



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

석사학위논문

한국의 실질환율에 관한 이론적
고찰과 실증분석

제주대학교 대학원

경제학과

박혜영

2014년 8월

韓國의 實質換率에 關한 理論的 考察과 實證分析

指導教授 金 鎮 玉

朴 惠 英

이 論文을 經濟學 碩士學位 論文으로 提出함

2014年 8月

朴惠英의 經濟學 碩士學位 論文을 認准함

審査委員長 _____ ①

委 員 _____ ①

委 員 _____ ①

濟州大學校 大學院

2014年 8月

A Theoretical Study and Empirical Analysis of
Korea's Real Exchange Rate

Hye-Yeong Park

(Supervised by professor Jin-Ock Kim)

A thesis submitted in partial fulfillment of the
requirement for the degree of Master of Economics.

2014. 08.

This thesis has been examined and approved.

Department of Economics
GRADUATE SCHOOL
JEJU NATIONAL UNIVERSITY

목 차

I. 서 론	1
1. 연구의 배경 및 연구목적	1
2. 연구의 범위와 방법 및 논문의 구성	2
II. 우리나라의 환율제도	4
III. 이론적 배경 및 선행연구 고찰	13
1. 실질환율과 구매력 평가설	13
2. 실질환율 결정모형 : 발라사 사무엘슨의 생산성 접근 (Balassa Samuelson Productivity Approach)	17
3. 실질이자율평형조건 (Real Interest Parity Condition)	23
4. 선행연구 검토	28
IV. 실증분석	32
1. 이론의 모형의 설정 및 분석기간	32
2. 계량분석의 이론적 배경	32
3. 실질환율의 행태에 관한 실증분석	37
4. 실질이자율 평형조건에 관한 실증분석	48
V. 결 론	52
1. 분석결과 및 요약	52
2. 연구의 한계 및 향후 과제	53
참 고 문 헌	55
ABSTRACT	57

표 목 차

< 표 1 > 우리나라 환율제도의 변천	4
< 표 2 > 표본기간 : 1973년 3월 ~ 1997년 10월	43
< 표 3 > 표본기간 : 1973년 3월 ~ 1997년 10월 : 특성방정식	44
< 표 4 > 표본기간 : 1997년 11월 ~ 2013년 12월	45
< 표 5 > 표본기간 : 1997년 11월 ~ 2013년 12월 : 특성방정식	46
< 표 6 > 표본기간 : 1973년 3월 ~ 2013년 12월	47
< 표 7 > 표본기간 : 1973년 3월 ~ 2013년 12월 : 특성방정식	47
< 표 8 > 실질환율 $q(t)$ 회귀방정식 추정결과	49
< 표 9 > 실질이자율평형조건 추정결과 : 2000년 2월 ~ 2013년 12월	50

그림 목 차

< 그림 1 > 외환시장의 균형	24
< 그림 2 > 우리나라실질환율의 추이	37

I. 서 론

1. 연구의 배경 및 목적

금리 및 환율은 미래 경제상황에 대한 가계 및 기업 등 경제구성원의 기대를 반영하는 동시에 각 경제주체의 의사결정 과정에 영향을 미친다는 점에서 거시경제의 핵심이 되는 가격변수로서 정책 및 미래경제예측 등에 중요한 역할을 하고 있다.¹⁾ 특히 우리나라와 같은 소규모 개방경제체제하에서 환율의 변동은 해외충격이 국내경제로 전이되는 동시에 통화정책 효과가 파급되는 주요경로로 작용하므로 매우 중요한 부분을 차지한다. 이러한 측면에서 금리와 환율간의 관계를 분석하는 것은 통화정책의 유효성에 큰 영향을 준다. 또한 세계경제의 국제화 추세가 지속됨에 따라 자본자유화와 외환자유화는 환율의 변동성을 증가시킬 것이다.²⁾

표준적인 개방경제 모형을 이용한 연구에서는 금리와 환율 간에 신뢰할만한 관계가 존재하는 것으로 가정하고 있다. 여기에서는 개방경제하에서의 환율동학을 설명할 수 있는 필수 균형조건으로 유-위험 이자율 평형조건(Uncovered Interest Parity Condition)을 주장하고 있다.

이는 국내통화표시 채권과 외국통화 표시 채권 간에 환율로 환산한 투자수익률에 차이가 없어야 한다는 조건으로 양국 간 금리 차이와 기대된 환율변동은 서로 체계적인 관계를 가지게 됨을 알 수 있다.³⁾

한편 1990년 이후 외환 및 자본자유화가 빠르게 진행됨에 따라 원-달러 환율의 불확실성이 증대되고 있는 가운데 원화의 평가절하가 한국경제에 미치는 영향에 대한 관심이 고조되고 있다.⁴⁾

1) 공철·한영욱, "금리 및 환율 변동의 경제 상황별 파급효과 차이 분석", 한국은행, 2009, p.23

2) 김근영, "환율동학에 대한 기대와 통화정책의 유효성", 한국은행 「금융경제연구」, 제436호, 2010, p.1

3) 업상민, "우리나라UIP 조건의 성립여부 검증 및 시사점", 「조사통계월보」 한국은행, 2013, p.15

4) 박태식, "환율과 이자율차이사이의 관계에 관한 실증분석" 「산업경제연구」, 제10권 제2호, 1997, p.118

현재의 환율제도까지 여러 단계를 거쳐 오면서 금융시장의 대외개방이 빠른 속도로 진전되고 있어 환율을 비롯한 여러 거시변수들 간의 움직임을 주시할 필요성이 점점 증대 되고 있다. 또한 기존의 표준적인 개방거시모형에서 예상되는 환율변동이 내외 금리 차이에 의해 일정하게 결정되는 이자율평형조건이 잘 성립하지 않는 것으로 알려져 있다.

본 연구는 이러한 환율과 금리와의 체계적인 관계의 존재 여부를 이론적으로 고찰하고 실증분석을 하여 소규모 개방경제인 우리나라의 거시경제모형 구축시에 금리-환율관계를 보다 정확히 반영하고 이해하기 위한 기초자료로 이용될 수 있을 것으로 기대한다. 따라서 우리나라의 환율제도가 고정환율제도하에서 변동환율제도로 급격하게 변동하였던 1997년 외환위기 이전과 이후로 표본기간을 따로 설정하여 환율변동에 관한 실증분석을 시도하는 것이 바람직하다.

2. 연구의 범위와 방법 및 논문의 구성

본 연구에서는 개방거시경제이론의 실증적 연구의 핵심주제라고 할 수 있는 실질환율과 이자율 평형조건에 관하여 이론적으로 고찰하고 이것들에 관한 실증분석을 시도하고자 한다. 실증분석에 이용된 자료는 1973년 3월부터 2013년 12월까지의 월별데이터를 이용하였고⁵⁾ AR모형을 설정한 후 단위근 검정을 통한 추세분석을 하였는데 추정방법으로는 통상최소자승법(OLS)을 사용하였고 계량분석을 위해 Eviews 5.1을 사용하였다.

또한 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서 우리나라의 환율제도에 대해 개략적으로 살펴보고 제3장에서는 이론적 배경과 선행연구를 고찰해 보았다. 제4장에서 실질환율의 변동행태와 실질이자율 평형조건 성립여부에 대해 실증분석을 해 보았다. 표본기간은 1973년 3월부터 2013년 12월까지로 하였고 1997년 11월 발생한 우리나라의 외환위기를 감안하여 표본기간을 외환위기 이전과 이후로 나누어 실질환율의 변동행태를 검증하였다.

5) 한국은행에 공표된 통계데이터를 이용하였다. (<http://ecos.bok.or.kr>)

또한 1997년 외환위기 이후의 기간을 표본기간으로 상정하여 우리나라의 실질 이자율평형조건 성립여부를 검증하였다. 이렇게 한 이유는 외환위기 이후 우리나라의 환율제도는 변동환율제도로 변천하였고 동시에 자본시장이 개방되었기 때문이다. 제5장에서 본 논문에서 전개된 내용을 요약하고 향후 연구방향을 제시하였다.

II. 우리나라의 환율제도

환율제도는 크게 고정환율제도와 변동환율제도로 나눌 수 있다.

고정환율제도는 정부가 특정통화에 대한 환율을 일정수준으로 고정시키고 이를 유지하기 위해 중앙은행이 외환시장에 개입하는 제도를 말하며 변동환율제도란 환율이 외환시장에서 외환의 수요와 공급에 의해 결정되는 제도를 말한다. 즉 수요와 공급에 의해 국제수지 불균형이 자동적으로 조절된다.

우리나라의 환율제도는 정부가 수립된 직후인 1945년 10월에 미군정에 의해 고정환율제도로써 공정환율제를 실시한 이후로 단일변동환율제도, 복수통화바스켓제도, 시장평균환율제도를 거쳐 현재의 자유변동환율제도로 이행되어 왔다. 이에 우리나라 환율제도의 변천이 < 표 1 >에 개략적으로 나타나 있다.

< 표 1 > 우리나라 환율제도의 변천

환율제도명	기간	특징	한계점
고정 환율제도	1945. 10 ~1964. 05	우리나라최초의 환율제도 미군정에 의한 공정환율을 중심으로 한 고정환율제도로 무역외 거래와 같은 거래에 이용되어 일반거래는 적용되지 못하였음.	국내인플레이션을 반영하지 못하여 평가절하와 같은 통화개혁이 불가피하였음.
단일변동 환율제도	1964. 05 ~1980. 02	환율을 정하지 않고 외환을 대응하는 증서의 수요와 공급에 의해 시장에서 결정되는 환율을 반영하고자 외환증서 제도를 도입	필요한 제반여건이 구비되지 못하여 실질적으로는 운용되기 어려웠음.

<p>복수통화 바스켓제도</p>	<p>1980. 03 ~1990. 02</p>	<p>환율이 실질적으로 변동환율로 운용되기 시작한 시기로 SDR 바스켓에 의한 원화의 대미달러 화 환율과 독자바스켓에 의한 원화의 대미달러화 환율을 산출 한후 한국은행 총재가 결정고시 하는 제도</p>	<ul style="list-style-type: none"> · 한국은행이 정책조 정변수의 조정 등 환 율자체에 직접적으로 영향을 미칠수 있었음 · 실세반영이 미흡하고 환위험발생가능성 존재 와 환율계산의 번잡성 등 단점을 지님.
<p>시장평균 환율제도</p>	<p>1990. 03~ 1997. 12</p>	<p>제한적이거나 국내외환시장의 수요와 공급에 의해 환율이 결정됨으로써 환율의 가격기 능을 제고시키고 외환시장의 활성화에 기여함.</p>	<p>자유변동환율제도로 이 행하기 위한 과도기적 제도로써 운용상 내포 하고 있던 문제점이 외 환위기중 표출됨</p>
<p>자유변동 환율제도</p>	<p>1997. 12 ~ 현재</p>	<ul style="list-style-type: none"> · 환율이 외환시장에서 외환의 수요와 공급에 의해 자유롭게 결정되는 제도 · 외환의 수요와 공급은 시장참 여자들이 금융경제원자금중개실 에 특정한 환율로 매매주문한 거래량에 의해 결정됨. 	<p>1999년 4월부터 외환거 래 자유화가 실시됨에 따라 시장기능을 더욱강 화시켜 선진국형 자유변 동환율제도로 이행할 필 요성이 있음.</p>

1. 고정환율제도 (1945. 10 ~1964. 05)

우리나라에 최초로 환율제도가 도입된 것은 광복직후인 1945년 10월 1일에 미군정이 공정한환율을 시행하면서 당시 조선은행권인 원화와 미달러화간의 공정한환율을 1달러당 15원(현재의 원화기준 0.015원)으로 책정하여 대민간채무지급에만 적용하고 민가의 대외거래는 인정하지 않았으므로 일반거래에 적용되지는 못하였다. 이 기간에 운용되어 왔던 공정한환율을 중심으로한 환율제도는 고정환율제도로써 거래내용 또한 UN군 대상금 거래⁶⁾와 같은 무역외거래가 주종을 이루었기 때문에 환율이 국내인플레이션을 반영할 수 없었다. 인플레이션의 누적적인 압박으로 수차례의 평가절하를 실시했을 뿐만 아니라 두 차례에 걸쳐 통화개혁(1951년 5월 24일과 1962년 6월 10일) 조치가 있었다. 이와 같은 문제점들로 인하여 정부는 고정환율제도를 폐기하고 단일변동환율제도를 채택하게 되었다.⁷⁾

또한 이 시기의 환율이 어떤 근거에 의해 결정되었는지는 분명하지 않다. 이때는 우리나라의 대외무역과 자본거래가 거의 전무한 상태였고 대내적으로도 시장기능이 활발하지 못한 상황이어서 통화의 대외가치를 결정할 근거를 찾기가 매우 어려웠을 것임을 짐작할 수 있다.⁸⁾

2. 단일변동환율제도 (1964. 05 ~1980. 02)

1964년 5월 3일 환율제도는 획기적인 변화를 겪게 된다. 종전의 고정환율제도가 변동환율제도로 바뀌면서 새로운 외환증서제도가 도입되었다. 이 제도의 취지는 그 동안 환율을 고정시킨 결과 실세를 반영하지 못한 단점을 극복 할 수 있도록 환율을 외환시장에서 외환증서의 수급에 의해 결정되는 시장율로 결정토록 유도하는데 있다. 다시 말해서 환율을 정하지 않고 외환을 대응하는 증서의 수요와

6) 대상금 거래는 국고금이 부족할 때 중앙은행이 정부에 빌려주는 것을 말한다.

7) 최생림 (2003). 「외환론」 (박영사), pp.38~47,

8) 심경섭 (2004). 「국제금융론」 (박영사), p.96

공급에 의해 시장에서 결정되는 환율을 반영하겠다는 의도였다.

그러나 이 제도를 실시하는데 필요한 제반 여건(수입쿼터의 철폐, 외환증서시장의 형성, 환시장조작기금확보, 재정금융사정 등)이 구비되지 못하여 그 실시를 보지 못한 채 공식적으로는 변동환율제도로 이행되었으나 실질적으로는 전과 다름없이 달러에 연동된 고정환율제도로 운용되었다.

환율은 3~5년만에 한 번씩 대폭적으로 평가가 조정되었으므로, 단기적인 실물거래 또는 금융거래는 환율의 변동에 의해서 영향을 받지 않았다.

평가 변동을 전후한 단기에 환율변동위험이 매우 컸다. 그러나 이 경우에도 다행히 환율변동은 그 시기와 조정의 폭을 어느 정도 미리 예측할 수 있었다. 따라서 이 시기에 환위험은 기업들에게는 큰 문제로 인식되지 않았다. 보다 근본적인 문제가 경제적 환위험에 있었다. 이 기간 중 네차례에 걸친 평가절하가 있었으나 환율은 국내의 높은 상대적 물가상승률을 반영하는 데 있어 대체로 상당한 시간적 지체가 있었다. 따라서 원화는 일반적으로 고평가 되어 있었고 수출업체들은 국제경쟁력의 저하로 고통 받고 있었다. 따라서 이와 같은 환율제도는 다음과 같은 문제점들이 수반되었다.

첫째로 환율이 고정환율의 형태로 운용됨에 따라 환율의 가격조정기능이 미약했다. 둘째로 환율이 사실상 고정환율형태로 운용됨에 따라 제1, 2차 석유과동과 같이 국제가격등위가 환율을 매체로 하여 수입인플레이션을 유도함으로써 수출경쟁력이 약화되었다.

셋째로는 환율을 대미달러화에만 페그(Peg)시킨 결과 일본 엔화 등 기타 통화의 가치와는 무관하게 수동적으로 변동됨으로써 실세를 반영할 수 없는 약점을 갖고 있게 되었다. 끝으로 환율조정이 적기에 실세를 반영하여 이루어지지 못한 결과 필요에 따라 불가피하게 대폭적인 환율조정이 이루어져 경제전반에 걸친 충격과 부작용이 컸다. 이러한 문제점들로 인해 1980년 2월에는 다시 환율제도를 개편하게 되었는데 그것이 복수통화 바스켓제도이다.

