluation of real exchange rate)가 얼마나 되는지를 나타내는 지수(index)를 만들었다. 이 때 Edwards(1989)와 Montiel(2000) 등이 설명했던 실질환율 고평가분석(Real Exchange Rates Misalignment)을 이용하였다. Edwards(1989)와 Montiel(2000)은 실질환율의 고평가 상태가 클수록 통화위기의 가능성이 높아진다고 주장하였는데, 본 연구에서는 이 크기를 수치화하여 지수로 사용한다. 그 다음 이 지수를 이용하여 2가지 질문에 답하려 노력하였다. 첫째, 환율제도가 자유변동환율제에 보다 가깝게 전환된 국가의 경우 실질환율의 고평가 지수가 커지면 명목환율이 상승하여 실질환율의 고평가 지수를 줄여주는가? 이 질문에 답하기 위해서 실질환율 고평가 지수가 커질 경우 대미환율이 어떻게 변하는지를 VAR의 충격반응분석을 이용하여 분석하였다. 이 때 분석시기를 1997년을 기점으로 전과 후 두 기간으로 나누어 환율제도의 변화에 따라 각각 어떤 차이가 있는지를 비교하였다. 둘째, 동아시아 지역에서 가장 중요한 외부충격 중 하나인 엔화환율이 변할 경우 명목환율과 실질환율 고평가지수는 어떠한 영향을 받는가? 명목환율이 시장에서 효율적으로 정해진다면 엔화환율의 변화와 같은 외부충격이 발생할 경우에도 이를 완충시켜 장기적 측면의 환위험을 감소시킬 수 있을 것이다. 엔화환율이 변할 경우 실질환율 고평가지는 어떻게 변하는지를 VAR 충격반응분석을 이용하여 분석하였다.

실질환율의 고평가지수를 만들어 1997년 외환위기를 기준으로 분리하여 양기간으로 나누어 분석하기 위해서는 각 변수의 데이터가 최소한 월별자료의 형태로 필

3) 단기간에 급속도로 환율이 절상되어 수출경쟁력이 상실되는 경우가 발생할 수 있다.

요하다. 그런데 교역조건을 만들기 위한 수출물가와 수입물가를 월별자료로 발표한 국가가 한국, 태국, 싱가포르밖에 없어 이들 3개국을 대상으로 실증분석을 실시하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 실질환율의 고평가지수를 도출하는 방법을 설명한다. 3장에서는 상관관계, 그랜저 코잘리티, 벡터자기회귀분석 등을 이용하여 실증분석을 실시한다. 4장에서는 결론을 맺는다.

II. 실질환율의 고평가 지수

지금부터는 균형실질환율을 이용하여 실질환율 고평가지수를 만드는 방법을 설명한다. PPP(Purchasing Power Parity)를 이용하여 실질환율 고평가지수를 만들 수도 있으나 아직까지도 PPP가 실제로 성립하는가에 대한 논란이 크고, 1994년 멕시코 통화위기와 1997년 동아시아 국가의 통화위기를 설명하는 데에 있어서 균형실질환율을 이용한 방법이 적합하였으므로 이 논문에서는 균형실질환율을 이용하여 고평가지수를 만들었다.⁴⁾

Edwards(1989)는 소국가 모형을 만들어 기초변수가 균형실질환율에 미치는 영향을 분석하였다. 그는 균형실질환율(Equilibrium Real Exchange Rate)이라는 개념을 정립하면서, 방정식 (1)와 같이 기초변수(Fundamental Variables)의 대내외적인 원인에 기인하여 근본적인 변화가 있을 경우 그에 따라 변하게 된다고 설명하였다.

$$\text{균형실질환율} = f(\text{교역조건, 자본수지, ...}) \quad (1)$$

일반균형을 이루게 하는 균형실질환율과 실제 존재하는 실질환율을 측정할 수 있다면 환율의 고평가 여부를 진단할 수 있을 것이다. 실질환율이 균형실질환율보다 높으면 저평가(undervaluation) 상태 하에 있는 것이며, 실질환율이 균형실질환율보다 낮으면 고평가(overvaluation) 상태 하에 있는 것이다.

실질환율을 정의할 때 2가지 경향이 존재한다. 미국만을 이용하는 경우를 양국간

4) PPP를 이용하여 고평가지수를 만들 경우 기준연도를 언제로 잡는가에 따라서 크기가 크게 달라지고, 물가지수를 생산자물가로 하는가 아니면 소비자물가로 하는가 여부에 따라서 고평가지수의 크기가 크게 달라지는 문제점이 있어서 이 논문에서는 사용하지 않았다.

