

通貨量, 産業生産, 換率의 長期均衡關係에 대한 研究 *

徐 丙 先 **

논문초록

본 논문에서는 Lucas(1982)의 환율결정이론에 근거한 균형모형으로 시장평균환율제도하의 원-달러 환율의 장기변동과 결정과정을 설명할 수 있는지를 분석하고 균형모형에서 환율의 예측에 도움을 주는 정보를 얻을 수 있는지를 연구하고자 한다. 1990년 4월~1997년 10월 한국과 미국의 통화량, 산업생산, 그리고 원-달러 환율은 장기균형관계를 갖고 있음을 발견하였으며 추정된 균형관계는 환율결정이론에 근거한 균형모형과 일치하는 결과를 얻었다. 시장평균환율제도하의 원-달러 환율의 장기변동은 한국과 미국의 통화량과 산업생산에 의존하는 것을 발견하였다. 장기균형관계에 대하여 Seo(1998)의 안정성 검정을 하였을 때 균형관계는 안정적이었다. 그러나 추정된 장기균형환율과 비교하여 1995년 4월~1997년 10월 원-달러 환율은 균형환율보다 낮고 원화의 고평가는 28개월 지속되었다. 이 기간 교역조건이 하락하고 환율의 균형조정이 신속하지 못하여 외환시장의 불균형이 지속되었다. 장기균형관계를 이용하여 원-달러 환율을 예측하였을 때 외환위기 이전이나 이후에도 임의보행모형에 비하여 우수한 예측결과를 얻을 수 있었다.

핵심주제어: 換率決定, 均衡關係, 調整過程

경제학문헌목록 주제분류: C32, F31

* 익명의 심사자의 건설적인 논평은 논문의 내용과 결과에 많은 도움이 되었다. 본 연구는 숭실대학교 교내연구비 지원에 의하여 작성되었다. 교육부 BK21 연구인력지원에 감사한다.

** 숭실대학교 경제국제통상학부.

E-mail: seo@saint.soongsil.ac.kr.

I. 서론

시장평균환율제도하의 원-달러 환율은 변동이 제한적이었고 따라서 균형환율을 제대로 반영하지 못했다는 평가가 있다. 본 논문에서는 Lucas(1982)의 환율결정이론에 근거한 균형모형으로 시장평균환율제도하의 원-달러 환율의 장기변동과 결정과정을 설명할 수 있는지를 분석하고 균형모형이 환율의 예측에 도움을 줄 수 있는지를 연구하고자 한다. 외환위기 이전의 원-달러 환율이 적절하였는지에 대한 평가는 환율의 적정수준 혹은 균형환율을 전제하므로 이론에 기초한 장기균형환율을 측정하는 것이 필요하고 만약 환율이 균형환율을 반영하지 못하고 불균형이 지속되었다면 그 원인을 찾고 균형으로 복귀하는 조정과정을 분석하는 연구가 필요하므로 본 연구의 의의를 찾을 수 있다.

환율을 예측하거나 결정과정을 설명하는 모형으로 상대가격이나 물가상승률에 기초한 구매력평가설이 많이 사용된다. 그러나 실제 환율은 구매력평가에서 상당히 벗어나고 상대가격의 변동보다 심한 변동을 보여준다. 이러한 문제점을 해결하기 위하여 가격의 경직성을 가정한 불균형모형이 제시되었다. 특히 Dornbusch(1976)의 경우 재화시장의 경직성을 가정하여 환율이 단기적으로 급격한 변화를 할 수 있음을 보이고 있다. 그러나 Eichenbaum and Evans(1995) 등의 연구에서 불균형모형에 의한 예측 역시 현실과 일치하지 않음을 보이고 있다.

본 연구에서는 균형모형으로 원-달러 환율의 장기변동을 설명하고자 하며 이론적 모형으로 Lucas(1982)의 환율결정이론에 기초하고자 한다. Lucas(1982)에서는 두 국가의 소득과 통화량이 확률적 과정을 따를 때 균형환율이 통화량과 소득에 의하여 결정되는 모형을 제시하고 있다. 환율의 결정과정에 통화량과 소득이 중요하게 작용하는 것은 Frenkel(1976)과 Mussa(1976)의 통화론적 모형에서도 찾을 수 있다. Lucas(1982) 모형은 이들과 비교하여 명확한 이론에 기초하고 있으며 통화량, 소득과 함께 환율결정에 교역조건의 작용을 고려하므로 통화론적 모형과 다르다. 본 연구는 환율결정이론에 기초한 장기균형관계가 존재하는지를 검정하고 추정결과를 이론에 기초한 예측과 비교함으로써 균형모형이 원-달러 환율의 변동과 결정과정을 설명하는데 적합성을 갖는지 측정하고자 한다.

본 연구의 두 번째 연구목표는 환율을 예측하는데 장기균형관계가 도움을 줄 수 있는지를 분석하고자 한다. 많은 연구에서 환율결정이론에 기초하여 환율의 예측가

능성에 대한 분석을 시도하였다. 특히, Meese and Singleton(1982)과 Meese and Rogoff(1983)는 환율의 변동은 극심하고 다른 경제변수에 의한 설명이나 환율결정 이론에 기초한 환율예측이 환율의 변동을 설명하는데 도움이 되지 못함을 보이고 있다. Meese and Rogoff(1983)의 결과는 환율의 변동을 어떤 다른 경제변수로도 예측할 수 없다는 것이며 이는 장기균형관계와 상반될 수 있다. 특히, Diebold, Gardeazabal and Yilmaz(1994)에서는 균형관계가 존재한다면 환율의 예측가능성을 높일 수 있으므로 Baille and Bollerslev(1989)에서 발견하였던 달러-엔(Dollar/Yen) 환율과 달러-마크(Dollar/DM) 환율의 균형관계를 부정하고 있다. 그러나 장기균형관계가 존재하더라도 균형관계는 환율의 변동에 영향을 미치지 않을 수 있으며 장기균형관계는 균형관계를 형성하는 개별 변수에 대하여 임의보행이나 비정상성을 전제하므로 균형관계는 효율적 시장가설과 상반되지 않는다.

Meese and Rogoff(1983)에 비교하여 Mark(1995)는 환율에 대한 장기균형관계를 사용하여 환율의 장기 예측력을 높일 수 있다는 것을 보이고 있다. 그러나 만일 균형관계가 존재한다면 장기에서와 마찬가지로 단기에서도 균형관계는 환율의 예측가능성을 향상시킬 것이다. Lucas(1982)의 균형모형에 의하면 환율은 통화량, 산업생산과 균형관계를 갖기 때문에 본 연구에서는 원-달러 환율에 균형관계가 존재하는지 분석하고 균형관계를 이용하여 단기 예측가능성을 측정하고자 한다.

본 연구는 1990년 4월~1997년 10월 한국과 미국의 통화량, 산업생산을 이용하여 원-달러 환율에 대한 장기균형검정을 실시한 결과 균형관계를 발견할 수 있었다. 그리고 Seo(1998)의 안정성 검정을 통하여 균형관계는 안정적임을 발견하였다. 따라서 Lucas(1982)의 환율결정에 대한 균형모형은 원-달러 환율의 장기적 변동을 설명하는 모형임을 알 수 있었다. 추정결과에서 환율에 대한 통화량과 산업생산의 추정계수는 환율결정이론과 부합하는 부호와 크기를 갖고 있었다. 그러나, 추정된 장기균형관계에 비교하여 실제환율이 1995년 4월~1997년 10월 환율이 균형수준보다 낮고 원화의 고평가가 지속되었음을 발견하였다. 이 기간 교역조건이 하락하고 환율이 시장의 불균형에 대하여 신속적으로 조정하지 못함으로써 원화의 고평가가 지속되었다고 할 수 있다.

본 연구와 관련되어 환율의 변동과 결정요인에 대한 연구로 Sims(1992), Clarida and Gali(1994), Eichenbaum and Evans(1995) 등이 있다. 이들 연구에서는 벡터 자기회귀모형을 이용하여 주요 선진국의 환율결정과정에 통화량과 환율의 관계를

분석하고 있으며 이들에서는 장기균형관계를 고려하지 않았다. 김봉한·유병철 (1997) 등 많은 국내 연구가 있으며 본 연구는 시장평균환율제도하의 원-달러 환율의 변동을 설명할 수 있는 모형으로 균형모형에 기초하고 있으며 이들 연구와 다른 분석방법을 사용하므로 기존 연구와 보완적인 관계를 갖는다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 Lucas(1982)의 환율결정이론에 기초하여 실증분석을 위한 이론적 환율결정모형을 제시한다. 제3절에서는 한국과 미국의 통화량, 산업생산지수를 이용하여 원-달러 환율의 장기균형관계를 추정하여 이를 이론에 의한 예측과 비교한다. 제4절에서는 외환위기이전의 원화 고평가의 문제에 대하여 장기균형분석으로 측정하고 단기조정과정 분석을 통하여 불균형의 지속원인을 제시한다. 제5절에서는 균형모형의 환율 예측가능성을 임의보행모형과 비교함으로써 균형모형의 적합성을 측정하고자 한다.