3. 복수통화바스켓제도(1980.03 ~1990.02)

환율변동의 안정과 주요 교역상대국과의 경쟁력 유지라는 측면에서 환율이 실질적으로 변동환율로 운용되기 시작한 것은 우리나라가 1980년 3월 복수통화바스켓(basket)제도를 채택하면서부터였다.

복수통화 바스켓제도는 SDR바스켓에 의한 원화의 대미달러화 환율과 독자바스켓에 의한 원화의 대미달러화 환율을 산출한 후 이 두 개의 환율을 기준으로 한국은행 총재가 국내외금리차, 국내외물가상승률차, 외환시장전망 등을 감안하여 당일의 한국은행 집중기준율을 결정고시하는 제도를 말하는데 이의 환율결정공식은 다음과 같다.

$$ER_t = \beta(\text{SDR바스켓환율}) + (1-\beta)(\text{독자바스켓환율}) + \alpha_t$$

여기서 ER_t 는 t 기의 원화의 대미달러화 환율을 나타내며, β 와 $1-\beta$ 는 각각 SDR바스켓과 독자바스켓의 가중치로서 $\beta+(1-\beta)=1$ 이 되며 α_t 는 t 기의 실제 반영장치를 나타내는데 정책변수를 의미하며 정책당국에 의해 결정되고 일반에게는 공개되지 않았다.

SDR바스켓의 구성통화 및 가중치는 IMF가 SDR가치결정에 사용하는 것이 이용되었으며 독자바스켓의 구성통화와 가중치는 당시의 재무부 장관과 한국은행 총재가 별도로 협의하여 정하는 바에 따라 결정토록 하였다.

복수통화바스켓제도하에서 한국정부의 환율 운용방침은 두 가지로 요약될 수 있었다. 하나는 환율정책을 무역정책의 목표의 달성을 위한 수단으로 운용함으로써 만성적인 경상수지 적자의 개선을 계속적으로 도모했다는 점이다.

다른 하나의 운용지침은 환율을 가능한 한 안정적으로 운용한다는 것이었다. 국제외환시장에서 급격한 환율변동이 있는 경우에도 이를 원화환율에서는 소폭 나누어 반영함으로써 완만한 변동으로 바꾸어 놓았다.

이는 급격한 환율변동이 경제에 미치는 충격을 완화하고 기업의 환위험부담을 덜어 주려는 정책적 의도의 표출이었다. 실제로 원화환율은 1986년 중반까지 달러에 대해 일방적으로 가치가 하락(즉 환율이 상승)하기만 해 왔는데 이것은 무역업체의 환위험 관리부담을 크게 덜어 준 결과가 되었다.

그러나 이러한 복수통화바스켓제도는 몇 가지 단점을 내포하고 있었는데 실제 반영이 미흡할 뿐 아니라 급격한 환율변동으로 환위험이 발생가능하고 환율을 매일 계산해야 하는 업무상의 번잡성 등이 지적되었다. 특히 우리나라의 무역구조가 미국과 일본에 편중된 구조에서 비추어 볼 때 SDR가치결정에 사용되는 구성통화와 가중치가 우리나라 실정에 맞지 않을 뿐만 아니라 독자 바스켓에 사용되는 가중치의 결정에도 문제가 있었다.

또한 독자바스켓에 사용된 가중치가 대외적으로 공표되지 않았기 때문에 실제 반영장치와 함께 환율결정에 자의성을 배제할 수가 없었다. 왜냐하면 가중치의 변경 또는 실제반영장치의 조정을 통해 정부가 의도하는 방향으로의 환율결정이 가능했기 때문이다. 복수통화바스켓제도 자체에 내재하고 있는 이와 같은 문제점들은 1980년대 후반에 우리나라 국제수지가 흑자로 전환되면서 미국을 비롯한 주요 교역상대국들과의 빈번한 통상마찰과 원화의 평가절상 압력의 요인으로 표면화되기 시작하였다.

한편, 원화의 기타 통화에 대한 환율이 달러의 가치변동에 의해 왜곡되어 온 현상은 복수통화바스켓제도에 의해서도 시정되지 못했다. 달러가 다른 주요국의 통화에 대해 고평가되어 있었던 기간에는 원화도 이들 국가의 통화에 대해 자동적으로 고평가 되었고 그 결과 미국 이외의 국가 특히 일본과 유럽시장에서는 수출경쟁력이 약화되어 수출의 지역적 편중이 심화되었다.⁹⁾

이에 새로운 환율제도의 도입에 대한 필요성이 인식되기 시작했으며 더 나아가 세계적인 국제금융의 자율화 및 통합화 추세에 능동적으로 대처하고 향후의 금융국제화를 효율적으로 추진한다는 차원에서 시장평균환율제도가 등장하게 되었다.

9) 심경섭 (2004). 「국제금융론」 (박영사), p.38

4. 시장평균환율제도(1990. 03 ~1997. 12)

우리나라의 환율제도는 1990년 3월부터 복수통화바스켓 제도에서 시장평균환율 제도로 이행되었다. 복수통화바스켓제도하에서의 환율은 기본적으로 국제금융시장에서의 주요국의 환율변동에 의해 결정되었으나 시장평균환율제도하에서는 제한적이거나 국내외환시장의 수요와 공급에 의해 환율이 결정되었으며 외국환은행의 자율성이 어느 정도 허용되었다. 따라서 시장평균환율제도는 기존환율제도에서 결여되었던 시장기능을 강화하고 외환시장을 활성화하여 궁극적으로 환율이 시장가격을 충분히 반영하여 자유롭게 결정되는 자유변동환율제도로 이행하기 위한 과도기적인 제도였다. 시장평균환율제도하에서 원환의 대 달러환율은 국내외환시장에서 결정된다. 그러나 이 제도가 자유변동환율제도와 다른 점은 환율이 매매기준율을 중심으로 일정한 범위 이내에서만 변동할 수 있도록 일일변동폭이 설정되어 있다는 것이었다.

이 제도 하에서는 중앙은행인 한국은행은 단지 은행 간 시장에서의 거래를 통해서만 환율에 영향을 미칠수 있어 복수바스켓제도하에서 정책조정변수의 조정을 통해 환율 자체에 직접적으로 영향을 미칠 수 있던 때와는 많은 차이가 있음을 알 수 있다.

미화 이외의 통화들은 거래규모가 크지 않았기 때문에 이들에 대한 매매기준율은 복수통화바스켓제도에서와 같이 직전 영업일에 주요 국제금융시장에서 형성된 해당 통화와 달러화의 매매중간율을 위에서 계산한 달러화의 매매기준율로 재정하여 산출하였다. 다시 말하자면 원화의 대 달러환율만 한국 외환시장에서 결정되고 기타통화에 대한 환율은 한국 외환시장에서의 시장평균환율에 의해 직접결정되지 않았다.

이처럼 시장평균환율제도는 제한적이거나 외환시장에서 외환의 수급에 따라 환율이 결정되므로 환율의 가격기능을 제고시키고 외환시장의 활성화에 기여하였으나 제도 자체가 자유변동환율제도로 이행하기 위한 과도기적인 제도라는 점에서 운용상에 여러 가지 문제점을 내포하고 있었는데 이러한 문제점들은 1997년 11월 ~ 12월 중 외환위기에 표출되면서 드러났다.¹⁰⁾

5. 자유변동환율제도 (1997. 12 ~ 현재)

자유변동환율제도는 환율이 외환시장에서 외환의 수요와 공급에 의해 자유롭게 결정되는 제도이다. 외환의 수요와 공급은 시장참여자들이 금융결제원 자금중개실에 특정한 환율로 매매주문한 거래량에 의해 결정되는데 외환에 대한 매입주문환율과 외환의 매각주문환율이 동일하면 자동적으로 거래계약이 이루어진다. 외환시장참여자들은 국내은행 개발기관, 외국은행 국내 지점 등의 외국환은행과 외환시장개입을 목적으로 참여하는 한국은행 등이 있다.

환율변동제한폭이 폐지됨에 따라 우리나라의 환율제도는 공식적으로 시장평균 환율제도에서 자유변동환율제도로 이행하였다. 원-달러 기준 환율은 이전처럼 직전영업일 은행 간 거래의 금액가중평균환율로 계산하고 원화와 기타 통화간의 재정환율은 원-달러 기준 환율과 국제외환시장에서 결정된 기타 외국통화환율을 이용하여 계산하고 있다. 이러한 기준 환율은 환율결정의 기준이라기보다는 제3통화에 대한 재정환율의 산정, 외국환은행의 대고객 매매율 및 한국은행의 외국환평형기금 등과의 거래에 적용되는 기준율, NDF 결제환율 그리고 회계적 기준 환율로 이용되고, 환율변동의 수준을 표시하는 하나의 지수라는 정도의 의미를 갖는 데 불과하게 되었다.

당시의 우리나라의 환율은 실수요거래에 의해 결정되었는데 이러한 실수요거래를 다시 국제수지표에 따라 경상거래와 자본거래로 구분해서 볼 수 있다. 경상거래에서 우리나라가 적자를 보고 있다면 (상품수입등을 위한) 외화의 수요가 (상품수출 등에 의한) 공급을 초과하게 되므로 환율을 상승시키는 힘으로 작용하게 된다.

환율이 상승하게 되면 일반적으로는 수출은 촉진되고 수입은 억제되어 국제수지가 균형을 찾아가는 자동적인 조정이 이루어질 것이다. 자본거래 내에서는 우리나라 기업들이 해외에서 차입하는 자금, 우리나라 증권시장에 대한 해외로부터의 투자자금, 그리고 외국인 직접투자 등에 의해 외화의 공급이 이루어지는 반면, 한국 기업들의 해외직접투자와 외채상환 등에 의해 외화에 대한 수요가 결정된다.

10) 앞 글 , p. 101.

만약 자본계정에서 외화의 공급이 수요를 초과하게 되면 무역수지가 적자인 상황에서 환율은 하락할 수 있고 그래서 무역수지의 불균형을 해소하는 데 장애가 될 수 있다. 이런 경우 일반적으로 외화초과분을 흡수하기 위해 외환시장에 개입하게 된다. 1999년 4월부터 외환거래 자유화가 실시되면서 이와 같은 실수요자 위주의 외환거래체계가 크게 변하게 되었다. 앞으로는 시장기능을 더욱 강화시켜 궁극적으로 기준 환율이 없고 기타 통화의 환율도 국내시장에서 결정되는 선진국형의 자유변동환율제도로 이행해 나가도록 해야 할 것이다.¹¹⁾

11) 최생림 (2003). 「외환론」 (박영사), P.43

Ⅲ. 이론적 배경 및 선행연구 고찰

1. 실질환율과 구매력 평가설

환율이란 자기나라 통화와 외국통화간의 교환비율 즉 두 나라 통화간의 상대적 가치를 나타낸다. 따라서 환율도 재화의 가격과 마찬가지로 하나의 가격을 말한다.

환율은 외환시장에서 외환의 수요와 공급에 의해 결정되며 또한 환율은 대외 충격이 국내로 파급되는 경로 중 하나이기도 하다.

환율을 자기 나라 통화의 단위로 표현한 외국통화의 가격으로 정의할 때, 환율이 오르게 되면 외국 통화의 가치가 상대적으로 오르고 국내 통화의 가치가 상대적으로 하락하는데 이와 같은 경우를 환율절하(depreciation)라고 한다. 반면에 환율이 내릴 경우에는 외국통화의 가치가 하락하고 국내 통화의 가치가 상대적으로 오르는데 이와 같은 경우를 환율절상(appreciation)이라 한다.

이것을 미국 달러와 원화의 교환비율 즉 대미 달러환율을 가지고 설명해 보자. 환율이 오르게 되면 (1달러 1,000원에서 1,100원으로 상승) 외국통화(달러)의 가치가 상대적으로 오르고 국내통화(원)의 가치가 상대적으로 하락하는데 이와 같은 경우를 환율절하(depreciation)라고 한다.

반면에 환율이 내릴 경우에 (1달러 1,000에서 990원으로 하락) 외국통화(달러)의 가치가 상대적으로 떨어지고 국내 통화(원)의 가치가 상대적으로 오르는데 이와 같은 경우를 환율절상(appreciation)이라 한다. 환율의 변동은 국가 경제에 영향을 미치기도 하는데 일반적으로 원화환율이 상승하게 되면 경상수지가 개선된다. 수출기업은 수출의 대가로 같은 금액의 외환을 받더라도 원화로 더 많은 금액을 얻게 되어 수출단가를 낮출 수 있게 되어 더 많은 물량을 수출할 수 있게 된다.

반대로 수입기업의 경우 환율 상승 시에 원화로 지불해야 할 금액이 늘어나게 되어 수입을 줄이게 된다. 이렇게 원화 표시 달러 환율이 상승하게 되면 수출이 증가하고 수입이 줄어들어 국내생산이 증대되고 고용이 확대됨으로써 경제성장을 촉진하는 결과를 가져온다.

그러나 원화환율이 상승하게 되면 원자재나 부품 등을 수입하는 경우에 더 많은 원화가 필요하므로 기업의 생산원가가 상승하고 이로 인하여 국내물가의 상승을 야기한다. 따라서 우리나라처럼 수입의존도가 높은 나라의 경우에 이러한 환율변동이 물가에 미치는 영향은 크다는 것을 알 수 있다. 또한 환율의 상승은 기업이나 금융기관의 외채상환부담을 커지게 하여 동일한 금액의 외채를 갚기 위해서 더 많은 양의 원화가 필요하다.

명목환율은 우리가 지금까지 사용해 온 환율을 지칭하는데 구체적으로는 외환의 국내통화가격으로써 외환당국이 외환시장에 고시하는 이종통화간의 교환비율을 말한다. 일반적으로 2국통화간의 환율은 명목환율을 나타내며 특별한 언급이 없는 한 환율이라고 하면 명목환율을 지칭한다. 예를 들어 원화의 대미달러화 환율(₩/\$), 달러화의 대 파운드화 환율(\$/£), 엔화의 대미달러화 환율(¥/\$) 등은 모두 명목환율이다.

이에 대해 실질환율은 2국 통화간의 명목환율을 자국의 상대 물가지수(P/P^*)로 나눈 환율 ($E/(P/P^*)$)을 말한다. 여기서 E 는 명목환율을 P 는 국내물가수준을 P^* 는 상대국의 물가수준을 각각 나타낸다. 따라서 실질환율은 다음 식과 같이 표시된다.

$$q = \frac{EP^*}{P}$$

실질환율은 명목환율과 상대 물가수준의 변동을 감안한 자국 상품의 가격경쟁력을 측정해준다. 지금 P 나 P^* 가 지수가 아니고 상품의 절대가격으로 표시되었다고 하면 EP^* 는 환율에 외국상품의 가격을 곱한 것이므로 외국상품의 자국통화표시가격과 같다. EP^* 를 국내가격(P)로 나눈 EP^*/P 는 자국통화표시의 외국

및 국내 상품가격간의 비율, 즉 자국통화표시 외국상품의 상대가격을 나타낸다. 이와 같이 위에 정의된 실질환율은 국내 상품 바구니(Domestic Commodity Basket)의 수량으로 표현한 해외 상품 바구니(Foreign Commodity Basket)의 상대가격을 말한다.

지금 실질환율(EP^*/P)이 상승했다고 가정하면 국내 상품가격보다 외국상품가격이 상대적으로 비싸졌으므로 외국상품의 수입은 감소할 것이고 국내 상품의 수출은 증가할 것이다. 이와 같은 실질환율의 개념은 후에 국제수지결정 모형에서 대단히 중요한 변수로서 역할을 한다.

