

# 韓國의 換率變動에 관한 研究\*

## —시장평균환율제 이후를 중심으로—

梁 峻 模\*\*

### 〈 目 次 〉

- I. 序論
- II. 均衡期間分析
- III. 韓國의 換率變動과 均衡期間分析
  - 1. 韓國의 外換制度和 換率變動
  - 2. 韓國의 換率決定 理論의 檢定
  - 3. 各 理論의 均衡期間分析 結果
- IV. 結論

### I. 序 論

한국 환율제도는 1945년 10월에서 1965년 3월까지의 고정환율제로부터 그 후 단일변동환율제, 복수통화바스켓제도 등을 거쳐 1990년 3월 시장평균환율제로 변천하여 왔다. 과거 복수통화바스켓제도 등에서 반영하기 힘들었던 시장기능을 시장평균환율제도의 실시로 제한된 범위에서나마 반영하게 되었으며, 자본자유화등 제반 환경이 변화함에 따라 환율결정요인에 대한 실증적 연구가 향후 환율정책의 기초를 설정함에 있어 매우 중요한 역할을 하리라고 생각된다.

\* 자료를 구하는데에 도움을 주신 서강대학교 김준원교수, 도움말씀을 주신 주수현박사와 익명의 심사위원께 감사드립니다.

\*\*釜山大學校 商科大學 經濟學科 專任講師.

金俊逸(1995)에 의하면 한국의 실질환율이 장기균형에로의 수렴과정이 속도면에서 선진국과 비교하여 매우 느리게 나타나고 있음을 알 수 있다. 그의 방법론에 있어서 명목환율과 상대가격의 2변수로 구성된 구조적 벡터자기회귀 모형(Structural Vector Autoregressive Model)을 사용하였으나 이러한 상품시장의 구조만으로는 진정한 의미에서의 환율결정요인을 분석하는데는 한계가 있다.

환율결정이론으로는 상품시장을 중심으로 단일가격의 법칙(Law of One Price)이라는 대전제 아래서 양국간 구매력의 차이가 환율을 결정한다는 구매력평가설(PPP, Purchasing Power Parity)이 있다. 구매력평가설은 일반적으로 상품시장에서 결정되는 물가수준을 주요한 환율결정요인으로 간주하는 이론으로 무역거래를 중요시하는 시각에서 주목받아 왔다. 절대적 구매력평가설에서 국내외의 상대가격의 변동에 의해 결정된다는 상대적 구매력평가설까지 그 실증적 타당성을 검토하기 위한 연구가 진행되었다. Officier(1982)는 비대칭적 거래 관행과 규제, 운송비용, 투기, 기대물가상승율, 관리변동환율제 등 구매력평가설의 성립을 방해하는 여러 요인에 대하여 정리하고 있다. Frenkel(1981)은 여러 국가에 대한 환율결정요인을 검토한 결과 1970년대 자료로는 구매력평가설이 유용하지 않다는 결론을 내렸다. 그의 연구결과에 의하면 동 기간 동안에 일물일가법칙의 성립을 방해하는 운송비용, 산업정책, 비관세장벽, 그리고 유럽통화체제(European Monetary System)와 같은 제도적 저해 요인 등이 크며 따라서 구매력평가설은 환율의 단기적 움직임에는 유효하지 않다는 결론을 내렸다.

구매력평가설과 병행하여 자산시장을 통한 환율결정이론을 살펴보면 이자율평가설이 있다. 이자율평가설은 상품시장의 중재(Arbitrage)에 의해서 환율이 결정된다는 구매력평가설과는 달리 자산시장의 중재에 의해서 환율의 변동이 좌우된다는 것을 말한다. 이자율평가설 중 자산시장에서 환거래를 통해 얻을 수 있는 기대수익에 초점을 맞추어 기대환율의 변동은 결국 양국의 이자차이와 동일하게 된다는 노출된 이자율평가설(UIP, Uncovered Interest Rate Parity)이 있다.

외환시장에서 환율을 결정하는 두 가지 이론에는 구매력평가설과 이자율평가설이 병존하고 있으며 이들 이론의 배경에는 상품시장과 자산시장이라는 두 가지 상호 연관성을 갖고 있는 시장메카니즘이 존재하고 있다. 따라서 외환시

장을 분석함에 있어서 이들 양 시장을 모두 포괄한 보다 구조적인 접근이 필요하다고 할 수 있다. 즉, 상품시장 내지 자산시장이라는 개별적인 시장분석을 통한 기존의 환율결정요인에 대한 연구에서 벗어나 두 시장의 상호작용을 모두 고려한 외환시장의 구조분석이 요구된다.