II. 이론적 모형

원-달러 환율의 장기균형관계를 분석하기 위하여 본 연구에서 사용하는 환율결정 이론은 Stockman(1980)과 Lucas(1982)에 의한 균형모형이다. 균형모형에 따르면 환율은 재화시장이나 통화시장의 균형에 의하여 결정되며 통화량과 산업생산의 변동에 따라 환율이 변동한다. 균형모형과 비교하여 Dornbusch(1976) 등의 불균형모형에서는 재화시장의 경직성을 가정하여 환율의 조정과정과 단기적인 변동을 설명하고 있다. 그러나 장기균형환율을 추정하는데 불균형모형보다 균형모형이 적합하고 시장평균환율제도하의 원-달러 환율은 변동이 제한되었기 때문에 균형모형을 사용하여 환율의 장기변동과 결정과정을 측정하고자 한다

Stockman(1980)과 Lucas(1982)의 환율결정모형은 두 국가로 구성된 모형에서 각국의 부존자원과 통화량이 확률적 과정을 따라 움직인다고 가정한다. 완전특화경제를 가정하여 자국의 재화를 Y_1 이라 하고 타국의 재화를 Y_2 라 하자. 교역에는 제한이 없고 따라서 각국은 자국의 재화와 타국의 재화를 소비할 수 있다. 자국의 중앙은행은 통화 M_1 을 공급하고 타국의 중앙은행은 M_2 를 공급한다. 재화를 구입하기 위해서는 현금제약이 따르고 재화를 생산하는 국가의 통화를 사용하여 결제한다고 가정한다. 통화량은 다음과 같이 공급된다.

$$M_{1t+1} = (1 + \mu_{1t+1})M_{1t}$$

$$M_{2t+1} = (1 + \mu_{2t+1})M_{2t}$$

여기서 μ_{1t} 와 μ_{2t} 는 각각 자국과 타국의 통화증가율이다.

각국의 부존자원과 통화증가율은 Markov Chain 확률과정을 따르고 다음과 같이 이행분포함수를 갖는다.

$$F(s'|s) = P(S_{t+1} \leq s' | S_t = s)$$

여기서 $S_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \mu_{1t}, \mu_{2t})$.

자국의 대표적인 소비자와 타국의 대표적인 소비자의 선호체계가 같고 다음과 같은 효용함수를 가정한다.

$$U = U(C_1, C_2), \quad U_1 \geq 0, \quad U_2 \geq 0$$

자국의 대표적인 소비자는 다음 기대효용을 극대화시킨다.

$$E\left(\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_{1t}^H, C_{2t}^H)\right), \quad 0 < \beta < 1$$

여기서 β 는 시간할인율이고 C_{1t}^H 와 C_{2t}^H 는 각각 자국 소비자에 의한 자국의 재화와 타국의 재화에 대한 소비를 의미한다.

마찬가지로 타국의 대표적인 소비자는 다음 기대효용을 극대화시킨다.

$$E\left(\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_{1t}^F, C_{2t}^F)\right), \quad 0 < \beta < 1$$

여기서 C_{1t}^F 와 C_{2t}^F 는 각각 타국 소비자에 의한 자국의 재화와 타국의 재화에 대한 소비를 의미한다.

자국의 소비자는 자국의 부존자원의 일부를 소비하고 남은 일부는 타국에 팔아서 타국의 재화를 소비하는데 사용한다. 그리고 다음 기에 대비하여 자국의 통화와 타국의 통화를 준비한다. 원화 지급에 대한 청구권의 가격을 R_1 이라 하고 달러화 지급에 대한 청구권의 가격을 R_2 라 하자. 그리고 원화와 달러화에 대한 청구권의 보유량을 각각 ϕ_1 , ϕ_2 라고 하자. 자국의 대표적인 소비자는 다음과 같이 제약조건을 갖는다.

$$P_{1t}C_{1t}^H + E_t P_{2t}C_{2t}^H + R_{1t}\phi_{1t}^H + E_t R_{2t}\phi_{2t}^H \leq P_{1t}Y_{1t}$$

$$P_{1t}C_{1t}^H \leq M_{1t}^H$$

$$P_{2t}C_{2t}^H \leq M_{2t}^H$$

여기서 E_t 는 명목환율을 의미하고 P_{1t} 와 P_{2t} 는 자국 재화와 타국 재화에 대한 가격이다.

타국의 소비자 역시 다음 제약조건을 갖는다.

$$P_{1t}C_{1t}^F + E_t P_{2t}C_{2t}^F + R_{1t}\phi_{1t}^F + E_t R_{2t}\phi_{2t}^F \leq E_t P_{2t}Y_{2t}$$

$$P_{1t}C_{1t}^F \leq M_{1t}^F$$

$$P_{2t}C_{2t}^F \leq M_{2t}^F$$

두 개의 재화시장과 두 개의 통화시장에 대한 균형식은 다음과 같다.

$$C_1^H + C_1^F = Y_1$$

$$C_2^H + C_2^F = Y_2$$

$$M_1^H + M_1^F = M_1$$

$$M_2^H + M_2^F = M_2$$

네 개의 시장에서 세 개의 시장이 균형이면 나머지 한 개의 시장은 자동적으로

균형이 성립한다. 따라서 균형식을 (P_1, P_2, E) 에 대해서 풀면 자국재화와 타국재화의 균형가격, 그리고 균형환율을 얻을 수 있다.

자국의 대표적인 소비자는 효용함수를 극대화하며 여기서 다음과 같은 Bellman 방정식을 얻을 수 있다.

$$V(s) = \sup_{C_1, C_2, \phi_1, \phi_2} [U(C_1, C_2) + \beta \int V(s') dF(s' | s)]$$

극대화의 필요조건을 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} U_1(C_1, C_2) &= \lambda P_1 \\ U_2(C_1, C_2) &= \lambda E P_2 \\ \beta \int V_{\phi_1}(s') [R_1' + \frac{\mu_1}{1 + \mu_1} P_1' Y_1'] dF(s' | s) &= \lambda R_1 \\ \beta \int V_{\phi_2}(s') [E' R_2' + \frac{\mu_2}{1 + \mu_2} E' P_2' Y_2'] dF(s' | s) &= \lambda E R_2 \end{aligned}$$

교역조건을 $W = \frac{U_2}{U_1}$ 라고 정의하면 일차조건에서 다음을 만족시킨다.

$$W = \frac{E P_2}{P_1}$$

균형식과 유동성제약조건을 사용하면 균형가격은 다음과 같이 결정된다.

$$\begin{aligned} P_1 &= \frac{M_1}{Y_1} \\ P_2 &= \frac{M_2}{Y_2} \end{aligned}$$

균형가격을 교역조건에 대입하면 균형환율을 얻을 수 있다.

$$E = \frac{P_1}{P_2} W = \frac{M_1}{M_2} \frac{Y_2}{Y_1} W$$

균형상태에서 완전분산투자를 통하여 국가의 고유위험을 분산시킬 수 있으며 단일화된 시장에서의와 같이 소비를 결정한다. 따라서 자국의 대표적 소비자는 타국의 대표적 소비자와 동일한 소비행위를 선택하므로 균형상태에서 다음이 성립한다.

$$\frac{C_1^H}{Y_1} = \frac{C_1^F}{Y_1} = \frac{C_2^H}{Y_2} = \frac{C_2^F}{Y_2} = \frac{1}{2}$$

따라서 균형교역조건은 다음과 같이 결정된다.

$$W(Y_1, Y_2) = \frac{U_2(\frac{1}{2} Y_1, \frac{1}{2} Y_2)}{U_1(\frac{1}{2} Y_1, \frac{1}{2} Y_2)}$$

타국의 균형교역조건은 자국의 균형교역조건과 일치하며 따라서 균형환율은 다음과 같이 결정된다.

$$E = \frac{M_1}{M_2} \frac{Y_2}{Y_1} W(Y_1, Y_2)$$

환율의 결정식에서 균형환율은 각 국가의 통화량에 의존하며 자국 통화량이 증가할수록 환율은 상승하고 타국 통화량이 증가할수록 환율은 하락한다. 자국의 통화량이 증가하면 자국재화의 상대가격이 상승하므로 자국 통화의 가치는 하락한다. 타국 통화량의 증가는 상대가격의 하락과 자국 통화가치의 상승을 가져온다. 그리고 균형환율은 각국의 산업생산에 의존하는데 그 부호는 상대가격과 교역조건의 변화 두 가지 측면을 동시에 고려해야 한다. 상대가격의 측면에서 자국의 산업생산이 증가하면 자국 재화의 상대가격이 하락하고 자국 통화가치는 상승한다. 교역조건의 경우 효용함수의 형태에 따라 그 관계가 바뀔 수 있다. 만일 효용함수가 동차성을

만족하면 자국의 산업생산이 증가할수록 교역조건이 상승하지만 상승폭은 상대가격의 하락에 비하여 작다. 따라서 자국의 산업생산이 증가하면 환율을 하락시키고 자국 통화의 가치는 상승한다. 그러나 선호체계가 타국 재화에 편향적일 경우 자국 산업생산의 증가는 교역조건을 심하게 악화시키고 자국 통화의 가치도 하락시킬 수 있다.

