

碩士學位論文

韓國의 名目換率의 行態分析

濟州大學校 大學院

經濟學科



1993年 12月

韓國의 名目換率의 行態分析

指導教授 高 弼 秀

梁 太 碩

이 論文을 經濟學 碩士學位 論文으로 提出함.



梁太碩의 經濟學 碩士學位 論文을 認准함.

審査委員長 _____

委 員 _____

委 員 _____

濟州大學校大學院

1993年 12月

**A Study on Nominal Foreign Exchange Rates
in Korea**

Tae-Seok Yang

(Supervised by professor Pil-Soo Ko)



**A THESIS SUBMITTED IN PARTIAL FULFILLMENT
OF THE REQUIREMENTS FOR THE DEGREE OF
MASTER OF ECONOMICS**

**DEPARTMENT OF ECONOMICS
GRADUATE SCHOOL
CHEJU NATIONAL UNIVERSITY**

1993. 12.

< 目 次 >

I. 序 論	1
II. 한국의 經濟發展과 換率制度의 變遷	4
1. 固定換率制度(1945.10 - 1964.5)하에서의 經濟發展	5
2. 單一變動換率制度(1964.5. - 1980.2)하에서의 經濟發展	8
3. 複數通貨바스켓制度(1980.3 - 1990.2)하에서의 經濟發展	12
4. 市場平均換率制度(1990.3 -)하에서의 經濟發展	16
III. 換率決定模型에 대한 理論的 考察	21
1. 不均衡的 接近方法	22
2. 通貨論的 接近方法	26
3. 均衡的 接近方法	28
4. 開發途上國에서의 實質換率	34
IV. 實證分析	40
1. 長期均衡換率의 模型設定 및 推定	40
1). 模型設定	40
2). 推定	42
2. 벡터自己回歸分析	45
1) VAR 模型의 摸索	45
(1) 單位根 檢定	47
(2) 共積分 檢定	49
(3) 最適 時差構造 檢定	51
(4) 블럭 外生性 檢定	52
2) 因果關係 檢定	52
3) 衝擊反應函數와 分散의 分解	54
V. 結 論	60
參 考 文 獻	62
附 錄	66

表 및 圖 目 次

<표 2-1> 여타制度 및 自由變動換率制度와 비교	20
<표 4-1> OLS 推定: $\ln e = \alpha_1 \hat{\ln q} + \alpha_2 \hat{\ln(m/m^*)} + \alpha_3 \hat{\ln(y^*/y)} + \alpha_4 \hat{(r-r^*)}$	42
<표 4-2> GLS 推定: $\ln e = \alpha_1 \hat{\ln q} + \alpha_2 \hat{\ln(m/m^*)} + \alpha_3 \hat{\ln(y^*/y)} + \alpha_4 \hat{(r-r^*)}$	43
<표 4-3> 單位根 檢定	47
<표 4-4> 共積分 檢定	50
<표 4-5> 因果關係를 위한 F-통계량	53
<표 4-6> 한국과 미국의 추정에서의 分散分解	57
<표 4-7> 한국과 일본의 추정에서의 分散分解	59
<표 4-8> 單位根 檢定	66
<그림 1-1> RESPONSES OF MONEY TO MONEY	67
<그림 1-2> RESPONSES OF MONEY TO IPI	67
<그림 1-3> RESPONSES OF MONEY TO REALEX	68
<그림 1-4> RESPONSES OF MONEY TO MONEX	68
<그림 1-5> RESPONSES OF IPI TO MONEY	69
<그림 1-6> RESPONSES OF IPI TO IPI	69
<그림 1-7> RESPONSES OF IPI TO REALEX	70
<그림 1-8> RESPONSES OF IPI TO NOMEX	70
<그림 1-9> RESPONSES OF REALEX TO MONEY	71
<그림 1-10> RESPONSES OF REALEX TO IPI	71
<그림 1-11> RESPONSES OF REALEX TO REALEX	72
<그림 1-12> RESPONSES OF REALEX TO NOMEX	72
<그림 1-13> RESPONSES OF NOMEX TO MONEY	73
<그림 1-14> RESPONSES OF NOMEX TO IPI	73
<그림 1-15> RESPONSES OF NOMEX TO REALEX	74
<그림 1-16> RESPONSES OF NOMEX TO NOMEX	74
<그림 2-1> RESPONSES OF MONEY TO MONEY	75
<그림 2-2> RESPONSES OF MONEY TO IPI	75
<그림 2-3> RESPONSES OF MONEY TO REALEX	76
<그림 2-4> RESPONSES OF MONEY TO MONEX	76
<그림 2-5> RESPONSES OF IPI TO MONEY	77
<그림 2-6> RESPONSES OF IPI TO IPI	77
<그림 2-7> RESPONSES OF IPI TO REALEX	78
<그림 2-8> RESPONSES OF IPI TO NOMEX	78

<그림 2-9> RESPONSES OF REALEX TO MONEY	79
<그림 2-10> RESPONSES OF REALEX TO IPI	79
<그림 2-11> RESPONSES OF REALEX TO REALEX	80
<그림 2-12> RESPONSES OF REALEX TO NOMEX	80
<그림 2-13> RESPONSES OF NOMEX TO MONEY	81
<그림 2-14> RESPONSES OF NOMEX TO IPI	81
<그림 2-15> RESPONSES OF NOMEX TO RAELEX	82
<그림 2-16> RESPONSES OF NOMEX TO NOMEX	82



Summary

Nominal Exchange Rate Behavior In The 1980s

- The Case Study For Korea -

This paper employs the equilibrium approach to exchange rate determination model(Stockman,1987) and the Sims'innovation accounting technique to asses the relative contributions of the determinations of the foreign currency(U.S.Dollar, Japan Yen) value in terms of the Korean Won. Monthly data during the period January 1980 through December 1990 are used in the analysis.

Unlike the monetary approach to exchange rates, the equilibrium approach may incorporate the purchasing power disparity as a determinant of the nominal exchange rate. Furthermore it argues that any government policy can not create the correlation between changes in the real and nominal exchange rate. This may imply that the change in the nominal exchange rate induced by government policy can not affect the real exchange rate. Causality runs from the change in the real exchange rate to the nominal exchange rate.

For U.S. vs Korea VAR system, the real exchange rate is affected by the relative money supply ratio and the relative production ratio at the significance level of 8% and 10% respectively. On the other hand the nominal exchange rate is affected only by its own past. The variance decomposition result is that the innovations in the real exchange rates(deviation from the relative purchasing power parity) may account for about 55% of the forecast error variance in the nominal exchange rates. In contrast, the innovations in the nominal exchange rate may explain 8% of the forecast error variance in the real exchange rate.

For Japan vs Korea VAR system, the causality test is that both the real and nominal exchange rate are completely autonomous. The variance decomposition result is that the real exchange rate may account for about 67% of the forecast error variance in the nominal exchange rate. On the contrary the innovations in the nominal exchange rate may explain 7% of the forecast error variance in the real exchange rates.

To sum, the change in the nominal exchange rate is caused by the nonmonetary factors, such as the presence of the nontradables, trade restriction, government spending. In U.S. vs Korea system, the change in nominal exchange rate induced by the government policy has affected the real exchange rate. However the data used in this analysis was not those in the floating exchange rate system but those in the managed floating exchange rate system. In March, 1990, the system of the exchange rate was changed into that of market average exchange rate, so we can expect that the result analyzed with enough data 1990 will be interesting.



I. 序 論

우리나라의 경제발전은 지금까지 輸出主導型으로 이루어져 왔음은 異論의 여지가 없으며 주어진 여건 - 賦存資源의 부족, 고급 勞動力의 풍부 - 속에서 최대한의 경제적 효율을 달성하려 하였다. 또한 對外依存度가 높은 한국과 같은 경제에서는 환율의 변동은 국제경쟁력에 지대한 영향을 미친다. 따라서 본 연구는 국가 간의 화폐적 교환비율인 환율이 어떻게 결정되고 어떤 衝擊들에 의해 영향을 받는지와 이를 통하여 국제경쟁력제고를 위한 정부의 환율정책의 효과 및 한계를 살펴 보고자 한다.

환율결정에 관한 이론적 측면은 크게 均衡論的 立場과 不均衡論的 立場으로 나눌 수 있다. Dornbush(1976)와 같은 불균형론자들은 단기에 있어서 가격의 경직적이기 때문에 通貨量變動과 같은 名目衝擊은 이자율을 하락시키고 期待換率을 상승시켜 명목환율을 장기명목환율이상으로 상승시킨다. 따라서 변동환율제도하에서 정부의 擴大金融政策은 명목환율을 上射(overshooting)시키고 이러한 명목환율의 상승은 실질환율을 균형실질환율이상으로 상승시키므로써 자국의 국제경쟁력을 제고시킬 수 있다. 반면에 Stockman(1987)과 같은 균형론자들은 단기 또는 장기에 價格은 伸縮的이어서 통화량증대와 같은 명목충격은 명목환율과 물가를 동시에 같은 비율로 상승시키기 때문에 실질환율을 변동시킬 수 없다고 주장한다. 이는 通貨論的 換率決定理論이 시사하는 바와 동일하며 다른점은 수요 및 공급충격과 같은 實質衝擊(real shock)이 실질환율을 변화시키고 이러한 실질환율의 변화는 명목환율을 변화시킬 수 있다는 점이다. 균형론적 환율결정이론은 통화론적 환율결정이론이 고려하지 않는 購買力偏差 즉 실질환율의 불안정성을 야기하는

경제적 충격이 명목환율을 변동시킨다는 점에 착안한 보다 일반화된 모형이라 할 수 있다.

위의 두 견해는 정부의 通貨金融政策의 效果 및 限界를 달리한다. 불균형론적 환율결정이론에 의하면 정부가 정책적 개입에 의해서 명목환율을 변동시킨다면 이러한 환율의 변동은 실질환율의 변동을 수반한다는 것이다. 즉 정부의 통화공급증대와 같은 정책적 개입이 자국의 국제경쟁력을 제고시킬 수 있다는 것이다. 반면에 균형론적 환율결정이론은 통화량증대와 같은 정부의 정책적 개입은 명목환율만 변화시킬 수 있을 뿐이지 실질환율을 변화시킬 수 없음에 따라 자국의 국제경쟁력을 제고시킬 수 없음을 시사하고 있다. 명목환율이 실질환율을 변화시키는 것이 아니라 실질환율을 변동시키는 실질충격만이 명목환율을 변화시킨다는 것이다.

본 연구에서는 長期的인 均衡論的 立場에 의해 제시되고 있는 換率決定模型을 우리나라에 적용, 전통적인 회귀분석인 최소자승법(Ordinary Least Squares, OLS)와 일반화된 최소자승법(Generalized Least Squares, GLS)를 이용하여 한국과 미국 그리고 한국과 일본의 경우로 나눠 현실경제에 대한 이론의 설명도를 측정함과 동시에 모형내의 모든 경제변수가 경제체제내에서 결정되는 내생변수라는 점을 감안하여 VAR(Vector Auto Regression) 분석을 하고자 한다. VAR 분석을 통하여 어떤 경제적 충격이 명목환율 및 실질환율에 영향을 미치는 지를 파악하고자 한다. 또한 명목환율의 변동이 실질환율을 변화시키는지 실질환율의 변동이 명목환율을 변동시키는지 통계적으로 검증함으로써 정부정책의 효과 및 한계를 고찰해 보고자 한다.

본 논문의 결과를 요약하면 VAR 분석에 있어서 분산의 다분화 및 충격반응함수에 의하면 구매력평가의 편차를 야기하는 非通貨的 要因인 실질충격은 한국과 미국, 한국과 일본의 경우 모두에서 실질환율에 영향을 주고 있다. 하지만 通貨量變動과 같은 명목충격은 한국과 미국의 경우에서 명목환

율과 실질환율에 모두 영향을 주고 있으며, 한국과 일본의 경우에는 명목 환율에는 영향을 주지만 실질환율에는 영향을 주지 못하고 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다.

제Ⅱ장에서는 지금까지의 우리나라 換率制度의 變遷過程을 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 실증분석하기에 앞서 換率決定에 대한 여러가지 理論을 개괄하였고, 제Ⅳ장에서 균형론적 입장에서 명목환율모형을 설정하고 實證分析을 시도하였다. 마지막으로 제Ⅴ장 결론에서는 分析結果를 요약, 정리하였다.



II. 한국의 經濟發展과 換率制度의 變遷

한국은 해방직후의 혼란기에 있어서 군정 및 과도정부 기간을 통하여 정치적, 사회적불안의 계속된 데다가 경제적으로는 일본경제권으로 부터의 급격한 이탈과 남북분단 등으로 산업구조의 기형화, 생산위축, 통화증발, 인구의 급증 등 견잡을 수 없는 악성인플레이션에 휘말리게 되었다. 이런 상황에서 남한경제를 파멸로부터 겨우 연명시킨 것은 미국의 막대한 經濟援助였다. 이런 경제원조로 인한 채권, 채무를 정리하기 위하여 對美換率 문제가 발생하였고, 이에 미화 1달러당 0.0015원¹⁾으로 정하는 固定換率制度를 실시하였다. 신정부가 수립되고 물가와 통화가치의 안정이 경제발전의 전제조건임을 깨닫고 經濟安定 15原則을 입안, 실시하여 국민경제의 안정과 성장의 기초조건을 마련하려던 중 6.25 동란을 맞게되 한국경제는 다시한번 시련을 겪게 되었다.

휴전후 군사비지출로 인한 막대한 통화량 증가로 物價上昇 및 換率上昇壓力 등이 발생하였고, 두 차례의 通貨改革²⁾을 실시케 하였다. 1950년대부터 70년대까지의 경제정책면에서 공업부문의 자본누적이 주로 환율, 금리 등의 價格機構의 二重構造를 통해서 이루어졌다. 60년대에 접어들면서 5.16 군사정부는 경제자립과 국민의 생활수준향상을 지상과제로 삼고 공업화를 주축으로 한 綜合經濟開發計劃을 추진하게 되었다. 그 결과 60년대 연평균 8.6%에 달하는 고도성장을 이룩하였다. 반면 외환사정의 악화로 1964년 5월 3일

1) 이하 모두 원화로 표시되고 달러는 미국의 달러를 나타냄.

2) 1953년 2월 14일 원(元)을 환으로 100:1 교환
1962년 6월 10일 환을 원으로 10:1 교환

정부는 單一變動換率制度로 전환하게 되었다. 70년대의 고도의 경제성장, 미국 이외의 국가들과의 교역량 증가, 미달러화의 불안정 등으로 정부는 1980년 2월 27일 換率決定方式을 SDR(Special Drawing Rights) 및 獨自的通貨바스켓制와 연결한 複數通貨바스켓制를 실시하였다. 1986년의 經常收支 黑字 등으로 대외통상압력의 증대 및 한국경제의 국제화 진전을 위해 정부는 1990년 3월 1일 부터 환율이 외환시장의 수급상황에 따라 결정되는 市場平均換率制度를 채택하였다. 이를 환율제도별로 살펴보고자 한다.

1. 固定換率制度(1945.10 - 1964.5)하에서의 經濟發展

1945년 해방된 이후 극심한 혼란기를 거쳐 1948년 정부가 수립되자 정치, 경제, 사회 등 각 분야에 걸쳐 어느정도 안정을 되찾아 가는 듯 하였으나, 1950년 6.25 동란이 발발함으로써 다시 혼란을 겪게 되었다.

경제적인 면에서는 일제하의 민족자본형성이 극히 미미하고 산업구조 불균형은 해방과 더불어 남북분단 이후 더욱 심화되었고 남한의 총 공장수의 85% 이상을 차지한 歸屬企業體가 오래동안 관리부재 상태에 있었고, 1948년 5월에는 북한으로부터 송전이 중단되어 남한의 산업활동은 더욱 큰 타격을 받게 되었다. 또한 일제의 전쟁수행을 위한 통화남발, 해방후 혼란기 속에서의 생산활동의 침체, 재정지출 폭등, 물가폭등 등으로 통화증발요인으로 작용, 악성인플레이션을 초래하였다.

이에 정부는 1950년 3월 經濟安定 15原則을 수립, 시행함과 더불어 農地改革을 단행하는 등 경제재건에 힘을 기울였으며, 미국의 각종 원조도 한국 경제 재건을 도왔다. 그러나 6.25 동란으로 이 모든 노력이 무산되었고 전 비조달을 위한 확대재정은 재정인플레이션을 더욱 악화시켰다. 전후 전재복

구, 산업재건, 인플레이션억제를 위해 1953년 2월 15일 通貨改革을 실시하였다.

이 시기에 미국의 막대한 經濟援助는 한국의 산업생산활동 뿐만아니라 국민경제생활에 전반적으로 기여하게 되었다. 미국은 1953년부터 1961년까지 총 22.8억 달러의 원조를 제공하였는데 이는 1945년부터 1961년까지의 원조액 31.3억 달러의 72.9%에 달하는 것이다. 이 중 AID원조의 내용을 보면 시설재가 27.6%, 원자재가 72.4%로 구성, 농산물을 비롯한 원자재 중심의 消費財 援助라 할 수 있다. 소비재 중심의 원조는 국민의 소비성향을 자극 공업보다는 상업이 기형적으로 팽창하는 요인이 되었고 工業部門에 있어서는 시설재원조 중 중공업부문은 27.1%에 불과 중화학공업보다는 원자재를 이용한 輕工業이 공업을 주도하는 결과를 낳았다.

5.16 군사혁명 후 정부는 기간산업 및 사회간접자본의 확충, 유희자원의 최대한 산업자본화, 수출증대를 통한 국제수지 개선, 농업생산성의 확대 등을 통한 국민경제의 구조적 불균형의 시정을 정책목표로 설정하여 第1次 經濟開發 5個年計劃(1962-1966)을 실시 하였다. 이 밖에도 확장정책에 의하여 누적된 과잉통화를 흡수하고 퇴장자금의 산업자금화를 위해 1962년 6월 10일 通貨改革을 단행하였고, 인플레이션억제를 위해 綜合物價安定政策을 추진하였다³⁾.

換率制度면에서보면 해방후 미군정하에서 대외채무지급을 위하여 최초로 1945년 10월 1달러 당 0.015원으로 公定換率이 책정되었으나, 민간에 적용된 것은 1948년 2월 外國換預置證制와 동년 10월의 『韓美間 換金에 關한 暫定協定』에 의거 외환의 자유매매율 미1달러당 0.45원이었다. 이 시기는 지속적인 인플레이션으로 인해 정책목표가 인플레이션억제와 외화가득에 있었

3) 한국증권거래소, "한국의 증권시장", 1991.

으므로 원화는 고평가로 운영되었다. 원화의 公定換率은 실세조정을 위한 사후 평가절하로 1964년 5월에 채택되어 시도된 單一變動換率制로의 이양전까지 10여차례에 걸쳐 조정되었다. 한편 對充資金換率(Counter Part Fund Rate)의 설정에 관한 한미간의 최초의 합의는 1948년 12월 1일자로 체결된 『大韓民國과 美合衆國과의 援助協定』이며 동 협정에 의거 미국의 원조물자는 조선은행에 개설되어 있는 對充資金計定에 예입하고 對充資金換率은 정부와 대표자간의 합의에 따르기로 정하였다.

한편 對充資金 이외의 換率은 1947년 6월 13일자 大統領令 제132호 대외 무역거래 및 외국환 취급 규칙에 의거 정부보유외환의 환금에만 적용되는 “公定換金率”과 정부보유외환 이외의 외환의 환금에 적용되고 재무부장관의 시세를 참작해서 임시결정하는 “一般換金率”로 이분화 되었다. 이같은 複數換率制는 국내경제사정에 적합치 않았으므로 大統領令 제324호로써 『外國換賣買規定』을 제정, 공포하여 경매에 의한 銀行率⁴⁾이라는 單一換率이 실시되었다. 6.25 사변으로 경매가 불가능하게 되자 1950년 11월 1일자 재무부장관 특별조치로서 公定換率을 1달러당 2.5원으로 인상하였다.

전후 한미정부간에 공정환율 설정에 관한 공식합의는 1953년 12월 14일자 『經濟再建 및 財政安定計劃에 관한 韓美合同經濟委員會協約』이었고 동 협약에 의거 公定換率을 1달러당 18원으로 변경, 15일부터 적용하였다.

1960년 4.19혁명 후 정부는 『韓國의 經濟改革方案에 관한 覺書』를 미국측에 전달하고 환율을 1달러당 100원으로 적용할 것을 잠정합의 1961년 1월 1일부터 실시하기로 발표하였다. 또한 환율을 현실적 單一換率로 통합해야

4) 6.25사변전까지 4차례의 경매가 있었다.

1950년 4월 29일 1달러당 1.8원

1950년 5월 15일 1달러당 1.6원

1950년 6월 3일 1달러당 1.6원

1950년 6월 17일 1달러당 1.8원

한다는 견해의 대두로 달러당 125원의 기본율과 달러당 5원의 증서율을 합한 130원을 1달러의 현실적 單一換率로 통합 1961년 2월 2일 부터 실시하도록했다.

5.16 직후 군사정권은 의욕적인 經濟開發 5個年計劃에 따른 지나친 확대 정책, 외환수급제로 인한 외환수요의 증대, 통화개혁의 실패 등은 인플레이션을 조장하였고 1963년에 접어들면서 외환보유고의 감소 때문에 물가양동, 식량파동 등으로 극도의 경제위기에 봉착하게 되었다. 이에 정부는 1964년 5월 3일을 기해 公定換率을 1달러당 255원을 하한으로 하는 單一變動換率로 개정, 실시하고 外換證書制度를 채택하였다.

2. 單一變動換率制度(1964.5 - 1980.2)하에서의 經濟發展

第1次 經濟開發 5個年計劃(1962-1966)은 연평균 7.1%의 성장목표를 세웠으나 실제로는 연평균 8.3%로 초과달성했으며 1인당 GNP는 87달러에서 126달러로 늘어났다. 대외거래에 있어서는 수출이 5,500만 달러에서 2억 5천만 달러로 크게 신장하였으나 수입 역시 투자재 및 수출용 원자재 수입증대로 크게 증가하여 무역수지는 개선되지 못했다. 1963년 貿易收支는 4억 7천 4백만 달러의 적자에서 單一變動換率제 실시 원년에는 2억 8천 5백만 달러로 크게 줄어들었으나, 第1次 計劃期間 중 연평균 3억 7천 6백만 달러 적자였다.

第2次 經濟開發 5個年計劃(1967-1971)에서는 산업구조의 근대화, 수출의 지속적 확대, 공업화의 진전 등에 의한 자립경제체제의 확립으로 목표를 설정하고 1969년 동계획을 수정하여 제반 목표치를 상향조정하였음에도 불구하고 목표년도인 1971년에는 농림, 수산부문을 제외하고는 계획목표를 초과

달성하였다. 농림, 수산부문이 낙후됨에 따라 1968년 부터 제2차 계획과는 별도로 농어민 소득증대 特別事業計劃(1968-1971)을 수립, 추진하게 되었다. 동기간 동안 경제성장률은 당초계획 7% (수정계획 10.5%)보다 훨씬 높은 연평균 11.4%의 고도성장을 기록하였고, 國際收支에 있어서는 수출이 당초 계획을 2배 이상 상회 하였으나, 수출용 시설재와 원자재의 수입증가 그리고 소득증가에 따른 소비지출의 증가로 수입 또한 급증하여 貿易收支가 惡化되었다. 또한 효율적인 내자동원체제를 위하여 금리를 수차례 단계적으로 인하하였다.