실질환율(Bilateral Real Exchange Rates) 이라 하고 10개국 정도의 무역상대국을 모두 이용하는 것을 다국간 실질환율(Multilateral Real Exchange Rates)이라 한다. 이 논문에서는 동아시아 각국의 무역상대국을 이용하여 다국간 실질환율을 도출하고 이를 이용하고자 한다. 그러나 동아시아 국가의 경우 무역의존도가 미국과 일본 두 나라에 편향되어 있고 나머지 국가들의 비중은 미미하므로 미국과 일본 2국만을 이용하여 축약형 다국간 실질환율을 도출하는 것이 현실적이다. 1995년도의 무역액을 사용하여 미국과 일본에 대한 무역가중치를 구하였다. 한국의 경우 미국이 0.52였으며 일본이 0.48, 싱가포르의 경우 미국이 0.53였으며 일본이 0.47, 태국의 경우 미국이 0.37이었으며 일본이 0.63이었다.⁵⁾

$$\begin{aligned} \text{MRER} = & \{(\text{대미환율} \times \text{미국과의 무역가중치} \times \text{미국의 생산자 물가}) \\ & + (\text{대일본환율} \times \text{일본과의 무역가중치} \times \text{일본의 생산자 물가})\} (2) \\ & / \text{자국의 소비자물가} \end{aligned}$$

실질환율의 고평가 여부를 알기 위해서 Edwards(1999)가 설명한 방법을 채택하였는데 Soto(1998)와 Warner(1996)도 마찬가지로 방법을 이용하였다. 간단하게 설명해 보면 첫째, 실질환율과 기초변수가 공적분관계가 있는가를 검증하고, 이들 변수들이 장기적으로 안정된 관계를 유지하고 있음을 보인다.⁶⁾ 둘째, 기초 변수의 장기균형 파라미터 추정치를 추정한다. 이 때, 기초 변수의 단기적인 충격을 제거

5) 무역가중치를 구할 때 한국의 경우 다음과 같은 방법을 이용하였다. 미국의 무역가중치 = (한국의 미국으로의 수출 + 미국으로부터의 수입) / (한국의 미국으로의 수출 + 미국으로부터의 수입 + 한국의 일본으로의 수출 + 일본으로부터의 수입), 일본의 무역가중치 = (한국의 일본으로의 수출 + 일본으로부터의 수입) / (한국의 미국으로의 수출 + 미국으로부터의 수입 + 한국의 일본으로의 수출 + 일본으로부터의 수입). 싱가포르와 태국도 같은 방법을 사용하였다.

6) Edwards(1999)에 따르면 어떠한 기초변수를 사용하는가의 문제에 있어서 두 가지 경향이 존재한다. 첫째는 이론과 실증분석결과가 이미 많은 분석에서 유의성이 확인된 교역조건과 순자본수지 등의 소수의 변수만을 이용하는 방법이며, 둘째는 관세, 생산성 격차, 무역 개방 정도, GDP 성장, Time Trend, 정부 지출 등 가능한 많은 기초변수를 사용하는 방법이다. 그러나 두 번째 방법은 이론에서 의미하는 것과 일치하는 데이터를 고르는 데에 있어서, 논란의 여지가 있고 Edwards(1989b), Cottani, Cavallo and Khan(1990), Ghura and Grennes(1993), Elbadawi(1994), Ades(1996), Soto(1996), Warner(1997), Razin and Collins(1997) 등이 공통적으로 사용하는 변수가 교역조건과 순자본수지이므로 본 연구에서는 두 가지 변수만을 사용하였다.

하고 장기 안정 추세를 얻기 위하여 HP필터를 이용한다. 셋째로, 기초 변수에 대한 공적분 파라미터와 장기 추세를 이용하여 균형실질환율을 시뮬레이션 한다. 넷째, 고평가를 진단하기 위하여 균형 실질환율과 실제 실질환율을 비교하여, 한국의 실질환율의 고평가 여부를 판단한다.

실질환율, 교역조건, 자본수지를 먼저 계절조정을 한 후 실질환율과 교역조건은 자연로그값으로 전환하고 자본수지는 10억달러 단위로 전환하였다.⁷⁾ 각 변수의 안정성검정 결과는 <표 2-1>에 나타나 있는데 모두 수준변수에서는 1%의 유의수준에서 안정적이지 못하였으나 1차 차분변수는 안정적으로 나타났다. 따라서 균형실질환율을 구하기 위해서 실질환율과 각 기초변수의 수준변수를 이용하여 Johanson 검정을 실시하였다. <표 2-2>, <표 2-4>과 <표 2-6>은 한국, 태국과 싱가포르의 경우 다국간 실질환율(MRER)과 교역조건(ToT) 그리고 자본수지(NCF)의 공적분 관계를 알려주는데 한국과 태국은 1% 유의수준에서 싱가포르는 5%의 유의수준에서 1개의 공적분 관계가 있는 것으로 볼 수 있다.

Johanson 검정은 기초변수에 대한 파라미터와 이의 표준편차를 제공해 주는데 <표 2-3>, <표 2-5>, <표 2-7>은 한국, 태국과 싱가포르의 경우 공적분 벡터에 대한 파라미터 값들을 나타낸다. 실질환율이 1이 되도록 조작하였으므로 기초 변수의 파라미터 값들은 실질환율에 대한 각 기초변수의 영향력을 나타내 준다.