통화량과 소득은 Nelson and Plosser(1982)와 같이 지속적이며 단위근 가설을 기각할 수 없다. 이와 비교하여 교역조건은 산업생산과 선호체계에 의존하는데 산업생산이 미치는 효과가 작고 편향적인 선호체계는 지속되기 어렵다. 따라서 교역조건에 대하여 정상성을 가정할 경우 다음과 같은 환율결정모형을 얻을 수 있다.

$$e_t = m_{1t} - m_{2t} - y_{1t} + y_{2t} + w_t$$

여기서 $(e_t, m_{1t}, m_{2t}, y_{1t}, y_{2t}, w_t)$ 는 (균형환율, 자국통화량, 타국통화량, 자국산업생산, 타국산업생산, 교역조건)에 대하여 로그를 취한 것이다.

환율, 통화량, 그리고 산업생산은 Nelson and Plosser(1982)와 같이 단위근을 갖는다. 만일 교역조건($= w_t$)이 정상성을 만족하면 Engle and Granger(1987)의 정의와 같이 환율은 두 국가의 통화량, 산업생산과 장기균형관계를 갖는다. 교역조건은 산업생산의 함수로 정의되며 선호체계에 의하여 결정되므로 이에 대한 정상성을 직접 검정하기 어렵고 따라서 환율결정모형에 대한 장기균형검정을 통하여 정상성을 검정하고자 한다.

통화론적 환율결정이론에서 이자율평형설을 가정하면 Mussa(1976)에서와 같이 환율은 두 국가의 통화량과 소득에 의하여 결정된다. 균형모형에서도 통화론적 모형과 같이 균형환율은 통화량과 소득에 의존하지만 교역조건을 고려하는 점에서 통화론적 모형과 다르다. 또한 통화론적 모형은 안정적인 화폐수요함수를 필요로 하고 모형의 계수는 화폐수요의 소득탄력성과 이자율탄력성에 관련되지만 균형모형은 이들과 관련이 없다.

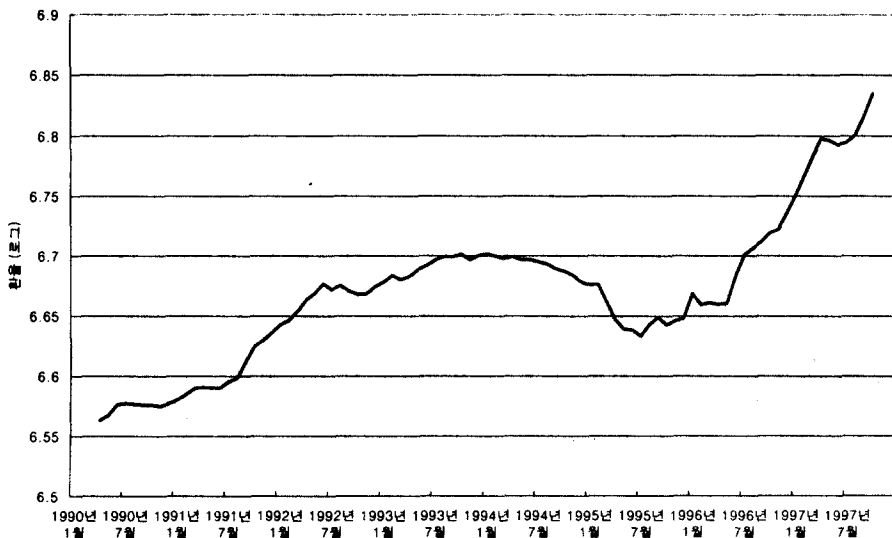
Ⅲ. 분석결과

1. 분석자료

본 연구에서는 1990년 4월~1997년 10월 원-달러환율, 한국과 미국의 통화량, 산업생산지수에 대한 월간자료를 사용한다.¹⁾ 통화량은 M1지표를 사용하였으며 소득에 대한 월간자료로 산업생산지수를 사용하였다. 미국의 통화량과 산업생산지수는 계절변동을 제거한 변수이고 한국의 통화량과 산업생산지수는 계절 요인을 X-11 기법으로 제거하였다. 모든 변수에 로그를 취하였고 시간별 변화는 <그림 1>과 같다. 앞으로 e 는 환율, m_1 은 한국의 통화량, m_2 는 미국의 통화량, y_1 은 한국 산업생산지수, 그리고 y_2 는 미국 산업생산지수를 지칭한다. 상대소득지수 $z(=y_1 - y_2)$ 는 두 국가의 산업생산지수의 차이로 정의하였다.

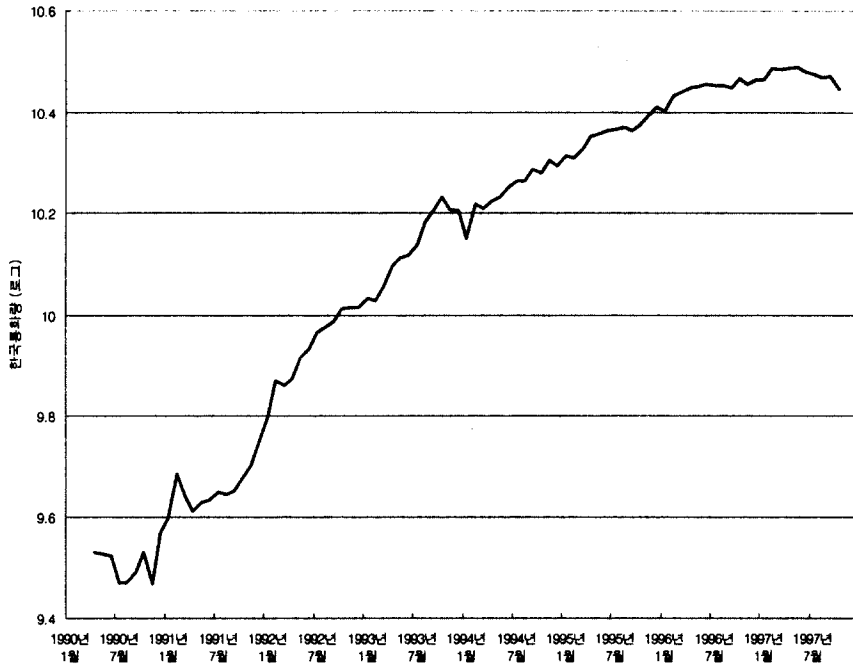
<그림 1> 환율, 통화량, 산업생산지수

1) 원-달러 환율

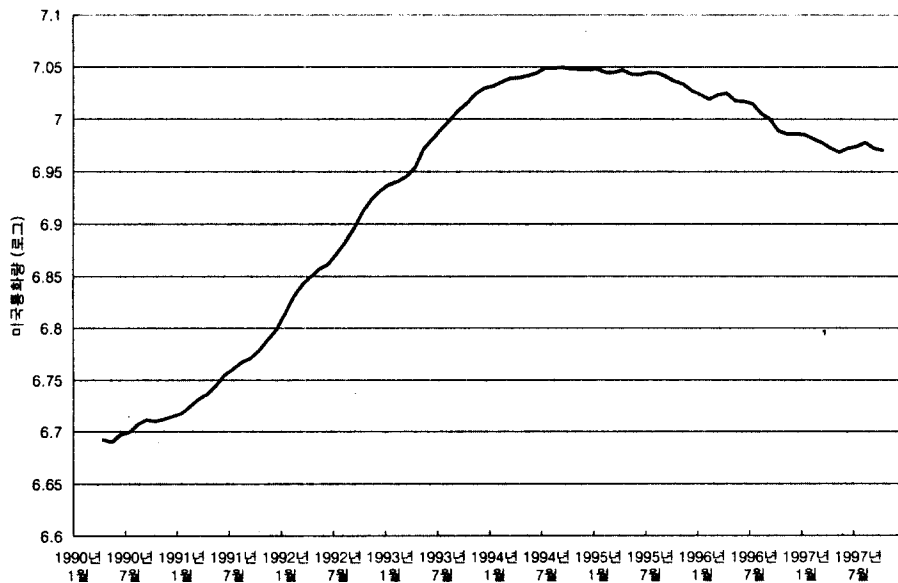


1) 자료는 한국은행과 미국 FRB의 자료실(www.bok.or.kr, www.stls.frb.org)에서 구하였다.