두 차례에 걸친 經濟開發計劃의 성공적인 수행으로 자립경제와 고도성장의 기반이 다져지기는 하였으나, 그 과정에서 구조적 취약성 및 균형발전상의 문제점이 노출됨에 따라 성장, 안정, 균형의 조화, 자립경제기반의 구축, 지역개발의 균형을 기본정신으로 하고 농어촌경제의 개발, 수출의 증대, 중화학공업의 건설을 통한 산업구조의 고도화 등에 목표를 둔 第3次 經濟開發 5年計劃(1972-1976)을 수립, 추진하였다.

동계획기간 중 연평균 경제성장률은 8.6%를 계획하였으나 실제로는 11.2%의 높은 성장률을 기록하였다. 이와 같은 고도성장은 1972년도의 8.3 조치와 10월 유신, 1973년 말경부터 시작된 1차 석유파동 등 내외적인 어려운 여건속에서 이루어진바, 이는 고용증대를 위하여 투자를 대폭 늘리는 한편 이로 인한 인플레이션과 물가상승압력에 적극 대처한데 기인하나 그 밖에도 선진국의 경기회복 및 중동의 건설붐도 크게 기여하였다. 國際收支에 있어서는 한때 수출부진과 수입가격상승으로 무역수지가 크게 악화됨에 따라 경상수지도 더욱 악화되기도 하였으나, 상품수출의 급신장에 힘입어 대체로 그 적자폭이 축소되는 양상을 보였다.

第3次 開發計劃은 제1차 석유파동을 비롯한 많은 역경속에서도 농업부문의 낙후성 및 산업구조를 개선하였으나, 추진과정에서 인구집중과 주택, 지

역간 산업간 불균형, 물가불안, 미군감축 및 각국의 보호무역주의 강화 등에 따른 문제점이 등장하였다. 이에 정부는 국가의 항구적인 안전보장과 국민생활의 양적 질적 향상이라는 대전제하에 투자재원의 자력조달 및 조성을 통한 자력성장구조의 실현, 적절한소득분배와 생활환경의 개선을 통한 사회개발의 촉진, 과학기술투자의 증대를 통한 기술의 혁신과 능력의 향상을 기본목표로 하는 第4次 經濟開發 5個年計劃(1977-1981)을 수립, 추진하게 되었다. 동계획은 국제수지개선과 중화학공업의 본격적인 건설로 순조롭게 출발하였으나 제2차 석유파동 및 과거 고도성장과정에서 누적된 문제가 현재화되었고 10월 유신과 1979년 10.26 사태 이후 정치, 사회적 불안정이가세함으로서 연평균 목표성장률 9.2%에 미달하는 5.7%의 실적에 머물렀을 뿐만아니라, 1980년에는 1956년 이후 처음으로 마이너스 성장을 기록하게 되었다. 經常收支에 있어서는 물가상승과 세계경기회복지연 등으로 수출증가세가 둔화됨에 따라 1980년에는 53억불의 적자를 기록하였고 연평균으로는 30억불 이상의 적자를 기록하였다.

정부가 單一變動換率制를 채택하지 않을 수 없었던 중요한 이유는 그 당시 대외적으로는 항상 외환부족에 처해있었고 대내적으로는 지속적 인플레이션에 따라 환율은 점차 실세와 유리됨으로써 수출은 채산성의 압박으로 부진상태에 빠지는 반면 수입은 유리해져 결과적으로 外換不足만 더욱 가중시키는 사태가 야기된 것이다. 따라서 일정범위내에서 어느정도 환시세의 자유로운 변동을 허용하고 국내인플레이션을 이 自律換率에 흡수시킴으로써 수출입에의한 인플레이션 압력을 완화시키는데 換率制度의 目的이 있었던 것이다.

본 제도는 1965년 3월에 이르러서야 비로소 실시되었는데, 그 이유는 수입쿼타의 철폐, 외환증서시장의 형성, 환시장조작기금의 확보, 그리고 재정 금융정세 등 제반여건이 불비하였고 정부가 외환증서의 매매가 환율인상을

초래하고 그것이 국내물가를 자극하는 악순환을 우려하였기 때문이다. 1965년 3월 19일 외환증서시장조작을 위한 930만달러의 期待性借款(Stand-By)을 IMF로부터 받아 동년 3월 22일 실시하게 된 것이다.

또한 외환제도면에서 종전의 외환매상집중제에서 매상집중제와 예치집중제를 혼합한 外換證書制度를 실시하게 되었다. 外換證書制度란 국민경제주체가 외국환을 수취하였을 때 외국환은행으로부터 외화 대신 외국환을 대용하는 증서를 발행, 교부받을 수 있도록 함과 동시에 대외지급을 필요로 하는 자에게 매매양도할 수 있도록 함으로써 간접적으로 외환의 매매집중의무를 면제해 주고 외화표시자산의 보유와 자유거래를 인정하는 제도이다. 이 제도하에서 외환취득시와 대외지급시의 기간차로 나타날 환율변동에 따른 환위험을 회피할 수 있으며, 외환수급에 있어서 원화사용에 대체됨으로써 해외부문에 의한 통화량 변동을 중화시키는 통화정책의 수행과정에서 중요한 역할을 할 수 있었다.

單一變動換率制度하에서는 基準換率과 外國換賣買率로 크게 양분해 놓고 外國換銀行 對顧客賣買率, 韓國銀行集中率과 外國換銀行間 賣買率로 다시 구분한다⁵⁾.

基準換率은 모든 외국환매매율의 下限이 되는 換率로서 재무부장관이 국무회의를 거쳐 대통령의 승인을 얻어 정하게 된다. 外國換銀行間 賣買率은 외국환은행간 자유로이 결정되므로 거래별로 나눌 수도 있으나 한국은행에 있는 외환교환실에서 각 외국환은행의 交換員(Dealer)들에 의해 단일률로 거래되는 것이 일반적이다. 外國換銀行 對顧客賣買率은 외국환은행이 고객과 외국환거래를 할 때 적용되는 환율로서 외국환은행이 자율적으로 결정해서 매영업일마다 고시한다. 韓國銀行集中率은 한국은행이 외국환은행, 외국

5) 한국은행, “한국의 외환관리”, 1964.

환평형기금, 주한국제연합군 및 정부와 거래를 할때적용되는 외환매매율을 말한다.

單一變動換率制度하에서의 한국경제는 經濟開發 5個年計劃과 더불어 공업화의 진전을 기축으로 해서 수년간 고도성장을 이룩하였고 농업과 경공업의 생산면에서의 개선에도 불구하고 물가의 상승과 무역수지의 악화 그리고 대외채무의 부담증가 등의 문제점이 발생함으로써 물가와 환율 사이의 괴리현상이 심화되어 갔다. 외환시장의 취약성으로 환율이 충분히 유동화되지 못하고 경직적으로 운영됨으로써 사실상 固定換率制度和 거의 같게 운영되어 오면서 4차례의 큰 平價切下로 물가수준과 괴리된 환율을 조정하였다. 1969년 11월 3일 1달러당 292원에서 304.35원으로 4.4%, 1971년 6월 1달러당 370.80원으로 13%, 1974년 12월 오일쇼크에 대처하기 위해 484원으로 21.3%, 이후 1980년 1월 12일 1달러당 580원으로 약 19.8% 平價切下되었다.

3. 複數通貨바스켓制度(1980.2-1990.2)하에서의 經濟發展



第4次 計劃에서의 제목표들은 실효성있게 추진되지 못하고 오히려 소득분배의 악화, 부동산투기나 중화학 건설에 대한 집중지원 등에 기인한 상대적 빈곤감의 심화, 개발과정과 성장배분에 대한 참여와 기회균등의 사회문제 등이 제기되었다. 경제, 사회의 대내외적 여건의 변화에 대응한 적절한 경제운용방식을 찾지 못한다는 인식에 따라 정부는 『社會』와 『發展』이라는 개념이 도입된 第5次 經濟社會發展 5個年計劃(1982-1986)을 수립하였고, 1983년 12월에는 80년대 중반의 대외여건변화와 새로운 경제, 사회적 요청에 부응할 수 있도록 수정계획을 수립하였다.

第5次 計劃에서는 그동안 경제개발과정에서 발생한 인플레이션, 비능률,

불균형 등의 문제를 해소하고자 안정, 능률, 균형을 이념으로 삼고, 경제안정기반의 정착을 통한 국민생활의 안정 및 경쟁력 강화와 국제수지개선, 지속적 성장기반의 구축을 통한 고용기회의 확대와 소득증대, 소득계층간 지역간 균형발전을 통한 국민복지의 증진을 그 목표로 설정, 추진하였다.

第5次 計劃期間 중 경제성장률은 연평균 8.7%를 기록, 특히 1986년에는 저유가, 저금리, 달러가치의 하락 등 3저효과로 12.3%의 고도성장을 시현하였다. 물가안정에 정책의 최우선과제를 두고 긴축재정정책, 적정통화공급, 부동산투기억제, 임금인상억제 등의 노력에 따라 물가는 전례없이 안정되었다. 對外去來에 있어서도 중화학제품의 비중 증가 등 수출구조의 고도화와 수출의 꾸준한 신장, 국내소비절감과 수입대체를 위한 노력으로 수입증가세의 둔화로 經常收支가 연평균 3.8억 달러의 적자를 기록하고, 특히 1986년에는 46억 달러의 높은 흑자를 기록하여 본격적인 經常收支 黑字時代의 막을 열었다.

第5次 計劃이 성공적인 마무리에 이어 정부는 第6次 經濟社會發展 5個年 計劃(1987-1991)을 수립, 추진하였는데, 동계획 초기의 계획을 상회하는 실적을 보이면서 여건이 변화하자 1988년 4월에는 수정계획을 수립, 추진하였다. 『能率과 衡平을 토대로한 經濟先進化와 國民福祉의 增進』을 목표로 하여, 경제사회의 제도발전과 질서의 선진화, 산업구조의 개편과 기술입국의 실현, 지역사회의 균형발전과 국민생활의 질적 향상을 중점적으로 추진하도록 하였다. 그리고 이러한 목표와 과제를 달성하기 위하여 고용기회의 확대를 위한 적정성장의 유지, 국제수지 흑자기조의 정착과 외채부담완화, 산업구조정리촉진, 기술입국의 실현, 지역간 균형개발과 지방경제의 활성화, 국민복지의 증진과 형평제고, 시장경제질서의 창달과 정부기능의 재정립 등의 6가지를 주요 정책방향으로 설정하였다.

1986년 이후 3년간의 高度成長과 큰폭의 經常收支 黑字는 대외적으로 원

화절상의 압력을 가중시키는 등 교역조건을 악화시키게 되었다. 대내적으로는 임금인상, 노사분규의 심화, 물가불안 등을 야기시키게 되었고, 우리나라 민주헌정사에 새로운 이정표를 세운 6.29 선언 이후 각종 욕구분출까지 가세하여 우리나라 경제는 생산성저하, 수출부진, 내수증가 및 이에 따른 내수용 수입증가 등의 현상이 나타나게 되었고 輸出主導型 成長을 추구하는 우리경제에 큰 타격을 가하여 1989년에는 경제성장률이 6.7%에 불과하고 經常收支 黒字도 51억 달러에 불과하였고 1990년에는 더욱 부진한 모습을 보였다.

單一變動換率制는 환율운영이 사실상 고정환율제로 운영됨에 따라 국제수지에 대한 환율의 조정기능이 미흡했으며, 또한 단일통화인 미달러에 페그됨으로써 미달러 이외의 여타통화들의 환율변동을 반영할 수가 없었다. 이런 문제점과 함께 석유파동으로 인해 고조된 국내물가 상승압박, 국내외 물가차로 말미암아 원화 환율의 과대평가를 초래하게 되었다. 그로 인한 價格機構의 歪曲의 누적되어 그 피해가 클 경우 사후적으로 한꺼번에 큰 폭으로 환율을 인상조정해 왔었다.

이에 환율변동의 안정성과 교역상대국과의 국제경쟁력 유지를 목적으로 SDR바스켓과 獨自바스켓을 加重한 다음 기타 국제수지등의 실세를 반영하는 實勢反映裝置로 조정하여 집중기준율을 결정하는 방식의 複數通貨바스켓제도를 1980년 2월 27일부터 1990년 2월 28일까지 시행하였다.

이 제도하의 환율구조 역시 基準換率, 韓國銀行集中率, 外國換銀行間 賣買率, 外國換銀行 對顧客賣買率로 구분되며, 基準換率은 모든 환율의 하한이 되는 환율이며, 韓國銀行集中率은 모든 환율의 기준이 되는 集中基準率과 외국환은행과의 거래에 적용되는 集中賣買率이 있는데 집중매매율은 집중기준율에 0.35%를 가감하여 결정된다. 外國換銀行 對顧客賣買率은 한국은행 집중율에 0.40%를 가감한 전신환매매율, 일람출급환어음매입률, 기한부어

음매입률, 수입어음결제율, 현찰매매율로 나누어진다.

다른 모든 환율의 사실상 결정기준이 되는 한국은행 집중기준율은 SDR바스켓, 獨自바스켓 그리고 實勢反映裝置 등의 3가지 요소에 의해 결정되었다. 이를 산식으로 나타내면 다음과 같다⁶⁾.

$$ERT = \beta * [(W/SDR)_o / (U\$/SDR)_t] + \beta' * [(W/TWB)_o / (U\$/TWB)_t] + \alpha$$

ERT : 비교시점의 미달러에 대한 集中基準率

TWB : 獨自바스켓

(W/SDR)_o : 기준시점의 SDR 對元貨 換率

(U\\$/SDR)_t : 비교시점의 SDR 對미달러 換率

(W/TWB)_o : 기준시점의 TWB의 對元貨 換率

(U\\$/TWB)_t : 비교시점의 TWB의 對미달러 換率

β, β' : 加重值

α : 實勢反映裝置

제1항은 SDR바스켓에서 얻어지는 환율값을 나타내고 있고 기준시점의 SDR 대원화환율은 고정된 값이며, 비교시점의 SDR 대미달러 환율은 매일 國際外換市場에서 고시되고 있다. 제2항은 獨自바스켓을 구하는 산식인데 獨自바스켓構成通貨에 포함된 한국의 주요 교역상대국으로는 미국, 일본, 영국, 독일, 캐나다의 5개국으로 알려져 있다. SDR바스켓은 미국, 일본, 영국, 독일, 프랑스 통화들의 변동과 관계가 있게 된다. 프랑스와 캐나다를 제외한 네국가는 양 바스켓에 모두 포함되어 있으므로 加重值가 $\beta + \beta' = 1$ 이 되고 프랑스는 β 의 가중치를 캐나다는 β' 의 가중치를 가지게 된다. 實勢反映

6) 어운대, “환율제도변화가 기업경영 및 국민경제에 미치는 영향”, 상공회의소, 1991.

裝置인 α 는 이 장치를 제외한 유동화환율 값을 전일자의 그것과 비교하여 얻은 증감치를 내외금리차, 물가상승률격차, 국제수지 및 외환시장의 수급 전망 등을 고려하여 설정한 법칙에 따라 증폭 또는 감폭한것으로 알려져 있다. 환율변동에 괴리적인 요소가 크게 작용됨으로 인하여 IMF에서는 한국의 환율제도를 페그제나 제한적변동제로 분류하지 않고 管理變動制로 분류했었다. 複數通貨바스켓制에 대한 문제점은 제도자체의 문제점 보다 운영상에서 비롯된 것이 더 많다고 할 수 있다. 실세반영장치를 과도하게 사용함으로써 實質實效換率의 안정도 名目實效換率의 안정도 달성하지 못했다⁷⁾. 따라서 환율은 시장실세보다는 정책의지를 반영하는 창구구실을 하였다. 환율은 단기적으로 기복이 없지는 않으나 장기적으로 일정방향으로 경제가 당면한 조정요인을 서서히 조정하는 방식으로 운용되었다. 그러므로 환율의 가격기능을 배제시켜 외환시장의 발달을 저해시킨 것으로 주장되고 있다.

4. 市場平均換率制度(1990.3 -)하에서의 經濟發展

우리나라의 금융경제의 양적, 질적 발전으로 그동안 운영되어오던 外換集中制가 경제실상을 제대로 반영하지 못하고, 經常收支 黑字를 기록하면서 원화의 대미달러 換率이 오히려 평가절하 되고 있음을 지적하여 換率操作國이라는 비난을 받는 상황에서 한국경제의 국제화 진전에 따라 환율제도의 제2단계 개편방안의 일환으로 10년간 사용해 오던 複數通貨바스켓制度에 의한 환율결정방식을 폐지하고 1990년 3월 1일 부터 市場換率制度를 채택하였다.

7) 엄봉성, “우리나라의 적정바스켓 환율”, 한국개발연구 제12권 제1호, 한국개발연구원.

市場平均換率은 한국은행집중율과 같이 외국환은행과 고객과의 외환거래나 은행간 외환거래의 기준이되는 원화와 미달러화의 환율이며 기본적으로 은행간 시장에서 外換의 需要, 供給에 의해 決定된다. 따라서 외환공급의 수요보다 크면 외환시세가 하락, 즉 원화의 절상 요인이 되고 반대로 외환수요가 많으면 원화절하의 요인이 된다.

市場平均換率 결정에 기초가 되는 은행간 미달러화 거래에는 90개의 모든 외국환은행이 차별없이 참여하게되며, 外國換銀行의 對顧客換率(電信換賣買率)은 시장평균율 上下 0.4% 이내(기타통화는 0.8% 이내)에서 외국환은행의 자율로 결정한다. 現札賣買率은 복수통화바스켓제도와 같이 외국환은행의 自律로 결정한다. 은행간환율은 은행간에 합의하여 일정범위내에서 자율적으로 정하도록 자유화되어 있다.

전일 모든 외국환은행이 국내 외환시장에서 거래한 원/달러 現物換去來換率을 거래량으로 가중평균하여 당일 市場平均換率을 결정하고 토요일에는 국내 외환시장이 개장되지 않으므로 토요일 환율은 다음주 월요일 환율과 동일하게 된다. 국제 외환시장이 휴장이거나 지속적인 절상(또는 절하)기대 심리, 또는 투기적인 요인등의 영향으로 외환시장에서 외환거래규모가 대폭 축소되는 경우, 은행간 거래규모가 전년 일평균거래 규모의 50% 미만일 경우에는 전일자 거래와 당일자 거래실적을 합쳐서 익일의 市場平均換率을 산출한다.

市場平均換率制度는 정부 당국에서 환율을 결정하던 고정환율제도에서 시장상황에따라 환율이 결정되는 自由變動換率制度로 나아가는 전환점이라 할 수 있다. 즉, 중요한 가격정책변수의 하나인 환율을 국내외환시장에서 외환수급에 따라 제한적이거나 市場機能에 의해 결정하도록 함으로써 국내 금융시장과 국제 금융시장의 연계를 촉진하고 外換市場이 活性化되어 우리나라의 金融國際化에 기여하게 되고 환율의 가격기능 제고로 날로 늘어가는 대

외거래를 원활히 뒷받침하고 또한 시장기능을 반영하는 제도의 운영으로 대외 통상마찰 요인을 완화해 나갈수 있음을 기대한 것이다⁸⁾.

하지만 몇가지 문제점이 대두되고 있다. 환율변동폭의 제한으로 환율조정이 장기간에 걸쳐 이루어질 가능성이 발생하게 되고 또한 환율에 대한 예측이 가능해지므로 환차익을 노린 외환투기와 수출입에서의 Leads & Lags 현상이 유발될 수 있으므로 1991년 정부는 換率變動幅을 당일 매매기준율에서 上下 0.6%로 확대하였다. 1992년 上下 0.8%, 1993년 10월 1일 부터 제3단계 金融開放計劃(Blue Print)의 1단계 조치로 1993년 10월 1일부터 上下 1.0%로 확대 실시하고 있다. 둘째, 원화와 기타 통화간의 환율은 원화의 대미달러 환율이 결정된후 國際外換市場에서의 달러화 대 기타통화간 환율을 裁定하여 산출하고 있다. 이에 따라 원화와 기타 통화간의 환율이 양국의 경제 상황 및 교역상황을 정확히 반영하지 못한다는 점이다. 이는 원화와 기타 통화간의 개별시장이 형성되지 못했고 우리나라의 대외거래 결제통화의 편중 등에 기인한다 할 수 있고 원화의 국제화가 진전되고 裁定去來를 위한 國際外換市場과의 높은 연계성을 높임으로써 해결될 수 있다.

우리나라의 환율제도는 해방과 더불어 미군정당국이 1945년 10월 미달러화와의 환율을 0.0015원으로 정함으로서 시작되었다. 1945년 10월 부터 1964년 5월 까지는 고정환율제도를 채택하였고, 1964년 5월 부터 1980년 2월 까지는 단일변동환율제도를, 1980년 2월 부터 1990년 2월 까지는 복수통화 바스켓제도를 채택하였고, 1990년 3월 부터 시장평균환율제도를 채택, 시행해오고 있다.

고정환율제도 기간동안 초기에는 공정한금율과 일반환율로 이분화되었다가 은행틀이라는 단일환율이 실시되었고, 6.25 사변이후 단일환율인 공정

8) 어윤대, “환율제도 변화가 기업경영 및 국민경제에 미치는 영향”, 대한상공회의소 한국경제연구센터, 1991.

환율로 운영되다가 단일변동환율제로 이행할 때에는 1달러당 130원이었다. 1964년 5월 1달러당 255원을 하한으로 하는 단일변동환율제도를 채택, 실시하였고, 이 기간동안 외환제도는 외환매상집중제에서 외환증서제도로 바뀌었고, 환율은 크게 기준환율과 외국환매매율로 나누어 운영하였다. 단일변동환율제도가 폐지되기전까지 4차례의 큰 평가절하가 있었으며 폐지되는 시점의 환율은 1달러당 580원이었다.

1980년 2월 SDR바스켓, 독자바스켓 그리고 실세반영장치로 구성된 복수통화바스켓제도를 실시하였다. 하지만 1986년 이후의 경상수지 흑자와 원화의 평가절하가 동시에 이루어졌으므로 환율조작국이란 비난을 받게되었다. 시장평균환율제도로 전환하기전의 환율은 1990년 2월 1달러당 694원이었다.

1990년 3월 부터 실시되고 있는 시장평균환율제도는 제한적이거나 환율을 외환시장에서 외환공급과 수요에 의해 결정되도록 하고 있다.

복수통화바스켓제도, 시장평균환율제도, 자유변동환율제도간의 여러 특징들을 살펴보면 다음과 같다.