<그림 2-1>, <그림 2-2>와 <그림 2-3>을 이용하여 실질환율이 고평가 상태인지 여부를 진단할 수 있다. 실질환율은 굵은 선으로 나타나고, 점선은 <표 2-3>, <표 2-5>과 <표 2-7>의 장기 계수에 HP필터를 이용한 기초 변수의 추세치를 곱하여 추정한 균형실질환율을 나타낸다. <그림 2-1>을 살펴 보면 한국의 경우 1996년부터 시작된 고평가 현상이 지속되어 1997년 중반에는 3%가량 고평가된 상태에 있었으며, 그것은 통화위기의 한 요인이 되었다고 해석된다. 태국과 싱가포르의 경우도 1997년 외환위기전 실질환율의 고평가상태가 있었던 것으로 나타났다. 이와 같이 한국, 싱가포르, 태국의 경우 실질환율의 고평가 분석은 1997년 외환위기 당시의 상황을 제대로 반영하고 있다고 판단된다.

7) 계절조정방법은 census X11을 사용하였다. 한국의 경우 census X12가 적합하다고 하나 실질환율의 작성에는 미국의 생산자물가도 포함되어 있어 전자를 사용하였다. 그런데 어떠한 방법을 사용하더라도 추후에 이루어지는 실증분석의 결과에 큰 차이를 주지 않았다.

〈표 2-1〉 안정성 검정

변 수	ADF 검정
한국 실질환율 로그값	-2.65
한국 실질환율 로그차분값	-5.85**
한국 교역조건 로그값	-1.24
한국 교역조건 로그차분값	-6.64**
한국 자본수지 로그값	-3.61*
한국 자본수지 로그차분값	-6.76**
태국 실질환율 로그값	-1.70
태국 실질환율 로그차분값	-5.69***
태국 교역조건 로그값	-1.62
태국 교역조건 로그차분값	-6.48***
태국 자본수지 로그값	-2.86
태국 자본수지 로그차분값	-7.50**
싱가포르 실질환율 로그값	-1.48
싱가포르 실질환율 로그차분값	-4.07**
싱가포르 교역조건 로그값	-1.32
싱가포르 교역조건 로그차분값	-5.70**
싱가포르 자본수지 로그값	-3.99*
싱가포르 자본수지 로그차분값	-6.98**

- 주: 1) ADF 안정성 검정의 1% 임계치:-4.02, 5% 임계치:-3.44.
 2) ADF 안정성 검정 수행시 시차는 6개월을 채택하였음.
 3) * 와 ** 는 각각 5%와 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

〈표 2-2〉 요한센 검정 (한국)

Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized Number of Co-integrating Equations
40.87	29.68	35.65	None**
11.87	15.41	20.04	At most 1
0.25	3.76	6.65	At most 2

- 주: 1) * 와 ** 는 각각 5%와 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

〈표 2-3〉 장기계수 (한국)

종속변수	다국간 실질환율
상수	6.98
교역조건	-0.48** (-3.62)
자본수지	-0.09** (-5.39)
기간	1988:01-2001:12

- 주: 1) * 와 ** 는 각각 5%와 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

〈표 2-4〉 요한센 검정(태국)

Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized Number of Co-integrating Equations
41.76	29.68	35.65	None**
11.34	15.41	20.04	At most 1
2.40	3.76	6.65	At most 2

주: 1) * 와 ** 는 각각 5%와 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

〈표 2-5〉 장기계수 (태국)

종속변수	다국간 실질환율
상수	9.60
교역조건	-1.09** (-7.90)
자본수지	0.09* (2.92)
기간	1990:01-2001:12

주: 1) * 와 ** 는 각각 5%와 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

〈표 2-6〉 요한센 검정(싱가포르)

Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized Number of Co-integrating Equations
40.62	34.91	41.07	None*
12.17	19.96	24.60	At most 1
2.77	9.24	12.97	At most 2

주: 1) * 와 ** 는 각각 5%와 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

〈표 2-7〉 장기계수 (싱가포르)

종속변수	다국간 실질환율
상수	2.20
교역조건	0.51 (1.36)
자본수지	-0.08 (-1.67)
기간	1990:01-2001:12

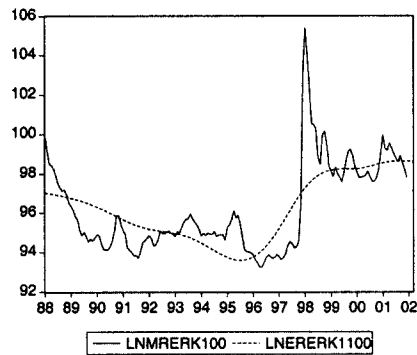
주: 1) * 와 ** 는 각각 5%와 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

〈표 2-1〉 안정성 검정

변 수	ADF 검정
미국 산업생산 로그값	-0.99
미국 산업생산 로그차분값	-4.52**
일본 산업생산 로그값	-2.05
일본 산업생산 로그차분값	-4.11**
한국 산업생산 로그값	-0.40*
한국 산업생산 로그차분값	-6.44**
엔화환율 로그값	-2.26
엔화환율 로그차분값	-6.18**
원화환율 로그값	-0.94
원화환율 로그차분값	-5.07**
싱가포르 달러환율 로그값	-1.20
싱가포르 달러환율 로그차분값	-5.08**
태국환율 로그값	-0.64
태국환율 로그차분값	-4.17**
한국 실질환율 고평가지수	3.88
태국 실질환율 고평가지수	3.67*
싱가포르 실질환율 로그차분값	3.51*