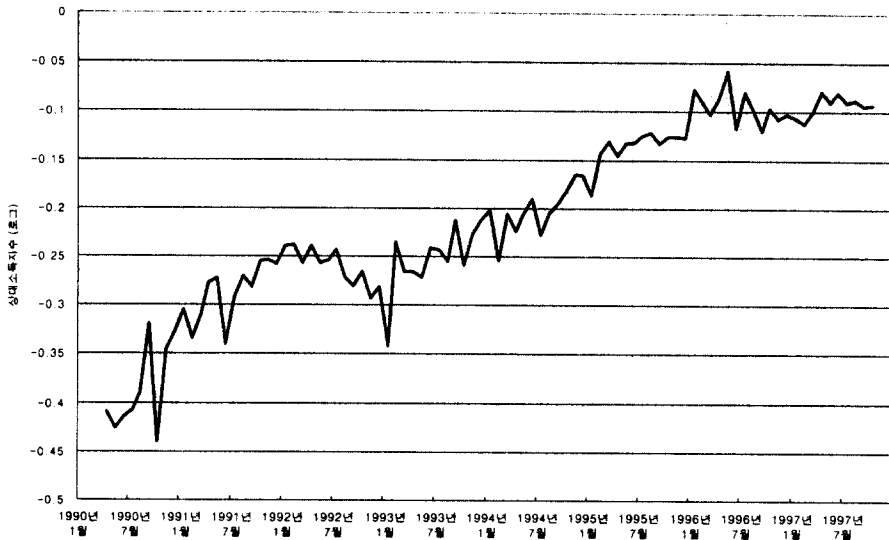
2) 한국 통화량



3) 미국 통화량



4) 상대소득지수



2. 단위근 검정

Nelson and Plosser(1982)에서 통화량, 산업생산, 환율은 지속적이고 단위근을 갖는다. 이를 검정하기 위하여 ADF(Augmented Dickey Fuller) 단위근 검정을 하였으며 <표 1>에서와 같이 BIC 적정시차에서 환율, 한국과 미국의 통화량, 산업생산지수에 대한 단위근 가설을 기각시킬 수 없다. 두 국가의 산업생산지수의 차이인 상대소득지수에 대하여도 단위근 가설을 기각시킬 수 없다. 이는 한국과 미국의 산업생산이 공통의 확률적 추세를 갖지 않는 것을 의미하고 상대소득지수는 고유의 단위근을 갖는다고 볼 수 있다. 원-달러 환율은 1994년 하락하다가 1996년 이후부터 급격히 상승하였고 이로 인하여 자기회귀모수와 이에 기초한 ADF 통계량이 발산하는 모습을 보여준다.

모형의 선택에 있어서 환율의 경우에는 상수항만을 고려하고 나머지 변수들은 상수항과 추세항을 고려하였다. BIC와 AIC에 의한 적정시차를 선택하여 환율, 한국과 미국의 산업생산지수, 그리고 상대소득지수는 BIC와 AIC가 일치하였고 한국 통화량에 대한 AIC 적정시차는 4이고 미국 통화량의 경우 3이며 이 경우에도 이들 변수에 단위근이 존재한다는 가설을 기각할 수 없었다.

〈표 1〉 단위근 검정

	e	m_1	m_2	y_1	y_2	$z = y_1 - y_2$
ADF	0.539	-0.333	0.257	-1.680	-2.889	-2.014
BIC 시차	2	1	2	4	1	4

3. 장기균형 검정

균형모형에 기초하면 환율, 한국 통화량, 미국 통화량, 한국 산업생산지수, 미국 산업생산지수는 개별적으로 단위근을 갖지만 이들의 선형결합은 장기균형관계를 갖는다. 장기균형관계를 검정하기 위한 방법으로 Johansen (1991)의 방식을 이용하였다.

분석을 위한 계량경제모형으로 다음과 같이 장기균형모형을 사용하고자 한다.

$$\Delta x_t = \mu + \alpha \beta' x_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \Gamma_j \Delta x_{t-j} + u_t$$

여기서 α 는 $p \times r$ 단기조정벡터, β 는 $p \times r$ 장기균형벡터이다. Engle and Granger (1987)의 정의에서와 같이 변수 x_t 는 비정상적인 과정이지만 장기균형관계 $w_t = \beta' x_t$ 는 정상적이다. 이때 균형관계는 r 개 존재한다. 한국과 미국의 통화량, 산업생산지수, 그리고 환율은 단위근을 갖고 있으며 만일 환율결정이론에 기초하여 이들의 선형결합은 정상성을 만족하려면 장기균형관계가 존재하여야 한다. 따라서 균형모형이 성립하는지 분석하기 위해서 장기균형관계가 존재하는지를 검정해야 한다.

Johansen (1991)의 장기균형검정을 실시하여 〈표 2〉를 얻었다. 각 시차에 대하여 trace 통계량을 얻었으며 max 통계량에 대하여도 같은 결과를 얻을 수 있었다. 통화량과 산업생산지수는 추세항을 갖기 때문에 확정적 균형관계(deterministic cointegration) 모형에 대한 임계치를 가설검정에 사용하였다. 장기균형모형의 적정 시차는 AIC와 BIC에 의하여 2로 선택되었으며 이때 장기균형이 존재하지 않는다는 귀무가설에 대하여 검정통계량은 100.90으로 귀무가설을 기각할 수 있다. 따라서

〈표 2〉 장기균형검정 1

시차 k	1	2	3	4	5	6	5%임계치
$H_0: r=0$	205.93	100.90	101.83	97.33	106.34	88.65	68.52
$H_0: r=1$	96.77	59.18	67.97	62.41	66.17	52.36	47.21
$H_0: r=2$	46.39	30.89	38.78	31.20	33.17	25.97	29.68
$H_0: r=3$	18.52	11.37	10.60	7.99	8.71	10.19	15.41
$H_0: r=4$	0.15	0.03	0.18	0.29	0.96	0.44	3.76
AIC	-31.99	-32.72	-32.52	-32.44	-32.24	-32.20	
BIC	-31.58	-31.61	-30.73	-29.96	-29.06	-28.34	

환율과 통화량, 산업생산지수에 공통의 확률적 추세를 갖는다고 할 수 있으며 환율은 균형환율에서 이탈하더라도 균형수렴이 이루어진다. 시차 2에서 하나의 장기균형관계 또는 두 개의 장기균형관계를 귀무가설로 하여도 유의수준 5%에서 기각되고 세 개의 경우 기각시킬 수 없으므로 세 개의 장기균형관계가 존재한다고 볼 수 있다. 그리고 다른 시차에 대하여도 장기균형검정을 실시한 결과 〈표 2〉와 같이 장기균형이 존재하고 적어도 두 개 이상 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났다.

두 변수 그리고 세 변수의 결합을 선택하여 장기균형검정을 한 결과 두 변수 사이 그리고 세 변수 사이에는 어떤 결합에도 불구하고 장기균형은 존재하지 않았으며 (환율, 한국 통화량, 미국 통화량, 한국 산업생산지수) 그리고 (환율, 한국 통화량, 미국 통화량, 미국 산업생산지수) 두 개의 결합에서 장기균형관계를 찾을 수 있었다. 따라서 두 국가의 산업생산과 통화량은 균형모형에서와 같이 환율을 장기변동을 설명하고 있으며 환율은 이들과 장기균형관계를 갖는다.

장기균형관계가 두 개 이상 존재할 경우 환율결정이론에 의한 장기균형관계를 추정하는데 어려움이 생긴다. 만일 Johansen(1991) 방식에 따라 환율에 대하여 정규화를 하면 장기균형관계가 두 개 이상 존재한다. Phillips(1991) 방식에 의하여 환율과 다른 변수를 선택하여 정규화를 할 수 있으나 어떤 다른 변수도 환율과 독립적으로 장기균형관계를 갖지 못하므로 이를 적용할 수 없다. 이러한 문제를 피하기 위하여 통화량과 산업생산에 대하여 영차동차성을 가정하고 균형관계를 추정하고자 하였다.