<표 2-1> 여타制度 및 自由變動換率制度와 비교

	複數바스켓制度	市場平均換率制度	自由變動換率制度
은행간 거래 및 대고객거래 基準換率	韓國銀行 集中基準率(일중 은행별, 시간대별 동일)	市場平均換率(일중 은행별, 시간대별 동일)	별도의 基準率이 없음(일중 은행별 시간대별 상이)
기준이 되는 환율(對美換率)의 결정	주요국 通貨價値變動, 國際收支추이, 國內外物價差 등을 감안하여 통화 당국이 결정	전일자 外換市場에서 外換의 需要와 供給에 의해 거래된 換率을 거래량으로 加重平均하여 당일자 換率을 결정	거래당시의 外換의 수급상황에 따라 그때 그때 결정
은행간 去來換率	自律決定	일정범위내에서 自律決定	自律決定
기타통화 換率의 결정	원貨의 對美換率과 國際金融市場에서 형성된 미화와 당해 통화간 換率을 裁定하여 결정	좌동	좌동
기준이 되는 환율의 산출, 고시기관	韓國銀行	金融決濟院	각 外國換銀行
채택국가	호주('74.9-'83.12) 한국('80.2-'90.2) 등	대만('89.9-'89.4) 한국('90.3-) 등	미국, 일본, 영국 등 대부분의 선진 국가에서 채택

Ⅲ. 換率決定模型에 대한 理論的 考察

한나라의 경제를 안정적으로 이끌기 위해서는 정부의 經濟政策이 중요한 역할을 하게 된다. 하지만 경제를 어떻게 보느냐에 따라 巨視經濟政策의 效率性에 의문들이 제기되기도 한다. 고전학파는 가격, 이자율 및 임금의 변수들이 매개변수적 기능에 의해 국민경제의 균형을 달성할 수 있다고 본다. 가격에 의해 생산물 시장의 수급이 조절되고, 이자율에 의해 저축과 투자가 균형되며, 임금이 의해 노동시장의 수급이 조절되므로 실업이 존재하지 않는 완전고용이 성립된다는 것이다. 이처럼 경제전체의 질서가 자율적으로 조정되므로 어떠한 인위적 간섭이 불필요하다는 것이다. 하지만 케인즈학파는 저축과 투자는 서로 독립된 요인에 의해 결정되므로 반드시 일치하지 않으며, 이자율은 유동성선호(liquidity preference)와 화폐공급량에 의해 결정되며, 노동시장에서의 임금의 하방경직성으로 비자발적 실업이 존재하는 불완전고용상태에서 균형이 이루어 질 수 있다는 것이다. 이는 유효수요의 부족에 기인하므로 유효수요를 증대시키려는 인위적인 경제정책으로 완전고용을 달성할 수 있다고 본다. 경제를 단기적으로 보느냐 장기적으로 보느냐, 즉 물가 등의 價格變數들이 충분히 조정되느냐에 따라 처방할 수 있는 정책들의 효과들이 다르게 나타난다고 경제이론은 예측한다. 가격정책변수의 하나인 환율도 마찬가지로 단기와 장기에서 경제에 어떤 영향을 미치는가, 두 나라간의 交易條件·相對價格에 영향을 미치는가, 그러면 그러한 환율변동을 정책변수로 사용할 수 있는가 등에 다른 해답들을 제시하고 있다. 또한 資本市場의 開放程度에 따라 나라간 환율의 결정과 정책에 대한 효과가 달라질 수 있다. 즉 개방의 정도가 자유로운 선진국에서의 환율결정모형

과 개방의 정도가 다소 제한적인 개도국에서의 모형을 구별해 살펴보아야 할 것이다. 본 장에서는 명목환율결정이론에 있어 불균형론 접근방법과 균형론적 접근방법을 중심으로 이론적으로 고찰하고 또한 통화론적 접근방법에 대한 명목환율 결정모형과 개발도상국의 실질환율결정모형을 고찰하고자 한다.

1. 不均衡論的 換率決定理論(The Disequilibrium Approach to Exchange Rates)⁹⁾

不均衡論的 換率決定理論은 물가가 경직적인 단기에서 名目的 攪亂(통화량의 변화 등)이 외국상품에 대한 相對價格(實質換率)을 변화시킬 수 있다고 주장한다. 즉 명목환율의 변화가 느린 가격조정 때문에 實質換率(ep^*/p)의 변화로 자연스럽게 해석된다. 그러므로 정부의 정책에 의한 명목환율의 변화는 실질환율의 변화로 이어져 국제경쟁력, 고용에 영향을 준다고 주장할 수 있다. 한나라의 통화가 균형일때와 비교하여 “過大評價(overvalued)” 혹은 “過少評價(undervalued)” 될 수 있고 이러한 불균형이 비교우위에 대한 변화에 기인하지 않고 관세나 수입규제 등과 같은 정부정책으로 國際競爭力에 영향을 줄 수 있다는 것이다. 또한 불균형적 접근은 환율과 무역적자 간에는 일정한 체계적 관계가 있음을 의미한다.

여기에서 상정한 모형이 가정하고 있는것은, 자국은 외국에 영향을 줄 수 없는작은 국가(small country)이고 국내의 산출량은 완전고용하의 산출량이라는 것이다. 그리고 다음의 3가지점을 강조하고 있다. 첫째, 가격조정의 역할인데, 국내가격이 生産物市場의 不均衡을 조정하는데에는 어느정도의

9) Rudiger Dornbusch의 OPEN ECONOMY MACROECONOMICS, 1980, pp.202-210의 내용을 참고함.

시간이 필요함을 가정하고 있다. 둘째, 물가와 환율간에 조정의 속도차가 발생, 이에 대한 효과를 살펴보고 있다. 셋째로 기대환율이 개념이 소개되어 커버된 利率評價條件 및 先物換率¹⁰⁾에 대해서도 폭넓게 고려되고 있다. 작은 국가의 가정은 자본의 완전이동성(perfect capital mobility)을 고려하면 자국의 명목이자율은 해외 명목이자율과 같아지게 된다. 하지만 기대환율을 고려한다면 환율이 평가절하 및 평가절상을 기대하게 되므로 이를 수식으로 표현한 것이 이자율평가조건이다.

國內의 生産物市場, 貨幣市場, 利率評價條件에 대한 균형식은 다음과 같다¹¹⁾.

$$1) y = \delta(e-p) - \sigma r + u + fy^*$$

$$2) m - p = -\lambda r + \phi Y$$

$$3) r = r^* + \mu, \quad \mu = \theta(E-e) = (E-e)/e$$

δ : 국내산출량에 대한 실질환율의 탄력도

σ : 국내산출량에 대한 이자율의 탄력도

λ : 화폐수요에 대한 이자율의 탄력도

ϕ : 화폐수요에 대한 국민소득의 탄력도

μ : 자국통화의 기대평가 절하율

e : 명목환율 E : 장기균형환율 u : 정부지출

y : 자국의 산출량 Y : 완전고용 산출량 y^* : 외국의 산출량

m : 자국의 화폐공급량 p : 자국의 물가수준

10) X 라는 원금으로 국내와 해외에 투자할때, 기대환율을 위험에서 커버된 선물환율(F)로 대치하면 수익률이 같은 조건은 다음과 같다.

$$X(1+r) = (1/e)X(1+r^*)F$$

양변에 Logarithm을 취하면,

$$\ln(1+r) = \ln(1+r^*) + \ln(F/e)$$

$$\ln(1+r) = \ln(1+r^*) + \ln[1 + (F-e)/e]$$

그러므로, $r = r^* + (F-e)/e$

11) 로그형태의 균형식임. 자국 경제가 해외경제보다는 상대적으로 작다는 가정(small country assumption)하에서 해외경제의 물가는 상수 즉 1로 놓을 수 있다. 따라서 1)식에서 실질환율(ep^*/p)를 로그형태로 표현할 때, $(e-p)$ 가 된다.

r : 자국의 이자율 r^* : 외국의 이자율

海外의 生産物市場, 貨幣市場의 균형식은 다음과 같다.

$$4) y^* = -\delta^*(e-p) - \sigma^*r^* + f^*y$$

$$5) m^* - p^* = -\lambda^*r^* + \phi^*y^*$$

윗식들에서 계수들의 값은 모두 양이라고 가정하고 있다.

2)식과 3)식에 의거,

$$6) m - p = -\lambda r^* - \lambda\theta(E-e) + \phi Y$$

화폐, 해외이자율, 산출량을 주어진 것으로 여기고, 가격변수들이 충분히 조정되는 장기에 있어서는 사람들이 환율에 대한 예상이 현재의 환율과 같아지므로 $(E-e)$ 는 영이 되므로,

$$7) m - p = -\lambda r^* + \phi Y$$

P : 장기물가수준

7)식에서 6)식을 빼면,

$$8) p - P = \lambda\theta(E-e),$$

$$8a) e = E - (1/\lambda\theta)(p-P)$$

이식에서 높은 물가수준은 낮은 실질잔고, 그러므로 높은 이자율, 그리고 주어진 산출량(완전고용 산출량)에서 환율의 평가절하를 기대하게 되고, 현재의 환율(e)을 하락시키게 된다.

만약 생산물시장에서 완전고용 산출량수준하의 物價는 超過需要와 비례적으로 증가함을 가정하면,

$$9) P = \pi[u + \delta(e-p) - \sigma r + fy^* - Y]$$

P : 물가상승률

2)식에서 r 에 관해 풀고 9)식에 대입하면,

$$10) P = \pi[u + \delta(e-p) + (\sigma/\lambda)(m-p) + fy^* - \rho Y], \quad \rho \equiv \phi\sigma/\lambda + 1$$

인플레이션이 없는 장기균형의 형태로 표현하면²⁾,

$$11) P = \pi[\delta(e-E) + (\delta + \sigma/\lambda)(P-p)]$$

(e-E)에 대해 8)식을 11)식에 대입하면,

$$12) P = -v(p-P), \quad v \equiv \pi[(\delta + \sigma\theta)/\theta\lambda + \delta]$$

이는 물가조정과정을 설명하고 있다. 8)식을 시간에 관해 미분하면 E, P는 상수가 된다.

$$13) E = -(1/\lambda\theta)P = (v/\lambda\theta)(p-P) = v(E-e)$$

13)식은 3)식에서 期待評價切下率과 같아지게 된다. 즉 $v=\theta$ 라 하면,

$$14) v(\theta) \equiv \pi[(\delta+\sigma\theta)/\lambda\theta + \delta] = \theta,$$

$$\theta^2 - \pi/\lambda(\sigma-\delta\lambda)\theta - \pi\delta/\lambda = 0$$

θ^* 를 위식의 해라 하면,

$$15) \theta^* = (1/2)\pi(\sigma/\lambda + \delta) + (1/2)[\pi^2(\sigma/\lambda + \delta)^2 + 4\pi\delta/\lambda]^{1/2}$$

이는 λ 가 낮을수록, δ 가 높을수록, σ 가 높을수록 기대환율의 조정속도는 빨라짐을 보여준다³⁾.

확대금융정책은 장기적 균형수준에서 물가와 환율이 같은 비율로 증가한다(貨幣의 中立性)고 사람들은 즉각적으로 생각한다. 하지만 현실경제에서 물가의 조정은 점진적으로 이루어지므로, 단기에서 통화량증대는 실질화폐잔고의 증대를 의미, 이자율하락하게 된다. 이모형에서의 환율은 8a)식에서 처럼 장기균형환율과 장기물가수준의 증가를 인식하게 되므로 상승하게 된다.

$$16) de/dm = 1 + 1/\theta\lambda$$

12) 장기수준은 u, y^*, Y 는 고정돼 있다고 보고 식으로 나타내면,

$$0 = \pi[u + \delta(E-P) + (\sigma/\lambda)(m-P) + fy^* - \rho Y]$$

10)식에서 위식을 빼면 11)식을 얻을수 있다.

13) 다른 해, $\theta^* = (1/2)\pi(\sigma/\lambda + \delta) - (1/2)[\pi^2(\sigma/\lambda + \delta)^2 + 4\pi\delta/\lambda]^{1/2}$, 도 역시 같은 결과를 나타낸다.

장기적으로 $dm = dE = dP$ 이고 단기적으로 $dp=0$ 가 된다. 이는 단기에서이 환율이 장기균형수준이상으로 증가하는 “상사(overshooting)”, 즉 장기수준보다 $1/\theta\lambda$ 만큼 증가함을 나타내며, 15)식을 16)식에 대입하면,

$$17) \quad de/dm = 1 + 1/\{[\pi(\sigma + \delta\lambda)/2 + [\pi^2(\sigma + \delta\lambda)^2 + 4\pi\delta\lambda]^{1/2}/2\}$$

17)식은 화폐시장과 관계없는 파라메타들이 환율의 단기조정에서 결정요소로 나타나고 있다는 것을 알 수 있으며, 이는 경제를 전체적 관점에서 合理的으로 豫測함을 보여준다.

2. 通貨論的 接近方式

이 모형에서는 화폐수요와 공급에 영향을 주는 요소들에 의해 환율이 결정된다고 해서 通貨論的 接近方法이라 하며, 환율이나 여타가격들이 즉각적으로 완전고용과 일치하는 수준으로 조정된다는 購買力評價說(Purchasing Power Parity, PPP)을 그 근간으로한다.

$$18) \quad e = p/p^*$$

18)식에 한국의 화폐시장 균형식, $m/p = L(r, y)$, 과 미국의 화폐시장 균형식, $m^*/p^* = L^*(r^*, y^*)$ 을 대입해보면,

$$19) \quad e = (m/m^*) [L^*(r^*, y^*)/L(r, y)] = (m/m^*) \cdot \lambda (r - r^*, y^*/y)$$

19)식은 이모형에서 환율이 장기적으로 상대적 통화량과 상대적 실질잔고수요의 크기에 따라 결정됨을 보여준다.

첫째, 韓國의 通貨量 增加나 美國의 通貨量 減少는 환율이 비례적 상승을 초래하고 한국의 통화량 감소나 미국의 통화량 증가는 환율이 비례적 하락을 초래한다.

둘째, 한국의 실질소득에 대한 미국의 實質所得의 比率(y^*/y)의 증가는

미국의 실질화폐수요를 증가시켜 달러의 평가절상을 야기하고, 한국의 실질 소득이 상대적 증가는 한국의 화폐수요를 증가시키고 원화의 평가절상(환율의 하락)을 야기한다.

마지막으로 양국의 利率差, $r-r^*$, 의 증가는 환율을 상승시키고 ($r-r^*$) 의 하락은 환율의 하락으로 이어진다. 하지만 외환시장에서 달러화이자율이 고정된 상태하의 원화이자율이 상승은 通貨의 評價切上(換率의 下落)이 되고, 원화의 이자율이 고정된 상태에서 달러화이자율의 증가는 달러의 평가절상(환율의 상승)이 이루어진다. 그러므로 이자율과 환율간의 관계가 두 가지 결과를 초래하여 모순이 된다. 이 문제를 해결하기 위해서는 먼저 利率變化原因이 무엇인가를 밝혀야 한다. 우선 相對的 PPP¹⁴⁾를 나타내는 식은,

$$20) (E-e)/e = [(P-p)/p] - [(P^*-p^*)/p^*] = \pi^o - \pi^{*o}$$

20)식에 이자율평가조건인 3)식을 대입하면,

$$21) r-r^* = (E-e)/e = \pi^o - \pi^{*o}$$

21)식은 다른 조건들이 동일할 때, 한 나라의 기대물가상승률이 증가는 그 국가의 화폐로 된 예금의 이자율을 동일한 비율로 증가시키고 기대인플레이션의 감소는 이자율의 감소를 가져온다는 것을 말해준다. 이를 “피셔效果(Fisher Effect)”라 한다. 피셔效果는 期待인플레이션率의 增加로 인한 실질 이자율의 하락을 방지하기 위해 名目利率이 增加함을 보여주고 다시 換率의 平價切下를 기대하게 되어 장기적으로 화폐의 중립성을 다시한번 나타내고 있다. 화폐론적 접근방법의 長期的 換率方程式은 다음과 같다.

$$22) e = (m/m^*) \cdot \lambda(\pi^o - \pi^{*o}, y^*/y)$$

14) 절대적 PPP인 $e = p/p^*$ 에서 logarithm을 취하면 $\ln e^t = \ln p^t - \ln p^{*t}$, 다시 시간에 대해 미분하면,
 $(e^t - e^{t-1})/e^{t-1} = [(p^t - p^{t-1})/p^{t-1}] - [(p^{*t} - p^{*(t-1)})/p^{*(t-1)}]$
 이 된다. 이를 상대적 PPP라 한다.

PPP를 근거로 한 화폐론적 접근방법은 一物一價法則에 근거한 PPP의 문제점들로 인해 부정적인 견해들과 경험적 증거들이 이론과 맞지 않음을 보여주고 있다.

첫째, 현실적으로 국가간 수송비용과 무역장벽들이 존재하며 생산비에 비해 수송비가 너무 커서 국제적으로 교역될 수 없는 非交易財의 존재 등으로 인해 일물일가법칙이 성립한다고 보기 어렵다.

둘째, 상품시장에서의 獨占이나 寡占의 존재는 시장의 효율성을 왜곡시키고 일물일가법칙의 성립을 더욱 어렵게 만든다.

셋째, 物價測定에 있어서 국가간의 차이, 즉 물가측정 상품바스켓의 구성요소들의 차이와 같은 상품에 대해서라도 가중치의 차이로 인해 PPP의 성립을 어렵게 만든다.

3. 均衡論的 接近方法(The Equilibrium Approach to Exchange Rates)

물가의 변화를 충분히 고려하는 장기에서는 名目的 攪亂이 외국상품에 대한 상대가격을 변화시킬 수 없다. 명목환율의 변화가 실질환율을 변화시킬 수 없으므로, 명목환율을 변화시키려는 정부의 경제정책은 장기적으로 아무런 효과를 줄 수 없다. 그러면 이런 실질환율(ep^*/p)¹⁵⁾을 변화시킬 수 있는 요인은 무엇인가에 대한 의문이 제기되고 그 해답은 實質衝擊(real shock)라 하고 크게 다음과 같이 나눌 수 있다. 첫째, 國內商品에 대한 需要增加나 외국상품에 대한 수요감소인데, 가계는 주어진 예산에서 국내상품에 대한 지출의 증가로 국내상품수량으로 나타낸 해외상품의 상대가격, 즉 實質

15) ep^*/p 는 미화와의 환율을 예로 들면,
 $\{(\text{₩}/\$)*(\$/\# \text{ of foreign goods})\}/(\text{₩}/\# \text{ of domestic goods})$
 $= \# \text{ of domestic goods} / \# \text{ of foreign goods}$ 으로 표현가능 하다.

換率의 下落 그리고 명목환율의 하락하게 된다. 둘째는 海外商品의 供給量이 增大할 경우에는 해외상품의 상대가격이 하락하여 實質換率의 下落, 명목환율의 하락으로 이어진다. 세째로 國內商品의 供給量增加 인데, 이 경우에는 해외상품의 상대가격을 상승시켜 실질환율 상승, 명목환율의 상승을 초래하지만 반면에 국내의 산출량증가는 화폐수요를 증가시키게 되어 원화의 평가절상(명목환율의 하락)을 초래하게 된다. 명목환율의 상승효과를 “相對價格效果(Relative-Price Effect)”, 명목환율의 하락효과를 “貨幣需要效果(Money-Demand Effect)”로 구분하고, 명목환율을 상하 양 방향으로 이동하게 만든다. 상대가격효과의 크기는 국내상품과 해외상품간의 대체탄력성이 작을수록 크고, 화폐수요효과는 화폐수요의 소득탄력성의 크기에 의존하므로 대체탄력성이 소득탄력성보다 크면 명목환율은 상승하고 그 반대이면 명목환율은 하락한다⁶⁾.

이모형에서의 擴大金融政策의 효과를 살펴보자. 우선 8a)식을 전미분해보면,

16) Alan G. Stockman의 THE EQUILIBRIUM APPROACH TO EXCHANGE RATES(Economic Review, MARCH/APRIL 1987)의 내용을 참고함.

화폐수요에 대한 소득탄력성은 소득이 증가할때 사람들이 화폐를 더 많이 보유하려는 정도로 측정되며, 해외와 국내상품간의 교차탄력성은 한재화의 가격이 상승할 때 다른 재화로 대체하려는 정도로 측정되며 국내상품 X의 상대가격에 대한 X/Y의 탄력성으로써 음의 값을 갖게 된다. 그러므로 대체탄력성은,

$$\varepsilon \equiv -\{ [(p/ep^*)d(X/Y)] / [(X/Y)d(p/ep^*)] \}$$

해외상품 Y를 고정된 것으로 여기고 실질환율($q=ep^*/p$)로 대치하면,

$$(X/q)dq/dX = 1/\varepsilon$$

화폐수요방정식을 $m/p=f(X)$ 라 하면, 화폐에 대한 수요의 탄력성 k는,

$$k = df(X)/f(x) = X'f'(X)/f(X)$$

이는 소득이 증가할때 물가의 상승정도로 생각할 수 있으므로,

$$(X/p)dp/dX = -k$$

해외의 물가를 고정된 것으로 보고, 실질환율의 변화율을 로그형태의 변화율로 보면 다음과 같다.

$$1/\varepsilon = [(X/e)de/dX] - [(X/p)dp/dX]$$

$$[(X/e)de/dX] = 1/\varepsilon + [(X/p)dp/dX] = 1/\varepsilon - k$$

$de = dE - (1/\theta\lambda)(dp-dP)$, 장기적으로는 $dp=dP$ 이 되고, $dE=dP=dm$ 가 된다.
그러므로,

$$23) de/dm = dE/dm = 1, \text{ 즉 } de = dm$$

이식은 통화량 증대만큼 환율이 상승함과 물가의 상승을 보여준다. 그러므로 실질환율, ep^*/p 는 不變이 된다.

다음은 명목 그리고 실질환율이 2期の 기간에 걸쳐서 다양한 外生的 衝擊에 어떠한 반응을 보이는지 살펴보고자 한다.

a) 國內生産性の 永久的 増加

국내생산성이 증가는 국내상품의 상대가격을 하락시키고 相對價格效果가 화폐수요효과보다 크다면 환율은 상승하게 된다. 외국의 가계는 수입품을 보다 낮은 가격으로 살 수 있으므로 부가 증가하고, 국내의 부 역시 상대가격이 아주 큰폭으로 감소하지 않는한 증가하게 된다. 즉 가격효과와 수량효과가 같아지게 되므로¹⁷⁾ 국제무역은 처음과 같이 균형이 된다.

b) 國內生産성이 一時的(1기에서) 増加

초기에 국내상품의 상대가격이 하락하고 상대가격효과와 화폐수요효과에 따라 환율이 변동하게 된다. 또한 초기 자국의 무역수지 흑자나 적자냐는 국내와 해외상품의 대체의 정도에 의존한다. 만약 자국산출량이 1%증가가 國內商品の 相對價格이 1%보다 작게 下落하는, 국내상품이 충분히 대체적인 경우 초기 자국은 貿易黒字, 외국은 무역적자가 발생하게 된다. 1기에서의 국내부의 증가로 2기에서는 국내의 무역적자, 외국의 무역흑자가 이루어지게 된다. 만약 국내산출량이 1%증가가 국내상품의 상대가격을 1%이상 하락시키는 경우에는 초기에 국내소득이 해외소득보다 낮아지게 되고, 외국은 무역흑자, 자국은 무역적자를 초래하게 된다. 결론적으로 무역적자가 반드시

17) 환율의 하락으로 인한 가격하락이 수량의 증대로 서로 상쇄될 수 있다고 가정함.