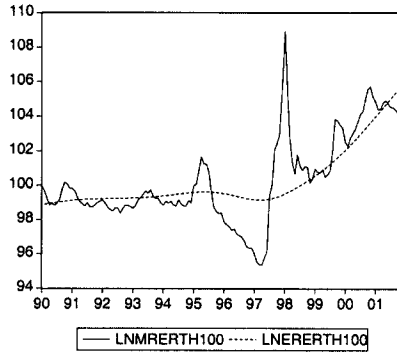
- 주: 1) ADF 안정성 검정의 1% 임계치:-4.02, 5% 임계치:-3.44.
 2) ADF 안정성 검정 수행시 시차는 6개월을 채택하였음.
 3) * 와 ** 는 각각 5%와 1% 수준에서의 통계적 유의성을 나타냄.

〈그림 2-1〉 한국 실질환율 고평가



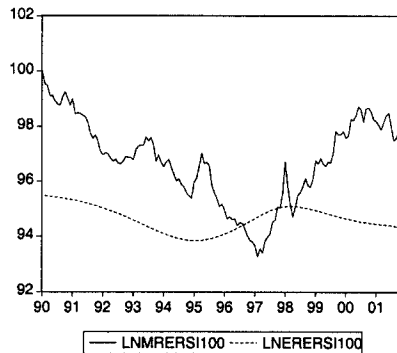
- 주: 1) LNMREK100: 한국의 다국간 실질환율
 2) LNERERK100: 한국의 균형실질환율

〈그림 2-2〉 태국의 실질환율 고평가



- 주: 1) LNMRETH100: 태국의 다국간 실질환율
2) LNERERH100: 태국의 균형실질환율

〈그림2-3〉 싱가포르의 실질환율 고평가



- 주: 1) LNMRETH100: 싱가포르 다국간 실질환율
2) LNERERH100: 싱가포르 균형실질환율

식 (3) 과 같이 실질환율 고평가 지수를 정의한다. 이 정의에 의하면 실질환율 고평가 지수가 양의 값을 가지면 고평가 상태가 존재하는 것이며 음의 값을 가지면 저평가 상태에 빠진 것이다. 그리고 실질환율 고평가지수가 상승하면 고평가상태가 커지는 것이며 감소하면 작아지는 것이다.

$$\text{실질환율 고평가 지수} = \text{균형실질환율} - \text{실질환율}$$

(3)

Ⅲ. 실증분석

앞 장에서 우리는 동아시아 국가들을 대상으로 실질환율의 고평가상태가 어느 정도인지를 나타내는 index를 만들었다. 이 장에서는 이 index를 이용하여 2가지 질문에 답한다.

첫째, 동아시아 국가들이 1997년 외환위기 이후 환율제도를 자유변동환율제에 가깝게 바꾼 경우가 많았는데 이 국가들의 경우 환율이 효율적으로 움직였는가? 실질환율 고평가지수가 커져서 명목환율의 상승이 필요한 경우, 변동환율제로 바꾼 후 보다 빠르게 조정되었는가를 변동환율제를 채택하기 이전과 비교하는 것이다. 만약 변동환율제를 채택한 후 실질환율 고평가지수의 상승이 명목환율의 상승을 빠르게 유도하였다면 장기적인 측면에서의 환율안정성을 높여 주는 것이 되어서 해당국가의 환율제도가 효율적으로 작동하고 있다는 간접적인 증거가 될 수 있을 것이다. 이 질문에 답하기 위해서 실질환율 고평가 지수가 커질 경우 대미환율이 어떻게 변하는지를 VAR을 이용하여 분석하였다. 이 때 분석시기를 1997년을 기점으로 전과 후 2기간으로 나누어 비교하였다.

둘째, 최근 들어 동아시아 지역의 국가들의 환율에 가장 큰 영향을 미치는 것이 엔화환율이다. 엔화환율이 변할 경우 동아시아 국가의 환율과 실질환율 고평가지수의 반응을 알기 위해서 VAR을 이용하여 분석하였다.

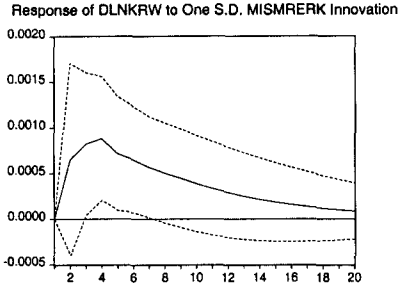
1. 안정성검정과 VAR 충격반응분석

시계열 자료가 불안정적인 경우 가성회귀가 나타나므로 각 변수가 안정적인지를 확인하여야 한다. 따라서 ADF 검정을 실시하였는데 실질환율 고평가지수는 3개국 모두 안정적이었다. 그러나 나머지 변수는 각 변수의 로그변수가 5%의 신뢰수준에서 안정적이지 못하였고 로그차분변수의 경우 안정적인 것으로 나타났다. 따라서 실질환율 고평가지수를 제외한 각 변수를 로그차분한 뒤 VAR 충격반응분석을 실시하였다.