또한, 실질환율은 자국의 수출경쟁력을 나타내는 지표로 활용되기도 한다. 예를 들어 E 가 \bar{P} 인 상태에서 실질환율이 하락(자국통화의 절상)하게 되면 세계 재화시장에서 우리나라 재화의 가격이 상대적으로 비싸져서 가격경쟁력이 떨어진 것을 의미하고 반대로 실질환율이 상승하면 국내 재화가격이 내려가서 가격경쟁력이 높아졌음을 의미한다.

한편, 구매력 평가설(Theory of Purchasing Power Parity) 이 성립할 경우 실질환율 ($q = \frac{EP^*}{P}$)은 변동하지 않는다. 이 경우 $P = EP^*$ 이므로 실질환율은 일정한 값 상수가 되며 이는 상대적 구매력평가가 성립하는 것을 의미한다. 명목환율의 변동은 두 나라의 인플레이션을 그대로 반영하면 실질환율은 변동하지 않고 일정한 상수 값을 가지게 되며 따라서 구매력평가가 성립하지 않는다는 것은 실질환율이 변동함을 의미한다.¹²⁾

또한 구매력평가가 성립하면 실질환율은 안정적인 시계열이 되며 균형수준을 벗어나더라도 다시 균형수준으로 돌아오게 된다. 이러한 실질환율이 장기적으로 변하는 이유로 비교역재의 존재인데 여기서는 기타 다른 요인을 배제하고 이를 가정하여 구매력 평가설을 살펴보자.

12) 콕테운 (2010). 「현대국제금융론」 (박영사), p.190

구매력 평가설이란 물가수준과 환율간의 장기적 관계를 설명하는 이론으로 자국 통화 1단위를 가지고 자국의 상품 바구니를 구매할 때의 구매력이나 자국 통화 1단위를 해외통화 단위로 바꾸어 해외의 상품바구니를 살 때의 구매력이 같아야 한다는 것을 말한다.

$$1/P = (1/E)/P^*$$

여기서 왼 쪽 항은 자국 통화 1단위의 자국 상품 구매력을 나타내고 있고, 오른 쪽 항은 자국 통화 1단위를 해외통화 단위로 바꾸어 해외의 상품바구니를 살 때의 구매력을 나타내고 있다. 이러한 관계식을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E = \frac{P}{P^*} \text{ 또는 } P = EP^*$$

위에 주어진 식을 우리는 절대적 구매력 평가설(Absolute Purchasing Parity)이라고 부른다. 이와 같이 절대적 구매력 평가설이 성립할 경우 실질환율은 1이 된다.

이러한 절대적 구매력 평가설은 동종 동질의 상품에 대해 장기적으로 일물일가의 법칙이 성립된다는 가정을 전제로 하고 있다. 그런데 현실적으로는 절대적 구매력 평가설이 성립하느냐 하는 문제가 제기된다. 선진국들에 대한 많은 실증검증에 따르면 절대적 구매력평가는 단기적으로는 성립되지 않는다는 주장이 지배적이다.¹³⁾ 그 첫 번째 이유로 비교역재, 수송비, 관세 등의 존재로 인해 양국 간에 절대가격의 차이가 발생하기 때문이다.

예를 들어 비교역재가 존재하는 경우 원래 환율은 양국의 교역재간에 교환비율인데 대해 일반물가수준은 교역재와 비교역재를 포함한 가격이기 때문이다.

비교역재의 존재 등으로 양국 간에 절대가격의 차이가 존재하는 경우에도 가격 변동률은 일정한 수준에서 안정적인 관계를 유지하는 경우가 많기 때문에 양국 간 재화의 물가변동률차이에 의해 환율을 절대수준이 아닌 변동률로써 설명하려

13) 구매력평가설에 대한 실증검증하기 위하여 일물일가법칙에 성립여부를 검증한 논문으로는 Rogoff(1996)와 Engel and Rogers(1995)논문을 참고하기 바람. 이 논문에서 단기에는 성립하지 않음을 확인하였다.

는 이론이 상대적 구매력 평가설이다.

보다 정교한 상대적 구매력 평가 이론은 일정기간 동안의 환율변화는 같은 기간 동안 양국의 상대적 물가수준이 변화에 비례한다는 것이다. 예를 들어 기준기간으로부터 1기 사이에 외국의 일반물가수준은 변하지 않는 반면 국내의 일반물가수준이 50% 상승했을 때 상대적 구매력 평가설에 따르면 (외국통화1단위당 국내통화 표시 가격으로 정의된) 1기의 환율은 기준기간과 비교하여 50% 더 높아야 (즉 국내통화의 가치는 50%평가 하락해야)한다.

절대적 구매력평가 이론이 성립하면 상대적 구매력평가 이론도 성립하지만, 상대적 구매력 평가 이론이 성립한다고 해서 절대적 구매력평가 이론이 반드시 성립하지는 않는다. 예컨대 자본이동과 수송비 및 국제무역의 자유로운 흐름에 대한 기타 장애와 정부의 개입정책 등의 요인 때문에 절대적 구매력평가 이론은 성립하지 않지만, 이러한 요인들이 변화만 보는 경우에 상대적 구매력평가 이론은 타당할 수 있다.

2. 실질환율 결정모형: 발라사 사무엘슨의 생산성 접근(Balassa Samuelson Productivity Approach)

실질환율은 국내 상품 바구니(Domestic Commodity Basket)의 수량으로 표현한 해외 상품 바구니(Foreign Commodity Basket)의 상대가격(Relative Price)이다. 따라서 통화량 변동 및 화폐수요와 같은 명목충격은 가격이 경직적인 단기에서는 실질환율의 변동에 영향을 미치지만 장기적으로는 이러한 충격은 소멸되어 실질환율에 영향을 미칠 수 없다.¹⁴⁾

따라서 단기 또는 장기에 실질환율에 영향을 미치는 변수는 생산성 충격과 같은 실질충격(Real Shock)이다.

발라사 사무엘슨의 가설은 교역재 부문과 비교역재부문의 생산성 차이로 인하여 부국의 물가가 빈국보다 더 높다는 사실을 설명하고자 하는 가설이다.

14) 실질환율의 상사(Overshooting) 현상에 대해서는 Rudiger Dornbusch의 논문 "Expectations and Exchange Rate Dynamics"(1976, Journal of Political Economy)을 참조하기 바람.

다시 말해서 노동생산성의 국제적 격차가 국제적인 물가수준의 격차를 가져오는 이유에 대해서 증명하고 있다.

교역재 부문의 치열한 경쟁으로 인하여 생산성 증가율이 비교역재보다 높고 이러한 생산성 증가는 교역재 부문의 임금상승을 일으키는 원인이 되며 이는 비교역재부문으로 전파되어 비교역재부문의 임금상승을 가져오게 된다.

즉 교역재 부문에서 시작된 임금상승이 비교역재 부문으로 확산되고 이는 경제 전체의 임금상승을 초래하게 되는 결과를 가져오는 것이다. 그러나 임금이 상승하더라도 교역재 가격은 일물일가법칙이 성립하여 변동하지 않는다. 반면에 비교역재는 일물일가의 법칙이 성립하지 않기 때문에 가격이 상승하게 된다. 이는 비교역재의 상대가격의 상승을 일으키며 경제전체의 물가수준(CPI)은 교역재와 비교역재 가격의 합이므로 이러한 비교역재 가격의 상승은 경제전체의 물가상승을 가져온다.

그러나 부국의 경우 교역재 부문의 노동생산성이 높아 경제성장률이 높다. 따라서 부국에서는 물가수준이 빈국에 비해 더 높기 때문에 실질환율의 지속적인 하락을 가져오게 된다.¹⁵⁾ 다시 말해서 한 경제내에서 교역재 산업의 기술발전은 교역재산업에서의 노동수요를 증가시키고 그 산업에서의 임금수준을 상승시키게 된다. 산업간 노동이동이 자유롭다면 산업 간 임금수준은 평준화 될 것이나 산업 간 임금수준이 동일하게 되기 위해서는 비교역재 산업에서의 생산기술수준이 불변이므로 비교역재의 가격이 교역재 가격에 비하여 상대적으로 증가해야 함을 의미한다. 이러한 산업간 물가수준의 격차가 상대적으로 교역재 산업에서 빠르게 성장을 보이고 있는 국가들이 경험하는 실질환율절상현상을 설명할 수 있는 것이다.¹⁶⁾

이러한 경제의 생산측면에 초점을 맞추면서, Obstfeld(1993)와 Jin-ock Kim · Gi-Choon Kang(2013)이 제시한 방법론을 따라 실질환율의 결정모형을 살펴보자.¹⁷⁾ 모형의 주요 가정은 다음과 같다.

15) 광태운 (2010). 「현대국제금융론」 (박영사) , pp.119~120

16) 김영일, “실질환율에서의 Balassa-Samuelson 효과분석”, 「관세학회지」 제11권제2호, 2010, p.156

17) 생산성 접근을 통한 실질환율의 결정 모형에 관한 연구들로는 Blassa(1964), Hsieh(1982), 그리고 Yoshikawa(1990) 등이 있다.

1) 경제는 두 개의 부문, 즉 교역재(Tradable Goods)부문과 비교역재(Nontradable Goods) 부문으로 구성되어 있고 교역재의 가격은 국제시장에서 결정되고 비교역재의 가격은 국내시장에서 결정된다. 즉 이 나라는 소규모 개방경제(Small Open Economy)이다.

2) 양 부문의 생산에 노동과 자본이 생산요소로 투입되고, 교역재 1단위를 양 부문의 생산을 위하여 장치된 자본으로 변형하는데 소요되는 비용은 0(Zero)이다.

3) 자본은 국제적으로 이동이 가능하고 노동은 국제적 이동이 불가능하며 국내의 양 부문 간에 이동이 가능하다.

4) 국내의 노동력의 증가속도는 “n”이다. 즉, $\hat{L}(t) = n$.¹⁸⁾

노동력 “L”이 양 부문에 완전하게 고용되어야 하므로 다음 관계식을 만족해야 된다.

$$L = L_T + L_N \text{ -----1)}$$

여기서 L_T 는 교역재 부문에 고용된 노동력을 나타내고, L_N 은 비교역재 부문에 고용된 노동력을 나타낸다.

노동은 국가 간 이동이 불가능하지만 한 경제 안의 산업 간에는 자유롭게 이동 가능하다. 산업 간 자유로운 노동의 이동은 노동자들이 한 경제 안의 어느 산업에서나 동일한 임금 w 를 획득하도록 한다.

교역재의 한 단위는 아무 비용 없이 한 단위의 자본으로 전환될 수 있고 거꾸로 자본에서 교역재로의 전환도 비용없이 가능하다고 가정한다. 국가 간 완전 자본이동성의 가정은 국내 실질이자율을 세계실질이자율 r 과 동일하게 한다.

교역재 부문 생산함수(Y_T)와 비교역재 부문의 생산함수(Y_N)가 다음과 같이 주어진다.

18) 여기서 “hat” 기호는 변화율을 가리킨다. 또한 이 기호는 앞으로 소개되는 모형에서 동일한 의미로 사용되고 있다.

$$Y_T = \theta_T K_T^\alpha L_T^{1-\alpha} \equiv \theta_T L_T f(K_T/L_T) \equiv \theta_T L_T k_T^\alpha \quad \text{-----2)}$$

$$Y_N = \theta_N K_N^\beta L_N^{1-\beta} \equiv \theta_N L_N g(K_N/L_N) \equiv \theta_N L_N k_N^\beta \quad \text{-----3)}$$

여기서 θ_T 는 교역부문의 기술적 매개변수이고 θ_N 는 비교역재 부문의 기술적 매개변수이다. k_T 와 k_N 은 각각 교역재 부문과 비교역재 부문의 자본-노동 비율이다. 즉, $k_T \equiv K_T/L_T$, $k_N \equiv K_N/L_N$ 이다.

교역재 부문에서 국가 사이에 일물일가의 법칙이 성립할 때 자국(Home Country) 경제가 소규모 개방경제라면 실질환율은 자국의 교역재의 수량으로 평가한 비교역재의 상대가격으로 나타낼 수 있다. 물론 여기서 실질환율은 지금까지 정의해 온 실질환율의 역수로 정의되고 있다.¹⁹⁾

소규모 개방경제에서 교역재의 단위로 표현된 이자율은 매개 변수적인 수익률(Parametric Rate of Return)으로 나타내지고 어떤 주어진 상수가 된다. 양 부문에서 경쟁적인 시장에서 생산자들이 자본을 고용하는 수익극대화 조건은 다음과 같이 주어진다.

$$r = \theta_T f'(k_T) = \theta_T \alpha k_T^{\alpha-1} \quad \text{----- 4)}$$

$$r = q \theta_N g'(k_N) = q \theta_N \beta k_N^{\beta-1} \quad \text{-----5)}$$

방정식 4)에 의해서 교역재 부문의 자본-노동 비율 k_T 는 자본의 수익률 "r", 기술적 매개 변수 θ_T 그리고 α 의 함수로 표현될 수 있다. 이렇게 결정된 k_T 가 주어진 상태에서 임금률 "w"는 교역재 부문에서 노동의 한계생산성에 의해 결정된다.

19) 실질환율 "q"를 다음과 같이 정의해 보자. $q = p/ep^*$. $p = p_T^\alpha p_N^{1-\alpha}$, $p^* = p_T^* \alpha p_N^*^{1-\alpha}$.

여기서 p_T = 교역재의 국내 가격, p_N =비교역재의 국내 가격, p_T^* =교역재의 해외가격, p_N^* =비교역재의 해외가격, e는 환율을 나타낸다. 교역재 부문의 일물일가의 법칙을 적용하면 실질환율을 다음과 같이 정의할 수 있다. $q = (p_N/p_T^*)^\alpha$. 자국이 소규모의 개방경제일 경우 해외의 교역재 가격은 어떤 주어진 상수로 취급되어 실질환율 "q"는 국내 비교역재의 증가함수로 표현된다.

$$w = \theta_T [f(k_T) - f'(k_T)k_T] = \theta_T(1 - \alpha)k_T^\alpha = (1 - \alpha)\theta_T^{\frac{1}{1-\alpha}}(\alpha/r)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad \text{-----6)}$$

자본의 수익률 “r”이 국제 시장에서 주어진 상태에서 임금률 “w”는 교역재 부문의 생산성에 의해 결정된다. 이러한 결과는 비교역재 부문에서의 생산 전문화를 배제하고 있다. 경제는 원칙적으로 비교역재 부문의 생산에 전문화 할 수 있다.

이 경우 교역재의 소비는 해외의 자산을 처분함으로써 가능하다. 하지만 이러한 경우를 배제하고 비교역재의 상대가격인 실질환율의 장기 균형 값을 도출해 보자. 비교역재 부문의 장기적 경쟁조건은 다음과 같다.

$$q\theta_N g(k_N) = rk_N + w \quad \text{-----7)}$$

방정식 5)로부터 우리는 k_N 을 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$k_N = (r/q\theta_N\beta)^{\frac{1}{\beta-1}} \quad \text{-----8)}$$

위에 주어진 임금률 “w”와 k_N 을 방정식 7)에 대입하면 다음과 같이 실질환율을 도출할 수 있다.

$$q(t) = xr^{\frac{\beta-\alpha}{1-\alpha}} \theta_T(t)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha}} \theta_N(t)^{-1} \quad \text{-----9)}$$

여기서 x 는 매개변수 α 와 β 의 함수로 고정된 값이다.