명목환율이 하락을 수반하지는 않게 된다.

c) 國內商品에 대한 需要의 一時的 增加

1기에 소비자의 기호변화로 국내상품에 대한 수요가 일시적으로 증가한다면, 國內商品의 相對價格이 增加로 국내소득이 증가, 해외소득의 감소하게 되고 일시적 소득증가로 대여하고자 하는 자국은 貿易收支 赤字, 일시적 소득감소로 차입하려는 외국은 무역수지 적자가 발생한다. 이때 국내의 일시적 무역수지 흑자는 국내상품의 상대가격 증가로 인한 實質 또는 名目換率이 下落과 함께 이루어진다. 무역수지 흑자가 없어질때까지 환율은 하락하게 된다. 이런관계는 상품수요에 대한 기본적 변화에 따른 것이므로 정부의 경제정책, 통화정책 혹은 명목환율을 안정시키려는 여타 정책에 의해 무역수지 적자나 흑자를 없애려는 의도는 불가능 해진다.

d) 國內商品의 需要가 增加할 것이라고 期待

2기에서의 국내상품의 수요가 증가할 것이라고 기대한 경우로, 미래(2기)의 국내 期待所得을 增加시키게 되어 1기에 차입하려 한다. 그러므로 1기에 자국은 貿易收支 赤字가 발생한다. 상대가격면에서 미래의 국내상품의 상대가격 증가를 기대한다면, 현재의 상대가격을 증가시키려는 경향이 있고 부분적으로 현재(1기)의 名目換率의 下落하게 된다. 1기의 무역수지 적자는 명목환율의 하락과 이루어 지고 환율하락은 공급자와 수요자가 상품을 대체하려는 정도에 의존하게 된다. 또한 미래의 명목환율의 하락에 대한 기대는 1기에서 원화에 대한 실질수요의 증가(화폐수요에 대한 利率率 彈力性에 의한 크기만큼)시키고, 2기에서의 무역수지 흑자와 관련해서 명목환율을 더 하락시키게 된다.

e) 國內에서만 需要의 增加

1기에 기호의 일시적 변화로 국내상품에 대한 국내의 수요만이 증가한 경우로서, 1기에 國內商品의 相對價格은 增加한다. 하지만 환율의 하락이 무

역수지 적자 혹은 흑자와 수반되느냐는 두가지 효과에 따라 달라진다. 첫째, 국내수출품의 상대가격 증가는 국내소득의 일시적 증가로 1기의 貿易收支 黒字를 기록하지만, 둘째로 국내가계의 기호변화가 여타 모든 상품, 즉 1기에서의 수입품 혹은 2기에서의 국내상품 및 수입품, 의 희생되어 국내상품에 대한 수요 증가로 나타난다면 2기에서 양 상품에 대한 국내수요는 감소하게 된다. 2기의 수요감소는 1기에서의 자국의 貿易收支 赤字를 초래하려는 경향을 갖게 된다. 결과적으로 자국은 실질, 명목환율의 하락과 동시에 무역수지 적자나 흑자가 모두 올 수 있다.

f) 國內의 財政赤字

1기에 정부가 지출의 변화없이 總額稅(Lump Sum Taxes)를 절감한 경우, 사람들은 정부가 2기에 총액세를 증가시킨다고 충분히 예상한 상황¹⁸⁾에서는 소득에 아무런 영향을 줄 수 없다. 만약 가계가 근시안적 사고를 갖고 2기에 부과되는 더 높은 세금을 예상하지 못한다면 1기에서 가계의 富가 增加한것 처럼 느끼고 일부를 소비하고 일부를 저축하고자 한다. 실질잔고수요가 불변인 상태에서 소득의 증가는 利率上昇을 초래하게 된다. 이는 1기에서의 상품에 대한 수요를 증가시키고 2期 商品으로 나타난 1期 商品의 相對價格을 上昇시키게 된다¹⁹⁾. 국내가계는 세금의 감소폭 만큼 소득의 증가로 여겨 국내 및 해외상품의 수요를 동일하게 증가시키므로 貿易收支는 赤字지만, 국내상품의 상대가격은 불변이 되고 명목환율의 변화는 없게 된다. 만약 각국이 자국상품에 대한 選好度가 높다면 국내상품의 상대가격이 1기에 증가하고 환율은 하락하게 될것이다. 결론적으로 정부의 재정적자의 증가는

18) Ricardian-Equivalence Proposition(Barro, 1981)

대략 완전히 개방된 자본시장, 가계의 장기적 식견, 합리적 기대, 총액세 등을 가정하고 있다.

19) 1기 상품의 가격을 X_1 , 2기 상품의 가격을 X_2 라 하면, $X_1 = X_2(1 + r)$ 이 되어야 균형이 된다. 이자율(r)이 상승은 2기 상품으로 나타난 1기 상품의 상대가격 (X_1/X_2)을 증가시켜야 새로운 균형점에 도달할 수 있다.

이자율을 상승시키고 무역수지 적자 그리고 실질 및 명목환율이 하락하게 된다.

이 모형하의 長期的 換率方程式은 다음과 같다.

우선 국내 화폐시장의 균형식은,

$$24) m/p = L(r, y), \text{ 이를 다시 쓰면, } p = m/L(r, y)$$

해외 화폐시장의 균형식은,

$$25) m^*/p^* = L^*(r^*, y^*), \text{ 이를 다시 쓰면, } p^* = m^*/L^*(r^*, y^*)$$

실질환율은,

$$26) q = ep^*/p, \quad e = q \cdot p/p^*$$

그러므로 환율방정식은 다음과 같다.

$$27) e = q \cdot (m/m^*) \cdot \lambda(r-r^*, y^*/y)$$

실질환율 $q (=ep^*/p)$ 를 logarithm을 취하고 시간에 대해 미분하면,

$$(q^o - q)/q = [(e^o - e)/e] - (\pi^o - \pi^{*o}),$$

$$(e^o - e)/e = (q^o - q)/q + (\pi^o - \pi^{*o})$$

$(q^o - q)/q = \delta^o$ 라 하면, 이자율평가조건에 의해 다음과 같다.

$$28) r - r^* = \delta^o + (\pi^o - \pi^{*o})$$

그러므로 장기적 환율방정식은,

$$29) e = q \cdot (m/m^*) \cdot \lambda[\delta^o + (\pi^o - \pi^{*o}), y^*/y]$$

균형론적 접근방식은 화폐론적 접근방식에서 처럼 화폐시장에서의 변화는 그에 비례하는 명목환율의 변화를 가져오고 기대인플레이션의 상대적 증가는 명목환율의 상승을 가져옴을 포함하고 있다. 또한 실질환율의 증가는 명목환율의 증가를 가져온다.

이는 환율의 변화에 대한 중요한 함축적 의미들을 포함하고 있다.

첫째, 명목환율의 변화는 實質換率(相對價格) 變化의 원인이 아니다. 따라서 정부가 외환시장에서 명목환율을 변동시키려는 경제정책, 즉 고정환율

로의 전환, 환율 변동폭 제한 혹은 목표범위(Target Zone) 설정 등은 실질 환율에 아무런 영향을 미치지 못한다.

둘째, 환율을 내생변수로 여기고 있으므로 명목환율의 변화가 경제에 어떠한 영향을 주는가라는 문제는 무의미하고, 경제의 기본적 측면, 즉 生産物市場에서의 攪亂이 국가경제에 어떠한 영향을 미치는가를 주의깊게 살펴 보아야 한다.

셋째, 명목환율의 변화가 단순히 國際競爭力 혹은 國內雇傭에 영향을 미친다는 주장은 정확하지 않고 우선 명목환율의 변화요인을 살펴보아야 한다.

넷째, 명목환율과 貿易收支 및 經常收支는 단순한 도식적 관계가 아니므로 무역수지 적자(흑자)가 환율의 상승(하락)을 초래하지는 않는다.

다섯째, 國際間 利子率差의 變化(정부재정적자에 의해서 영향을 받은 경우일지라도)와 명목환율의 변화 간에는 통화론적 접근방식에서 처럼 단순한 방법으로 연관돼 있지 않고 實質期待換率의 切上率에도 관련이 있음을 보여 준다.



4. 開發途上國에서의 實質換率

선진국과는 달리 지속적인 경제성장을 위해 資本의 累積을 더욱 필요로 하는 개도국에서 실질환율과 기타 경제변수들 간의 상호관계를 어떻게 연관되어 있느냐는 문제를 상정할 수 있고, 본장에서는 이런 문제들 중 개도국이 직면하고 있는 資本累積, 實質賃金 그리고 生活水準 등과 世界 資本市場과의 상호관련성에 역점을 두어 살펴보고자 한다.

본장에서의 모형이 지적하는 것은 實質資本의 移動可能性과 勞動力의 移

動不可能性간에 비대칭적인 면을 가정하고 있으며, 結論的으로 장기에 있어서 자본의 이윤창출가능성을 감소시키는 정책은 노동자들의 생활수준 역시 감소시킨다는 점이다²⁰⁾.

상정된 모형은 크게 3부분, 즉 교역재, 비교역재, 자본재공급산업, 으로 구성되어 있다.

1) 交易財部門(Exportable)

이 부문에서 자본이 고정된 단기에서의 利潤創出可能性은 다음과 같다.

$$(1) V_E = e \cdot F(K, L_E) - W L_E$$

e : 환율

K : 자본

L_E : 수출재의 노동력

W : 명목임금

교역재부문은 자본과 노동, 2가지 생산요소를 이용하여 수익률이 일정하게 고정돼 있다고 가정한다.

또한 勞動의 需要方程式은,

$$(2) L_E = f(w)K \quad f' < 0$$

w : \$로 표시된 임금, 즉 실질임금 (w = W/e)

f : 노동의 한계생산력

2) 非交易財部門(Home Goods)

20) 본 내용은 Rudiger Dornbusch의 Real Exchange Rates and Macroeconomics: a Selective Survey(1988, National Bureau of Economic Research)의 내용을 참고함.

비교역재는 자본이 필요없이 일정단위의 노동력만을 생산요소로 하는 생
산품으로, 非交易財에 대한 需要는 노동소득의 일정비율과 정부수요, G , 를
더한 것과 같다고 여기고,

$$(3) D_N = \theta(p)WL/P_N + G$$

P_N : 비교역재의 가격

θ : 비교역재의 상대가격에 대한 수요함수, $\theta' < 0$

L : 총노동량, 고용수준

여기서 $p = P_N/e$ 로 비교역재의 상대가격, 즉 달러표시가격을 나타내며,
노동만이 생산요소라 가정하였으므로 $P_N = W$, 즉 상품의 가격은 노동비용과
같게 된다. 따라서 非交易財의 勞動需要는,

$$(4) L_N = \theta(p)L + G$$

3) 資本財供給産業部門(Capital Goods Installation Industry)

만약 수입재의 자본에 대한 한계투입요구량이 증가하게 되면 자본재의 공
급이 증가하게 된다고 여기고 있다. 그러므로 利潤創出方程式은,

$$(5) V_I = QI - \epsilon(I)e \quad \epsilon', \epsilon'' > 0$$

Q : 자본재 가격

I : 최적산출량

ϵ : 산출량에 대한 비용함수

$$(6) I = I(q) \quad I' > 0$$

최적산출량은 $q(= Q/e)$, 즉 Tobin의 자본재의 상대가격 혹은 \$표시 가격
에 의해 결정된다고 보고 있다.

이상의 조건으로 부터 開途國의 勞動市場의 均衡條件은 다음과 같이 도출

할 수 있다²⁰⁾.

$$(7) L = \{f(w)K + G\} / \{1 - \theta(w)\}$$

여기서 $1/\{1 - \theta(w)\}$ 는 고용승수로 여기고 있고, 均衡 實質賃金($w=W/e$)은 자본량, 노동, 비교역재에 대한 정부지출의 함수로 볼 수 있다.

$$(8) w = w(K, L, G) \quad w_1 > 0, \quad w_2 < 0, \quad w_3 > 0$$

(3)식에서의 $\theta' < 0$ 에 의거 어떤 요인에서 든지 실질임금, w , 의 상승은 노동수요를 감소시키게 된다. 만약 $\theta' > 0$ 이라면 실질임금이 상승이 노동수요를 증가시키게 된다.

한편 경제성장을 위한 資本蓄積의 程度는 투자와 감가상각간의 차이로 규정해서,

$$(9) \dot{K} = I(q) - \delta K = K^*(q, K)$$

δ : 감가상각률

이 방정식은 자본재의 상대가격(실질가격), q , 의 증가는 자본재의 최적 산출량의 증대로 자본스톡을 증대시키고, 자본, K , 의 증대는 감가상각률 만큼 자본스톡을 감소 시킴을 보여준다.

또한 국내에 투자된 자본의 수익을 世界市場에서 얻을 수 있는 收益率, i^* , 과 관련시켜서 다음과 같이 나타내고 있다.

$$(10) \dot{q}/q = i^* - \phi(w)/q = h(q, K; i^*, G)$$

$\phi(w)$: 교역재부문에서 자본의 한계생산력, $\phi' > 0$

자본재의 실질가격 변화율은 세계시장의 이자율과 국내 자본배당률간의 차이를 충분히 보충해야 함을 의미한다. 즉, 資本收益率과 국내에서의 資本

$$21) L = L_E + L_N = f(w)K + \theta(p)L + G$$

$$\{1 - \theta(p)\}L = f(w)K + G$$

$$L = \{f(w)K + G\} / \{1 - \theta(p)\}$$

여기서 $p = P_N/e = W/e = w$, 비교역재는 노동만을 생산요소로 여기기 때문이다.

그러므로 $p=w$ 가 된다.

配當率이 함이 世界利率과 같아야 함을 나타낸다. 이 방정식은 자본의 상대가격, q , 의 증가는 자본수익률의 감소로 자본, K , 의 공급을 감소시킬 것이다. 세계이자율, i^* , 와 정부의 재정지출, G , 을 외생변수로 여겨 분석하고 있다.

이 모형에서는 3가지 함축적 의미를 내포하고 있다.

첫째, 노동시장의 균형하에 政府支出의 增大(ΔG)는 비교역재의 수요증대로 노동수요를 증대시키고 실질임금을 상승시켜 交易財에서의 일정한 수익을 위해 자본의 투입비율이 높아지므로 資本集約的이 된다. 이는 자본의 한계생산력을 감소시키게 되고 또한 자본에 대한 이익배당을 감소시키게 된다. 즉 資本의 利潤創出可能性의 減少로 일정한 자본수익률을 위해 자본의 실질가격이 하락해야 한다. 자본의 실질가격의 하락은 급격히 이루어지지만, 자본스톡(Capital Stock)은 점진적으로 감소하게 된다. 실질임금의 상승은 자본의 수익률 감소로 이루어진 것이 되며, 實質賃金 上昇과 資本스톡의 減少에 대한 순효과는 정이 된다²²⁾.

이러한 결론은 지출정책의 재원을 어떻게 마련하는가라는 문제를 무의미하게 만든다. 만약 환율의 평가절상정책을 사용한다면 환율의 하락으로 貿易赤字와 財政赤字를, 그리고 양 적자는 외국으로 부터 차입을 수반하게 된다. 이런 평가절상정책은 수출부문에서 수출감소, 소득 및 대체효과의 결과로 인한 수입 증가로 인해 무역수지 적자가 발생하고 이는 다시 換率의 上昇을 초래하게 된다.

무역적자, 재정적자를 초래하는 평가절상정책 사용시 초기 실질임금의 급격한 상승과 자본의 상대가격 하락을 초래하지만, 자본스톡의 감소는 점진적으로 이루어 진다. 장기적으로 정부재정이 균형인 상태에서 점진적 자본

22) 만약 $\alpha I' < 1$ 이라면 자본스톡의 감소 정도는 실질임금의 상승정도(ΔG)를 하회한다고 할 수 있다.

스톡의 감소로 인해 실질임금은 초기수준보다 작아지게 된다. 이러한 장기 수준의 실질임금의 하락은 (7)식의 고용승수효과를 통해 고용량의 감소를 초래하므로 그 효과는 더욱 악화된다.

둘째, 세계시장에서 利率의 變化에 대한 분석으로써, 개도국이 정책수행능력 부족 등의 이유로 해외 투자자들의 투자를 위축시킨다면 해외 투자자들은 자본에 대한 危險프리미엄의 증가로 세계시장의 이자율에 위험을 충분히 보상할 수 있는 수익률을 보장 받았을 때, 그 나라에 투자를 하게 된다. 즉 자본수익률의 증가를 위해 자본의 가격이 하락해야 함을 의미한다. 즉각적인 資本의 相對價格 下落과 점진적인 資本스톡의 減少를 가져온다. 이는 앞에서 설명한 것과 같이 장기 임금은 하락하게 되므로 해외 투자자로부터의 외면은 생활수준의 하락을 의미하게 된다. 만약 자본의 상대가격을 하락시키는 換率의 平價切下政策은 자본이 유동성을 고려한다면 부의 純投資를 誘發한다고 여길 수 있다.

셋째, 實質賃金이 노동조합이나 정부의 최저임금제로 인해 勞動市場 清算水準 以上에서 결정됐다고 생각해 보자. 또한 과대평가된 실질임금으로 인한 실업은 政府의 財政支出 增大로 상쇄된다고 가정해 보자. 과대평가된 실질임금은 교역재부문에서 資本集約度를 즉각적으로 증대시키고 자본의 수익률, 이윤창출 가능성을 감소시킨다. 노동자들은 임금상승으로 구매력이 증가한 반면 자본가들은 자본가격 하락으로 인한 자본손실을 경험하게 된다. 자본가격 하락으로 투자감소, 그로인한 자본스톡의 감소로 이어진다. 자본의 감소는 그 나라 경제를 勞動集約的으로 변화시키게 되고 실질임금을 하락시키게 된다. 만약 정부가 고용과 임금수준을 위해 지출을 증대시킨다면 후에 財政赤字 問題가 발생하고, 첫번째에 다루었던 것처럼 일정기간후 재정균형하에서의 균형 실질임금은 재정정책 사용시보다 더욱 더 하락하게 된 것이다.

IV. 實證分析

1. 長期均衡換率의 模型設定 및 推定

1) 模型設定

이론적 고찰이 우리나라의 경우에는 어떻게 나타나는지 살펴보기 위해 모형을 다음과 같이 설정하였다²³⁾.

$$1) e = q \cdot (m/m^*) \cdot (L^*(r^*, y^*)/L(r, y))$$

이는 均衡論的 接近方法에서의 長期的 換率方程式이다.

국내 및 해외의 실질수요함수가 아래와 같은 특정함수 형태를 취한다면,

$$2) L(r, y) = Ay^n e^{-br}$$

$$3) L^*(r^*, y^*) = Ay^{*n} e^{-br^*}$$

두 식을 1)식에 대입하여 다시쓰면,

$$4) e = q \cdot (m/m^*) \cdot (y^*/y)^n \cdot e^{b(r-r^*)}$$

로그형태를 취하면,

$$5) \ln e = \ln q + \ln(m/m^*) + n \cdot \ln(y^*/y) + b(r-r^*) : n, b > 0$$

이러한 모형하에 우선 對美달러換率의 경우를 먼저 살펴보고, 동시에 우리나라와 해외에서 경쟁관계에 있으면서 심한 무역불균형을 보이고 있는 일본과의, 즉 對日換率의 경우는 어떻게 되고있는지 살펴보고자 한다. 이를 위해 통계자료를 1980년 1월부터 1990년 12월까지 월별자료를 한국은행의

23) 본연구 “제Ⅱ장 3. 균형적 접근방법” 참조.

調査統計月報에서 수집, 분류해서 각 변수마다 총132개를 사용하였다. 통화량부문에서는 지불수단의 측면에서, 총통화(M2)보다는 현금과 은행요구불예금의 합계인 通貨量(M1)을 각국화폐단위로 조사하였다. 하지만 계절조정이 되었지 않았기 때문에 X11 ARIMA를 이용해 계절조정을 하였다. 이는 각국의 통화신용정책으로 인한 정책적 효과를 최소화시킬수 있다고 보기 때문이다. 국민생산부문은 각국가의 비교, 분석의 편의상 생산의 움직임을 알아보기 위해 작성되는 産業生産指數(IPI)를 1985년을 100으로 기준한 계절조정된 자료를 사용하였다. 물가변수의 경우, 국가경제차원에서 비교대상을 찾아야 했으므로 소비자물가지수보다는 전반적인 상품의 수급동향이 반영된 일반적 인 물가수준인 都賣物價指數²⁴⁾를, 1985년을 100으로 기준한 계절조정된 자료를 사용하였다. 이자율부문에서는 3국 모두 동시에 비교대상을 찾아야 하는 문제와 시중 자금사정을 최대한 반영하여야 하는 문제를 동시에 만족시켜야 한다고 보고 은행간 풀금리를 선호하였으나 3국의 기준대상들이 모두 상이하였기 때문에 차선택으로 한국증권거래소의 증권통계년보에서 각국의 社債收益率로 대신하였다²⁵⁾. 실질환율, q 는 ep^*/p 로 계산한 후 사용하였고, 대일 환율의 경우 원화의 대미환율을 연화의 대미환율로 나눠서 1엔당 원화로 나타내 사용하였다. 상기 기간동안 우리나라 환율제도는 複數通貨바스켓制였으므로 동제도하의 실질환율과 통화량(m1)의 변화가 명목환율에 어떻게 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 또한 不均衡論者들의 主張 - 명목환율의 변화가 실질환율의 변화에 영향을 미친다 - 과 均衡論者들이 主張 - 명목환율의 변화가 실질환율의 변화에 영향을 미치지 못한다 - 이 우리나라의 경우에는 어떻게 나타나고 있는지 살펴보고자 한다. 이를 위한 추정에는 컴퓨터 통계패키지 프로그램인 RATS를 이용했다.

24) 생산자물가수준이라고도 함.

25) 한국은행, "알기쉬운 경제지표(1990)" 참조.

2) 推定

이 모형의 추정식을,

$$6) \ln e = \alpha_1 \ln q + \alpha_2 \ln(m/m^*) + \alpha_3 \ln(y^*/y) + \alpha_4(r-r^*)$$

으로 정한후 최소자승법(Ordinary Least Squares, OLS)로 추정한 결과는 다음과 같다.