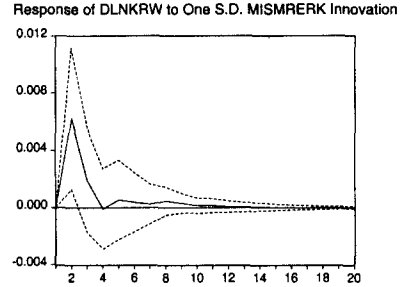
VAR 충격반응분석을 실행할 경우 각 변수의 선정과 순서를 결정해야 하는 것이 중요하다. 동아시아 국가의 경기와 환율은 미국경기, 일본경기, 엔화환율 등과 같은 외부충격에 민감하게 반응하므로 자국의 환율, 실질환율 고평가지수와 자국의

〈그림 3-1〉 VAR 충격반응분석(한국)

〈3-1-a〉 외환위기 이전의 경우



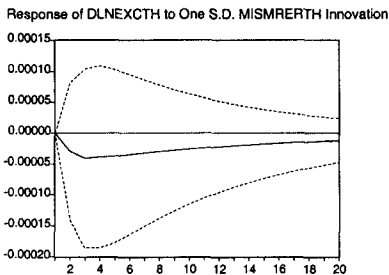
〈3-1-b〉 외환위기 이후의 경우



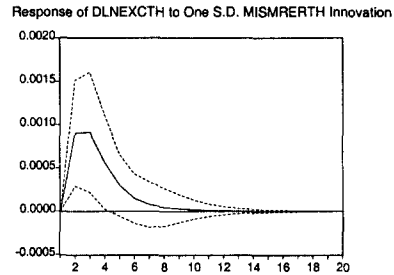
- 주: 1) MISMREK: 한국의 실질환율 고평가지수 주: 1) MISMREK: 한국의 실질환율 고평가지수
2) DLNKRW: 한국의 대미환율 로그차분값 2) DLNKRW: 한국의 대미환율 로그차분값

〈그림 3-2〉 VAR Impulse Response Analysis(태국)

〈3-2-a〉 외환위기 이전의 경우



〈3-2-b〉 외환위기 이후의 경우



- 주: 1) MISMRETH: 태국의 실질환율 고평가지수 주: 1) MISMRETH: 태국의 실질환율 고평가지수
2) DLNEXCTH: 태국의 대미환율 로그차분값 2) DLNEXCTH: 태국의 대미환율 로그차분값

경기와 함께 변수에 포함시켰다.⁸⁾ 각 변수의 순서는 일반적으로 외생성이 강한 변수를 앞에 두게 된다. 이 분석에서는 미국경기, 일본경기, 엔화환율, 자국의 대미환율, 자국의 실질환율 고평가지수, 자국의 경기를 순서대로 나열하였다.⁹⁾ 부분적

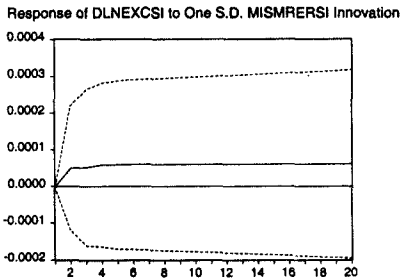
8) 실질환율 고평가 지수는 미국의 물가, 일본의 물가, 동아시아 국가의 물가, 교역조건, 순자본수지 등에 의해 결정되므로 이와 같은 변수는 따로 변수에 포함시키지 않았다. 외환위기 이후의 기간이 짧기 때문에 많은 수의 변수를 포함시키는 것이 불가능하다.

9) 미국경기, 일본경기, 엔화환율은 한국에 있어서 외생적이므로 앞에 두었고 그 중에서도 미국경기가 가장 외생성이 강하다고 판단되므로 가장 앞에 두었다. 엔화환율이 변할 때 원화환율

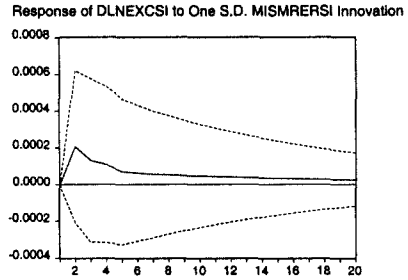
으로 각 변수의 순서를 다르게 하여도 결과에 큰 영향을 미치지 못하였으며 시차는 Akaike 기준에 의해 선택되었다.

〈그림 3-3〉 VAR Impulse Response Analysis(싱가포르)

〈3-3-a〉 외환위기 이전의 경우



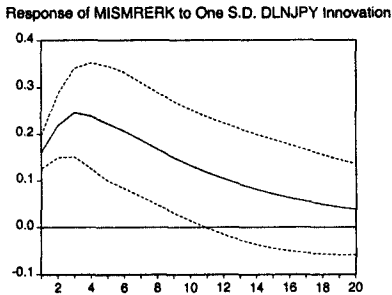
〈3-3-b〉 외환위기 이후의 경우



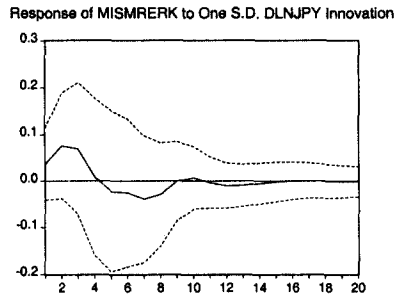
주: 1) MISMRESI: 싱가포르의 실질환율 고평가지수 주: 1) MISMRESI: 싱가포르의 실질환율 고평가지수
2) DLNEXCSI: 싱가포르의 대미환율 로그차분값 2) DLNEXCSI: 싱가포르의 대미환율 로그차분값