방정식 9)에 로그를 취하고 시간 “t”에 대해서 미분하면 다음과 같은 방정식을 도출할 수 있다.

$$\hat{q} = \frac{1-\beta}{1-\alpha} \hat{\theta}_T - \hat{\theta}_N \quad \text{-----10)}$$

실질환율을 확률적 교란항의 함수로 표현하기 위하여 비교역재의 생산성 θ_N 이 다음과 같은 확률적 프로세스(Stochastic Process)를 따른다고 하자.

$$\theta_N(t) = \kappa e^{\hat{\theta}_N t - z(t)} \quad \text{-----11)}$$

여기서 κ 는 상수이고, $z(t)$ 는 비교역재 부분의 역의 생산충격을 나타내는 확률 변수이고, t 는 확정적 시간 추세이다.

비교역재의 생산성 θ_N 이 확률적 프로세스를 따를 경우, 방정식 9)의 실질환율을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$q(t) = (x/\kappa) r^{\frac{\beta-\alpha}{1-\alpha}} \theta_T(t)^{\frac{1-\beta}{1-\alpha}} e^{-[\hat{\theta}_N t - z(t)]} \quad \text{-----12)}$$

방정식 12)에 로그를 취하면 다음 방정식을 도출할 수 있다.

$$\ln q(t) = \ln(x/\kappa) + \ln r^{\frac{\beta-\alpha}{1-\alpha}} + \frac{1-\beta}{1-\alpha} \ln \theta_T(t) - \hat{\theta}_N t + z(t) \quad \text{-----13)}$$

$\ln \theta_T(t)$ 를 1차 테일러 확장하여 위에 주어진 식을 정리하면 다음과 같은 방정식을 도출할 수 있다.

$$\ln q(t) = [(1-\phi)\gamma + \phi\mu] + \mu(1-\phi)t + \phi \ln q(t-1) + \varepsilon(t) \quad \text{-----14)}$$

위에 주어진 확률적 프로세스는 ϕ 가 1보다 작을 경우 추세 안정적(Trend Stationary)이 된다. 반면에 ϕ 가 1이면 실질환율은 임의 보행(Random Walk)을

따르고, 이 경우 방정식 14)는 다음과 같이 나타내진다.

$$\ln q(t) = \mu + \ln q(t-1) + \varepsilon(t) \text{ -----15)}$$

한편, 이자율과 환율의 관계는 일반적으로 실질이자율평형조건으로 설명 할 수 있다.

3. 실질이자율평형조건 (Real Interest Parity Condition)

일반적으로 외환시장은 외환에 대한 수요와 공급이 일치할 때 균형을 이룬다. 다시 말해 모든 외환(외환자산)의 예상수익률이 동일 할 때 외환시장의 균형이 이루어진다. 동일 통화단위로 측정한 두 통화의 예상수익률이 반드시 동일해야 한다는 조건을 이자율평형조건이라고 한다. 따라서 이자율평형조건이 성립하면 외환시장의 균형이 이루어진다.

다시 말해서 국내외 금융자산 간 금리재정거래의 결과 국내자산에 대한 투자수익률과 해외자산의 투자수익률이 같아지는 내외금리와 환율 간의 균형을 설명하는 이론이다. 즉 동일한 금융상품은 완전한 금융시장을 가정할 때 국제적으로 동일한 가격 동일한 금리를 가지게 된다는 것을 전제로 한다. 만약 동일한 상품에 대하여 국가 간의 가격이 서로 다르게 된다면 차익거래가 일어나게 되고 그 결과로 금융상품의 가격과 환율이 변화하여 궁극적으로 차익거래가 발생하지 않는 균형을 이루게 된다는 것이다.²⁰⁾

예를 들어 원화와 달러화의 예상수익률을 비교했을 때 원화의 이자율이 10%, 달러화의 이자율이 5%, 달러화에 대한 원화의 예상절하율이 10%인 경우 달러화의 예상수익률 15% 원화의 예상수익률(10%)보다 높기 때문에 달러화에 대한 수요는 늘고 원화에 대한 수요는 감소하여 외환시장에서 달러화의 초과수요 원화의 초과공급이 발생할 것이다.

20) 차철호 · 이종철 (2000) 「글로벌시대의 국제금융론」 (형설출판사), pp.104~106

자국의 이자율과 해외의 이자율 그리고 환율에 대한 기대 값이 주어진 상태에서는 다음과 같은 유 위험 이자율 평형조건 (Uncovered Interest Parity Condition) 으로부터 도출할 수 있다.

이때 환율을 제외한 다른 변수들은 외생변수로 주어져있다.

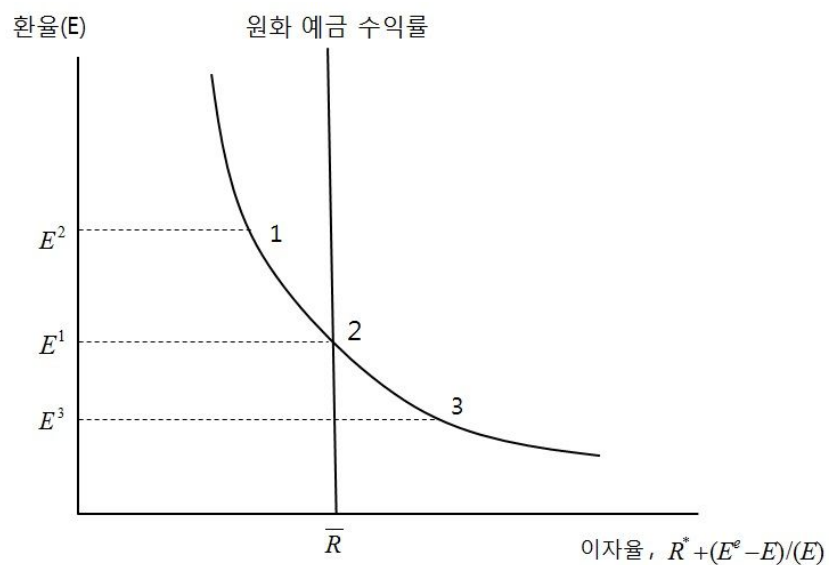
$$R = R^* + \frac{E^e - E}{E} \quad \text{-----16)}$$

이처럼 원화와 달러화의 예상수익률이 동일하게 될 때 두 통화의 예상수익률이 동일하여 이자율평형조건이 성립하면 특정 통화에 대한 초과수요나 초과공급이 발생하지 않게 되어 외환시장은 균형을 유지하게 된다.

이 식에서 알 수 있듯이 이자율평형조건에서는 이자율과 환율이 역의 관계를 가지게 된다.

이러한 이자율평형조건이 외환시장에서 어떻게 성립되어 가는지 < 그림 1 >을 통해 다음과 같이 살펴 볼 수 있다.

< 그림 1 > 외환시장의 균형



위 그림에서 환율이 E^2 이라고 할 때 E^2 에 상응하는 달러화 표시 예금수익률보다 원화표시 예금 수익률이 더 높다. 이 때에 아무도 달러화 표시 예금을 하지 않을 것이다. 원화표시 예금수요만 외환시장에 있게 된다. 투자자들이 달러화 예금을 포기하고 원화예금을 가지려고 하기 때문에 원화의 가치는 상승하고 달러화의 가치는 하락한다. 이와 같이 환율 하락 압력이 발생하여 환율은 E^1 이 된다.

따라서 이자율 평형조건이 유지될 때 외환시장은 균형을 이루게 된다. 즉 국내 이자율 R 이 외국이자율 R^* 에 환율의 기대절하율 $(E^e - E)/E$ 를 합한 것과 같을 때를 말한다.

이때 환율이 E^0 에 고정되어 있고 시장참여자가 고정되어 있을 것으로 예상한다면 국내통화의 기대절하율은 영이 되고 이자율 평형조건은 $R = R^*$ 일 경우에만 E^0 가 현재의 균형환율이 된다는 것을 의미한다. 외환시장 참가자들은 환율이 변하지 않을 것으로 예상하기 때문에 두 이자율이 같을 때에만 공급된 국내예금과 외화예금을 보유하는 것에 만족한다. 환율이 영구히 E^0 에 고정된 상태에서 외환시장이 균형을 이루기 위해서는 중앙은행은 R 이 R^* 와 동일하게 유지해야 함을 나타낸다.²¹⁾

한편 실질이자율은 소비측면에서 매우 중요하다. 통화의 평가절상(평가절하)은 실질이자율을 상승(하락)시키는 요인이 된다. 반면에 교역재의 상대적인 소비의 증가(감소)를 야기 시킨다. 그러나 자국의 금리는 세계적으로 일정하게 주어진다. 는 의미에서 소국인 경우 해당되지 않는다.

또한 실질이자율은 전체적으로 생산측면에서 주어진다. 이점을 염두에 두었을 때 우리는 지금 이러한 실질이자율의 동태를 분석하기 위해 명목요인에 대한 강조가 필요하다. 이에 명목이자율평형조건에 대해 먼저 살펴 볼 필요성이 있다.

명목이자율평형조건이란 국가 간 명목이자율의 차이가 명목환율의 예상변화율과 같다는 것이다. 이에 따라 실질이자율평형조건도 마찬가지로 국가 간 예상실질이자율의 차이가 실질환율의 예상변화율과 같은 것을 의미하는 것이다.

21) 김진옥 (2012). 「국제경제학」 (제주물산업인재양성센터), pp.177~178

한편 예상실질이자율은 명목이자율에서 예상인플레이션을 뺀 것으로 다음과 같이 나타낼 수 있는데,

$$\begin{aligned} r_e &= R - \pi_e & \text{-----17)} \\ r_e^* &= R - \pi_e^* \end{aligned}$$

여기서 양국 간 예상실질이자율의 차이는 다음의 식으로 나타낼 수 있다.

$$r_e - r_e^* = (R - \pi_e) - (R^* - \pi_e^*) \text{-----18)}$$

여기에 $R - R^* = [q^e - q/q] + (\pi_e - \pi_e^*)$ 식을 다음의 식으로 나타내어

$$(R - \pi_e) - (R^* - \pi_e^*) = (q^e - q)/q \text{-----19)}$$

위 식과 결합하면 다음과 같은 실질이자율평형조건을 도출 할 수 있다.

$$r_e - r_e^* = (q^e - q)/q \text{-----20)}$$

이렇듯 실질이자율평형조건은 명목이자율평형조건으로부터 도출되었으므로 커버되지 않은 명목 이자율평형조건은 커버되지 않은 실질이자율 평형조건을 함축한다.

매 기간마다 주어지는 명목이자율평형조건은 다음과 같다.

$$i(t) = i(t)^* + [E(e(t+1)|I(t)) - e(t)]/e(t) \text{-----21)}$$

$i(t)$ 는 자국 명목이자율, $i(t)^*$ 는 외국 이자율 $e(t)$ 는 환율 E 는 기대 연산

$I(t)$ 는 t시점에서 사용할 수 있는 정보를 각각 나타낸다.

식 21)의 양 변에서 자국과 해외경제의 인플레이션의 격차를 빼 주어 다음과 같이 실질환율의 평형조건을 도출해 보자.

$$i(t) - [E(\pi(t+1)|I(t)) - E(\pi^*(t+1)|I(t))] = i(t)^* - [E(\pi(t+1)|I(t)) - E(\pi^*(t+1)|I(t))] + [E(e(t+1)|I(t)) - e(t)]/e(t)$$

$$\Rightarrow i(t) - [E(\pi(t+1)|I(t))] = [i^*(t) - E(\pi^*(t+1)|I(t))] + [E(e(t+1)|I(t)) - e(t)]/e(t) + E(\pi^*(t+1)|I(t)) - E(\pi(t+1)|I(t))$$

$$\Rightarrow r(t) = r^*(t) + \ln E(q^{-1}(t+1)|I(t)) - \ln q^{-1}(t)$$

여기서,

$$\ln E(q^{-1}(t+1)|I(t)) - \ln q^{-1}(t) = [E(e(t+1)|I(t)) - e] \quad 22)$$

$$+ E(\pi^*(t+1)|I(t)) - E(\pi(t+1)|I(t)),$$

$$r(t) = i(t) - E(\pi(t+1)|I(t)), \quad r^*(t) = i^*(t) - E(\pi^*(t+1)|I(t))$$

실질이자율 평형 조건에 의하면 자국의 실질이자율이 상승할 때 자국의 통화 가치가 실질적으로 상승하는 것을 내포하고 있다. 물론 이것이 성립하기 위해서는 현재의 정보집합이 주어진 상태에서 실질환율의 미래의 기대치가 주어졌다는 것이 전제되어 있다.

구매력평가가 성립하면 예상실질환율의 상승률은 ($q^e = 0$) 0이 되므로 실질이자율의 격차는 0이 되고 두 나라의 실질이자율은 같아지게 된다.

22) $q^{-1}(t) = ep^*/p$,
 $d \ln q^{-1}(t)/dt = \frac{dq^{-1}(t)/dt}{q^{-1}(t)} = \frac{E(q^{-1}(t+1)|I(t)) - q^{-1}(t)}{q^{-1}(t)} = \ln E(q^{-1}(t+1)|I(t)) - \ln q^{-1}(t)$ 그리고
 $d \ln q^{-1}(t)/dt = [E(e(t+1)|I(t)) - e(t)]/e(t) + E(\pi^*(t+1)|I(t)) - E(\pi(t+1)|I(t)).$

구매력 평가가 성립하면 $r - r^* = 0$ 이 되고 이것은 즉 국내실질이자율과 해외실질이자율은 같아지고 실질이자율평가가 성립함을 의미한다.

이러한 실질이자율 평가의 성립여부는 자본이동의 정도를 측정하는 하나의 방법이 될 수 있다.

만일 국제자본이동이 완전하면 자본은 국내수익률과 해외수익률이 같아질 때까지 이동할 것이며 이때 실질이자율 평가가 성립할 것이므로 실질환율의 변동성을 국제자본이동의 척도로 사용 할 수 있을 것이다. 즉 국제자본이동의 정도는 바로 실질환율의 변동성을 분석해 보면 알 수 있을 것이다.

4. 선행연구 검토

1) 환율결정이론에 관한 선행연구 검토 (환율변동)

환율과 여러 거시경제변수 간의 분석을 통한 환율의 움직임과 예측에 관한 연구는 이전에도 많이 있어 왔다.

신동백(2003)은 안정적인 환율정책의 운용과 환위험을 극소화 하고 국제자본유입을 극대화하기 위해 환율변동이 어떠한 형태를 띠고 있으며 또한 결정요인은 무엇인가에 대해 분석하기 위해 원/달러 환율을 미리 예측하고 시계열 자료 분석을 통해 구매력 평가설과 국제피셔효과 이론의 성립여부를 검증하고 이러한 이론을 바탕으로 환율에 미치는 요인을 분석해내어 원/달러 환율을 예측해보고자 하였다. 그 결과 환율에 직접적으로 영향을 미치는 변수로 KOSPI와 T-bill을 선별해 내었고 이 변수들과 회귀식을 도출하여 환율의 예측값을 도출해내었다.

김명기·문소양(1998)은 금융외환시장의 불확실성을 나타내는 환율, 금리, 주가 등의 변동성을 추정하고 추정된 변동성과 각 변수들간의 서로 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 이를 위해 VAR모형을 이용하였는데 그 결과 외환위기 이전시기에 환율은 장기적으로 주가나 금리보다 주식 및 외환시장의 불확실성에 더 큰 영향을 받고 금리는 장기적으로 환율과 주가에 영향을 미치는 것이 아니라 주가

와 환율의 변화로부터 영향을 받고 있었으며 이는 고금리정책이 시장의 안정과 환율하락에 어느정도 기여하였을 것으로 기대되나 그 효과는 크지 않는 것으로 판단했다.

2) 실질환율의 성립여부 검증에 관한 선행연구 검토 (환율과 이자율의 관계)

변영환(1997)은 실질환율과 실질이자율간의 관계를 분석하는 기존의 가정을 벗어나 위험중립성을 가정하고 이를 근거로 장단기이자율의 만기구조를 실질환율의 변동을 설명하고자 하였다.