<표 4-1> OLS 추정: $\ln e = \alpha_1 \hat{\ln} q + \alpha_2 \hat{\ln}(m/m^*) + \alpha_3 \hat{\ln}(y^*/y) + \alpha_4 \hat{(r-r^*)}$

국별 \ 추정계수	$\alpha_1 \hat{}$	$\alpha_2 \hat{}$	$\alpha_3 \hat{}$	$\alpha_4 \hat{}$	D-W	R ²
한국 vs. 미국	1.038 (0.006)	-0.101 (0.017)	-0.024 (0.012)	-0.007 (0.001)	0.49 -	0.95 -
한국 vs. 일본	0.846 (0.031)	-0.093 (0.016)	-0.520 (0.037)	-0.006 (0.001)	0.42 -	0.98 -

- 주) a. D-W : Durbin-Waston 통계량으로 잔차항의 자기상관에 대한 검증²⁶⁾.
 b. 괄호안의 수치는 각각의 추정계수의 표준편차를 나타냄.

제주대학교 중앙도서관

OLS에 의한 추정결과 D-W값이 모두 2보다 아주 작은 값을 나타내므로 잔차항의 자기상관이 존재함을 알 수 있고, 이때 추정량은 不便推定量(unbiased)은 되지만 效果的이지 못하고(insufficient), 추론과정의 說得力이 부족(invalid inference procedures)하게 된다. 이에 autocorrelation의 존재를 인정하고 추정하는 일반화된 최소자승법(Generalized Least Squares, GLS)를 이용, 다시 추정해보면 다음과 같다.

26) 곽상경, “계량경제학(1992)” 참조.

<표 4-2> GLS 추정: $\ln e = \alpha_1 \hat{\ln} q + \alpha_2 \hat{\ln}(m/m^*) + \alpha_3 \hat{\ln}(y^*/y) + \alpha_4 \hat{(r-r^*)}$

국별 \ 추정계수	$\alpha_1 \hat{}$	$\alpha_2 \hat{}$	$\alpha_3 \hat{}$	$\alpha_4 \hat{}$	D-W	R ²
한국 vs 미국	1.005 (0.005)	-0.016 (0.013)	0.035 (0.017)	-0.001 (0.001)	1.10 -	0.99 -
t-statistic	221.5	-1.31	2.10	-1.00	-	-
한국 vs 일본	0.965 (0.021)	-0.031 (0.012)	-0.046 (0.035)	0.002 (0.001)	1.46 -	0.99 -
t-statistic	45.58	-2.61	-1.34	2.31	-	-

- 주) a. D-W : Durbin-Waston 통계량으로 잔차항의 자기상관에 대한 검증.
 b. 괄호안의 수치는 각각의 추정계수의 표준편차를 나타냄.
 c. t-통계량의 귀무가설은 $H_0 : \alpha_i \hat{=} 0 ; i = 1, 2, 3, 4.$

우선 한국과 미국의 추정식에서, 실질환율의 1%변화할 때 명목환율은 1.01%변화하고 한국의 상대적 통화량이 1% 변화는 명목환율의 약 0.016%의 변화하고, 한국의 상대적 생산량의 1%증가는 명목환율의 약 0.04%증가함을, 마지막으로 양국간의 이자율차가 1%변화 할때 명목환율은 0.001% 변화함을 알 수 있다.

이는 실질환율의 변화는 명목환율에 그대로 반영되고 상대적 통화량의 경우 설명력이 부족하다고 여겨진다. 또한 양국의 이자율차에서의 추정계수가 음수인 것은 외환시장에서 이자율평가조건이 맞지 않음을 보여준다.

實質換率의 경우를 제외한 모든 추정량은 유의수준 5%에서 귀무가설을 채택하고 있다. 또한 실질환율의 추정계수를 따로 귀무가설을 $H_0 : \alpha_1 \hat{=} 1$ 로 두어 검정해 본 결과 t-통계량이 1.1로 나타나 歸無假說을 採擇하고 있다.

한국과 일본의 경우는 어떠한가를 살펴보자. 추정식에서의 추정계수들은 명목환율에 대한 각각의 변수들의 탄력성으로 볼 수 있고, t-통계량으로 보

면 모든 추정계수는 유의수준 5%에서는 기각되고 있음을 알 수 있다. 동시에 歸無假說 $H_0 : \alpha_1^* = 1$ 을 검증한 결과 T-통계량은 1.66로 나타나 H_0 를 採擇하고 있다.

이러한 결과는 균형론자들의 주장 - 실질환율의 변화와 상대적 통화량의 변화는 그대로 명목환율에 영향을 미친다 - 과 비교해 볼때 우리나라의 경우에는 相對的 通貨量變化 部分에 대한 설명력이 부족하다고 여겨진다.

한국과 미국의 경우, 일본과의 추정식에서 보다 α_1^* 의 값이 큰것은 우리나라 환율이 엔화보다는 미달러의 많은 부분에서 영향력을 받고 있다고 볼 수 있다.

相對的 國民生産의 變化는 한국과 일본의 경우에서 음수로 나타나고 있다. 이는 균형론적 입장에서 보면 국민생산의 상대적 증가는 “상대가격효과”보다는 “貨幣需要效果”가 큰 경우에 발생할 수 있다²⁷⁾. 예를 들어 한국과 미국의 경우 국내생산량의 상대적 증가는 해외상품의 상대가격, 실질환율을 상승시키고 다시 명목환율을 상승시키게 되며 동시에 국내에서 거래적 동기의 화폐수요를 증대시켜 원화의 평가절상, 명목환율의 하락을 초래하지만 명목환율 하락폭이 더 크다는 것이다. 하지만 유의수준 1%에서 한국과 미국, 한국과 일본의 경우 모두에서 귀무가설($\alpha_3^* = 0$)를 채택하고 있다.

한국과 미국 그리고 한국과 일본의 추정식에서 α_2^* 의 값이 陰數로 나타나고 있다. 이는 이론적 부분과 상반되는 부분으로 어떻게 해석해야 하는가에 어려움이 발생하고 있다. 한국과 미국의 경우 t-통계량이 -1.31로 유의수준 5%에서 귀무가설($= 0$)를 채택하므로 상대적 통화량의 변화가 명목환율에 영향을 주지 못하고 있다. 한국과 일본의 경우에는 t-통계량이 -2.61로 유의수준 5%에서 귀무가설을 기각하고 있다.

27) 본장 “제Ⅱ장 3. 균형적 접근방법” 참조.

2. 벡터自己回歸分析(VAR)

앞장에서는 전통적인 계량경제학기법을 사용, 모형추정에서의 模型識別(Identification), 母數推定(Estimation), 그리고 模型의 檢討(Diagnostic checking)순으로 살펴보았다. 앞으로는 이런 시계열 자료를 이용해 VAR(Vector Autoregression)모형으로 분석하고자 한다. VAR모형의 특징은 앞에서 설정한 모형, 즉 내생 및 외생변수를 자의적으로 결정을 한 경제이론에 근거한 모형, 을 이용하는 것이 아니라 現實經濟의 複雜한 本質과 相互依存關係를 고려하여 경제변수의 내생 및 외생의 사전적 구분을 없애고 實際의 時系列이 주는 利用可能한 모든 情報를 동시에 모형에 포함시켜 현실을 보다 더 정확하게 분석하고 不確實한 未來의 經濟變數값을 예측함에 있어 보다 더 정확성을 부여한다고 볼 수 있다.

1) VAR 模型의 探索



VAR 모형은 선형적인 경제이론에서의 거시계량모형의 문제점인 모형식별의 부적합성에 대해 인식하면서, 새로운 분석도구로서 경제시계열들간의 관계에서 나타나는 특징적인 현상을 도출해 내는데 이용되고 있는 多變數 時系列模型(Multi-variate Time-series Model)이다. 내생 및 외생변수를 자의적으로 결정하는 전통적인 케인지안(Keynesian) 거시경제모형인 구조모형의 연역적인 방법보다는 歸納的인 推論에 의해 경제현실을 설명하고자 하는 시도에서 출발하고 있다.

기본적으로 변수선정에 제한을 두지 않지만, 추정상의 편의를 위해 변수의 수와 시차수를 제약하고 있으며, 單位根 檢定에 의해 시계열들이 불안정

하다면 수준변수들을 그대로 사용할 수 없으며 차분(difference)된 변수로 구성된 VAR 모델을 이용하든지, 불안정한 시계열들 간에 안정적인 선형결합이 존재한다면 각각의 시계열의 수준변수에서 이용가능한 정보가 존재하므로 VAR 모델에 수준변수를 첨가한 誤差修整模型(Error Correction Model)을 이용하여야 한다는 제약을 포함하고 있다. 그러므로 VAR 모델을 이용하기 전에 주어진 시계열 자료에 대한 안정성여부를 검증하기 위해 單位根檢定(Unit Root Test)와 변수들간의 선형결합의 안정성 여부인 共積分 檢定(Cointegration test)을 실시하여야 한다.

본 연구에서의 VAR 모델은 다음과 같다.

$$Z_t = u + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Z_t : 변수 5개, $e, q, m/m^*, y^*/y, r-r^*$,에 대한 (5×1)벡터

ε_t : 백색잡음(white noise),

A_k : 추정해야될 계수행렬



VAR 모델의 문제점은 변수들의 배열순서에 따라 충격반응관계, 예측오차 분산에 관한 결과가 달라진다는 것이다. 만약 변수들간의 상관관계가 낮으면 문제가 되지 않지만, 상관관계가 크면 因果性檢定에 의해 순서를 정해야 한다.

주어진 시계열 자료에 대한 안정성여부를 검증하기 위해 單位根檢定(Unit Root Test)와 변수들간의 선형결합의 안정성 여부인 共積分 檢定(Cointegration test), 동태적 관계분석을 위한 最適 時差構造 檢定(Lag Length Test), 마지막으로 VAR 모델내의 변수들중 외생성여부를 검정하는 블럭外生性

檢定(Block Exogeneity Test)을 실시하고자 한다²⁸⁾.

(1) 單位根檢定(Unit Root Test)

不安定 時系列資料를 이용, 단순 회귀분석으로 상관관계를 추정하면 표본 수가 증가함에 따라 추정계수의 t-값도 증가하여 상관관계가 없는 변수 사이에서도 마치 강한 상관관계가 있는 것처럼 나타나는 假性回歸(spurious regression)의 문제가 발생한다. 이런 문제점을 없애기 위해서 어떤 시계열이 단위근이 있는 불안정한 시계열인지 먼저 알아 보아야 하는데 본 연구에서는 단위근 검정방법 중 Dickey-Fuller 단위근 검정방법과 Said와 Dickey의 ADF(Augmented Dickey-Fuller)단위근 검정방법을 사용하였으며, 그 결과는 다음과 같다.

<표 4-3> 단위근 검정

변수 \ 국별		한국 vs 미국	한국 vs 일본
e	DF ^a	-3.39 ^c	-1.48
	ADF ^b	-2.21	-1.52
q	DF	-0.94	-1.01
	ADF	-2.07	-1.23

28) G.C.Kang, The sectoral analysis of business cycles: The role of aggregate and disaggregate shocks(1992)의 내용을 참고함.

(계속)

변수 \ 국별		한국 vs 미국	한국 vs 일본
m/m*	DF	-1.74	-1.42
	ADF	-1.29	-1.50
y*/y	DF	-0.73	-1.00
	ADF	-0.73	-1.29
r-r*	DF	-1.97	-2.60
	ADF	-2.10	-2.96

주) a. Dickey-Fuller방법으로, 임의의 시계열 Y_t 에 대한 회귀방정식,
 $\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 을 추정.

b. ADF방법으로, 임의의 시계열 Y_t 에 대한 회귀방정식,

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ 을 추정.}$$

c. 수치는 귀무가설, $\rho=0$, 즉 '단위근이 존재한다.'에 대한 t-값.

이러한 DF와 ADF검정방법은 교란항이 확률변수로서 시간에 걸쳐서 독립적이며 매기마다 同一한 確率的 屬性을 갖는 iid(independently and identically distributed)분포를 가정하고 있다. ADF의 경우 時差變數(p)의 크기에 따라 검정결과가 달라질 수 있다. 여기서는 시차의 길이를 4, 즉 p=4으로 하였다. 또한 회귀방정식에는 常數項만을 포함하고 추세항은 포함하지 않았다. 윗표에서 t-값으로 귀무가설을 결정할 때는 Fuller의 임계치 통계표를 이용해야 하며, 歸無假說을 기각하기 위해서는 추정계수의 t-값이 아래의 값보다 작아야 한다.

유의수준

표본수 0.01 0.05

100	-3.51	-2.89
250	-3.46	-2.88

DF방법과 ADF방법에서 모든 변수들이 단위근을 가지고 있다고 나타나고 있다. 그러므로 시계열의 안정성을 위해서는 이들 변수들을 1次差分(first-order differencing)하여야 함을 알 수 있다²⁹⁾. 어떤 시계열에 단위근이 존재한다는 것의 經濟的 意味는 어떤 시점에서 그 시계열에 衝擊을 가했을 때, 그 충격의 효과가 시간이 경과함에 따라 소멸되지 않고 계속 시계열에 영향을 준다는 것이다.

(2) 共積分檢定(Cointegration Test)

각각의 시계열이 단위근을 갖는 불안정한 시계열을 이룰때, 이를 그대로 이용하여 모형을 추정할 경우 전통적인 계량경제학적 기법을 사용하면 假性 回歸問題가 발생한다. 만약 그들 시계열 사이의 線形結合이 안정적인 시계열을 생성한다면 이들의 선형결합 관계를 共積分關係라 한다. 시계열 상호간에 공적분이 있으면 그들사이의 선형결합 후 남는 殘差項이 안정적이어서 장기적으로 균형치인 영에 이른다는 것이다. 이런 공적분의 경제적 의미는 변수사이에 長期的으로 安定的인 均衡關係가 있다는 것이다³⁰⁾.

공적분 분석을 위해 변수를 5개 그리고 변수를 4개 사용하고³¹⁾, 각 각의

- 29) 2차차분의 단위근 검정여부를 DF와 ADF검정방법으로 해본 결과 단위근이 존재하지 않음이 밝혀졌다. <부록>에 2차차분에 대한 단위근 검정의 결과표를 담고 있다.
- 30) 최범수, “단위근과 공적분의 경제학적 의미와 그 검정법에 대한 개요” (한국개발연구 제11권 제2호, 1989) 참고.
- 31) 본 연구에서 이자율차에 대한 블럭외생성검정을 실시한 결과 이자율차를 제외하기로 하였다. 본장 (4) 블럭외생성검정(Block Exogeneity Test) 참

결과는 다음과 같다.

<표 4-4> 공적분 검정

국별 \ 변수	e ^a	e ^b
한국 미국	-3.28	-2.41
한국 일본	-3.50	-3.46

주) a. 시계열 자료들, e, q, m/m*, y*/y, r-r*에 대해,
 $\ln e = \text{constant} + \ln q + \ln(m/m^*) + \ln(y^*/y) + (r-r^*)$ 을
 회귀분석 한 후 잔차항(r_{lne})에 대해 1차 차분한 후,

$$\Delta r_{lne} = \alpha_1 \hat{r}_{lne,t-1} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta r_{lne,t-i},$$

$\alpha_1 \hat{r}_{lne}$ 에 대한 t-값으로, 귀무가설 “공적분 관계가 없다”임.

b. 시계열 자료들, e, q, m/m*, y*/y, 에 대해,
 $\ln e = \text{constant} + \ln q + \ln(m/m^*) + \ln(y^*/y)$ 을
 회귀분석 한 후 잔차항(r_{lne})에 대해 1차 차분한 후,

$$\Delta r_{lne} = \alpha_2 \hat{r}_{lne,t-1} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta r_{lne,t-i},$$

$\alpha_2 \hat{r}_{lne}$ 에 대한 t-값으로, 귀무가설 “공적분 관계가 없다”임.



두 변수의 공적분 존재유무는 Engle and Granger가 개발한 검정방법을 이
 용할 수 있으나, 다변수(5개까지)간의 공적분 존재유무는 Engle and Yoo의
 검정방법과 임계치를 이용할 수 있으며 그 값은 다음과 같다.

N	5%	10%
50	-4.15	-3.85
100	-4.36	-4.06

조.

그러므로 이차올차를 뺀 4개의 변수로 된 모형에서 유의수준 5%에서 공적분은 전혀 존재하지 않음을 알 수 있다. 이는 불안정한 시계열의 선형결합도 역시 불안정적이다. 따라서 安定性을 前提로 한 전통적인 계량경제학적 기법을 이용할 수 없다는 것이다³²⁾.

(3) 最適 時差構造 檢定(Lag Length Test)

VAR 모형내의 시차를 어느정도로 해야 하는가, 즉 각 변수의 시차의 길이를 어느정도에서 결정할 것인가라는 문제는 주어진 시계열자료의 동태적 분석에 중요한 역할을 한다. 너무 많은 시차를 택하게 되면 추정되어야 할 행렬이 상당히 커지므로 과다추정과 자료의 손실이라는 문제가 발생하게 되고, 너무 적은 시차를 택하게 되면 모형의 동태적인 관계를 제대로 파악하지 못하게 된다.

본연구에서 모형의 최적시차는 Sims(1980)에 의해 제시된 수정우도비검정(Modified Likelihood Ratio Test)를 이용하였다. Sims가 제시한 수정된 통계량은 다음과 같다.

$$L(T) = T - C(\log|\Sigma_r| - \log|\Sigma_u|)$$

단, T : 관측수

C : 수정항으로 모형내 제약이 가해지지 않은
각 방정식의 변수의 갯수

$|\Sigma_r|$: 제약이 가해진 모형의 잔차항의 공분산 행렬식

$|\Sigma_u|$: 제약이 가해지지 않은 모형의 잔차항의 공분산 행렬식

32) 만약 단위근이 존재한 상황에서 공적분이 존재한다면 이는 각 통계량의 수준변수들에서 이용가능한 정보가 존재하고 있다고 해석할 수 있고, 그러므로 오차수정모형으로 분석함이 더 적절하다. 하지만 본 연구결과 공적분이 존재하지 않으므로 VAR모형으로 분석하고 있다.

여기서 $L(T)$ 는 제약된 수의 자유도를 가진 χ^2 -분포를 따른다.

수집된 통계자료가 월별자료였으므로 수정우도비검정을 위해 시차 15개월인 경우와 시차 12개월인 경우를 비교 분석한 후 χ^2 -분포의 통계량이 한국과 미국의 경우 140.53, 유의수준은 0.708으로, 한국과 일본의 경우 74.03, 유의수준은 0.510이 되어 귀무가설($H_0: \text{lag}13 = \text{lag}14 = \text{lag}15 = 0$)을 채택하므로 본 연구에서는 시차를 12로 결정하였다.

(4) 블럭 外生性 檢定(Block Exogeneity Test)

블럭외생성검정은 VAR 모형내의 변수들간의 인과관계를 검정하는 것으로 변수들간에 상호연관되어 서로에게 영향을 미치느냐, 혹은 외생적으로 주어져서 VAR 모형내의 변수에 영향을 주지 못하느냐를 검정하는 것이다.

본 모형에서 이자율차이 영향력이 미약하게 나타나 이자율차에 대한 블럭외생성 검정을 실시한 결과 χ^2 -분포의 통계량이 한미간에는 32.96, 유의수준은 0.9518으로, 한일간에는 51.13, 유의수준은 0.3519가 되어 본 모형에서 이자율차를 제외하고 분석하기로 하였다.

2) 因果關係 檢定(Casuality Test)

VAR 모형으로 분석하기에 앞서 각 변수들간에 인과관계를 검정하여 모든 변수들을 내생변수로 여기는 VAR 분석의 특징을 이용하기 위해 변수들의 순서(ordering)를 조정해야 한다³³⁾.

33) E.G.Baek & G.C.Kang, Does Money Matter in Korean Economy - Time Series Evidence from 1973 to 1989(1991, Iowa State University, Ames, IA 50011) 참고.

VAR 모형에서 변수들의 순서에 따라 충격반응함수와 분산의 다분화의 분

한국과 미국, 한국과 일본의 모형들에서 변수들간에 Granger 방법에 의한 인과관계 검정결과는 다음과 같다.

<표 4-5> 인과관계 검정을 위한 F-통계량

\ 독립변수 종속변수 \		$\Delta(m/m^*)$	$\Delta(y^*/y)$	Δq	Δe
한국 vs. 미국	$\Delta(m/m^*)$	0.92(0.531)	0.87(0.581)	2.06(0.030)	2.07(0.029)
	$\Delta(y^*/y)$	1.00(0.459)	1.82(0.062)	0.63(0.812)	0.90(0.549)
	Δq	1.71(0.084)	1.63(0.103)	1.12(0.356)	0.44(0.939)
	Δe	1.47(0.155)	0.98(0.476)	1.39(0.191)	1.62(0.107)
한국 vs. 일본	$\Delta(m/m^*)$	1.61(0.107)	0.44(0.938)	1.01(0.449)	0.93(0.521)
	$\Delta(y^*/y)$	1.29(0.241)	2.20(0.020)	0.61(0.828)	1.08(0.391)
	Δq	0.91(0.541)	1.17(0.319)	0.51(0.899)	0.63(0.808)
	Δe	1.16(0.325)	1.13(0.346)	0.60(0.832)	0.68(0.760)

- 주) a. F-통계량의 귀무가설은 “각 추정계수의 값이 영이다.”, 즉 “인과관계가 없다.” 이다.
 b. ()안의 수치는 유의 수준이다.

우선 한국과 미국의 경우, 相對的 通貨量은 유의수준 5%에서 실질환율과 명목환율에 의해 영향을 받고 있으며, 자신의 과거변수와 상대적 국민생산에 의해서는 영향을 받지 않음을 알 수 있다. 반면에 한국과 일본의 경우에는 유의수준 약 10%에서 자신의 과거변수에 의해서만 영향을 받고 있다. 이는 우리나라의 경제에 있어 대외의존도가 높기 때문에 해외로부터의 통화증

석 및 해석에 대한 결과가 달라질 수 있다. 하지만 본 연구에서는 이론에서의 시사점을 분석하고자 변수의 순서들을 정하였다.

발요인이 크게 나타나고 있으며 대외무역 결제수단이 주로 미달러이었음을 나타내고 있다. 相對的 國民生産의 경우 한국과 미국, 한국과 일본에서 각각 유의수준 6%와 2%에서 자신의 과거값에 의해 영향을 받고 있다.

實質換率은 한국과 미국의 경우 유의수준 10%에서 상대적 통화량과 유의수준 10%에서 상대적 국민생산에 의해 영향을 받고 있으며 한국과 일본의 경우에는 완전히 독립적인 시계열을 이루고 있음을 보여준다. 상대적 통화량(명목충격)에 의해 영향을 받는 실질환율은 균형론자들의 주장과 모순되고 있다. 이는 복수통화바스켓제하에서의 명목환율정책에 의해 대미실질환율이 변화되어 왔음을 보여주고 있다.

名目換率은 한국과 미국에서는 유의수준 약 10%에서 자신의 과거변수, 유의수준 약 19%에서 상대적 통화량, 실질환율 순으로 영향을 받고 있지만 한국과 일본의 경우 독립적인 시계열을 이루고 있다.