〈표 3〉 장기균형검정 2

시차 k	1	2	3	4	5	6	5% 임계치
$H_0: r=0$	127.83	49.43	53.03	57.91	60.37	45.77	47.21
$H_0: r=1$	63.45	28.19	24.78	26.50	30.98	23.85	29.68
$H_0: r=2$	22.89	14.02	11.81	10.80	12.03	10.94	15.41
$H_0: r=3$	0.22	0.65	1.18	1.35	2.50	1.19	3.76
AIC	-23.73	-24.64	-24.68	-24.70	-24.43	-24.41	
BIC	-23.40	-23.87	-23.46	-23.04	-22.34	-21.88	

$$\text{모형 1: } w_t = e_t + \beta_1(m_{1t} - m_{2t}) + \beta_3 y_{1t} + \beta_4 y_{2t}$$

$$\text{모형 2: } w_t = e_t + \beta_1 m_{1t} + \beta_2 m_{2t} + \beta_3 (y_{1t} - y_{2t})$$

$$\text{모형 3: } w_t = e_t + \beta_1(m_{1t} - m_{2t}) + \beta_3 (y_{1t} - y_{2t})$$

모형 1은 통화량에 대하여, 모형 2는 산업생산에 대하여, 그리고 모형 3은 통화량과 산업생산에 대하여 영차동차성을 가정하였다. 이들 모형에 대하여 장기균형관계를 검정한 결과 모형 1과 모형 3에서는 균형관계가 존재하지 않았다. 따라서 다음과 같이 산업생산에 대하여 영차동차성을 가정한 환율결정모형을 추정하고자 한다.

$$w_t = e_t + \beta_1 m_{1t} + \beta_2 m_{2t} + \beta_3 z_t + \nu$$

여기서 상대소득지수 $z_t = y_{1t} - y_{2t}$ 는 한국과 미국의 산업생산지수의 차이로 정의된다. 따라서 산업생산에 대하여 동차성을 가정하고 있다. 통화량에 대하여 동차성을 가정할 수 있으나 한국 통화량과 미국 통화량에 대하여 환율의 충격반응이 상이하고 동차성을 가정하면 균형관계를 찾을 수 없으므로 통화량에 대한 동차성은 가정하지 않았다. 그리고 장기균형관계의 평균은 0이 아닐 수 있으므로 상수항($= \nu$)을 추가하였다.

네 개의 변수(환율, 한국 통화량, 미국 통화량, 상대소득지수)의 결합에 대하여 장기균형을 검정하여 〈표 3〉을 얻었다. 검정결과 BIC에 의한 시차 2 그리고 AIC에 의한 시차 4에서 하나의 장기균형관계를 갖는 것으로 나타났다. 시차 1을 제외한

다른 시차에 대하여도 같은 결과를 얻을 수 있었다. 따라서 1990년 4월~1997년 10월 원-달러 환율은 균형모형과 같이 한국의 통화량, 미국의 통화량, 그리고 상대소득지수와 하나의 균형관계를 갖는다.

4. 균형환율의 추정

원-달러 환율과 한국과 미국의 통화량, 상대소득지수를 이용하여 장기균형관계를 추정하였다. 표본기간은 1990년 4월~1997년 10월이고 Johansen의 최우추정방식을 사용하였다.

$$\hat{e}_t = 0.944_{(0.255)} m_{1t} - 1.208_{(0.408)} m_{2t} - 0.968_{(0.404)} z_t + 5.294$$

여기서 괄호 안은 표준오차이다.

추정된 장기균형환율에 의하면 한국의 통화량이 증가할 때 환율은 상승하며 통화량 탄력성은 0.944로 균형모형과 같이 단위탄력적이다. 이와 반대로 미국의 통화량이 증가할 때 환율은 하락하며 한국의 통화량과 마찬가지로 미국의 통화량 역시 환율의 장기변동을 설명하는데 통계적으로 유의한 결과를 보여준다. 미국 통화량에 대한 환율의 탄력성은 -1.208로 유의수준 5% 표본오차의 범위내에서 단위탄력적이다. 따라서 한국과 미국의 통화량은 환율결정이론에 기초한 균형모형과 같이 환율의 장기변동을 설명하는 주요 결정요인임을 알 수 있다.

한국과 미국의 산업생산지수의 차이로 정의되는 상대소득지수는 환율과 반비례의 관계에 있으며 그 추정치는 -0.968로 유의한 값을 갖는다. 미국의 산업생산지수가 주어졌을 때 한국 산업생산의 증가는 원화의 가치를 상승시킨다고 볼 수 있으며 이는 환율결정이론의 예측과 일치함을 알 수 있다. 반대로 미국의 산업생산지수가 상승하면 환율은 상승하며 원화의 가치를 하락시킨다. 추정결과를 해석하면 교역조건은 정상적인 과정을 따르고 환율의 결정에 장기적으로 영향을 미치지 못한다. 이는 선호체계가 어느 한 재화에 편향되는 현상이 단기적으로 존재하더라도 장기적으로 그 효과가 유지될 수 없다는 것을 의미한다.

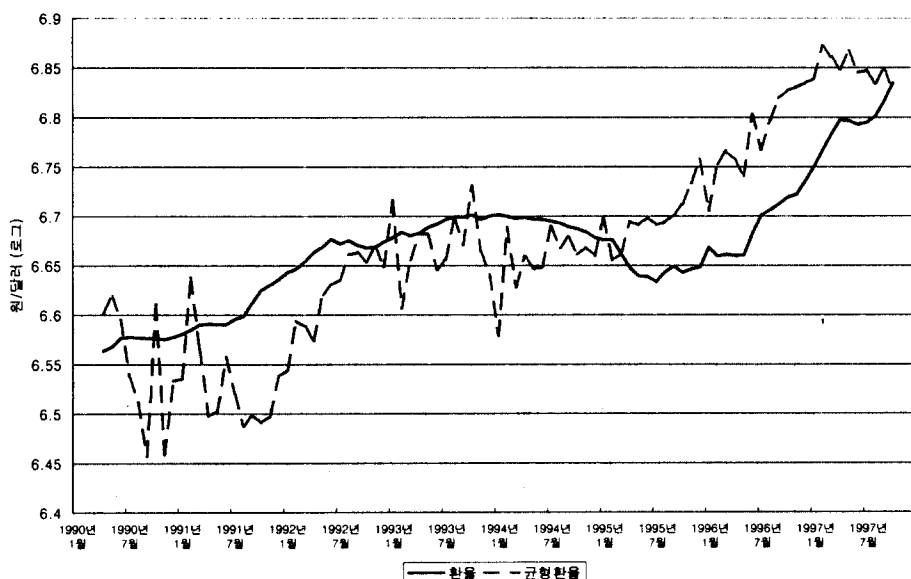
IV. 균형환율과 조정과정

환율결정모형에 기초하여 추정된 장기균형환율과 실제환율을 <그림 2>에서 비교할 수 있다. 중요한 특징은 실제환율이 장기균형환율과 비교하여 균형수준으로 복귀하는 과정이 상당히 느리고 특히 1995년 4월~1997년 10월 장기간 균형회복이 이루어지지 않았다. 이 기간 실제환율을 추정된 균형환율과 비교하면 상대적으로 원화가 고평가되었으며 특히 1996년 6월 고평가는 12.07%로 가장 컸다.

외환시장의 불균형이 28개월 지속된 것은 장기균형관계의 안정성에 의문을 갖게 하므로 균형모형에 대하여 Seo(1998)의 방식으로 안정성 검정을 하였다. Seo(1998)에 의하면 장기균형관계에 대한 안정성 검정은 정상성을 가정한 기존의 검정 방식과 다른 분포이론을 갖는다. 균형모형에 대한 안정성 검정은 비정상적 시계열을 사용하므로 기존의 방식을 적용시킬 수 없다.