영국, 독일, 캐나다, 일본, 프랑스, 스위스, 이탈리아의 대미환율과 대미 장단기 이자율차이를 이용하여 실증적으로 검증한 Meese and Rogoff(1998)의 모형을 확장시켜 장단기 실질이자율을 동시에 포함시킨 모형을 사용하였고 공적분검정 결과 실질이자율의 차이가 장단기이자율을 동시에 고려하였을 때 실질환율과 장기적인 관계가 있는 것으로 나타났다.

엄상민(2013)은 대다수 개방경제거시모형에서 환율의 움직임은 유위험 금리평형 조건을 따라 결정되는 것으로 가정하고 이에 금리변동에 따른 환율의 반응도 UIP조건에 의해 설명되는데 이러한 조건이 성립하는지 여부를 기존의 연구에서 사용된 다양한 방법론을 우리나라에 적용하여 우리나라 UIP조건이 성립여부를 검증하고 그 원인 및 특징을 파악하고자 하였다. 비선형모형인 평활전환회귀모형을 통해 검증해본 결과 평균적으로 우리나라의 경우 UIP조건이 성립한다는 증거는 장기 및 단기 모두에서 찾기 어려웠으며 환율기대도 합리적 기대를 따르지 않는 것으로 나타났다.

김근영(2010)은 통화정책의 유효성에 큰 영향을 주는 금리와 환율간의 관계를 환율과 내외금리차가 부(-)의 관계를 갖는 UIP퍼즐현상²³⁾이 반영될 수 있도록 환율동학에 대한 다양한 기대를 도입한 후 국제금융시장의 경색충격이 발생할 때 통화정책의 이론적 함의가 어떻게 달라지는지 분석하였다.

분석결과 시장참가자들의 기대에 따라 바람직한 통화정책 기조가 달라질 수 있음을 발견하였다. 시장참가자들이 미래환율이 현재의 추세를 지속할 것으로 예상

23) 실제 데이터를 이용한 실증분석에서 UIP 추정계수가 이론적 예측과 달리 음(-)의 값을 가지는 현상을 UIP퍼즐이라고 한다.

하는 추세편승형 기대를 따르거나 현재의 환율을 감안하여 과거 예측오류를 수정해 나가는 적응적 기대를 따를 경우에 금리와 환율간 안정적인 UIP조건이 성립하는 경우에 비해 산출갭에 대한 대응을 강화하는 것이 바람직한 것으로 나타났다.

박태식(1997)은 자본자유화시대에 환율·통화량·이자율 등은 서로 어떠한 관계를 가지며 화폐정책과 외환정책의 바람직한 조치는 어떠한 것인지에 대해 논의하기 위해 통화정책당국의 건전한 외환 및 화폐정책운용을 위해 환율과 각종 이자율차이사이의 인과관계검정, 그리고 이자율 사이의 안정성검정을 통한 외환시장과 금융시장과의 연계성을 검정하고자 하였다.

각 변수간의 장기적 균형관계를 공적분 검정을 통해 알아본 결과 환율과 이자율차이에서는 공적분 관계가 존재하지 않으므로 장기적 균형관계가 없으며 이자율사이에는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타나 장기적 균형관계가 있는 것으로 나타났고 이에 따라 외환시장과 금융시장과의 연계성은 그다지 높지 않으나 금융시장들사이에서는 높은 안정성을 가지고 있는 것으로 나타났다.

고양곤·김세종(1997)은 실질환율의 움직임은 구매력평가로부터의 이탈을 말하며 이러한 이탈은 비교역재 부문과 교역재 부문간의 노동생산성 증가율의 격차로 표시되는 실물부문의 변동에 의해 설명이 가능하다고 하였다. 이에 따라 생산물격차모형을 이용하여 원·달러 환율 국내외상대가격과 국내외 교역재와 비교역재 부문의 노동생산성 격차간의 관계에 대한 실증분석을 통하여 이들 변수가 단위근을 가지는 불안정한 시계열임에도 불구하고 장기적 균형관계가 존재한다는 것을 공적분검정을 통하여 규명하였다.

그 결과 장기 환율과 상대가격간에는 장기적 균형관계가 존재하고 환율, 상대가격 및 국내 교역부문과 비교역부문의 노동생산성 격차간의 장기적 균형관계성립 여부와 장기구매력평가로부터의 상대가격만으로 설명하는 것보다는 국내외 비교역재부문과 교역재 부문간 노동생산성 격차를 이용하는 방법도 설명이 가능하다고 하였다.

김영일(2010)은 Balassa-Samuelson 효과의 예측을 실증적으로 증명하고자 했던 이전 연구에서 실증적으로 증명하고자 하였으나 그 결과가 분명치 않았다.

따라서 미국과 그 상대교역국들이 일본과 한국과의 실질환율변동에서 Balassa-Samuelson 효과를 측정하고 비교하기 위해 Engle (1999)의 연구방법에 따라 미국과 일본, 미국과 한국 등 2쌍의 교역국간 실질환율의 MSE²⁴⁾중 비교역제 상대가격 변화의 MSE가 설명할 수 있는 부분에서 얼마나 차이가 있는지 살펴보았다.

그 결과 교역제가격변동이 실질환율에 영향을 미치는 것과 빠르게 성장하는 국가에 속하는 한국과 선진국에 속하는 미국의 실질환율변동에서 비교역제가격변동이 차지하는 비중이 같은 선진국들의 비중에 비해 2배가 높다는 점을 알 수 있었다. 이에 한국과 선진국인 미국사이에 경제성장률의 차이가 Balassa-Samuelson 효과가 예측한 바와 같이 양국 간 비교역제가격의 변동과 양국 간 실질환율의 변동으로 포착되어 현시된 것으로 파악하였다.

Jin-ock Kim · Gi-Choon Kang(2013)은 실질환율의 변동에 미치는 요인으로 생산성 충격이외에 명목충격을 강조하였고 이를 증명하기 위해 실질이자율평형조건을 설정하고 이것을 검증하고자 하였다.

따라서 1980년 3월부터 2013년 7월까지 일본의 엔화의 실질환율이 추세를 반영하는 안정적인 시계열이라는 전제하에 실질환율의 추세를 추정하였고, 실질환율의 변동에 있어 단위근이 존재한다는 가설을 배제할 수 없음에 따라, 단위근이 존재한다는 가설을 실질환율의 변동에 부과하여 실질환율 회귀식을 다시 추정하였다.

그 결과 실질환율은 각 기간별로 단위근이 존재하는 불안정시계열임을 알 수 있었다. 또한 실질이자율평형조건이 성립하는지 여부를 실증분석하였다. 이에 1980년 2월부터 2013년 7월 기간 동안에 실질이자율평형이론이 성립함을 알 수 있었다. 이것은 국내통화량의 상대적인 완화 및 수축이 실질 엔-달러 환율의 평가절상 및 평가절하에 영향을 미침을 증명하였다. 또한 일본의 통화정책이 1980년부터 일본의 경제혼란을 안정시키는데 효과가 있었음을 나타내는 시사점이 있다고 하였다.

24) Engel(1999)은 실질환율에서 비교역제의 상대가격 변동에 의한 실질환율의 변동부분을 MSG(mean squared error)분류법을 이용하여 계산하였다.

IV. 실증분석

1. 이론적 모형의 설정 및 분석기간

본 연구는 1973년 3월부터 2013년 12월까지의 전체기간 동안 1973년 3월부터 외환위기이전인 1997년 10월까지 제1기간으로 설정하고 외환위기 발생 이후인 1997년 11월부터 2013년 12월까지 제2기간 그리고 마지막으로 1973년 3월부터 2013년까지 12월까지의 제3기간로 나누어 각 기간별로 실질환율의 추세가 안정적인지 여부를 분석하여 장기적인 균형관계가 있는지 살펴보고 2000년 1월부터 2013년 12월까지 실질이자율평형조건이 성립하는지 여부를 AR모형을 이용하여 분석해보기로 한다.

2. 계량분석의 이론적 배경

1) 1차 자기회귀모형 (AR모형) 의 개괄

1차 자기회귀모형, 즉 AR(1)모형은 안정적인 자료와 불안정한 자료의 차이를 사용하는데 유용한 일변량 시계열 모형이다.²⁵⁾

y_t 를 시간이 흐름에 따라 관찰할 수 있는 경제변수라고 하면 이러한 y_t 를 완전하게 예측하기는 어렵다. 따라서 대부분의 경제변수들과 마찬가지로 이를 확률변수로 가정할 수 있다. 시계열변수인 y_t 를 생성해내는 계량경제모형을 확률과정(stochastic process)라고 정의할 수 있다.

25) 이병락 (2011). 「계량경제학」 (시그마프레스), p.144

$$y_t = \rho y_{t-1} + v_t \quad |\rho| < 1 \text{ -----22)}$$

t 기의 y 값이 과거의 y 값에 직접적으로 의존하는 구조를 가짐을 나타내며 t 기에서의 시계열 y_t 의 값이 시차변수 y_{t-1} 과 백색잡음 v_t 에 의해 설명된다.

만일 y 가 안정적이라면 평균은 $E(y_t) = 0$ 이고, 분산은 $Var(y_t) = \frac{\sigma^2}{1-\rho^2}$ 이다.

여기서 y_t 가 안정적이기 위해서는 $-1 < \rho < 1$ 의 값을 가져야 하며, 그렇지 않은 경우 불안정 시계열이 된다. 예를 들어 $\rho = 1$ 이면 확률보행(Random walk)과정을 따르게 되어 안정성 조건을 충족시키지 못한다.²⁶⁾

2) AR모형의 추정

통상적인 회귀모형과 동일한 형태를 가지고 있어 추정이 용이하다. 다시 말해서 AR(p)모형은 종속변수가 y_t 이고 독립변수로는 상수항과 p 개의 시차변수가 있는 회귀모형과 같다. 따라서 최소자승추정법(OLS)을 이용하여 추정할 수 있다. 종속변수의 시차변수가 설명변수로 포함되어 최량선형불편추정치(BLUE)를 도출할 수 없지만, OLS를 통해 일치성을 갖춘 추정치를 구할 수 있다.

3) 시계열분석의 안정성 분석의 이론적 설계 (특성방정식의 설정)

(1) 단위근 (Unit Root)

이제까지의 경제현상의 시계열 분석은 대부분의 모형에서 다루는 시계열들이 안정적(Stationary)이라는 가정 하에 이루어졌다.

그러나 최근 많은 경제변수들이 정상시계열보다는 단위근(Unit Root)을 가지는 불안정한(Nonstationary)시계열로 모형화 될 수 있다고 여겨지고 있다.

²⁶⁾ 남준우 이한식 (2013). 「계량경제학」 (홍문사), p.288

단위근의 개념을 구체적으로 살펴보기 위해 다음과 같이 형태의 모형을 설정해 볼 수 있다.

$$Y_t = \delta + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + z(t) \text{ -----23)}$$

이러한 모형은 AR(2)모형으로 t 기에서의 시계열 Y_t 의 값이 시차변수 Y_{t-1} 과 Y_{t-2} 및 오차항 $z(t)$ 로 이루어져 있다.

여기서 오차항 $z(t)$ 는 평균이 0이며 시간에 관계없이 분산이 σ^2 로 동일하게 주어지는 백색잡음이며 t 기에서 $t-1$ 기와 $t-2$ 기의 값에 직접적으로 영향을 받는 형태로 Y_{t-1} 과 Y_{t-2} 에 포함되어 있는 정보가 시차변수를 통하여 미래의 Y 값에 지속적으로 영향을 미치는 모형이다. 이러한 AR(2) 모형의 안정성의 조건은 $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$, $\alpha_2 - \alpha_1 < 1$, $-1 < \alpha_2 < 1$ 이다.

AR(1)모형이나 AR(2)모형의 안정성 조건은 계수의 크기에 대한 직접적인 제약식으로 나타낼 수 있으나 AR(P)모형은 계수에 대한 제약식 대신 다음과 같은 특성방정식의 근을 통해 살펴 볼 수 있다. 이러한 방정식은 시차다항식(Lag Polynomial)의 과정으로 얻을 수 있다.

$$Y_t = \delta + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + z(t) \text{ -----24)}$$

다음과 같은 AR(P) 모형을 확률적 오차와 안정성을 위한 조건을 나타내는 p차 방정식으로 나타낼 수 있다.

$$(1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p) Y_t = z(t) \text{ -----25)}$$

이것은 특성방정식과 관련된 해이다. 따라서 특성방정식의 해를 얻기 위해서는 시차연산자 L 을 변수 z 로 대체하여 대입하고 이 다항식의 값은 0과 같다고 할 때 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$1 - \alpha_1 z - \alpha_2 z^2 - \dots - \alpha_p z^p = 0 \text{ -----26)}$$

이러한 특성방정식의 근은 이 방정식의 해인 z 이 값이 되며 만일 근이 모두 "단위 원 밖에 놓여 있다"면 y_t 는 안정적(Stationary)이다

따라서 우리는 이러한 식을 만족하는 해의 절대 값이 1보다 큰 경우 Y_t 는 안정적(Stationary)이라 말할 수 있다. 이렇듯 개별 시계열에 있어서 단위근의 존재는 경제학적이거나 통계학적으로 매우 중요한 의미를 갖는다. 먼저 정상시계열의 경로는 평균선을 크게 벗어나지 않고 평균을 중심으로 해서 움직이고 있음을 보여주고 있는데 이는 정상시계열이 평균값에 머물고자 하는 평균회귀(Mean Reversion) 성향이 있음을 뜻한다.²⁷⁾

단위근이 존재하는 시계열의 경로는 평균에서 벗어나 불규칙적으로 움직이며 그러한 평균이 정상수준을 나타내지 않게 되며 이러한 이유로 단위근 시계열을 Random Walk 한다고 말한다.

단위근 시계열의 경로가 보여주는 추세는 예측할 수 없는 것으로 확정된 것이 아닌 확률적(Stochastic)인 경우를 가지는 것으로 설명할 수 있다.

$$y_t = \phi y_{t-1} + \epsilon_t$$

한편 단위근을 가지는 시계열은 충격에 대한 반응에 있어서 정상시계열과는 다른 성질을 가지는데 AR(1) 시계열 y_t 의 경우 $t=0$ 일 때 한 단위 충격이 ϵ_t 에 가해진다면 이에 대한 y_t 의 반응은 시간이 $t=0,1,2,\dots$ 로 경과함에 따라 $1, \phi, \phi^2$ 으로 주어지게 된다. 여기에 $|\phi| < 1$ 가 된다면 y_t 가 정상시계열이 되어 반응들이 기하급수적으로 작아지게 되고 결국 소멸하기 되며 반면 $\phi=1$ 인 단위근시계열이 될 경우 충격의 효과가 영구적으로 지속된다.

다시 말해서 정상시계열로 이루어진 모형에서는 외부에서 충격이 가해지더라도 그 효과는 일시적이지만 단위근 모형에서는 그러한 충격이 항구적이라는 의미이다.

27) 유병철 (1996), 「전력수요의 가격탄력성과 요금조정방안」(에너지 경제연구원)

충격의 효과가 일시적이라는 것은 시간이 지남에 따라 평균으로 회귀하게 되고 충격의 반응이 항구적이라는 의미는 시계열의 움직임이 평균에서 벗어난 수준에서 영원히 지속된다는 의미이다.

(2) 시차다항식(Lag Polynomial) 의 도출

시계열 Y_t 가 AR(p)를 따를 때 다음과 같은 시차 다항식이 주어진다.

$$z^p - \phi_1 z^{p-1} - \dots - \phi_p = 0 \text{ -----27)}$$

만일 p값이 2로 주어진다면, 식 32)에 대입하면

$$z^2 - \phi_1 z - \phi_2 = 0 \text{ -----28)}$$

로 나타낼 수 있다.