한국과 일본의 경우에서 실질환율과 명목환율이 모두 독립적인 시계열을 이루고 있다. 이는 명목환율정책이 대미환율에 집중되어 있어 경제정책에 의한 직접적인 대일환율의 변화는 없었으며 주로 대미환율과의 재정거래에 의해 대일환율이 결정되었다. 일본과의 직접적인 경제여건 변화보다는 미국과 일본과의 경제적 여건변화에 따른 간접적 파급효과로서 한국의 대일환율이 변화되었다고 볼 수 있다.

3) 衝擊反應函數와 分散의 分解

(Impulse Response Function & Decomposition of Variance)

衝擊反應函數³⁴⁾는 하나의 변수에 충격이 주어졌을 때 시간이 경과함에 따

34) 임의의 시계열, Y_t ,에 대한 방정식인, $Y_t = A(L)Y_t + e_t$, 으로부터 도출된 이동평균모형(Moving Average)인,

$$Y_t = [1-A(L)]^{-1} \cdot e_t,$$

단, $A(L)$ 은 시차연산자(Lag Operation)임

라 여타 변수에 어떠한 영향을 주는가를 나타내며 변수 상호간의 연관관계를 살펴보거나 정책변수의 변화에 따른 波及效果를 분석하는데 이용된다.

각국에 대한 衝擊反應函數는 부록으로 첨부시켰다³⁵⁾. 또한 각 변수들의 충격에 따른 변수들의 현재부터 24개월 후까지의 반응을 나타내고 있다.

한국과 미국의 경우, <그림 1-2>에서 상대적 국민생산 충격은 4개월까지 貨의 효과와 변동성을 상대적 통화량에 주고 있다. <그림 1-3>에서 실질환율 충격은 3개월부터 8개월까지 貨의 영향을 미치고 있다. <그림 1-4>에서 명목환율 충격도 비슷한 효과를 나타내고 있고 이 후 약간의 변동을 보이다가 9개월부터 영향력이 사라지고 있다. 또한 상대적 통화량 자체의 충격은 9개월까지 貨의 효과를 나타내고 있다. <그림 1-5>에서는 상대적 통화량의 충격이 3개월간 貨의 영향을 주고 있다. 또한 실질환율과 명목환율의 충격이 상대적 국민생산에 미치는 영향은 적지만 전반적으로 貨의 효과를 나타내고 있다.

<그림 1-9>에서는 상대적 통화량 충격이 실질환율에 5개월 정도까지 貨의 영향을, 8개월까지는 貨의 영향을 미치고 있다. <그림 1-10>에서 상대적 국민생산은 초기 3개월까지는 貨의 효과를 그 후 債, 貨의 효과가 모두 나타나고 있다. <그림 1-12>에서 명목환율 충격은 전반적으로 債의 효과를 나타내고 있다.

<그림 1-13>에서 상대적 통화량 충격에 대한 명목환율의 반응은 변동폭이 크게 나타나고 있다. 하지만 상대적 국민생산은 상대적 통화량 충격보다 영향력을 덜 받는 것으로 나타나고 있다. 실질환율의 충격은 전반적으로 債의

교란항, ϵ_t 에 대한 공분산행렬을 Choleski Factorization을 통해 대각행렬(Diagonal matrix)로 만들어서 교란항간의 상관관계를 제거하고 한 변수가 미치는 충격만을 독립적으로 파악할 수 있도록 변형시켜야 한다.
35) MONEY는 상대적 통화량, IPI는 상대적 국민생산, REALEX는 실질환율, NOMEX는 명목환율을 나타내고 있다.

효과를 나타내고 있다.

결과를 정리해보면 명목(상대적 통화량)충격은 실질환율과 명목환율 모두에 영향을 주고 있고, 실질(상대적 국민생산)충격 역시 실질, 명목환율에 영향을 주고 있다.

한국과 일본의 경우는, <그림 2-2>에서 상대적 국민생산의 충격은 상대적 통화량에 변동을 주고 있다. <그림 2-3>에서 실질환율 충격은 초기 부의 효과와 5개월까지의 정의 효과, 14개월 이후 효과가 약해지고 있다. <그림 2-4>에서 명목환율 충격은 실질환율과 비슷한 효과를 나타내고 있다.

<그림 2-5>에서 상대적 통화량 충격은 상대적 국민생산에 초기 3개월간은 부의 영향을 주다가 5개월까지 부의 영향을 주고 있다. 실질환율 충격과 명목환율 충격은 비슷하게 전반적인 정의 효과를 보이고 있다.

<그림 2-9>에서는 상대적 통화량 충격이 실질환율에 정의 효과와 부의 효과를 모두 보이고 있다. <그림 2-10>에서 상대적 국민생산은 초기 4개월간은 정의 효과를, 그 후 2개월은 부의 효과를 나타내다가 13개월 까지 정의 영향을 주고 있다. <그림 2-12>에서 명목환율 충격은 전반적으로 정의 효과를 나타내고 있다.

<그림 2-13>에서 상대적 통화량 충격이 명목환율에 주는 영향력은 정, 부의 효과를 모두 주다가 18개월 이후 영향력이 미약해지고 있으며, 상대적 국민생산은 초기 5개월은 정의 효과, 이후 2개월은 부의 효과 다시 2개월은 정의 효과를 주고 있다. 약 7개월을 주기로 변동성을 보이고 있다. <그림 2-15>에서 실질환율 충격은 초기에 정의 효과를 주다가 한달 동안 부의 효과를 주고 있지만 전반적으로 정의 효과를 주다가 14개월 이후 소멸되고 있다.

이상의 결과를 종합해 보면 명목충격은 실질환율보다 명목환율을 변화시키고 있으며, 실질충격은 실질환율과 명목환율 모두 영향을 주고 있다. 그

리고 명목환율과 실질환율이 상관관계가 높은 것으로 나타나고 있다.

이러한 충격반응함수는 각 변수의 설명력 정도를 정확히 파악 할 수 없으므로 定量的 分析方法인 豫測誤差 分散分解에 의해 파악 할 수 있다.

分散의 分解는 한 변수의 변화를 설명함에 있어 VAR 모형내 포함된 변수들의 相對的 重要度를 측정하는데 이용된다. 즉 예측오차 분산분해는 한 변수의 변화에 관한 예측오차를 각 변수들에 의해서 발생하는 비율로 분할하는 것이다.

<표 4-6>과 <표 4-7>는 4변수 VAR 모형에서 1기, 6기, 12기, 24기 후의 각 변수의 충격에 대한 예측오차 분산분해 결과이다.

<표 4-6> 한국과 미국의 추정에서의 분산다분화

	k	$\Delta(m/m^*)$	$\Delta(y^*/y)$	Δq	Δe
$\Delta(m/m^*)$	1	100.00	0.00	0.00	0.00
	6	78.30	8.72	4.44	8.54
	12	64.24	8.40	11.30	16.07
	24	58.94	11.02	11.47	18.57
$\Delta(y^*/y)$	1	0.64	99.36	0.00	0.00
	6	5.47	85.06	5.81	3.66
	12	6.19	79.54	8.39	5.88
	24	6.26	77.43	9.84	6.46
Δq	1	1.71	5.02	93.28	0.00
	6	8.72	7.80	79.09	4.39
	12	8.51	14.83	69.57	7.08
	24	9.00	16.28	66.86	7.86
Δe	1	0.37	3.94	42.56	53.13
	6	3.87	5.55	60.36	30.22
	12	4.83	8.19	57.38	29.59
	24	5.43	9.79	54.73	30.04

우선 한국과 미국의 경우, 相對的 通貨量은 그 자체의 예측오차 분산을 약 59% 설명하고 있으며, 명목환율, 실질환율, 상대적 국민생산 순으로 예측오차 분산을 설명하고 있다. 相對的 國民生産은 그 자체의 예측오차 분산

을 약 77%, 실질환율이 약 10%를 설명하고 있으며, 설명력이 지속적으로 증대하고 있다. 實質換率은 그 자체 예측오차 분산을 약 70%, 상대적 국민생산이 약 16%를 설명하고 있다. 이는 상대적 국민생산에 의해 실질환율이 변화되고 있음을 나타내고 있다. 하지만 名目換率의 경우는 그 자체의 예측오차 분산을 30% 정도만 설명하고 약 55%를 실질환율로 설명되고 있다. 즉 명목환율이 실질환율을 변화시키기 보다는 실질환율이 명목환율을 변화시키고 있다.

하지만 특이한 사실은 名目衝擊(상대적 통화량)은 실질환율은 물론 명목환율에도 영향을 주지 못하고 오히려 實質換率, 名目換率에 의해 상대적 통화량이 변화되고 있다는 것이다. 이는 국내화폐시장에서의 공급측요인 중 해외부문이 상당히 높은 부문을 차지하고 있음을 말해주고 있다. 그러나 실질충격(상대적 국민생산)은 실질환율을 변화시키고, 다시 명목환율을 변화시킨다고 볼 수 있다.

한국과 일본의 경우에서는, 우선 相對的 通貨量은 그 자체의 예측오차 분산을 약 73%, 설명하고 실질환율이 약 9%, 명목환율이 약 8%를 설명하고 있다. 相對的 國民生産은 그 자체의 예측오차 분산을 약 73%, 실질환율과 명목환율이 각각 약 11%, 9%를 설명하고 있다. 實質換率의 경우는 상대국 국민생산이 12%, 상대적 통화량이 약 8%를 설명하고 있다. 그러므로 실질충격(상대적 국민생산)이 실질환율을 변화시키고, 명목충격(상대적 통화량)은 실질환율에 영향을 미치기보다는 그 반대로 작용하고 있음을 보여준다. 名目換率은 그 자체의 예측오차 분산을 단지 10%만을 설명하고 실질환율이 67%를 설명하고 있고 상대적 국민생산이 13%, 상대적 통화량이 10%를 설명하고

<표 4-7> 한국과 일본의 추정에서의 분산다분화

	k	$\Delta(m/m^*)$	$\Delta(y^*/y)$	Δq	Δe
$\Delta(m/m^*)$	1	100.00	0.00	0.00	0.00
	6	88.51	3.20	5.04	3.25
	12	76.61	8.46	7.73	7.20
	24	72.71	10.32	9.19	7.78
$\Delta(y^*/y)$	1	0.81	99.19	0.00	0.00
	6	6.70	84.16	5.96	3.18
	12	6.63	74.29	9.89	9.19
	24	6.98	72.57	11.07	9.39
Δq	1	2.07	0.77	97.17	0.00
	6	6.97	9.83	78.74	4.47
	12	7.84	11.60	75.09	5.47
	24	7.75	12.05	73.63	6.58
Δe	1	1.84	0.53	92.25	5.38
	6	9.51	9.82	72.42	8.25
	12	10.55	12.13	68.46	8.25
	24	10.37	12.78	66.95	9.90

있다. 이는 실질환율에 의해 명목환율이 상당한 부분이 설명되고 있다. 또한 명목충격은 명목환율을 변화시키지만 실질환율은 변화시키지 못하고, 실질충격은 실질환율에, 실질환율은 명목환율에 영향을 미치고 있다.

V. 結 論

1980년부터 1990년까지 複數通貨바스켓制하에서 우리나라의 환율결정이 이론적 고찰 - 均衡的 立場과 不均衡的 立場 - 이 어떠한가를 살펴보았다. 명목환율이나 실질환율이 불안정하다는 고찰은 여러 연구들에서 이미 제시되고 있으며 본 연구의 결과도 역시 불안정한 시계열을 이루고 있음이 단위근 검정에서 나타나고 있다. 또한 주어진 모형 및 모형의 변형에서 공적분 관계가 존재하지 않으므로 不安定한 時系列들에 의해 선형결합된 형태에서도 역시 불안정함이 판명되고 있다.

모형내 변수들이 불안정성은 傳統的인 計量經濟學的 技法을 사용함으로 발생할 수 있는 문제점으로 인하여 부적합하며, 모형내 변수들을 모두 內生變數로 여기고 분석하는 VAR 모형이 더욱 적합하다고 여겨진다.

VAR 모형으로 분석해본 결과, 한국과 미국, 한국과 일본의 추정식에서 비슷한 결과를 나타내고 있다. 實質衝擊은 실질환율을 변화시키고 있다. 名目衝擊의 경우에는 한국과 미국에서는 명목환율은 물론 실질환율도 변화시키고 있으며, 또한 역으로 실질환율과 명목환율의 변화가 상대적 통화량의 변화원인이 되고 있다. 하지만 유의수준을 5%로 정하면 후자의 설명이 더 적절하게 된다. 한국과 일본의 경우에는 명목충격에 의해 명목환율은 변화되고 있지만 실질환율은 변화시키지 못하고 있다. 따라서 우리나라의 경우 不均衡論的 立場과 均衡論的 立場이 모두 통계적 검증에 의해 나타나고 있다.

하지만 분석기간은 자유변동환율제가 아닌 管理變動換率制였으므로 환율이 현실의 경제상황을 적극 반영하였다고 보기보다는 정부의 정책의도에 의

해 주로 관리되어 왔기 때문에 국내 화폐시장 및 외환시장에서 인위적 조작으로 왜곡현상이 발생할 여지가 있었으며, 대외적으로 換率操作國이라는 비난을 받게 되었다.

1990년 3월부터 환율제도가 市場平均換率制로 변경되었고, 따라서 1990년 이후에 대해 충분한 통계자료를 가지고 분석한 결과는 더욱 흥미롭게 전개될 것이라 예상된다.

絶對的, 相對的 購買力評價說에서 환율의 통화적 요인만을 고려하고 있으며, 본연구에서는 비통화적 요인을 고려한 실질환율의 개념을 소개하고 이를 바탕으로 균형론적 모형을 도출하고 있다. 그리고 각국이 통화량 변화에 기인한 物價의 反應度, 즉 각 국가의 실질화폐수요함수를 동일시 여기고 있는 점도 문제시 될 수 있다. 2개국에 동일한 비율로 통화량을 변화시켜도 실질환율의 변화가능성은 얼마든지 발생할 수가 있다. 따라서 향후 연구는 理論的 假定들의 완화를 어떻게 포함시키느냐에 달려 있다고 본다.





제주대학교 중앙도서관
JEJU NATIONAL UNIVERSITY LIBRARY

參 考 文 獻

1. 國內文獻

* 書籍

- 1) 조순, 경제학원론, 서울 : 법무사, 1992
- 2) 정은찬, 거시경제학, 서울 : 다산출판사, 1992
- 3) 광진근, 국제경제학, 서울 : 박영사, 1992
- 4) 광상경, 계량경제학, 서울 : 다산출판사, 1992
- 5) 차철호, 현대국제경제학, 서울 : 형설출판사, 1991
- 6) 한국증권거래소, 한국의 증권시장, 서울 : 1991
- 7) 이천표, 국제금융론, 서울 : 비봉출판사, 1987
- 8) 한국은행, 알기쉬운 경제지표 : 1990

* 論文



- 1) 김진옥, “태평양 연안국가에서의 구매력 평가설에 대한 단위근과 공적분견정”, 제주대학교 논문집, 1992
- 2) 김정시, 김진옥, “한국 실질환율의 결정요인 분석 - 명목환율제도의 중립성논쟁을 중심으로 - ”, 연세대학교 산업경영연구소, 『산업과 경영』, 1993.6
- 3) 송종근, “환율, 환율예상과 물가와의 관계에 관한 연구”, 서울대학교 국제경제학 석사논문, 1987
- 4) 최범수, “단위근과 공적분의 경제학적 의미와 그 검정법에 대한 개요”,

한국개발연구, 1989.여름

- 5) 동양경제연구소 금융연구실, “벡터자기회귀(VAR)모형에 의한 주가지수 예측 - 1991년 하반기 주가지수전망 - ”, 1991
- 6) 홍갑수, “우리나라 물가변동과 임금, 변동, 성장의 관계분석”, 한국은행 조사통계월보, 1990.5
- 7) 전성인, “통화, 물가, 명목임금의 장단기 동학에 관한 연구”, 한국개발연구, 1992.봄
- 8) 어운대, “환율제도변화가 기업경영 및 국민경제에 미치는 영향”, 대한상공회의소 한국경제연구센터, 1991
- 9) 강성모, “우리나라 환율제도의 변천과정과 환율운동에 관한 연구”, 건국대학교 경영대학원 무역학과, 1991
- 10) 윤량진, “우리나라 환율제도의 운용평가와 발전방향에 관한 연구”, 건국대학교 대학원 무역학과, 1992
- 11) 김석녕, “국제통화제도의 변천과 우리나라의 환율제도에 관한연구”, 경희대학교 대학원 무역학과, 1988
- 12) 배병철, “우리나라 환율제도에 관한 연구”, 부산대학교 대학원 무역학과, 1986
- 13) 손희균, “우리나라 환율제도에 관한 연구”, 명지대학교 대학원 무역학과, 1987
- 14) 엄봉성, “우리나라의 적정바스켓 환율”, 한국개발연구 제12권 제1호

2. 外國文獻

* 書籍

- 1) A.C.Chiang, Fundamental Methods of Mathematical Economics - Third Edition, McGraw-Hill Book Co.
- 2) J.P.Gould & C.E.Ferguson, Microeconomic Theory - Fifth Edition,
- 3) T.J.Sargent, Macroeconomic Theory - Second Edition
- 4) P.R.Krugman & M.Obstfeld, International Economics - Theory & Policy - Second Edition,
- 5) J.Jonhston, Econometric Methods - Third Edition, McGRAW-HILL international editions

* 論文

- 1) A.C.Stockman, The Equilibrium Approach To Exchange Rates, Economic Review, 1987.3/4
- 2) R.Dornbush, Real exchange Rates & Microeconomics:a selective survey, National Bureau of Economic Research, 1988.11
- 3) J.O.Kim & W.Enders, Real & Monetary Causes of Real Exchange Rate Movements in the Pacific Rim, Southern Economic Journal, 1991.4
- 4) D.A.Bessler, An Analysis of Dynamic Economic Relationships:An Application to the U.S. hog Market, Cdn. J. of Aric.

Economics, 1984.3

- 5) E.G.Baek & G.C.Kang, Does Money Matter in Korean Economy?:Time Series Evidence from 1973 to 1989, mimeo, 1991
- 6) G.C.Kang, The sectoral analysis of business cycles:The role of aggregate &disaggregate shocks, Iowa State University Ames,Iowa, 1992



< 부 록 1 >

<표 1> 단위근검정

변수 \ 국별		한국 vs 미국	한국 vs 일본
e	DF ^a	-5.48	-9.91
	ADF ^b	-2.76	-5.16
q	DF	-11.86	-11.34
	ADF	-4.86	-5.37
m/m*	DF	-15.46	-15.49
	ADF	-6.61	-6.54
y*/y	DF	-14.94	-14.52
	ADF	-6.74	-6.41
r-r*	DF	-13.17	-11.56
	ADF	-3.55	-5.76

- 주) a. Dickey-Fuller방법으로, 임의의 시계열 Y_t 에 대한 회귀방정식,
 $\Delta Y_t = \alpha + \rho * Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 을 추정.
 b. ADF방법으로, 임의의 시계열 Y_t 에 대한 회귀방정식,

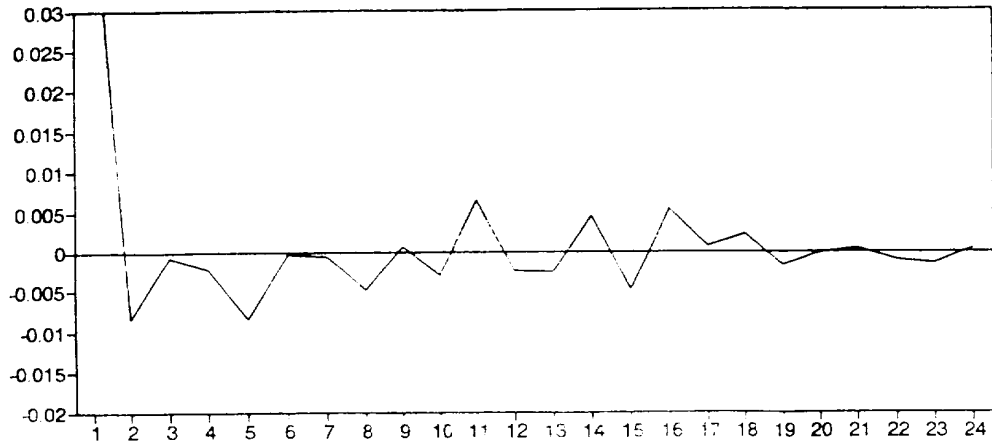
$$\Delta Y_t = \alpha + \rho * Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$
 을 추정.
 c. 수치는 귀무가설, $\rho=0$, 즉 '단위근이 존재한다.'에 대한 t-값.