장기 안정성을 검정하기 위하여 LM 통계량을 구하고 변동점을 알지 못한다고 가정하여 Ave-LM 통계량, Exp-LM 통계량, 그리고 Sup-LM 통계량을 구하면 <표 4>를 얻을 수 있다. 5%의 유의수준에서 이들은 임계치보다 작고 따라서 우리가 추

<그림 2> 균형환율의 추정



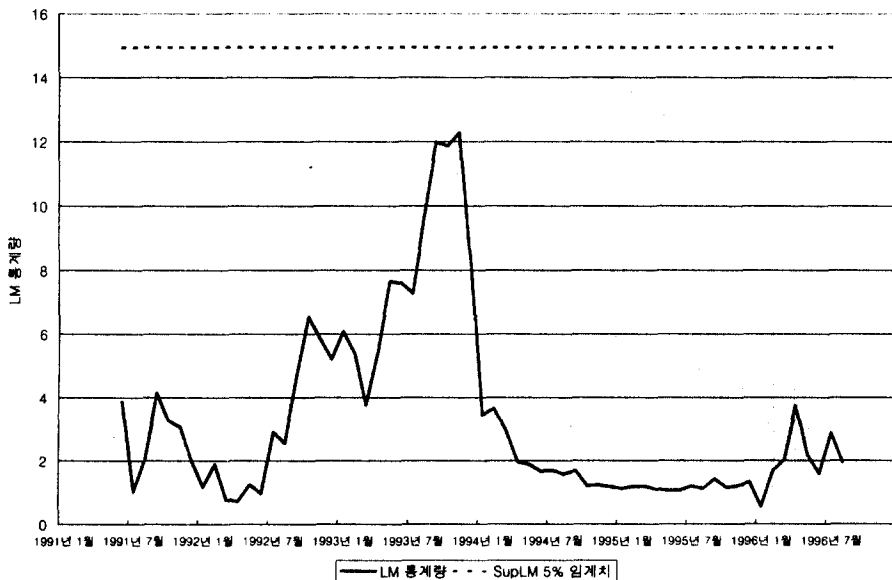
〈표 4〉 장기 안정성 검정

	Ave-LM	Exp-LM	Sup-LM
검정통계량	3.266	3.359	12.278
5% 임계치	5.890	4.200	14.940

정한 균형관계는 장기 안정적임을 알 수 있다. 〈그림 3〉에서 LM 통계량의 변화를 추적하였을 때 1993년~1994년 LM 통계량이 정점에 달하지만 Sup-LM 통계량의 5% 임계치에 비하여 작기 때문에 장기 안정성을 기각할 수 없다.

균형모형에 의할 때 이 기간 원화의 고평가가 지속된 것은 교역조건이 하락했기 때문이라고 볼 수 있다. 〈그림 1〉에서 보듯이 1995년 이후 상대소득지수의 증가추세는 이전과 비교하여 현격히 감소하였다. 미국의 산업생산지수는 1995년 이후 급격히 증가추세를 보이지만 한국의 산업생산지수는 그 추세가 감소하였기 때문이다. 동조적 선호체계를 가정하면 이는 교역조건의 하락과 원화의 실질가치상승을 의미한다. 국내재화에 대한 편향적 선호체계를 가정할 경우 이로 인한 교역조건의 하락은 더욱 클 것으로 생각되지만 이를 뒷받침하는 근거를 얻기는 어렵다.

〈그림 3〉 장기 안정성 검정



이 기간 추정된 장기균형환율과 비교하여 원화의 고평가가 지속된 것은 환율의 균형조정이 신속하지 못했다고 할 수 있다. 환율의 단기조정과정을 자기회귀시차 2에서 추정하면 다음과 같다.

$$\begin{pmatrix} \Delta e_t \\ \Delta m_{1t} \\ \Delta m_{2t} \\ \Delta z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0.021 & (0.013) \\ 0.158 & (0.049) \\ 0.026 & (0.008) \\ -0.004 & (0.059) \end{pmatrix} \hat{w}_{t-1} + \dots$$

$$\hat{w}_t = e_t - 0.944m_{1t} + 1.208m_{2t} + 0.968z_t - 5.294$$

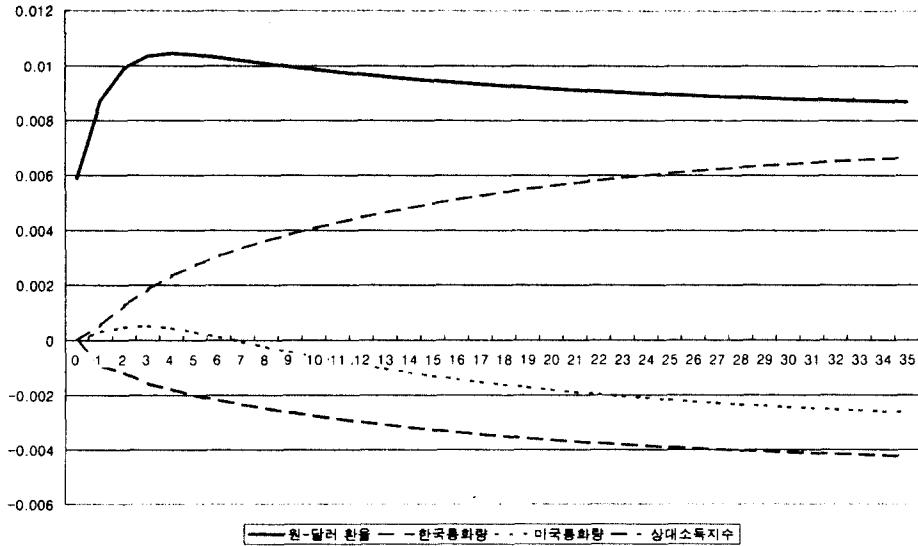
여기서 사용된 변수 (e, m_1, m_2, z, w)는 (환율, 한국 통화량, 미국 통화량, 상대소득지수, 교역조건)이고 괄호 안은 표준오차이다.

1. 환율조정의 경직성

단기조정벡터를 추정한 결과 환율의 조정계수는 -0.021로 상당히 작고 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하지 못하다. 교역조건이 상승하면 환율은 하락하고 교역조건이 하락하면 환율은 상승하여 균형조정이 이루어지지만 다른 변수들이 불변일 때 환율의 변화에 의해서만 불균형의 절반을 흡수하는데 걸리는 기간은 추정결과에 의할 때 32.7개월로 추정된다. 그리고 환율과 다른 변수들이 결합하여 충격의 절반을 해결하는데 걸리는 기간은 14개월로 추정된다.

외환시장에 충격이 발생할 경우 환율이 신속적으로 움직인다면 외환시장의 불균형은 빨리 사라질 것이다. 시장평균환율제도하에서 대미달러환율은 시장평균환율을 기준으로 하루 변동폭이 제한되었다. 1997년 외환위기와 전후하여 그 변동폭이 10%까지 상승하였으나 고평가 기간에 일일 변동폭은 5%로 제한되었다.¹⁾ 시장평균 환율제도하에서 환율에 대한 가격통제와 함께 외환 거래에 대한 수량통제는 환율의 균형조정기능을 약화시킨 요인으로 보인다. 따라서 교역조건이 하락과 함께 제도적 요인에 의한 경직적인 외환시장에서 1995년 4월~1997년 10월 원화 고평가의 지속 원인을 찾을 수 있다.

〈그림 4〉 충격반응분석



2. 통화량의 조정과정

통화량의 변동이 환율에 미치는 효과를 측정하기 위하여 〈그림 4〉에서 환율에 대한 충격반응분석을 실시하였다. 한 단위 표준편차에 상응하는 한국 통화량의 충격은 환율을 꾸준히 상승시키고 그 효과는 지속적이다. 미국 통화량의 한 단위 표준편차에 상응하는 충격은 처음에는 환율을 상승시키지만 7개월 이후부터 환율을 꾸준히 하락시킨다. 따라서 원-달러 환율은 통화론적 모형이나 균형모형의 예측과 일치함을 알 수 있다.

그리고 추정된 단기조정과정을 보면 한국 통화량의 조정계수는 0.158로 통계적으로 유의하다. 따라서 통화량이 교역조건에 대하여 외생적이 아님을 알 수 있다. 교역조건이 상승하면 한국 통화량은 증가하고 교역조건이 하락하면 통화량이 감소하였다. 따라서 한국 통화량의 증가는 환율을 상승시키고 만일 환율의 상승이 통화량의 증가보다 작을 경우 교역조건이 하락하고 이는 통화량을 감소시킴으로써 균형조정이 이루어진다. 통화량이 교역조건에 반응함으로써 통화량 조정에 의해서 균형회복이 이루어지지만 조정과정에 미치는 효과는 간접적이고 불확실하다고 할 수 있다.

미국 통화량의 조정계수는 0.026으로 유의하게 추정되었다. 미국 통화량 역시

교역조건에 대하여 외생적이 아니고 교역조건이 상승하면 미국 통화량은 증가하였다. 따라서 미국 통화량의 증가는 환율을 하락시키고 만일 환율의 하락이 통화량의 증가보다 작을 경우 교역조건이 하락하고 이는 미국 통화량을 감소시킴으로써 균형조정이 이루어진다.

〈그림 1〉에서 보는 바와 같이 원화의 고평가가 지속된 기간에 한국 통화량 증가는 계속되었으며 이에 비교하여 미국 통화량은 인플레이션 억제와 긴축금융정책으로 오히려 감소하였다. 1995년 1월에서 1996년 12월까지 한국 통화량은 15% 상승하고 미국 통화량은 6% 감소하여 원화의 장기적 상승요인으로 작용하였다.