〈그림 3-4〉 VAR 충격반응분석 (한국)

〈3-4-a〉 외환위기 이전의 경우



〈3-4-b〉 외환위기 이후의 경우



주: 1) MISMREK: 한국의 실질환율 고평가지수 주: 1) MISMREK: 한국의 실질환율 고평가지수
2) DLNJYP: 엔/달러환율 로그차분값 2) DLNJYP: 엔/달러환율 로그차분값

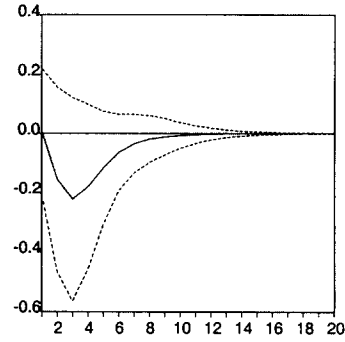
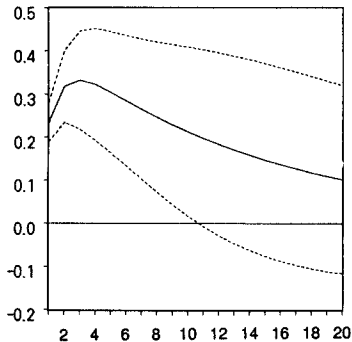
이 즉각적으로 반응하고 있으므로 그 다음에 두었다. 실질환율 고평가지수는 환율에 의해 직접적으로 영향을 받으므로 그 다음에 배열하였고 한국경기는 앞에 모든 변수의 영향을 받으므로 가장 나중에 두었다.

〈그림 3-5〉 VAR 충격반응분석 (태국)

〈3-5-a〉 외환위기 이전의 경우

〈3-5-b〉 외환위기 이후의 경우

Response of MISMRETH to One S.D. DLNJPY Innovation : Response of MISMRETH to One S.D. DLNJPY Innovation



주: 1) MISMREK: 태국의 실질환율 고평가지수

2) DLNJPY: 엔/달러환율 로그차분값

주: 1) MISMREK: 태국의 실질환율 고평가지수

2) DLNJPY: 엔/달러환율 로그차분값

2. 실질환율 고평가지수가 환율에 미치는 영향

〈그림 3-1-a〉는 외환위기 이전 한국의 경우 실질환율의 고평가지수에 1 표준편차 만큼의 충격이 발생할 경우 대미환율의 로그차분값의 반응을 나타낸다. 충격이 발생한 2개월 후 0.05% 상승하였고 4개월 후 0.08%, 6개월 후는 0.06% 상승하였다. 4개월부터 6개월 사이의 반응은 통계적으로 유의하였으나 나머지 기간은 유의성이 존재하지 않았다. 〈그림 3-1-b〉는 외환위기 이후를 나타낸다. 충격이 발생한 2개월 후 대미환율의 로그차분값은 0.6% 상승하였으며 3개월 뒤에는 0.4% 상승하였다. 2개월 후의 반응은 유의성이 존재하였으나 나머지 기간은 유의성이 존재하지 않았다. 관리변동환율제를 채택한 외환위기 이전과 자유변동환율제를 채택한 이후의 반응을 비교하면 실질환율 고평가지수가 커질 경우 한국의 환율은 매우 빠르고 크게 상승하였다. 대미환율의 상승은 실질환율의 고평가지수를 낮추는 역할을 한다. 즉 빠른 환율의 반응으로 인하여 통화위기와 같은 큰 위험성을 낮추는 역할을 한 것으로 볼 수 있다.

〈그림 3-2-a〉과 〈그림 3-2-b〉는 태국의 경우를 나타낸다. 〈그림 3-2-a〉를 살펴보면 외환위기 이전의 경우 실질환율 고평가지수가 상승하더라도 태국환율의 로그

차분값은 거의 반응을 보이지 않았다. 그러나 외환위기 이후를 나타내는 <그림 3-2-b>를 살펴 보면 충격이 발생한 후 2개월 뒤에는 0.05% 상승하였으며 4개월 뒤에는 0.1% 가량 상승하였다. 충격이 발생한 뒤 2개월부터 4개월 사이의 반응은 통계적으로 유의성이 존재했으나 나머지 기간에는 존재하지 않았다. 태국의 경우도 한국과 마찬가지로 외환위기 이후 빠른 환율의 반응으로 인하여 통화위기와 같은 큰 위험성을 낮추는 역할을 한 것으로 볼 수 있다.