< 부 록 2 >

한국과 미국의 충격반응함수

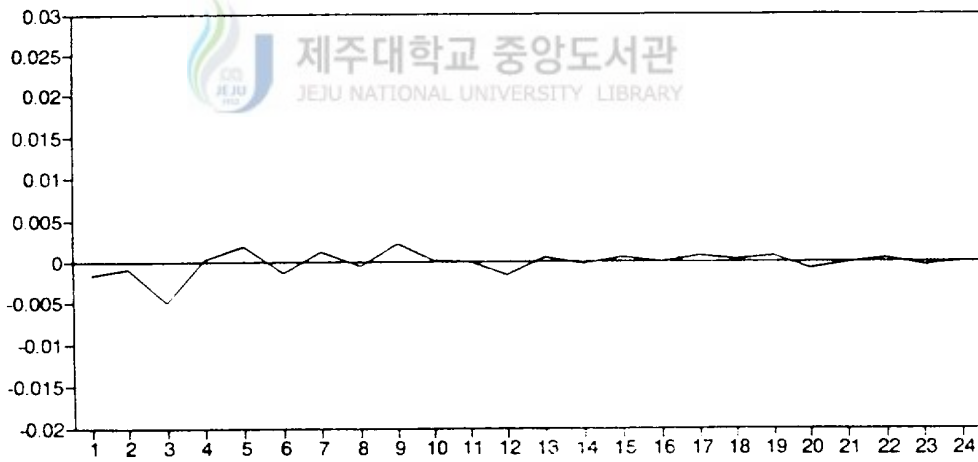
<그림 1-1>

RESPONSES OF MONEY TO MONEY



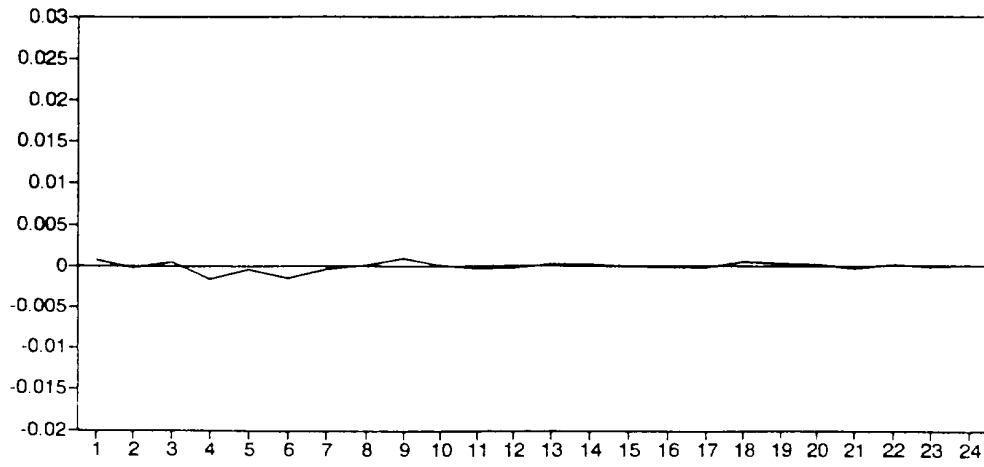
<그림 1-2>

RESPONSES OF MONEY TO IPI



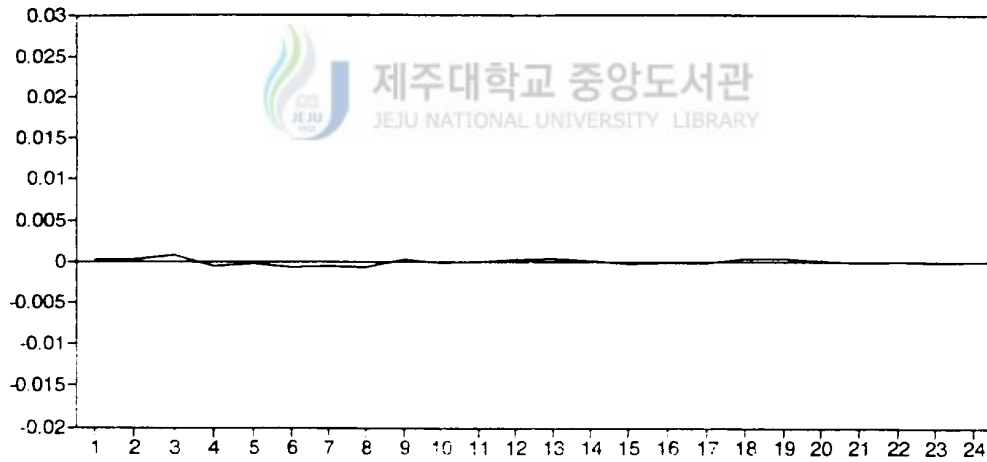
<그림 1-3>

RESPONSES OF MONEY TO REALEX



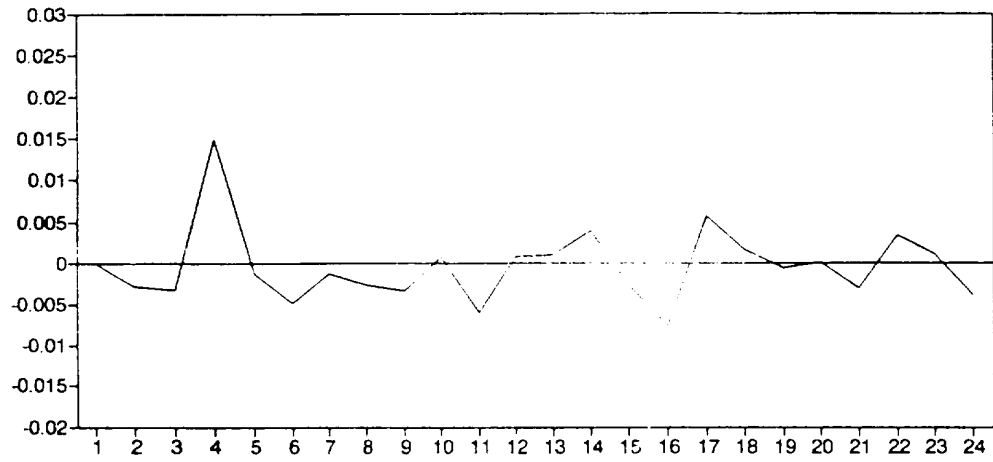
<그림 1-4>

RESPONSES OF MONEY TO NOMEX



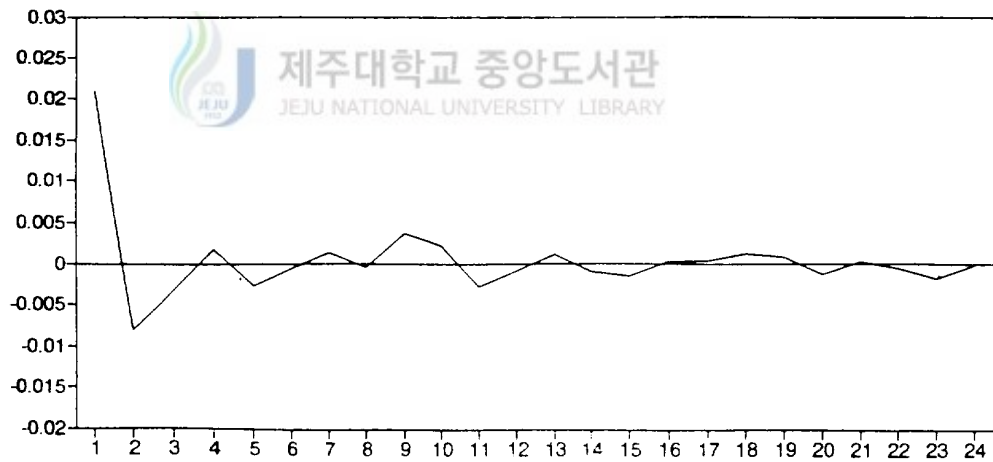
<그림 1-5>

RESPONSES OF IPI TO MONEY



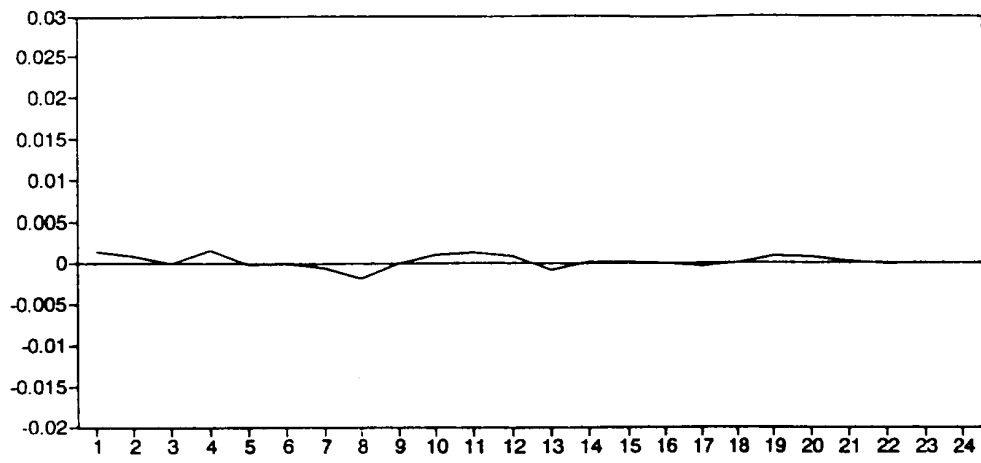
<그림 1-6>

RESPONSES OF IPI TO IPI



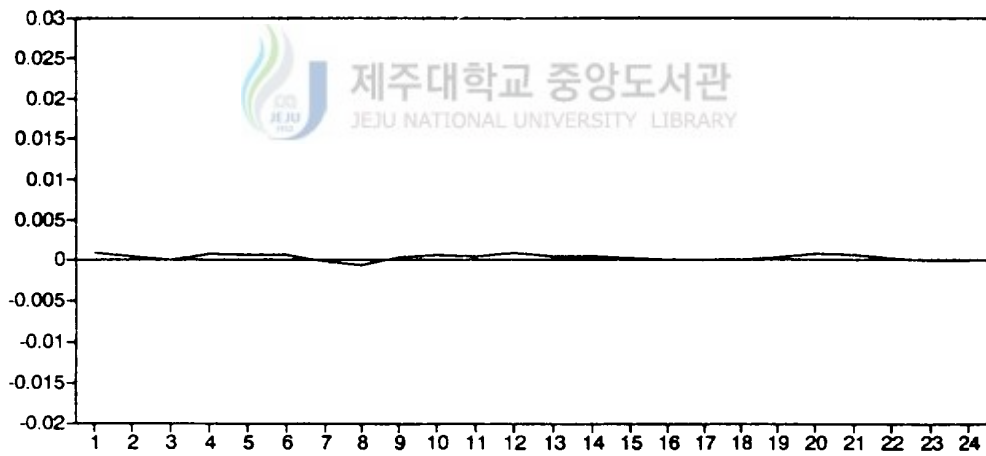
<그림 1-7>

RESPONSES OF IPI TO REALEX

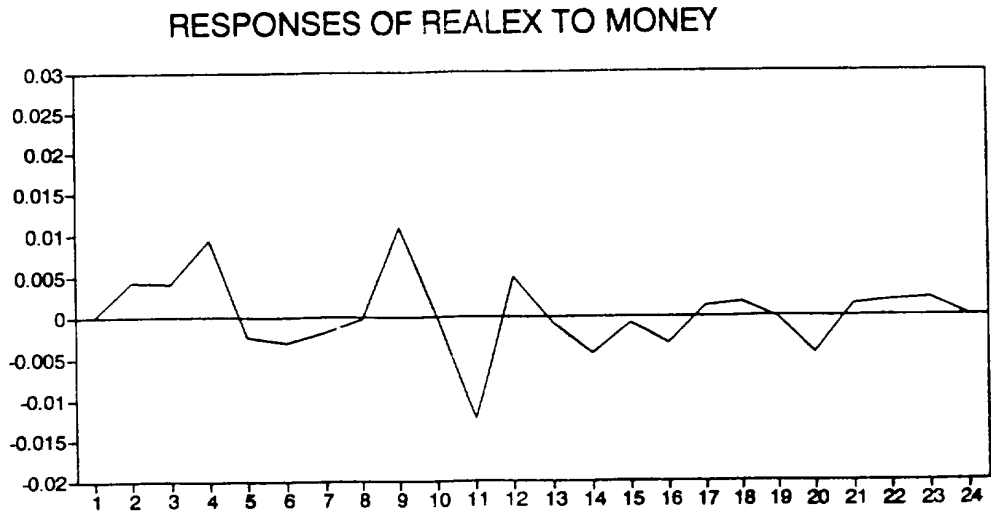


<그림 1-8>

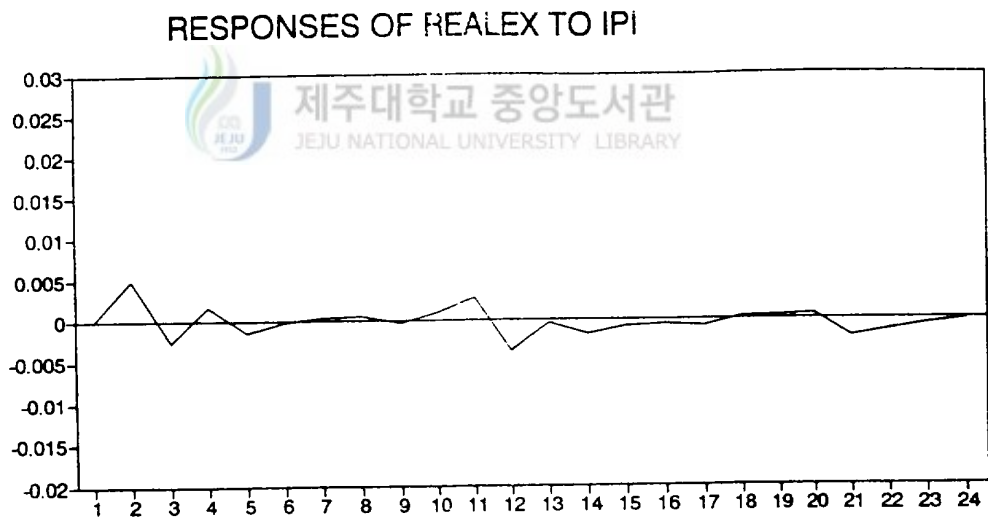
RESPONSES OF IPI TO NOMEX



<그림 1-9>

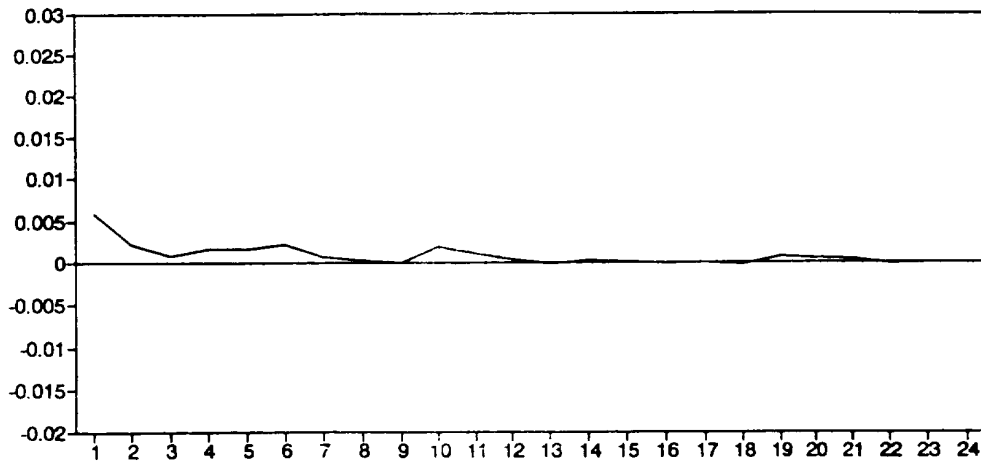


<그림 1-10>



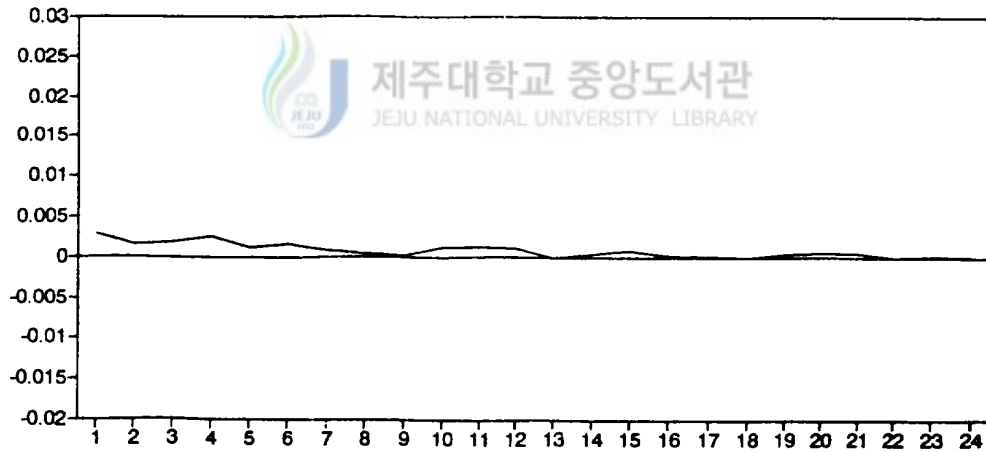
<그림 1-11>

RESPONSES OF REALEX TO REALEX



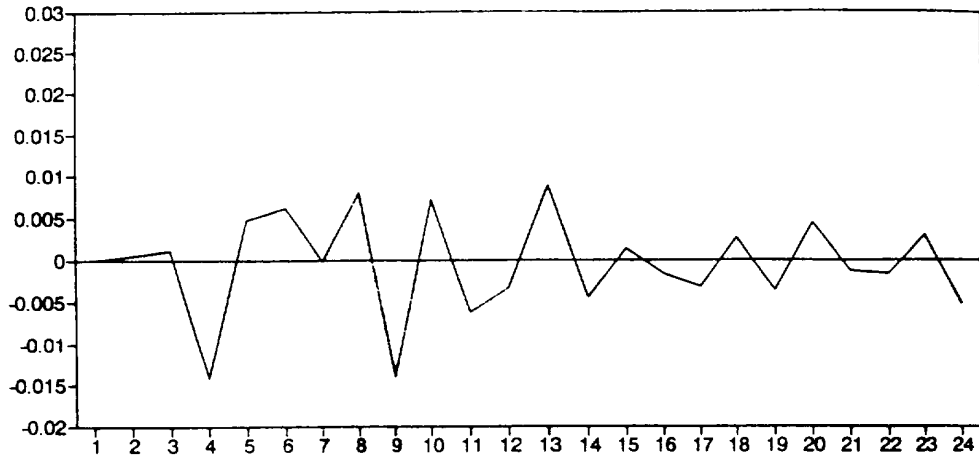
<그림 1-12>

RESPONSES OF REALEX TO NOMEX



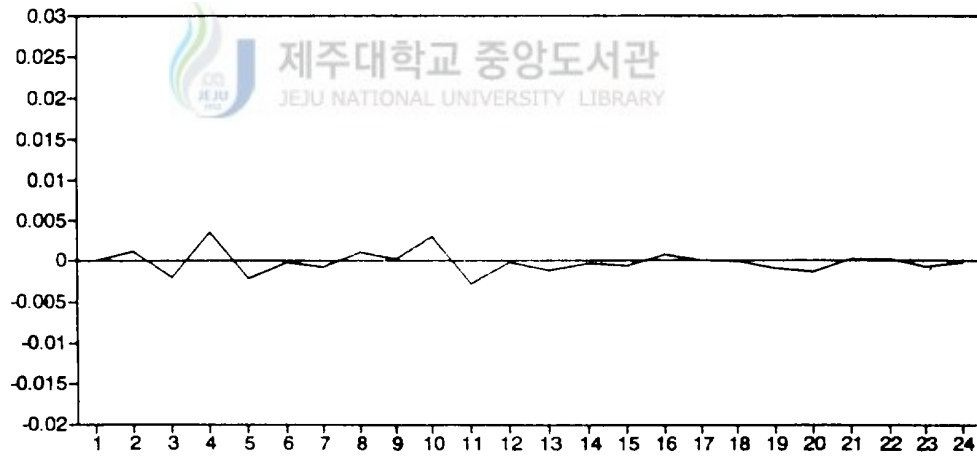
<그림 1-13>

RESPONSES OF NOMEX TO MONEY

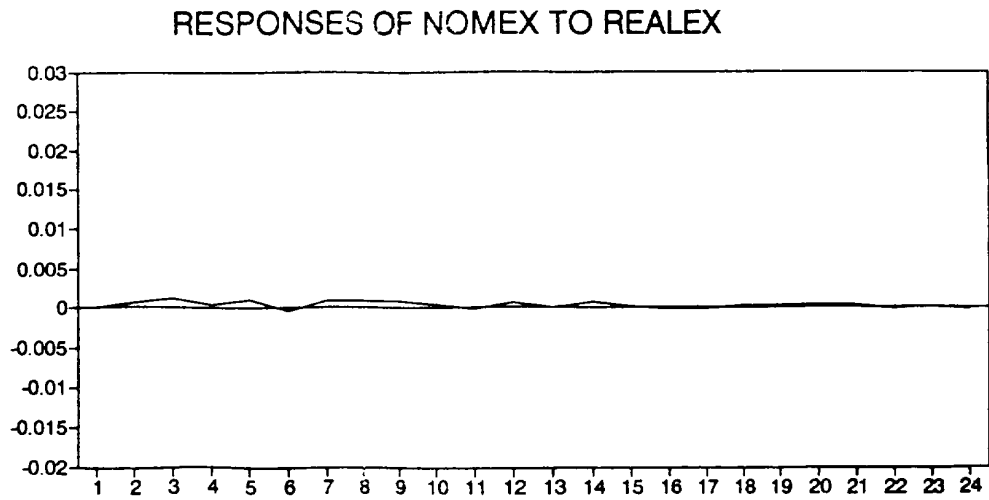


<그림 1-14>