Dornbusch(1976)의 불균형모형에 의하면 통화량 충격이 발생할 경우 재화시장에서 이를 제대로 흡수하지 못하므로 환율은 단기적으로 정상수준을 초과하고 조정과정을 따라 재화시장의 균형가격과 일치하는 균형환율로 복귀한다. 시장평균환율제도하의 원-달러 환율의 변동과 관련하여 오버슈팅(overshooting) 가설이 성립하는지 살펴보기 위해서 〈그림 4〉와 같이 환율에 대한 충격반응분석을 실시하였다. 한 단위 표준편차에 상응하는 한국 통화량의 충격은 환율을 꾸준히 상승시키고 그 효과는 지속적이다. 따라서 시장평균환율제도하에서 원-달러 환율의 변동을 보면 오버슈팅가설이 성립하지 않는 것을 알 수 있다.

미국 통화량의 한 단위 표준편차에 상응하는 충격은 처음에는 환율을 상승시키지만 7개월 이후부터 환율을 꾸준히 하락시킨다. 따라서 한국과 미국의 통화량의 충격시 환율의 반응은 오버슈팅가설과 다른 조정과정을 보이고 있다. 이 결과는 Eichenbaum and Evans(1995)의 연구결과와 일치한다.

3. 상대소득의 감소

상대소득지수의 조정계수는 -0.004로 통계적으로 유의하지 않다. 이는 교역조건에 대하여 상대소득변화는 외생적임을 의미하며 환율을 고평가 혹은 저평가하여 관리하는 정책이 소득에 영향을 미칠 수 없음을 의미한다. 따라서 장기적인 관점에서 환율이나 통화의 중립성이 성립한다고 말할 수 있다.

〈그림 4〉와 같이 충격반응분석을 보면 한 단위 표준편차에 상응하는 상대소득지수의 충격은 환율을 하락시키고 그 효과는 지속적이다. 상대소득지수가 상승하면 동조적 선호체계하에서 교역조건은 상승하고 환율은 하락한다. 그러나 교역조건의 변화

에 대하여 상대소득지수는 반응하지 않으므로 상대소득지수의 충격은 지속적이다. 따라서 균형이론에 의한 예측과 원-달러 환율의 결정과정이 일치함을 알 수 있다.

한국의 산업생산지수는 꾸준히 증가하였지만 1995년 이후 미국의 산업생산지수와 비교할 때 증가속도가 현저하게 감소하였다. 상대소득의 감소와 계속적인 통화량 증가는 환율의 상승 요인으로 작용하였지만 교역조건 하락에 대하여 환율의 가격기능이 제한적이어서 외환시장의 불균형이 지속되었다고 해석할 수 있다.

환율의 변동을 설명하는 요인의 상대적 중요성을 측정하였을 때 환율 고유의 변동이 가장 크고 한국의 통화량, 상대소득지수, 그리고 미국의 통화량의 순서로 환율 변동에 영향을 미친다. <표 5>에서 분산분해분석을 실시하였다. 충격요인의 순서는 한국 통화량, 미국 통화량, 상대소득지수, 환율 순으로 하였다. 시차 24에서 환율의 고유변동이 전체 변동의 67%를 차지하고 한국 통화량이 20%, 미국 통화량이 1%, 상대소득지수 12%로 환율의 변동을 설명하고 있다.

이상의 결과를 정리하면 환율이 장기균형환율에서 지속적으로 이탈하였던 1995년 4월~1997년 10월 균형회복이 빨리 이루어지지 못한 것은 상대소득의 감소와 이로 인하여 교역조건이 하락하였으며 이에 대한 환율의 균형조정이 신속하지 못하였다고 할 수 있다. 그리고 계속적인 통화량 증가와 상대소득의 감소는 실제 환율과

<표 5> 분산분해분석

시차	표준오차	한국통화	미국통화	상대소득	환율
0	0.01	0.50	0.07	0.96	98.50
3	0.02	3.67	0.45	4.51	91.38
6	0.03	6.96	0.35	6.05	86.64
9	0.03	9.87	0.24	7.34	82.55
12	0.04	12.50	0.23	8.46	78.81
15	0.04	14.88	0.33	9.44	75.34
18	0.05	17.02	0.51	10.31	72.16
21	0.05	18.94	0.72	11.06	69.28
24	0.05	20.65	0.96	11.72	66.67
27	0.06	22.17	1.20	12.30	64.33
30	0.06	23.52	1.44	12.80	62.23
33	0.07	24.73	1.67	13.25	60.36
36	0.07	25.79	1.89	13.64	58.68

균형환율의 격차를 확대시켰다.

V. 균형모형과 예측가능성

균형모형에 의한 환율은 통화량, 소득과 장기균형관계를 갖기 때문에 균형모형에서 환율의 예측에 도움이 되는 정보를 얻을 수 있는지 분석할 필요가 있다. Meese and Singleton(1982)과 Meese and Rogoff(1983)에서는 환율결정모형에 의한 환율예측력이 임의보행을 가정한 자기회귀모형에 비교하여 높지 않음을 보이고 있다. 그러나 장기균형관계가 존재할 경우 이에 대한 주장은 검토되어야 한다. 만일 균형관계에서 미래 환율을 예측하는 정보를 제공한다면 균형모형의 예측력은 최소한 임의보행을 가정한 자기회귀모형의 예측력보다 작지 않을 것이다.

Baillie and Bollerslev(1989)에서는 달러-엔 환율과 달러-마크 환율을 사용하여 균형관계를 발견하였고 이는 두 환율에 공통의 확률적 추세가 존재함을 의미한다. 만일 장기균형관계가 없을 경우 공통의 확률적 추세가 없으므로 다변량분석은 단일 변량분석과 차이가 없다. 균형모형이 성립한다면 장기균형관계가 존재하고 이는 자기회귀모형에 비교하여 균형모형의 예측력을 높일 수 있다. 예를 들어, Mark(1995)에 의하면 장기균형관계는 환율의 장기 예측력을 향상시킨다. 그러나 환율의 단기예측이 실질적으로 중요하므로 본 연구에서는 균형모형에서 단기 예측력을 향상시키는 정보를 얻을 수 있는지 분석하고자 한다.

외환위기를 전후하여 환율이 급상승하기 시작한 1997년 11월을 기점으로 표본기간내(1990: 4~1997: 10) 예측과 표본기간외(1997: 11~1999: 9) 예측을 하였다. Meese and Singleton(1982)의 임의보행모형에 대한 비교를 위하여 균형모형에서는 자기회귀모형에 추정된 장기균형관계를 추가하였다. 균형모형은 자기회귀시차 2에서 추정된 결과이다. 자기회귀모형의 적정시차는 AIC와 BIC에 의하여 2로 선택되었으며 임의보행모형을 추가로 고려하였다.

〈표 6〉은 환율의 예측모형을 추정한 결과이다. 장기균형관계를 추가하여 환율을 예측할 때 추정계수는 유의하고 설명력을 증가시킨다.

세 개의 모형에 의한 환율 예측력을 〈표 7〉에서 측정하고 비교하였다. 〈표 7〉에서 괄호는 예측불가능성을 내포한 임의보행모형에 비교하여 균형모형과 AR(2) 모

〈표 6〉 예측모형의 추정 (1990: 4~1997: 10)

	임의보행	AR(2)	균형모형
μ	0.0031 (.0007)	0.0016 (.0007)	0.0016 (.0007)
γ	0	0.4943 (.0950)	0.4708 (.0942)
α	0	0	-0.0187 (.0095)
R^2	0	0.2354	0.2679

주: $\Delta e_t = \mu + \alpha \hat{w}_{t-1} + \gamma \Delta e_{t-1} + v_t$

〈표 7〉 환율예측모형의 예측력 비교

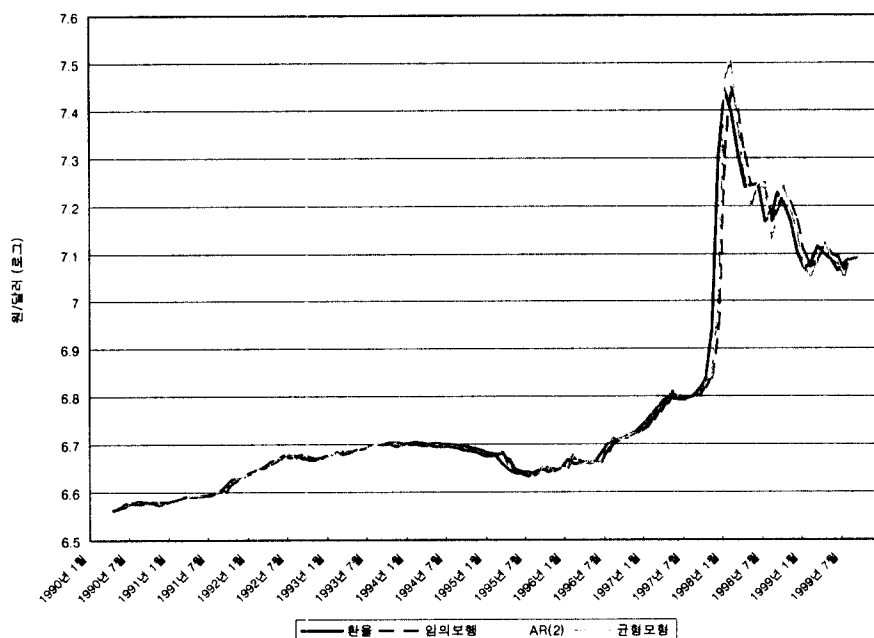
		90: 4~97: 10	97: 11~99: 9	90: 4~99: 9
RMSE	균형모형	0.005950 (0.85)	0.077711 (0.85)	0.035454 (0.85)
	AR2	0.006083 (0.87)	0.078810 (0.86)	0.035972 (0.87)
	임의보행	0.006979 (1.00)	0.091285 (1.00)	0.041473 (1.00)
MAE	균형모형	0.004284 (0.81)	0.046713 (0.86)	0.012920 (0.86)
	AR2	0.004399 (0.84)	0.048939 (0.91)	0.013465 (0.89)
	임의보행	0.005264 (1.00)	0.053912 (1.00)	0.015079 (1.00)