AR(2)가 안정적인 시계열이 되기 위해서는 방정식의 해 $|z_1| < 1$, $|z_2| < 1$ 이어야 한다.

식 33), “ $z^2 - \phi_1 z - \phi_2 = 0$ ” 양변에 z^{-2} 를 각각 곱하여 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$1 - \phi_1 z^{-1} - \phi_2 z^{-2} = 0 \text{ -----29)}$$

이때 $z^{-1} = L$ 로 놓으면 $1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 = 0$ 이 된다. 이때의 방정식의 해는 $|L_1| \geq 1$, $|L_2| \geq 1$ 로 나타낼 수 있다.

예를 들면 만일 AR(1) 과정을 따른다고 할 때 $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \epsilon_t$ 이때 특성방정식은 $1 - \phi_1 z = 0$ 가 되고 이때 이 특성방정식의 근은 $z^* = 1/\phi_1$ 이다.

만일 $\phi_1 = 1$ 인 경우에 특성방정식의 근은 $z = 1$ 로 단위값을 가지게 되는데 이와 같은 이유로 AR(1) 모형에서 $\phi_1 = 1$ 인 경우를 일컬어 “시계열 y_t 가 단위근을 갖는다”라고 정의 할 수 있다.

따라서 시계열의 안정성의 조건은 $|\phi_1| < 1$ 이 되고 이는 곧 특성방정식의 근의 값이 $|z^*| > 1$ 의 조건이 성립됨을 의미한다.

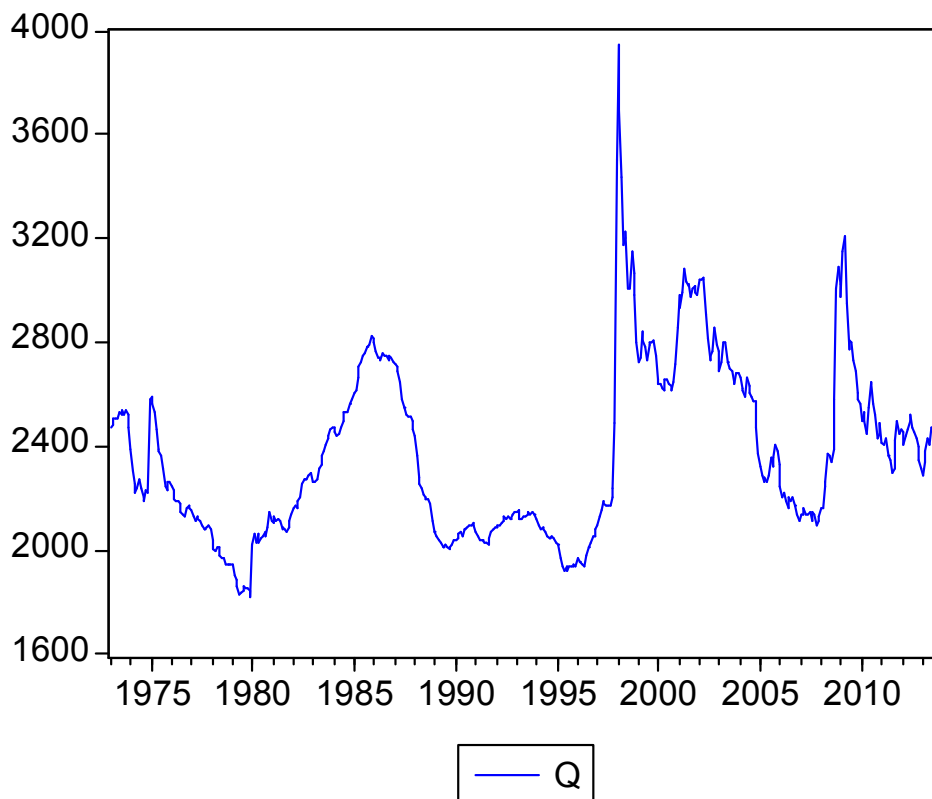
3. 실질환율의 행태에 관한 실증분석

1) 우리나라의 실질환율 분석 (1973년- 2013년)

< 그림 2 >는 1973년부터 2013년도까지의 우리나라 실질환율을 나타낸 그래프이다. 실질환율은 $q = \frac{EP^*}{P}$ 로 계산하였다.²⁸⁾

(여기서 E 는 달러환율, P 는 국내물가지수, P^* 는 미국물가지수를 각각 나타낸다.)

< 그림 2 > 우리나라 실질환율의 추이



28) 3장에서 정의한 실질환율의 역수로 실질환율을 정의하고 있다. 실질환율을 이렇게 정의할 경우 실질환율은 해외 상품의 상대가격으로 정의된다.

우리나라의 실질환율 추세를 살펴보면 1973년부터 1980년대까지는 실질환율이 감소하는 추세를 나타내고 있다.

1970년대 초기 선진국들의 경기 부양정책으로 인하여 세계경제의 호황으로 높은 성장률을 달성할 수 있었으나 1973년 후반기에 시작된 제1차 석유파동으로 일반적으로 에너지 과다소비형인 중화학 공업의 육성이 어려워지게 되었고, 고유가로 인한 세계경제 침체로 우리나라의 경제의 국제수지는 적자가 누적되는 상태에 있었으나 1976년에 들어서자 해외건설을 비롯한 수출시장이 다시 활기를 되찾게 됨으로써 1977년에 최초로 대외거래에 있어서 경상수지 흑자를 달성하게 되었다.

그러나 1979년부터 다시 시작된 원유가격의 폭등(제2차 석유파동)을 맞게 되어 전반적으로 경제성장률이 둔화되고 물가가 상승하였으며 산업생산이 위축되는 양상이 나타나게 되었다. 뿐만 아니라 국내 정치적 사건으로 10.26사태는 정치, 경제, 및 사회전반에 걸친 엄청난 혼란을 가져왔으며 특히 이로 인한 경제적 침체는 극도로 악화되었다.

또한 여러 번에 걸친 석유파동에 따른 국제원자재가격의 상승은 원자재 및 생산재 등의 가격을 큰 폭으로 상승시키게 되어 수출의 신장세는 둔화되고 국제수지적자액은 누적되었을 뿐만 아니라 이는 다시 국내물가를 자극시키는 악순환이 초래되었다.²⁹⁾ 이 시기에 70년대 중반기에 일시적으로 경제상태가 호전된 적도 있었으나 그 이외의 시기에는 국내외적으로 경제여건이 악화되어 경기의 침체가 계속되었다고 할 수 있다.

1980년 이후부터 실질환율이 상승하고 실질환율의 증가는 우리나라 원화가치의 하락을 가져오게 된다. 실질환율의 상승은 수출단가를 하락시키고 수출가격경쟁력을 향상시켜 수출물량을 증가시키고 이것은 수출의 증가로 이어져 국내총생산 증가 및 경상수지를 개선시키는 결과를 가져오게 된다.

1980년대 초 여러 차례에 걸친 석유파동으로 인하여 세계경제가 침체상태에 빠지게 되어 선진국들은 자국의 산업을 보호하기 위한 보호무역정책을 강화하게 되었고 이로 인하여 전 세계적으로 불경기가 심화되는 악순환이 지속되었다.

29) 최영일 (2004) 『한국경제의 성장과 정책』 (박영사), p.29

그러나 이러한 점을 해결하고 경기회복을 위하여 보호장벽을 완화하게 됨에 따라 이로 인한 3저현상으로 세계경기는 활기를 띠게 되었다. 이러한 3저현상은 유가하락과 국제금리의 하락 및 달러가치의 하락을 의미하는 것으로 과거 유가파동으로 인하여 국내물가가 상승하고 수출물가의 상승을 초래하여 국제교역조건을 악화시켜 국내 뿐만 아니라 국제경제를 침체상태에 처하게 하였다. 그러나 국제유가의 하락은 세계경제에 커다란 활력을 불어넣게 되어 세계경제가 회복되는 결정적인 계기가 되었다.

이러한 유가하락은 국내의 유가도입부담을 절감시켜 주었을 뿐만 아니라 국제경제환경의 호전으로 수출의 증대를 초래함으로써 국내경제를 활성화시키는 데 크게 기여하였다. 그리고 국제금리의 하락은 외채로 인한 이자부담에 시달리던 우리경제의 부담을 경감시키는 역할을 하였고 마지막으로 달러가치의 하락은 상대적으로 일본 엔화가치의 상승을 가져오게 되어 국제시장에서 경쟁관계에 있던 우리 상품의 가격경쟁력을 높이는 결과를 가져와 수출을 증대시키는 효과를 초래하였다. 따라서 이러한 결과로 우리나라 경제도 안정화되기 시작하면서 지속적인 성장을 유지할 수 있었으며 이에 따라 경제와 사회부문의 개발에 상당한 진척을 볼 수 있었다.

1987년은 1980년대 이후 실질환율이 최대치로 상승하였던 시기로 이때에 우리나라 경제정책은 무역수지 및 경상수지가 사상최대에 이르렀다. 무역 및 외자도입 정책의 일환으로 수입관세 인하와 수출자유규제 확대 및 외국인 투자자유업종의 확대를 집약될 수 있다.

1990년대에 들어서면서 우루과이라운드(UR)의 타결에 따른 세계교역질서의 재편과 NAFTA의 발효 EEA의 출범 등 경제의 블록의 형성 등과 같은 국제적인 경제적 환경변화가 나타나게 되었다.

1980년대의 3저현상으로 인한 경제호황은 1997년 11월 외환위기 발생 이전까지 지속적으로 이루어져 왔다. 이에 경제규모는 크게 확대되어 국민소득수준은 큰 폭으로 향상되었고 수출입규모도 증가하여 전 세계무역의 3~4%를 차지할 정도로 확대되었고, 국외여행의 자유화와 OECD 가입 등에 따라 국내시장의 개방에 따른 외국자본의 상품의 유입이 빠른 속도로 진행되었던 시기였다.

지속적인 해외투자의 확대에 의하여 한국에 대한 국제적인 위상도 향상되어 우리경제가 선진국수준에 진입했다는 착각에 빠지기도 하였다. 이러한 지속적인 성장은 단기간 개발에 따른 각종 물가의 상승 및 노동생산성 향상률을 상회하는 인건비의 상승 그리고 정부와 기업 및 국민들의 무절제한 과소비, 누적되는 국제수지적자, 재벌기업의 과도한 기업집중 정경유착에 따른 부실기업 대출증가, 재벌기업에 대한 은행대출의 과도한 편중현상 등과 같은 생활동의 효율성 제고와 기업의 구조개혁을 등한시하는 부정적 측면도 나타나게 되었고 이는 1997년 11월 외환위기를 초래한 원인이 되었다. 이처럼 1997년은 실질환율이 급등하였던 시기로 외환위기가 발생하였다..

외환위기란 일반적으로 특정 통화에 대한 투기적 공격 등으로 해당 통화의 가치가 큰 폭으로 하락하고 외환보유액이 고갈되는 현상을 말하는데 외환위기의 발생은 환투기 공격이나 유입외자의 대규모 유출로 금융기관의 외화유동성 상황이 크게 악화되므로 금융위기 또는 은행위기가 동시에 발생하였다. 이에 IMF는 긴축재정과 고금리 시장개방 부실기업의 과감한 퇴출 등의 다양한 조건을 제시하고 이러한 변화된 여건에 적응하지 못한 여러 기업들이 퇴출 또는 도산하게 되었고 이 과정에서 많은 근로자들이 실직하여 실업자가 되어 그 수는 150만명에 이르게 되었다. 이 시기에 환율이 급등했던 이유는 금융기관들이 외화부채 상환을 위해 국내시장에서 원화를 차입하여 외환시장에서 달러를 구입하였기 때문인데 이러한 상황에서 금리를 올리지 않았더라면 금융기관들이 원화차입 및 달러 구입을 지속하여 환율이 더욱 상승 하는 악순환이 반복되었을 것이다.

외환위기가 기업 및 금융 부문의 불안정으로 이어지면서 전반적인 위기를 맞게 되자 정부는 거시경제측면에서 통화 및 재정 정책을 긴축기조로 운용하였다. 즉 국내총수요를 위축시킴으로써 경상수지를 흑자로 전환시켜 외환보유고를 확충하는 한편 급격한 환율절하를 억제하고자 하였다.

이러한 환율 안정세는 장기적으로 금융기관 및 기업이 가지고 있는 부실요인이 제거되어 경제의 체질이 강화되는 계기가 되었고 우리경제에 대한 대외신인도를 상승시켜 경제의 회복을 촉진시키는 기초가 되었다.

한편 외환위기 이후 2000년대 후반에 글로벌 금융위기를 맞게 되면서 실질환율이 또 다시 상승하게 되었다.

2008년 9월 리먼브라더스 도산으로 급격히 진전된 글로벌 금융위기는 우리 경제에 또 다른 큰 충격을 주었다.

외환위기 이후 2000년대 중에도 크고 작은 충격이 있었다. 2000년의 IT버블붕괴에 따른 코스닥시장의 폭락과 2003년 신용카드 위기가 그것이다. 이후 글로벌 수요위축으로 국제유가가 하락하면서 인플레이션 압력을 크게 약화시켜 국제유가가 하락하고 경기침체 등의 영향으로 2008년 상반기까지 세계경제의 주요 위험요인이었던 글로벌 인플레이션 압력이 크게 하락하였다. 이러한 글로벌 금융위기 및 실물경제 침체에 대한 우려가 확산되면서 국내증시가 급락하였고 2008년 들어 외국인 순매도는 약 340억 달러로 2007년보다 확대되었으며 주요 아시아 국가들에 비해 큰 폭이었다. 경상수지가 2008년 들어 적자추세로 전환된데다 글로벌 금융위기로 자본수지마저 적자로 전환되면서 환율이 급등하였다.

이러한 원/달러 환율의 변동폭도 주요국들에 비해 큰 편이라 영향을 많이 받게 되었다. 그러나 외환위기 이후 기업 및 금융 부문 부실이 대부분 해소되어 금융시스템이 대체로 안정되었고 수년전부터 각종규제를 통해 주택담보대출이 억제되어 빠른 회복세를 보이게 되었다.

이와 같은 우리나라의 실질환율의 변화추이는 1960년대 초 이후 정착된 강력한 외환관리체제가 1980년대 후반부터 완화되기 시작하여 점차 가속화되다가 1997년 외환위기 이후 거의 완전자유화가 되는 방향으로 진행되었음을 나타낸다.

또한 이러한 환율변동의 추이는 한국정부가 1960년대 및 1970년대에는 수출주도적 성장에 기여할 수 있는 수출유인제도의 일환으로서 환율을 적어도 수출실효환율 수준이 안정화될 수 있는 정도로 유지하였다는 사실(실질적 고정환율제도하에서의 지속적이고 대폭적인 평가절하)과 1980년대 이후에는 수출의 수입의존도가 지나치게 커지고, 이에 국제수지 적자가 누적됨에 따라 국제부문에서의 물가불안요인을 완화하기 위한 노력의 일환으로 환율이 책정되어 왔다는 사실을 보여주고 있다.

결국 국제수지 개선(수출촉진)과 물가안정이라는 두 개의 정책목표를 경제여건에 따라 교차적으로 추구함으로써 결국 일관성이 결여된 환율정책을 배태시켰고 경우에 따라서는 투명성 결여 내지 신뢰도 상실들의 문제를 낳기도 하였던 것이다.³⁰⁾

30) 이종원 (2004) 『한국경제론』 (해남출판사), pp.421~422

이러한 환율의 추세를 고려하여 우리나라 실질환율의 데이터를 다음의 식으로 각각 나타내어 각 기간별로 실질환율이 시간 추세가 있는지 여부를 검증해 볼 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln q(t) &= \gamma_0 + u_0 t + z(t), \quad t \leq t_0 \\ \ln q(t) &= \gamma_1 + u_1 t + z(t), \quad t \geq t_0 \\ z(t) &= \phi_1 L z(t) + \phi_2 L^2 z(t) + \varepsilon(t) \end{aligned}$$

γ_0 (γ_1)은 실질 환율의 자연 로그값에 무조건으로 결정적인 추세이고 여기서 L 은 시차연산자로 이전 시계열의 값으로 돌아가기 위한 값을 말한다. 즉 이전의 시계열값에 현재시계열 값을 나눈 것을 말한다. 그리고 $\varepsilon(t)$ 는 백색잡음이고 t_0 는 1997년 10월이다.