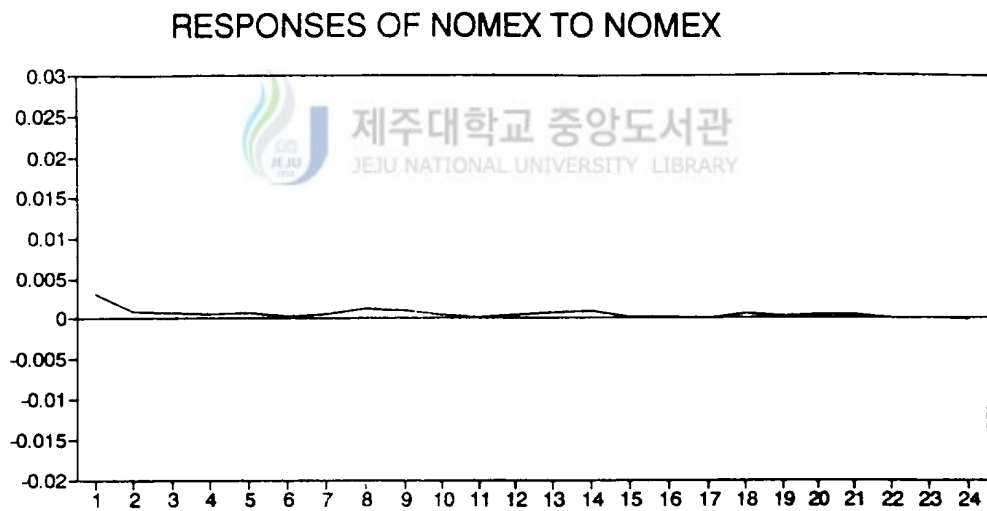
RESPONSES OF NOMEX TO IPI



<그림 1-15>

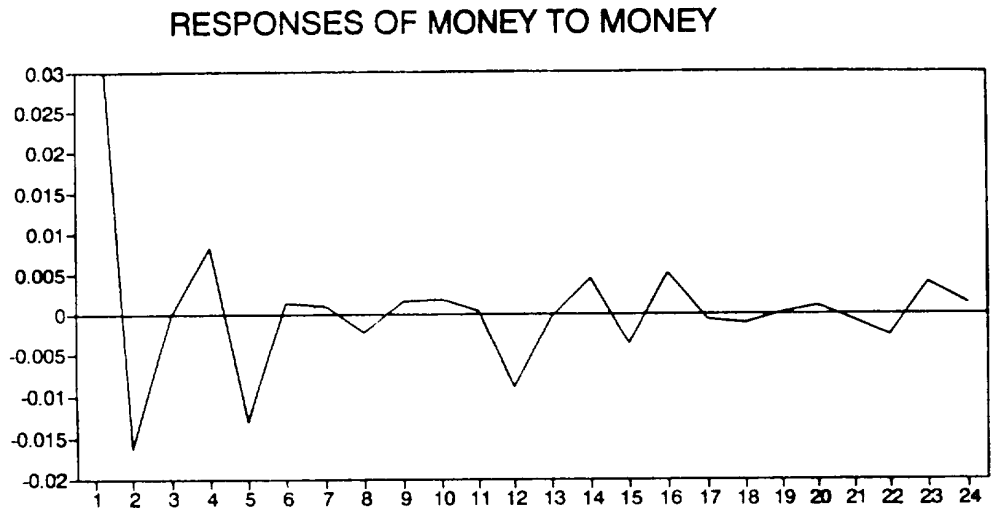


<그림 1-16>

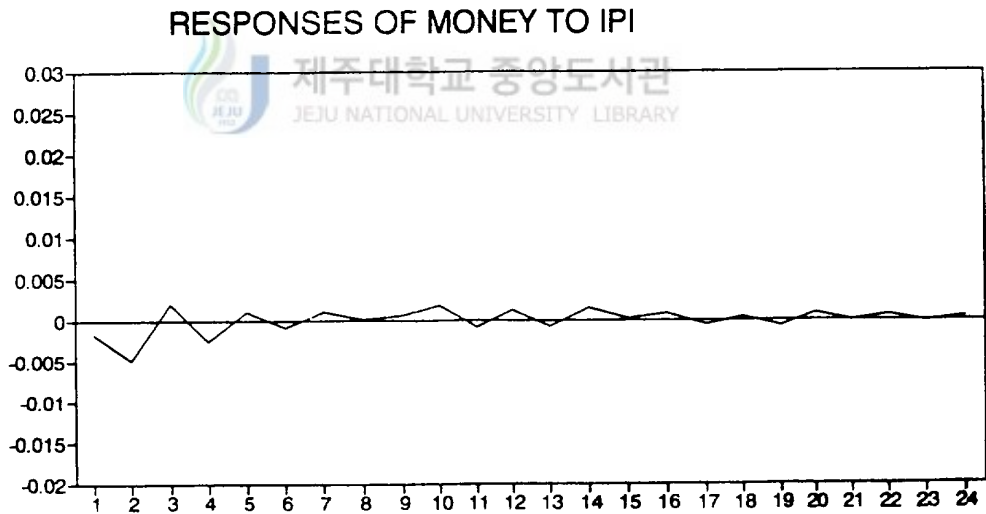


한국과 일본의 충격반응함수

<그림 2-1>

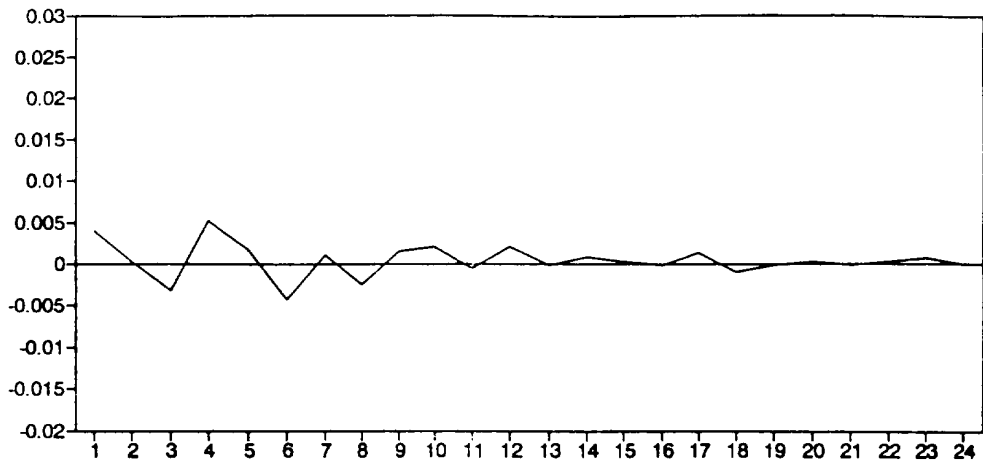


<그림 2-2>



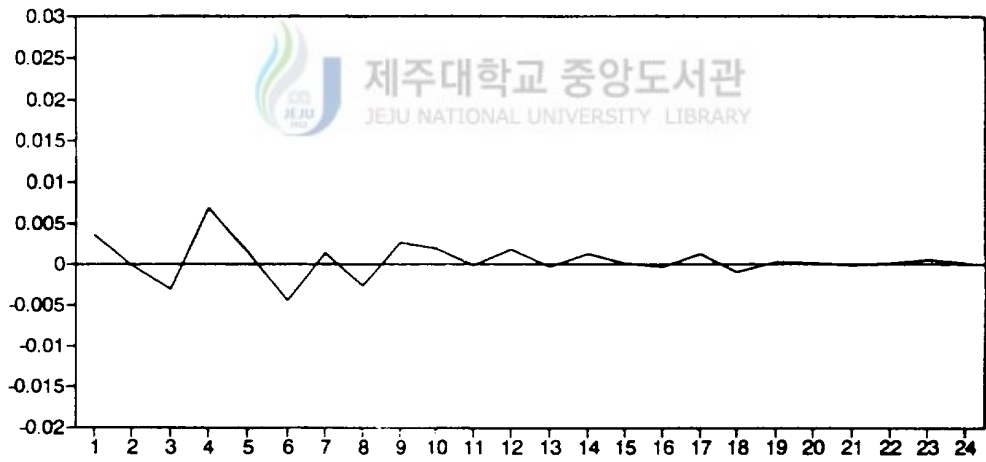
<그림 2-3>

RESPONSES OF MONEY TO REALEX

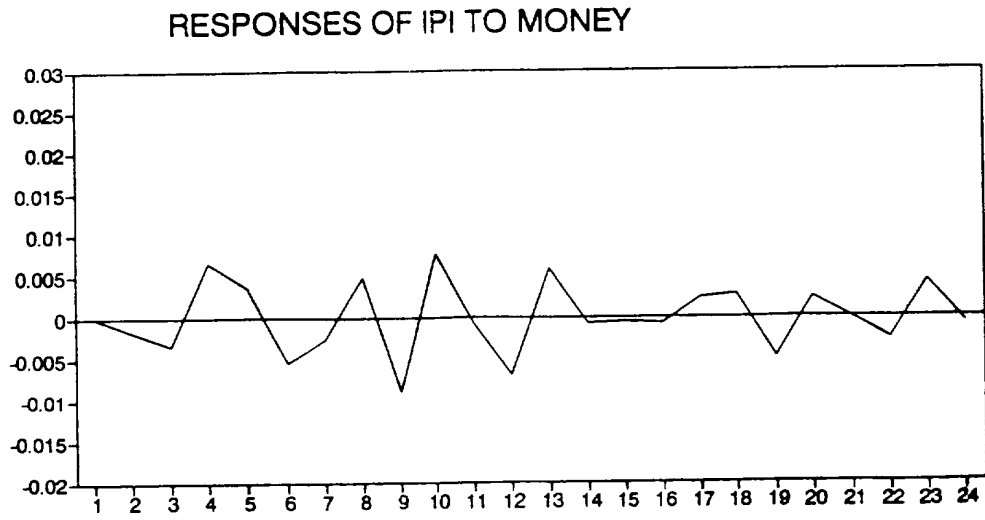


<그림 2-4>

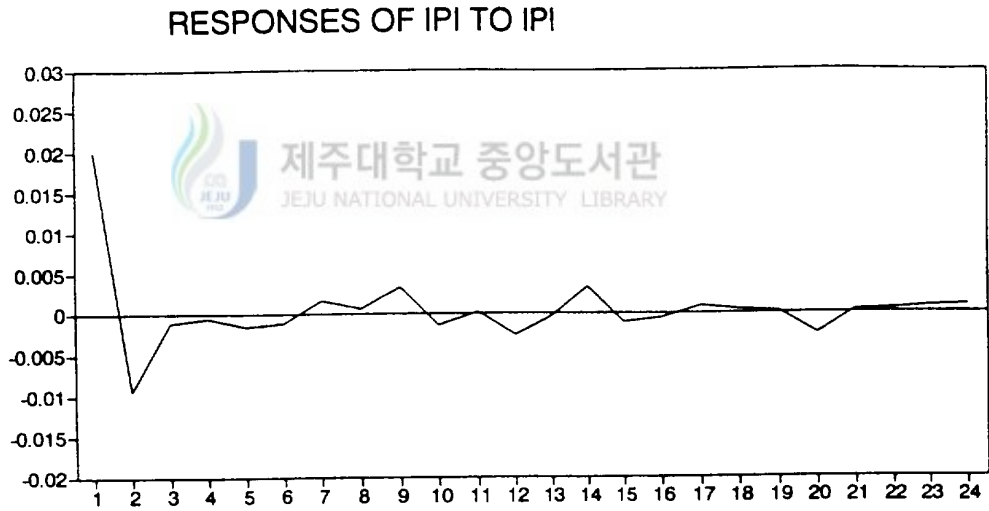
RESPONSES OF MONEY TO NOMEX



<그림 2-5>

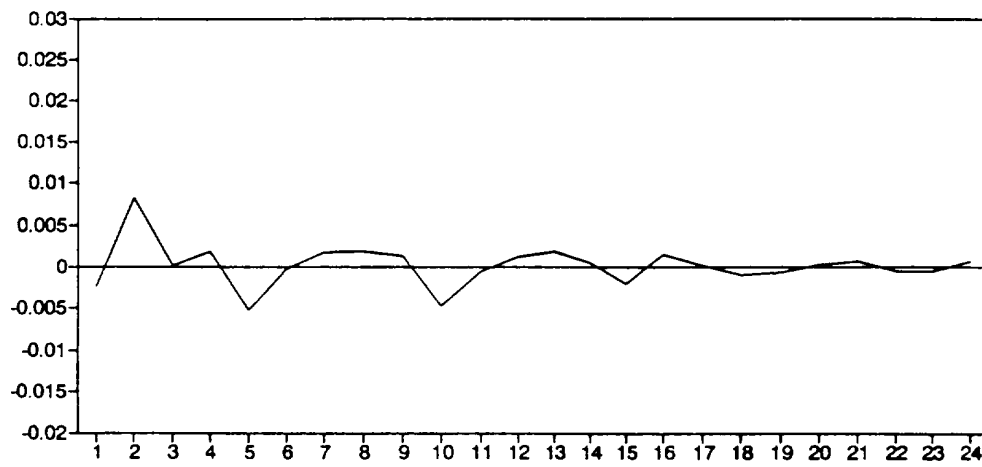


<그림 2-6>



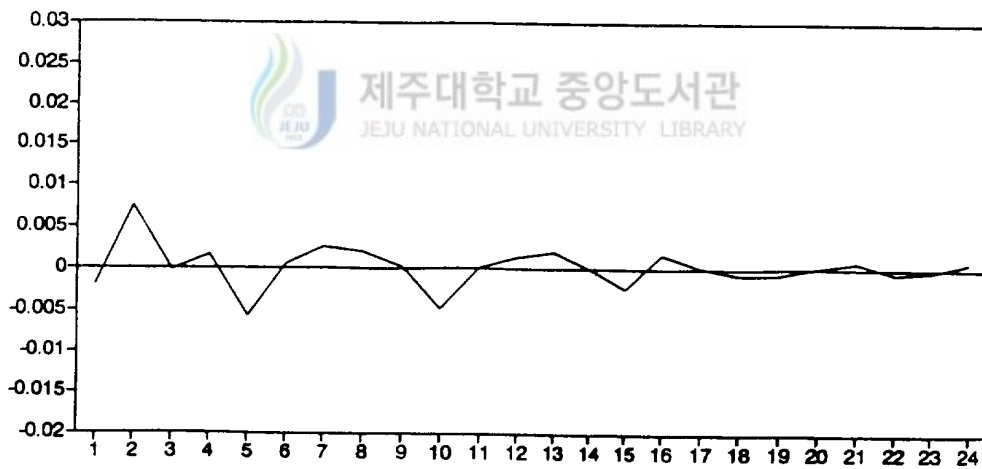
<그림 2-7>

RESPONSES OF IPI TO REALEX

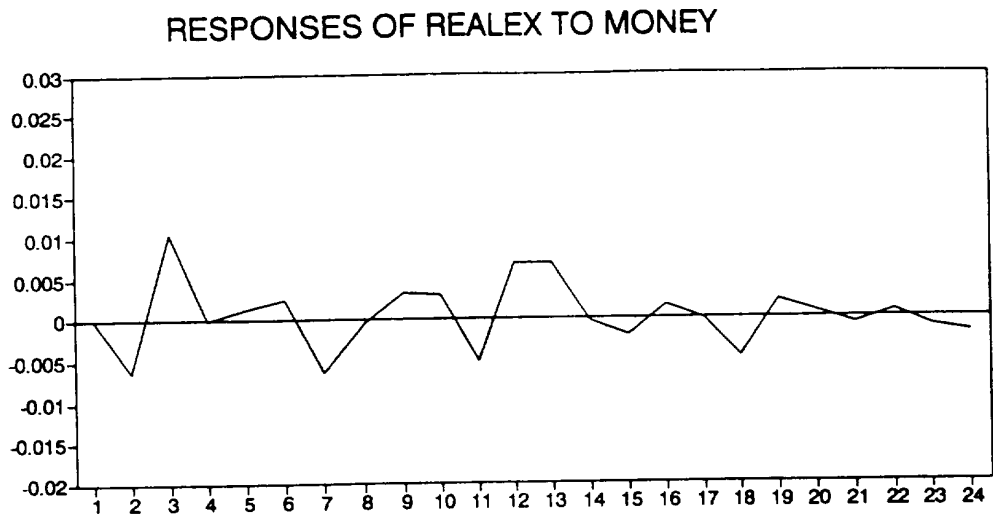


<그림 2-8>

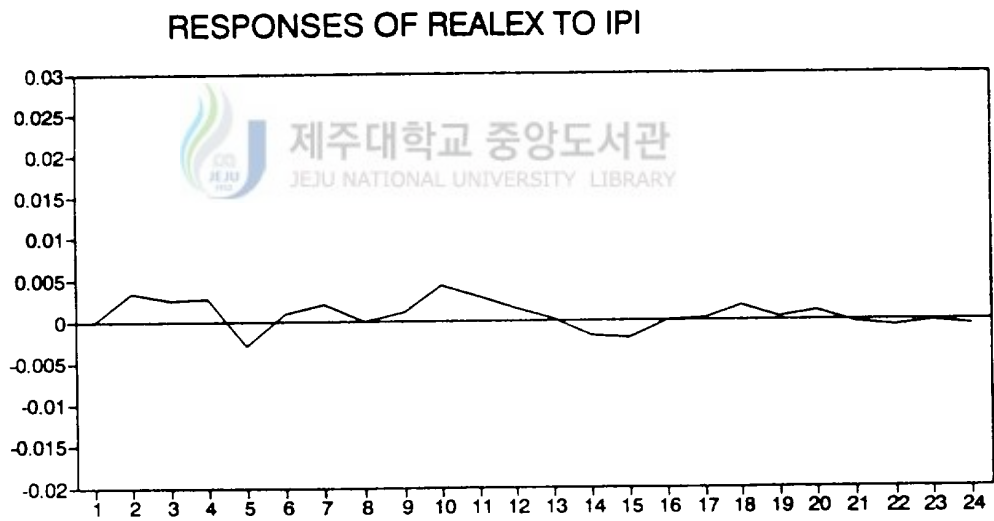
RESPONSES OF IPI TO NOMEX



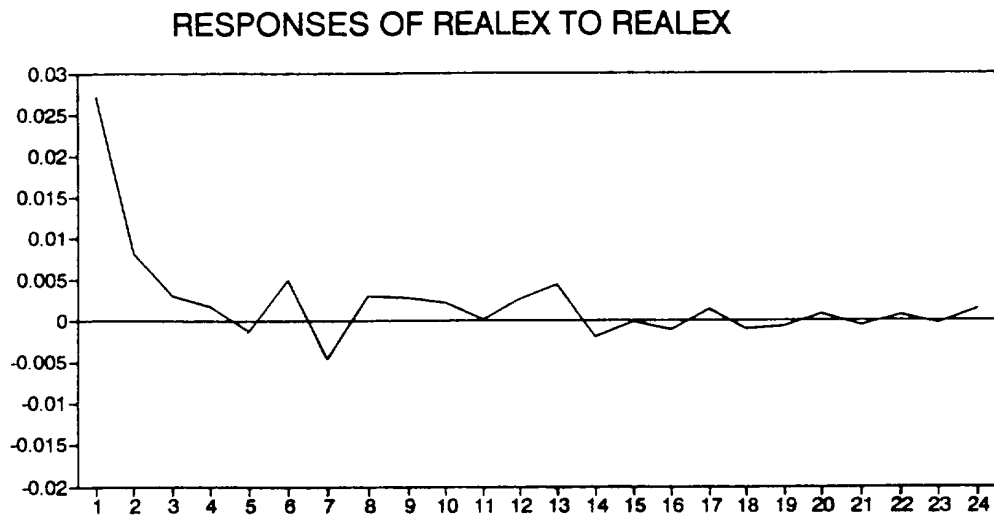
<그림 2-9>



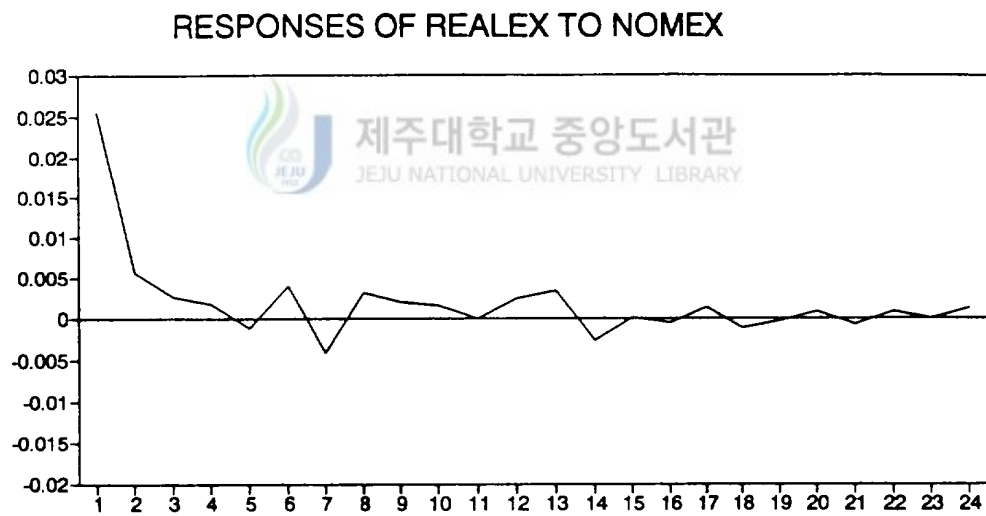
<그림 2-10>



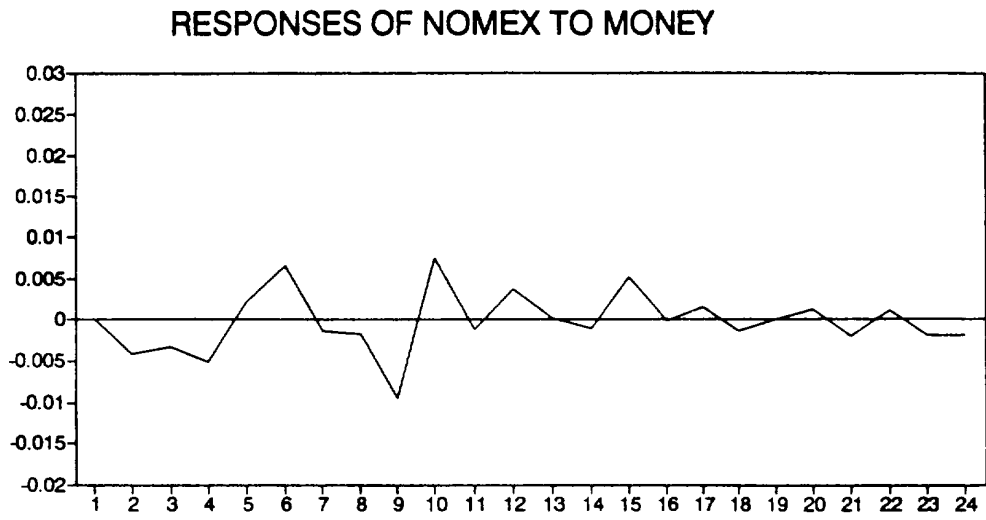
<그림 2-11>



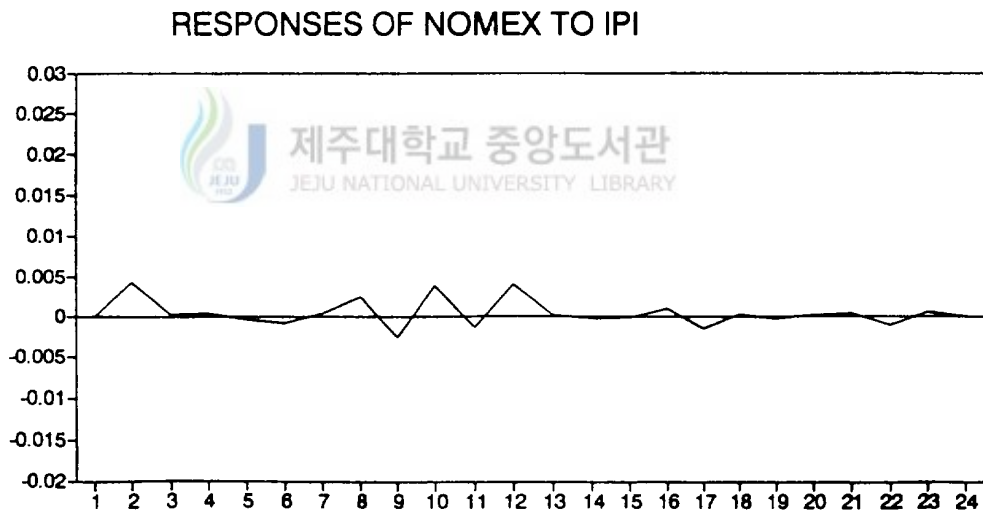
<그림 2-12>



<그림 2-13>

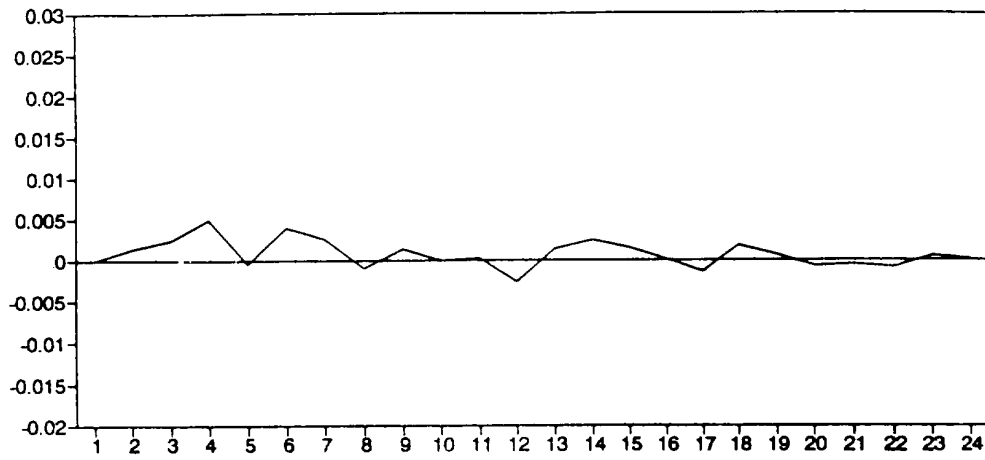


<그림 2-14>



<그림 2-15>

RESPONSES OF NOMEX TO REALEX



<그림 2-16>

RESPONSES OF NOMEX TO NOMEX