주: $RMSE = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (e'_i - e_i)^2}$, $MAE = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m |e'_i - e_i|$, $e'_i = E_{t-1} e_t$

형의 예측력을 상대지수화하였다. 표본기간내(1990: 4~1997: 10) 예측오차는 비교적 작지만 예측력을 비교하면 균형모형의 예측력이 임의보행이나 자기회귀모형보다 높은 것을 알 수 있다. 균형모형은 임의보행에 비교하여 제곱오차평균균평방근(RMSE)을 15%, 절대오차평균(MAE)을 19% 하락시킨다. 이와 비교하여 균형관계를 고려하지 않는 AR(2) 모형은 임의보행에 비하여 RMSE와 MAE를 각각 13%, 16% 감소시킨다. 표본기간외(1997: 11~1999: 9)의 예측력을 비교하면 RMSE의 절대값은 증가하였으나 균형모형의 예측력이 임의보행에 비하여 15% 향상되었다. MAE 역시 절대값은 표본기간내 예측보다 증가하였으나 균형모형은 임의보행에 비교하여 14% 예측력을 향상시켰다. 균형관계를 고려하지 않는 AR(2) 모형은 임의보행에 비하여 RMSE와 MAE를 각각 14%, 9% 감소시킨다.

표본기간외의 예측오차는 상당히 크고 RMSE나 MAE로 측정하여 표본기간내와 비교하여 10배 이상 증가하였다. 〈그림 5〉를 보면 외환위기를 기점으로 예측오차가 이전보다 증가한 것을 알 수 있다. 환율제도가 시장평균환율제도에서 자유변동

〈그림 5〉 환율의 예측



환율로 이행하였기 때문에 환율의 변동이 증가하고 따라서 예측오차도 증가하였다. 이와 함께 환율제도의 변경은 예측에 사용하는 모형의 안정성에 영향을 미칠 수 있다. 이에 대한 정밀한 검토가 필요하지만 분석에 사용될 수 있는 표본의 크기가 작기 때문에 이는 추후의 연구과제로 남긴다.

균형모형에서 환율예측에 필요한 정보를 얻을 수 있으므로 Meese and Rogoff (1983)에서와 같이 환율결정이론에 기초한 어떤 모형도 자기회귀모형보다 환율을 예측하는데 설명력이 높지 않다는 주장은 시장평균환율제도하의 원-달러 환율이나 자유변동으로 이행한 경우에도 적용될 수 없음을 보여준다. 따라서 균형모형은 시장평균환율제도하의 원-달러 환율의 장기변동을 설명하고 단기적으로 환율을 예측하는데 중요한 정보를 얻을 수 있는 적합한 모형임을 알 수 있다. 시장평균환율제도하에서 환율의 변동이 제한되었으므로 균형관계를 이용하여 환율의 예측력을 높일 수 있는 효과는 크지 않지만 환율의 균형조정이 신속히 이루어질수록 그 효과는 증가할 것이다. 변동환율제도하에서 환율의 변동이 증가할수록 균형환율에서 이탈할 가능성이 증가하고 그 규모도 커지지만 균형수렴 역시 빠른 속도로 이루어질 것

이다. 이러한 의미에서 변동환율제도하에서 균형모형이 미래 환율을 예측하는데 더욱 중요한 정보를 제공할 수 있다.

VI. 결론

본 연구에서는 환율결정이론에 근거한 균형모형으로 시장평균환율제도하의 원-달러 환율의 장기변동과 결정과정을 분석하고자 하였다. 1990년 4월~1997년 10월 원-달러 환율은 한국과 미국의 통화량 그리고 산업생산과 안정적인 장기균형관계를 갖고 이를 추정하였을 때 균형모형과 일치함을 알 수 있었다. 그러나 장기균형환율과 비교하여 실제 환율은 1995년 4월 이후 외환위기가전까지 균형수준보다 낮고 원화의 고평가가 지속되었다. 이 기간 상대소득이 감소함으로써 교역조건이 하락하고 통화량 역시 균형환율과의 격차를 확대시켰지만 환율의 균형조정이 신속하지 못하여 외환시장의 불균형이 지속되었다고 할 수 있다.

본 연구에서는 균형모형에서 환율을 예측하는데 정보를 얻을 수 있다는 결과를 얻었다. 균형모형은 균형관계를 고려하지 않는 자기회귀모형이나 임의보행모형에 비하여 환율의 예측가능성을 향상시켰다. 따라서 단기에서도 환율의 예측가능성은 증대될 수 있는 결과를 제시하는 점에서 본 연구는 기존의 연구를 확장시켰다.

1990년 4월~1997년 10월 시장평균환율제도하에서 원-달러 환율의 장기변동을 설명할 수 있는 모형을 찾고 이에 기초하여 외환위기의 과정을 부분적으로나마 분석할 수 있었다는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다. 분석의 편의를 위하여 고려하지 않은 다른 변수들을 사용하고 다양한 환율결정모형을 적용함으로써 외환위기의 문제에 보다 근접할 수 있는 연구를 기대한다.

■ 참고 문헌

1. 김봉한, 유병철, "통화론자 환율결정모형의 실증분석-공적분 및 장단기 예측," 『계량경제학보』 8, 1997, pp.127~157.
2. 한국은행, 『우리 나라의 금융제도』, 1999.
3. Baille, R. and T. Bollerslev, "Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates," *Journal of Finance* 44, 1989, pp.167~181.
4. Clarida, R. and J. Gali, "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 1994, pp.1~56.
5. Diebold, F., J. Gardeazabal, and K. Yilmaz, "On Cointegration and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Finance*, 49, 1994, pp.727~735.
6. Dornbusch, R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, 84, 1976, pp.1161~1176.
7. Eichenbaum, M. and C. Evans, "Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rates," *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1995, pp.975~1010.
8. Engle, R. and C. Granger, "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp.251~276.
9. Finn, M., "An Equilibrium Theory of Nominal and Real Exchange Rate Comovement," *Journal of Monetary Economics*, 44, 1999, pp.453~475.
10. Frankel, J. and K. Froot, "Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market," *AEA Papers and Proceedings*, 80, 1990, pp.181~185.
11. Frenkel, J., "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence," *Scandinavian Journal of Economics*, 1976, pp.200~222.
12. Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1991, pp.1551~1580.
13. Lucas, R., "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp.335~359.
14. Mark, C. N., "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-horizon Predictability," *American Economic Review*, 85, 1995, pp.201~218.
15. Meese, R. and K. Singleton, "On Unit Roots and the Empirical Modeling of Exchange Rates," *Journal of Finance*, 37, 1982, pp.1029~1035.
16. ——— and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the 1970's: Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economics*, 1983, 14, pp.3~24.
17. Mussa, M., "The Exchange Rate, the Balance of Payments, and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating," *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 1976, pp.229~248.

18. Nelson, C. and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp. 139~162.
19. Phillips, P., "Optimal Inference in Cointegrated System," *Econometrica*, 59, 1991, pp. 283~306.
20. Rogers, J., "Monetary Shocks and Real Exchange Rates," *Journal of International Economics*, 49, 1999, pp. 269~288.
21. Seo, B., "Tests for Structural Change in Cointegrated Systems," *Econometric Theory*, 14, 1998, pp. 222~259.
22. Sims, C., "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts," *European Economic Review*, 36, 1992, pp. 975~1011.
23. Stockman, A., "A Theory of Exchange Rate Determination," *Journal of Political Economy*, 88, 1980, pp. 673~698.