<그림 3-3-a>과 <그림 3-3-b>는 싱가포르의 경우를 나타내는데 한국이나 태국의 경우와는 다른 양상을 나타낸다. 외환위기 전과 후 모두 실질환율 고평가지수에 충격이 발생할 경우 환율의 로그차분값에 변화가 나타나지 않았다. 싱가포르의 경우 외환위기 이후에도 대외적으로는 관리변동환율제를 표방하고 있으나 실제 운용은 고정환율제에 가깝게 하고 있다. 따라서 실질환율의 고평가지수가 커지더라도 명목환율이 제대로 조정되지 못하여 위와 같은 현상이 나타난 것으로 보인다.

3. 엔화환율의 상승이 실질환율 고평가지수에 미치는 영향

여기에서는 외환위기 이후 환율제도를 자유변동환율제에 보다 가깝게 운용하고 있는 한국과 태국의 경우 엔화환율의 상승이 실질환율 고평가지수에는 어떠한 영향을 미치는지를 살펴 본다. <그림 3-4-a>는 한국의 경우 외환위기 이전을 기간으로 분석하였고 <그림 3-4-b>는 외환위기 이후를 기간으로 분석한 것이다. <그림 3-4-a>는 엔화환율의 로그차분값에 1 표준편차 만큼의 충격이 발생할 경우 실질환율 고평가 지수의 반응을 나타낸다. 충격이 발생한 1개월 후 실질환율 고평가 지수는 15% 상승하였고, 3개월 후에는 25% 상승하였으며 점차 감소하였다. 충격이 발생한 후 11개월 까지 통계적으로 유의성을 지니며 상승하였다. 엔화환율의 변화가 한국의 실질환율의 고평가 지수에 큰 영향을 주었음을 알 수 있다. 외환위기 이후를 대상으로 한 <그림 3-4-b>를 살펴 보면 충격이 발생한 후 1개월 후에는 4%, 2개월 후에는 9% 상승하다가 점차 감소하였고 7개월 후에는 3% 하락으로 반전되었다. 전체적으로 상승하는 경향이 더 강하였으나 통계적 유의성은 존재하지 않았다. 즉 엔화환율이 실질환율 고평가 지수에 미치는 영향은 외환위기 이전이 더욱 컸던 것으로 나타났다.

<그림 3-5-a>과 <그림 3-5-b>는 태국의 경우를 나타낸다. <그림 3-5-a>는 엔화

환율의 로그차분값에 1 표준편차 만큼의 충격이 발생할 경우 실질환율 고평가 지수의 반응을 나타낸다. 충격이 발생한 1개월 후 실질환율 고평가 지수는 25% 상승하였고, 3개월 후에는 35% 상승하였으며 점차 감소하였다. 충격이 발생한 후 10개월까지 통계적으로 유의성을 지니며 상승하였다. 엔화환율의 변화가 태국의 실질환율의 고평가 지수에 큰 영향을 주었음을 알 수 있다. 외환위기 이후를 대상으로 한 <그림 3-5-b>를 살펴 보면 충격이 발생한 후 하락하는 경향이 나타났으나 통계적 유의성은 존재하지 않았다.

외환위기를 전후로 하여 한국 등 동아시아 국가의 외환제도는 큰 변환을 겪은 바 있다. 외환위기 이후에는 환율제도가 자유변동환율제에 보다 가깝게 전환된 경우가 많은 것이다. 따라서 외환위기 이전에는 엔화환율이 변할 경우 대미환율이 필요한 만큼 자유롭게 변하지 못할 소지가 있었고 엔화환율의 상승은 실질환율 고평가 지수에 보다 지대한 역할을 하였다. 그러나 외환위기 이후 대미환율이 보다 시장에서 자유롭게 변화되면서 엔화환율이 상승할 경우 대미환율이 즉각적으로 크게 상승하면서 실질환율 고평가 지수에 미치는 영향이 감소하지 않았던 것으로 보인다.

IV. 결론

우리는 이 논문에서 경우 실질환율고평가지수가 상승할 경우 동아시아 국가의 환율이 어떻게 반응하는지와 엔화환율이 실질환율 고평가에 미치는 영향을 분석하였다. 먼저 1997년 당시 통화위기를 심하게 겪은 한국과 태국의 경우를 살펴본다. IMF annual Report를 살펴 보면 태국과 싱가포르의 경우 1996년 고정환율제에서 2001년 관리변동제를 채택하고 있는 것으로 발표하였고, 한국의 경우는 1996년 관리변동환율제에서 2001년 자유변동환율제를 채택하고 있는 것으로 발표되고 있다. 태국과 싱가포르는 모두 관리변동환율제를 표방하고 있으나 아무래도 외환위기를 겪었던 태국의 경우가 보다 외환시장에 의해서 환율이 결정되는 경향이 큰 것으로 보인다. IMF annual Report가 실제로 각국의 환율제도의 운용을 정확히 표현하는 것은 아니지만 동아시아 국가들은 대략적으로 고정환율제에서 변동환율제에 가깝게 변화하고 있다고 밝히고 있다. 양국의 경우 통화위기 이전에 비해서 1998년 이후에는 실질환율의 고평가지수가 커질 경우 대미환율이 빠르고 크게 상승하였다. 대미환율이 상승할 경우 실질환율의 고평가 지수도 감소하여 결국 외환시장에 의해서

결정된 명목환율이 실질환율의 고평가지수를 낮추는 방향으로 즉각적으로 작용하였다. 그러나 1997년 이후에도 한국과 태국에 비해서는 고정환율제도에 가깝게 환율제도를 실제 운용하고 있는 싱가포르의 경우는 다른 결과가 나타났다. 외환위기 이전과 이후 양기간 모두 실질환율 고평가 지수가 상승하여도 대미환율이 변하지 않았다. 따라서 통화위기의 가능성을 줄여 주지 못했다. 그 이유는 명목환율이 시장에 의해서 제대로 움직이지 못했기 때문이라고 볼 수 있다.