이 데이터 생성 과정에서 해결해야 할 중요한 문제는 확률과 결정적 구성 요소 간의 실제 환율의 추세를 할당하는 것이다. 분석기간 동안, 상기 데이터 생성 과정에서 두 가지를 검토 해 볼 것이다. 먼저 $z(t)$ 의 확률 과정을 명시하는 안정성 여부를 확인하고, 다른 하나는 단위근을 갖도록 처리를 제한한다.

단위근이 존재한다는 것의 경제적 의미는 예상치 못한 충격의 효과가 무한히 지속된다는 것을 의미한다. 먼저 단위근이 존재하지 않는다는 전제하에 실질환율의 추세를 실증분석하기 위해 우리나라 실질환율 기간별로 나눈 뒤 다음과 같이 분석을 해 보았다.

(1) 제1기간 실증분석: 1973년 3월 ~ 1997년 10월

먼저 제1기간으로 설정한 1973년부터 1997년까지(외환위기 이전)의 우리나라 실질환율의 회귀분석을 통하여 이 기간동안의 시계열이 안정시계열인지 불안정 시계열인지 확인해 보고자 한다.

우선 이 기간동의 분석을 위하여 AR모형을 이용하기로 하고 다음과 같이 그 모형을 설정해 볼 수 있다.

$$\ln q(t) = c + \gamma t + z(t) \quad z(t) = \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 z_{t-2} + w(t) \quad \text{-----30)}$$

여기서 ρ_1 과 ρ_2 는 $z(t)$ 가 z_{t-1} 및 z_{t-2} 에 의존한다는 점을 나타내는 모수이며

$w(t)$ 는 $E(w_t) = 0$, $var(w_t) = \sigma_w^2$ 인 백색잡음이다.

모형이 안정적이며 단위근이 존재하지 않는다는 가정하에 30)식의 회귀방정식을 추정한 결과는 < 표 2 >에 다음과 같이 나타나 있다.

< 표 2 > 표본기간 : 1973년 3월 ~ 1997년 10월

Equation : $\ln q(t) = c + \gamma t + z(t)$, $z(t) = \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 z_{t-2} + w(t)$

Variable	Coefficient	std. Error	t-Statistic	Prob
Constant(c)	7.624879	0.188612	40.42636	0.0000
Trend (γ)	0.000265	0.000812	0.326579	0.7442
AR(1) (ρ_1)	1.224264	0.056934	21.50333	0.0000
AR(1) (ρ_2)	-0.237631	0.56901	-4.176212	0.0000

R-squared : 0.981194
Adjusted R-squared : 0.981001
Inverted AR Roots : 0.98 0.24

The Inverted AR Roots 값이 1보다 작으므로 이것은 로그실질환율 값이 확률보행 과정(random walk process)을 따른다는 가설에 반하는 강한 증거를 제시하지 못하는 것을 의미한다.

여기서 상수 C의 값은 7.624879이고, 시간 추세의 계수 γ 의 값은 0.000265 이고 P값(p-value)가 0.7442 이어서 한국의 대미 실질환율은 시간추세(Time Trend)를 나타내지 못하고 있다.

한편 ρ_1 과 ρ_2 의 값은 각각 1.224, -0.237이고 ($-1 < \rho < 1$) Inverted AR Roots 값이 0.98과 0.24로 1보다 작으므로 이는 불안정시계열임을 나타낸다.

이와 같이 불안정시계열로 나타난 < 표 2 > 의 통계적 결과는 단위근 검정에 있어서 이러한 시계열추세는 통계적으로 유의하지 않고 이것은 단위근이 존재함을 의미한다. 따라서 실질환율 추세를 반영한 안정적인 시계열 (Trend Stationary)이 아니고 이시기의 시계열은 불안정한 시계열이다. 따라서 우리는 다음의 접근방법을 이용하여 하나의 단위근에 특정방정식을 대입하는 방정식을 이용하여 실증분석을 재시도 해보고자 한다.

1973년 이후부터 외환위기 발생이전인 1997년까지 실질환율의 변동이 불안정하다는 전제하에 특성방정식에 다음과 같이 하나의 단위근(Unit Root)이 존재한다고 하자.

$$1 - \rho_1 L - \rho_2 L^2 = 0 \Rightarrow 1 - \rho_1 - \rho_2 = 0 \text{ -----31)}$$

이러한 제약 조건하에 실질환율 생성방정식을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(1 - L)\ln q(t) = \gamma(2 - \rho_1) + (\rho_1 - 1)(1 - L)\ln q(t-1) + \omega(t) \text{ -----32)}$$

위 방정식은 매개변수 ρ_1 과 γ 에 대하여 비선형 방정식이다. 위 방정식의 추정 결과가 < 표 3 > 에 나타나 있다.

< 표 3 > 표본기간 : 1973년 3월 ~ 1997년 10월 : 특성방정식

Equation : $(1 - L)\ln q(t) = \gamma(2 - \rho_1) + (\rho_1 - 1)(1 - L)\ln q(t-1) + \omega(t)$

Variable	Coefficient	std. Error	t-Statistic	Prob
γ	2.265143	0.748907	3.024600	0.0027
ρ_1	1.250685	0.056566	22.11006	0.0000

R-squared : 0.062619
Adjusted R-squared : 0.59431

실질환율에 단위근을 제약하지 않고 추정한 결과로 나타난 표 1과 상이한 결과를 가져오고 있다. 즉 시간추이의 계수를 나타내는 γ 의 값은 2.265143 이고 이때 t통계량 값이 3.0246으로 5%유의수준에서 유의한 것으로 나타났다.

(2) 제2기간 실증분석 : 1997년 11월 ~ 2013년 12월

제2기간으로 설정한 1997년 11월부터 2013년 12월까지의 데이터를 분석해 보기로 하자. 1997년 외환위기 이후 한국경제는 고정환율시스템에서 변동환율시스템으로 환율 제도가 급변하였다. 따라서 외환위기 이전의 실질환율의 행태와 외환위기 이후의 실질환율의 변동행태를 비교하는 것은 흥미로운 일이 아닐 수 없다.

제1기간과 마찬가지로 우선 실질환율의 변동이 안정적이라고 하자.

$$\ln q(t) = c + \gamma t + z(t) \quad z(t) = \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 z_{t-2} + w(t)$$

위의 주어진 실질환율에 대한 회귀방정식을 추정한 결과가 <표 4>에 나타나 있다.

< 표 4 > 표본기간 : 1997년 11월 ~ 2013년 12월

Equation : $\ln q(t) = c + \gamma t + z(t), z(t) = \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 z_{t-2} + w(t)$				
Variable	Coefficient	std. Error	t-Statistic	Prob
Constant(c)	7.905972	0.058279	135.6575	0.0000
Trend (γ)	-0.000741	0.000473	-1.566527	0.1189
AR(1) (ρ_1)	1.264449	0.048698	25.96499	0.0000
AR(1) (ρ_2)	-0.335122	0.048364	-6.929157	0.0000

R-squared : 0.958664
 Adjusted R-squared : 0.958004
 Inverted AR Roots : 0.89 0.38

상수 C의 값은 7.905972이다. 시간 추세의 계수 γ 는 -0.000741 이고 p값(p-value)은 0.1189 이므로 시간추세가 유의하지 않은 것으로 나타나 있다.

한편 Inverted AR Roots 값이 0.89 0.38로 1보다 작으므로 불안정시계열이라는 것을 알 수 있다.

제1기간과 마찬가지로 단위근이 존재한다는 가정 하에 특성방정식을 설정하여 1998년 외환위기 이후부터 현재까지 실질환율 데이터의 시계열의 추세를 다음과 같이 추정해 볼 수 있고 그 결과는 < 표 5 >에 나타나 있다.

$$(1-L)\ln q(t) = \gamma(2-\rho_1) + (\rho_1-1)(1-L)\ln q(t-1) + \omega(t) \text{-----33)}$$

< 표 5 > 표본기간 : 1997년 11월 ~ 2013년 12월 : 특성방정식

equation : $(1-L)\ln q(t) = \gamma(2-\rho_1) + (\rho_1-1)(1-L)\ln q(t-1) + \omega(t)$

Variable	Coefficient	std. Error	t-Statistic	Prob
γ	-8.861025	7.813256	-1.134102	0.2582
ρ_1	1.316420	0.048562	27.10821	0.0000

R-squared : 0.182642

Adjusted R-squared : 0.178340

마찬가지로 시간추이를 나타내는 γ 값이 -8.861025 이고 p값(p-value)이 0.2582 이므로 시간추이가 유의하지 않은 것으로 나타나 있다.

3) 제 3기간 실질환율 분석 : 1973년 3 월 ~ 2013년 12월 (overall data)

$$\ln q(t) = c + \gamma t + z(t) \quad z(t) = \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 z_{t-2} + w(t)$$

제 3기간은 데이터의 전 기간을 대상으로 하였다. 동 기간 동안 환율제도의 급격한 변화가 있었지만 이를 무시하고 실질환율의 변동행태에 관한 분석을 해보자.

< 표 6 >는 실질환율이 단위근을 갖지 않는다는 전제하에 추정한 것이다.

상수 C의 값은 7.668이다. 시간 추세의 계수 γ 는 0.000334 이고 p값(p-value)은 0.1886이므로 시간추세가 유의하지 않은 것으로 나타나 있다.

그리고 AR Roots 값이 0.95 0.43 의 값이 1보다 작으므로 불안정시계열이다.

이처럼 전체 기간의 회귀분석을 해보면 모두 동일한 결과를 얻게 됨을 알 수 있다.

< 표 6 > 표본기간 : 1973년 3월 ~ 2013년 12월

Equation : $\ln q(t) = c + \gamma t + z(t)$ $z(t) = \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 z_{t-2} + w(t)$

Variable	Coefficient	std. Error	t-Statistic	Prob
Constant(c)	7.668371	0.076534	100.1950	0.0000
Trend (γ)	0.000334	0.000254	1.316610	0.1886
AR(1) (ρ_1)	1.373468	0.041495	33.09932	0.0000
AR(1) (ρ_2)	-0.403880	0.041477	-9.737500	0.0000

R-squared : 0.968435
 Adjusted R-squared : 0.968240
 Inverted AR Roots : 0.95 0.43

마지막으로 제3기간에도 단위근이 존재한다는 전제하에 추정하여 보자. 추정결과가 < 표 7 >에 나타나 있다.

< 표 7 > 표본기간 : 1973년 3월 ~ 2013년 12월 : 특성방정식

equation : $(1-L)\ln q(t) = \gamma(2 - \rho_1) + (\rho_1 - 1)(1-L)\ln q(t-1) + \omega(t)$

Variable	Coefficient	std. Error	t-Statistic	Prob
γ	-0.448093	5.126576	-0.087406	0.9304
ρ_1	1.398059	0.041528	33.66532	0.0000

R-squared : 0.158443
 Adjusted R-squared : 0.156718

시간 추세의 계수 γ 의 값이 -0.448093 이고 t-통계량의 값이 -0.87406 이고 p값

(p-value)이 0.9304이므로 시간 추세의 계수가 유의하지 않은 것으로 나타나 있다.

따라서 외환위기 전후 기간은 각 기간별로 불안정적인 추세를 보였으며 1973년 3월부터 2013년 12월의 전 기간에 걸친 실질환율의 추세도 마찬가지로 불안정하게 나타났음을 알 수 있다.

4. 실질이자율 평형조건에 관한 실증분석

외환위기 이후 우리나라는 채권시장과 주식시장 등 자본시장이 완전히 개방되었고 외환거래 자유화폭도 크게 확대되었으며 환율도 완전히 자유변동환율제도로 이행하였다.³¹⁾ 이에 따라 외국인에 의한 자본유출입도 증가하였다. 이러한 변동환율제도를 채택하고 있는 개방경제에서는 통화정책과 환율정책을 조화롭게 운용하는 것이 필요하다. 또한 이자율평가조건을 기본가정으로 하는 전통적인 환율결정이론에서 금리의 상승이 자본유입을 통해 환율의 하락을 초래한다고 주장하고 있으며 이는 금융자산시장으로 채권시장을 상정하고 있기 때문에 나온 결론이라는 비판이 제기되기도 한다.³²⁾

따라서 우리나라의 실질이자율 평형 조건을 검증하는 것은 흥미로운 일이다. 실질이자율 평형조건을 2000년 2월부터 2013년 12월 동안의 데이터를 이용하여 실증분석해 보기로 한다.

실증분석을 위해 제3장 3절에서 보여준 실질이자율 평형방정식을 다음과 같이 나타내 보자. 실질환율 $q(t)$ 에 관한 기호상의 혼란이 야기되기는 하지만, 여기서 $q(t)$ 는 EP^*/P 로 나타나 있다.

$$\ln q(t) = \ln E(q(t+1)|I(t)) - (r(t) - r^*(t)). \quad \text{-----34)}$$

만일 실질환율의 기대수준이 주어진 상태에서 국내-외국 실질이자율의 차이가

31) 김은태 (2003) 이자율이 환율에 미친 영향에 관한연구, 연세대학교 대학원 석사논문 P.2

32) 김성용 (2008) 이자율이 환율에 미치는 비대칭적 영향에 관한 연구, 연세대학교대학원 석사논문 p.2

상승할 때 국내 통화는 실질적으로 평가절상 된다.

위 식을 추정하기 위해서는 실질환율의 로그 기댓값에 대한 데이터를 생성하는 과정이 필요하다. 또한 이미 앞에서 살펴본 바와 같이 실질환율은 단위근 과정을 따르는 것으로 나타났다.

따라서 $q(t)$ 에 대한 자기회귀과정을 다음과 같이 유도할 수 있다.

$$q(t) = \mu(2 - \phi_1) + \phi_1 q(t-1) + (1 - \phi_1)q(t-2) + \omega(t) \text{-----35)}$$

위에 주어진 회귀방정식을 이용하여 $E[q(t+1)|I_t)$ 를 구할 수 있다.

$$E(q(t+1)|I(t)) = \mu(2 - \phi_1) + \phi_1 q(t) + (1 - \phi_1)q(t-1) \text{-----36)}$$

먼저 35) 식을 추정을 하면 < 표 8 >과 같은 결과를 얻을 수 있다.

< 표 8 > 실질환율 $q(t)$ 회귀방정식 추정결과

Equation : $q(t) = \mu(2 - \phi_1) + \phi_1 q(t-1) + (1 - \phi_1)q(t-2) + \omega(t)$

Variable	Coefficient	std. Error	t-Statistic	Prob
μ	86.52993	42.61905	2.030311	0.0439
ϕ_1	-0.899131	0.046794	-19.21446	0.0000

R-squared : 0.643793

Adjusted R-squared : 0.641621

여기서 μ 값은 86.52993 이고 ϕ_1 의 값은 -0.899131임을 알 수 있다.

한편 우리나라의 실질이자율평형조건이 성립하는지 여부를 확인하기 위해 다음의 회귀모형을 분석해보기로 하자.

$$\ln q(t) - \ln E(q(t+1)|I(t)) = \beta(r(t) - r^*(t)) + \epsilon(t) \quad (33)$$

여기서, $E[q(t+1)|I(t)] = \mu(2 - \phi_1) + \phi_1 q(t) + (1 - \phi_1)q(t-1)$

위에 주어진 회귀방정식에서 우리의 관심은 국내외 실질이자율격차의 계수 β 가 -1이냐는 것이다. 이것이 성립할 경우 실질이자율 평형조건이 성립하기 때문이다.

자국이 해외 경제에 비하여 통화를 수축할 때 자국이 실질이자율은 해외 경제에 비하여 상승하게 되고 자본의 유입을 초래하면서 자국통화의 실질가치를 상승시키게 된다. 자국이 통화를 해외경제에 비하여 팽창시킬 경우에는 자국의 실질이자율은 해외 경제에 비하여 하락하게 되어 자본 유출을 가져오면서 자국 통화의 실질가치는 하락하게 된다.

이러한 실질이자율 평형조건을 추정한 결과가 < 표 9 >에 나타나 있다.

< 표 9 > 실질이자율평형조건 추정결과 : 2000년 2월 ~ 2013년 12월

Equation $\ln q(t) = \alpha \ln E(q(t+1)|I(t)) + \beta(r(t) - r^*(t)) + \epsilon(t)$

Variable	Coefficient	std. Error	t-Statistic	Prob
α	0.909114	0.004838	187.9048	0.0000
β	-1181.424	4592.319	-0.257261	0.7973

R-squared : 0.810254
Adjusted R-squared : 0.809104

회귀분석 결과 국내·외 실질이자율차이를 나타내는 추정치 $\hat{\beta}$ 의 값이 -1181.424이고 p값(p-value)이 0.7973으로 통계적으로 유의하지 않다는 것을 알 수 있다. 즉 한국의 경우 외환위기 이후 자본시장이 개방되어있는 데도 불구하고 실질이자율 평형조건이 성립하지 않는다는 것을 알 수 있다.

33) $r(t) = R(t) - \pi(t)$ 는 실질이자율 $r(t)$ 는 $R(t) =$ 우리나라 5년만기 국채이자율- $\pi(t) =$ 우리나라 소비자 물가지수를 각각 나타내며, $r^*(t) = R^*(t) - \pi^*(t)$ 는 $R^*(t)$ 미국의 5년만기 국채이자율- $\pi^*(t) =$ 미국의 소비자물가지수를 각각 나타낸다.

이는 국내통화량의 상대적인 완화 또는 수축이 우리나라 환율에 실질적으로 아무런 영향을 갖지 않는다는 것을 의미하고 실질이자율의 차이와 통화의 실질 평가절상 또는 절하에 아무런 영향을 미치지 않는다는 것 또한 의미한다.

이것은 국가 간 자본이동을 저해하는 다른 요인이 있는 추정된다. 또한 실질이자율 평형조건의 성립을 지지하기 위해서는 보다 정교한 계량경제 모형을 구축할 필요가 있다.

VI. 결 론

1. 분석결과 및 요약

환율은 다른 거시경제변수들과의 긴밀한 상호 관계를 유지하여 변동한다. 특히 각국의 상대적인 금리의 변화와 환율의 변화는 높은 상관관계를 가지며 이는 곧 금융시장의 구조의 중요한 기본이 되는 동시에 금융정책 및 더 나아가 경제안정화 정책 수립에 매우 중요한 척도로 이용된다.

이에 우리나라와 같이 대외의존도가 높은 개방경제 있어 환율의 변동은 경제 전반에 상당한 영향을 미친다. 환율변동은 수출입 가격 및 물량 교역재와 비교역재간의 상대가격체계변화 등을 통해 소비, 투자, 생산 등 실물경제활동에 영향을 미친다.

본 논문은 이러한 환율의 변동을 분석하기 위해 IMF 외환위기 이후 자유변동 환율제도가 시작된 이래로 자본자유화가 가속된 뒤 우리나라의 실질환율을 각 기간별로 단위근 검정을 통해 실질환율의 추세가 안정적인지 여부를 연구하였다. 우선 단위근이 존재하지 않는다는 전제하에 회귀분석을 시도 하였고 그 결과 단위근을 갖는 불안정한 시계열로 나타났다 이에 따라 특성방정식을 이용하여 기간별 실질환율의 추세를 추정한 결과 1973년부터 외환위기 이전인 1997년 10월까지의 환율의 추세는 불안정하게 나타났고 외환위기 발생 후인 1997년 11월부터 2013년 12월까지의 실질환율의 추세 또한 불안정한 것으로 나타났다.

마지막으로 1973년부터 3월부터 2013년 12월까지의 전체기간동안의 실질환율의 추세도 불안정한 것으로 나타났다. 따라서 이러한 단위근 검정의 결과 우리나라의 실질환율 시계열의 추세가 연구기간 전 범위에 걸쳐 불안정한 것으로 나타났으며 이는 단위근이 존재함을 의미하고 이는 더 나아가 우리나라 실질환율의 변동은 각 기간별로 어떠한 한 단위의 외부충격이 (예를 들어 1987년의 1,2차 석유

과동과 1998년 발생한 IMF금융위기나 2008년에 발생한 미국발 금융위기 등)발생 하계 되면 충격이 오랫동안 지속되는 불안정한 시계열의 양상을 보여주고 있었다. 이는 한국의 실질환율이 외부충격에 민감하게 반응하고 있음을 나타낸다고 할 수 있다.

한편 명목환율을 자국통화로 표시된 외국통화의 가격으로 정의하고 명목환율을 자국의 타국에 대한 상대 물가수준으로 나눈 것을 실질환율로 정의할 때, 일국의 실질이자율의 상대적인 상승은 그 나라의 실질환율의 인하, 즉 평가절상을 야기시킨다.

다시 말하면 실질환율과 실질이자율차이는 부(-)의 관계를 갖게 되는데 자유변동환율제도가 시작된 외환위기 이후로 설정한 2000년 2월부터 2013년 12월의 기간 동안 우리나라의 실질이자율 평형조건의 성립여부를 실증 분석한 결과 국내·외 실질이자율 격차 값이 -1이 되지 않았으며 우리나라의 경우 실질이자율 평형조건이 성립되지 않음을 알 수 있었다.

2. 연구의 한계 및 향후 과제

본 연구는 발라사 사무엘슨 가설을 이용하여 환율결정모형이론에 대해 고찰하고 각 기간별로 단위근 검정을 통한 한국의 실질환율의 추세를 분석하고 실질이자율평형이론의 성립여부를 실증분석을 통해 검증하고자 하였다.

이러한 모형을 이용하여 실질환율을 설정하고 외환위기 이전 이후 및 전 기간에 걸친 한국의 실질환율의 행태분석을 위하여 먼저 실질환율의 불안정성을 검증하였는데 이를 위해 실질환율의 특성방정식을 설정하여 검증을 시도하였다.

이는 추세(Trend)를 이용한 분석으로 시계열자료가 장기적으로 변화하는 큰 흐름을 파악하기에 용이하고 이를 원시계열에서 제거하여 추세가 없는 시계열의 형태를 얻고 그 형태를 정상적시계열로 만들어 이러한 정상시계열에 나타나는 다른 변동요소를 찾는 데 근거를 마련할 수 있는 토대가 될 수 있는 것이다.

그러나 이러한 모형을 이용한 실증분석은 현실 통계자료에 충분히 뒷받침하지 못하는 한계가 나타나게 되었는데 그 이유는 환율의 결정요인을 생산성과 같은

공급요인측면만을 고려하였기 때문이다. 따라서 이와 같은 공급요인 외에도 소득, 정부지출 등과 같은 수요요인 등 다양한 요인들을 종합적으로 고려한 모형을 설정하는 것이 필요하다.

한편 Jin-ock Kim · Gi-Choon Kang(2013)은 전체적인 분석기간동안 일본의 통화의 수축 또는 확장이 엔화의 실질환율의 평가절상 또는 절하에 영향을 미침을 알아내었고 실질이자율평형이론이 성립함을 보였다. 그러나 이러한 연구 결과와는 달리 본 논문의 종합적인 분석결과를 검토해 볼 때 우리나라의 경우에는 실질이자율평형이론이 성립하지 않은 것으로 나타났다.

변동환율제도를 채택하고 있는 개방경제하에서는 경제의 안정화를 유지하기 위해 금리와 환율의 조화로운 운영이 필요하다. 채권시장을 주로 가정하는 전통적인 이자율평가조건에서 금리의 상승이 자본유입을 통해 환율하락을 초래한다고 주장하였다. 즉 금리와 환율이 (-)의 상관관계를 가지고 있다는 것이다.

이에 따라 변동환율제도를 채택하는 우리나라와 같은 경우는 경제안정화를 유지하기 위해서 이자율과 환율의 조화로운 정책으로 운영 유지 하는 것이 필요하지만 실증분석결과 실질이자율은 환율에 영향을 미치지 않고 실질이자율평형조건은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이것은 이자율 뿐만 아니라 그 밖에 실질경제에 수많은 요인들이 환율의 상승 또는 하락에 영향을 미치고 있다고 생각된다.

따라서 국민경제의 대내외적인 목표를 보다 효과적으로 달성하기 위한 금리정책 및 환율정책이 조화롭고 안정적으로 운영되기 위해서는 실질이자율평형조건에 기인한 정책 운용보다는 기타 변수들도 고려하여 보다 정교한 계량모형을 구축해 나가는 것이 바람직하고 이것이 현실경제에 맞는 연구로 이어져 정부의 금융정책 및 경제안정화정책에 다각적으로 이용될 수 있는 연구가 지속되어야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 강기춘, 『계량경제학 이론과 실습』, 은누리, 2010.
- 강정모·이연호·이상규·전영서, 『국제경제학』, 시그마프레스, 2005.
- 곽태운, 『현대국제금융론』, 박영사, 2010.
- 김근영, “환율동학에 대한 기대와 통화정책의 유효성”, 『한국은행 금융경제연구원』, 2010.
- 김명기·문소양, “환율, 금리, 주가변동의 상호연관성 분석”, 『경제분석』, 제4권 제2호, 한국은행경제분석연구소, 1998.
- 김성용, “이자율이 환율에 미치는 비대칭적 영향에 관한 연구-내외 금리차의 확대 및 축소시기를 중심으로-”. 연세대학교 대학원 석사학위논문. 2008.
- 김영일, “실질환율에서의 Balassa-Samuelson 효과분석: 미국과 일본 그리고 미국과 한국 2쌍을 중심으로”, 『관세학회지』 제11권 제2호, 관세학회, pp155-174, 2010.
- 김영철·류기덕·임충규·김진찬, 『한국경제의 현신과 이해』, 학문사, 2006.
- 김은태, “이자율이 환율에 미친 영향에 대한 실증연구 : 외환위기 이전과 이후의 비교 -한국의 경우-”. 연세대학교 대학원 석사학위논문. 2003.
- 김진옥, 『국제경제학』, 제주물산업인재양성센터, 2011.
- 남준우·이한식, 『계량경제학』, 홍문사, 2013.
- 박진근, 『환율경제학 이론과 검증』, 박영사, 1997.
- 박태식, “ 환율과 이자율차이사이의 관계에 관한 실증분석”, 『산업경제연구』, 제10권 제2호, 한국산업경제학회 pp117-126, 1997.
- 변영환, “실질환율과 이자율 차기간 장기적 관계”, 『국제경제연구』, 제3권 제2호 pp39-54, 1998.
- 심경섭, 『국제금융론』, 법문사, 2004.
- 신동백, “원/달러 환율결정이론의 실증적 분석”, 『산업경제연구』 제16권 제5호 pp1-179. 2003.
- 신양규 “ 글로벌경제위기에서 콜금리와 환율의 인과관계에 관한 연구”, 『한국데

- 이터정보과학회지』, pp.655-660, 2009,
- 엄상민, “우리나라UIP조건의 성립여부 검증 및 시사점”, 『조사통계월보』, 한국은행 조사국, 2013.
- 유병철, 『전력수요의 가격탄력성과 요금조정방안』, 에너지경제연구원, 1996.
- 이병락, 『계량경제학』, 시그마프레스, 2011.
- 이병창, “환율변동과 노동생산성간 관계 분석”, 『한국은행 금융경제연구원』, 2006.
- 이상영, “ 환율변동요인분석-리스크프리미엄이 포함된 이자율 평가조건을 중심으로-”. 경희대학교 대학원 석사학위논문. 2011.
- 이승호, 『환율의 이해와 예측』, 삶과지식, 2012.
- 이종원, 『한국경제론』, 해남, 2004.
- 이홍주, “ 우리나라 외환시장의 변동성과 환율제도 개선에 관한 연구”, 국민대학교 대학원 석사학위논문. 2010
- 장수자, “ 환율과 금리의 상호관계 실증 연구 -한·미 금리 역전현상을 중심으로-”, 용인대학교 경영대학원 석사학위논문. 2006.
- 차철호·이종철, 『글로벌 경제의 국제금융론』, 형설출판사, 2000.
- 최생림, 『외환론』, 박영사, 2003.
- 최영일, 『한국경제의 성장과 정책』, 박영사, 2004.
- 한국경제60년사 편찬위원회, 『한국경제60년사 총괄편』, 한국개발연구원, 2011.
- 홍순영 · 장재철 외, 『한국경제 20년의 재조명 1987년체제와 외환위기를 중심으로』, 삼성경제연구소, 2006
- Dornbush, R., "Expectation and Exchange rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, Vol84, 1976.
- Engel, Charles and John Rogers , "How wide is the Border?" *NBER Working Paper*, No. 4829, 1995.
- Jin-Ock Kim · Gi-choon Kang, “ Japanese Yen Behavior since 1980”, *KOREA AND THE WORLD ECONOMY* , ,The Association of Korean Economic Studies, Vol.14 No.3 , 2013.
- Rogoff, Kenneth , " The Purching Power Parity Puzzle," *Journal of Ecomomic Literature*, Vol. 34, 1996.

ABSTRACT

A Theoretical Study and Empirical Analysis of Korea's Real Exchange Rate

Hye Yeong Park

Department of Economics

The Graduate School of Jeju National University

Supervised By Professor Jin Ock Kim

Fluctuations in exchange rate in a small open economic system like our country has a very important meaning, since exchange rate is the main course whereby overseas shock is transferred and at the same time effects of currency policy are spread. In this aspect, analysis of relations between exchange rate and interest rate greatly affects effectiveness of currency policy.

Therefore, this study expects that theoretical study and empirical analysis of potential existence of such systematic relation between exchange rate and interest rate can be used as basic data to reflect that relation more precisely and understand at the time of establishing the country's macroeconomic model. And the study seeks to conduct theoretical study and empirical analysis of real exchange rate and interest rate parity conditions - considered to be core subject of empirical research on open macroeconomic theory.

As a method of research, the study used Balassa Samuelson hypothesis to examine exchange rate determining model theory. And it also established AR model using monthly data from March 1973 to December 2013 and then conducted trend analysis via unit root test, while using OLS (Ordinary Least Square) as an estimation method.

As a result, the study found that time-series trend of real exchange rate had unit root for whole period for the research. In other words, fluctuations in exchange rate showed unstable time-series aspect with long-lasting shock. This tells us that real exchange rate is sensitively responsive to exterior shocks. Along the way, the study tested whether real interest rate parity theory had prevailed for the period since foreign exchange crisis when freely fluctuating exchange rate system had begun to be applied. The result showed that in our country, gap value of real interest rate at home and abroad didn't become -1, telling real interest rate parity theory was not applicable to the country.

Overall analysis result of this study found that real interest rate had no effect on exchange rate. That is, apart from interest rate, lots of other factors in real economy affected the rise or fall of exchange rate. To consider other factors too rather than a simple policy arising from real interest rate parity conditions and to set up a more elaborate econometrics model might be desirable for harmonious and steady exchange rate policy operation to achieve interior and exterior goals of national economy in a more effective way. And this must be connected to continuous research on real economy so as to be used diversely for the government's financial policy and economy stabilization policy.