고정환율제는 환율이 고정되어 있으므로 단기적인 환위험은 제거할 수 있지만 외환위기의 발생 등과 같은 장기적 측면의 환위험을 제거하지는 못한다. 한국과 태국의 경우 변동환율제를 채택한 이후 단기적인 변동성은 커진다 하더라도 시장에 의해서 명목환율인 대미환율이 제 시간에 조정됨으로써 장기적으로 더 큰 위험을 초래할 수 있는 실질환율의 고평가지수를 줄이는 역할을 해서 결국은 자국의 통화위기 가능성을 줄이는 역할을 했다.

한편 한국과 태국의 경우 엔화환율이 실질환율 고평가지수에 미치는 영향을 분석한 결과는 다음과 같다. 엔화환율의 상승은 외환위기 이전 한국, 태국의 실질환율 고평가지수를 크게 높였으나, 외환위기 이후에는 그 영향력이 크게 감소하였다. 엔화환율이 상승할 경우 자국환율도 같이 상승하는 경향이 강해지면서, 엔화환율의 상승으로 인한 실질환율의 고평가지수의 상승은 발생하지 않은 것이다. 1997년 이후 자유변동환율제를 택한 동아시아 국가의 경우 엔화환율의 움직임에 따라서 자국의 환율도 크게 움직여서 동아시아 전체의 환율안정성을 크게 위협하는 것으로 믿어졌었다. 그러나 아이러니컬하게도 엔화환율의 변화에 대한 즉각적인 자국환율의 변화가 오히려 장기적인 측면에서의 환율안정성 유지에는 도움이 되고 있었던 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. Ades, A., "GSDEEMER and STMPs: New Tools for Forecasting Exchange Rates in Emerging Markets," *Economic Research*, Goldman Sachs, 1996, 1997, 1998.
2. Calvo, Guillermo and Carmen Reinhart, "Fear of Floating," *The Quarterly Journal of Economics* 117, 2002, pp. 379-408.
3. Chinn, Menzie D., "Before the Fall: Were East Asian Currencies Overvalued?" *NBER Working Paper*, 1998.
4. Cottani, J., Cavallo, D. and M.S. Khan, "Real Exchange Rate Behavior and Economic Performance in LDCs," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 39, 1990.
5. Edwards, S., "Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment," *The MIT Press*, 1989.
6. Edwards, S., "Exchange Rate in Emerging Economies: What do we know? What do we need to know?," *NBER Working Paper*, 1999.
7. Elbadawi, I., "Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rates," *Institute for International Economics*, 1994.
8. Hinkle, E. Lawrence and Montiel, J. Peter, "Exchange Rate MISALIGNMENT," *A World Bank Research Publication*, 1999.
9. Johansen, S., "Statistical Analysis of Coitegration Vector," *Journal of Economics Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231-254.
10. Mckinnon, Ronald., "After the Crisi, the East Asian Dollar Standard Resurrected: An Interpretation of High-Frequency Exchange Rate Pegging," Joseph E. Stiglitz and Shahid Yusuf eds. *Rethinking the East Asian Miracle*, New York: Oxford University Press, 2001, pp. 197-246.
11. Obsfeld, Maurice. and Rogoff. Kenneth, "The Mirage of Fixed Exchange Rates," *Journal of Economic Perspective*, pp. 73-96, Fall 1995.
12. Razin, O. and S. Collins, "Real Exchange Rate Misalignments and Growth," *NBER Working Paper*, 1997.
13. Sachs, J. and Tornell, A. and A. Velasco, "Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995," *NBER Working Paper*, 1996.
14. Soto, Reimundo., "El tipo nde cambio real de equilibrio: un modelo no lineal de series de tiempo," *Analisis Empirico del tipo de Cambio en Chile*, 1996.
15. Warner, Andrew., "Mexico's 1994 exchange rate crisis interpreted in light of non- traded model," *NBER Working paper*, 1997.

Free Floating Exchange Rate System and Long-Term Exchange Risk

Sammo Kang*

Abstract

Using the index of overvaluation of the real exchange rate, this paper looks at the changes in long-term exchange risk in East Asian countries that moved from a managed exchange rate system to a free floating exchange rate system following the 1997 Asian currency crisis. The results of empirical analysis show that, in countries that adopted a free floating exchange rate system, when the real exchange rates index of overvaluation increased, the home countrys exchange rate immediately increased, and the degree of overvaluation decreased. Therefore, the results show that although a free floating exchange rate system leads to increased short-term exchange rate volatility, it reduces the possibility of a currency crisis, which can bring about even greater foreign exchange risk.

Key Words: free floating exchange rate system

* Research Fellow, Korea Institute of Finance.