Johansen and Juselius(1992)는 영국의 경우에 있어서 구매력평가설과 노출된 이자율평가설을 평가하고 있으나 장기균형으로 도달하는 기간분석에 대하여서는 그 방법을 제시하고 있지 못하고 있다. 본 논문의 시각은 양 이론의 통계적 검증에 연구의 중점을 두기보다는 양 이론이 제시하는 균형관계가 성립하는 기간 분석에 중점을 두는 것이 보다 현실적인 정책적 함의가 도출되리라는 것이다.

균형기간분석은 VAR(Vector Autoregression)구조 속에 병립하고 있는 이론들이 자료가 나타내는 체제가 미래에도 계속하여 유지된다는 전제 아래서 이론적 관계가 균형을 이루는 기간을 계산해 냄으로써 각 이론의 기간별 타당성에 대하여 비교 검토하는 것이다. 따라서 균형기간분석은 각 이론이 균형으로 회귀하는 힘 내지 기간을 분석하고 이에 따른 환율정책의 시사점을 도출해 낼 수 있다.

분석방법으로는 Johansen and Juselius(1992)의 공적분 방법을 적용하여 구조 내에 몇 개의 장기적 균형관계가 존재하는가를 살펴봄으로써 구매력평가설과 노출된 이자율평가설이 상호작용으로 환율을 결정할 수 있다는 근거를 제시하고 양이론으로 제한된 구조분석을 통하여 이 두 가지 이론의 균형기간 분석(Persistence Profile)을 함으로써 어느 이론이 보다 단기적으로 영향을 미칠 수 있는가를 검증하여 보고자 한다.

본 연구의 특징은 장기적 균형관계로 간주되는 병립적인 공적분벡터가 존재할 경우에 어느 것이 단기간에 더 유용한 벡터인가를 분석하는데 있다. 즉, 두 가지 이상의 가설이 병립적으로 존재할 때 그 타당성의 기간별 구조를 분석한다. 또한 본 연구에서는 상품시장을 대표할 수 있는 양국의 물가수준, 자산시장을 대표할 수 있는 양국의 이자율 수준, 그리고 환율을 한 체제 내에서 동시에 분석함으로써 광의의 외환시장구조 속에서 환율결정요인에 대한 고찰을 시도하고자 한다.

제Ⅱ절에서는 균형기간분석에 대한 방법론을 제시하고 제Ⅲ절에서는 한국의 환율변동에 대하여 살펴보고자 한다. 시장평균환율제도 이후의 환율변동에 대

하여 이전의 제도와 비교 분석하고 시장평균환율제도하에서의 환율변동의 확률과정을 규명한다. 또한 한국의 외환시장구조를 살펴보고 구매력평가설과 노출된 이자율평가설, 양 이론이 장기적으로 성립하는가에 대하여 검증을 시도한다. 이러한 선행연구의 토대 위에서 균형기간분석방법을 적용하여 상품시장과 자산시장의 힘이 병존하는 구조 속에서 환율결정요인 분석을 시도한다. 제Ⅳ절에서는 정책적 시사점과 향후 균형기간분석의 연구 발전방향을 토의하는 장을 마련하였다.

## Ⅱ. 均衡期間分析

균형기간분석은 경제체제내에서 충격의 지속성에 대하여 관심을 갖고 현재의 체제가 그대로 유지된다는 가정 아래서 몇 기간 후에 자료생성과정(Data Generating Process)이 비정상적 과정(Non-Stationary Process)에서 정상적 과정(Stationary Process)을 갖는 변수로 그 성격이 변화하겠는가를 분석하는 것이다. 일반적으로 비정상적인 변수의 상호제약관계 내지 선형결합이 정상성을 보일 때 그러한 관계를 장기적 균형관계로 해석한다. 그러나 하나의 균형관계만을 분석할 경우 구조속에서의 상호작용을 배제해 버린다는 단점을 갖고 있다. 균형기간분석은 이러한 한계를 극복하고 분석대상의 균형관계에 관한 변수들로 구성된 VAR체제를 바탕으로 다수의 균형관계를 비교 분석할 수 있다.

일반적으로 변수의 정상성 여부를 측정하는 데에는 여러 가지 방법들이 제시될 수 있다. Cochrane(1988)은 한 변수의 자료생성과정이 임의보행과정(Random Walk Process)을 보일 경우에 기간의 차이가 클수록 분산이 기간의 배수로 증가하는 것에 착안하여 충격의 지속성을 측정하였다. 그의 방법은 한 변수가 다음과 같이 표현될 수 있을 경우를 상정하였다.

$$\Delta y_t = \mu + a(L) \varepsilon_t, \quad \text{단, } \varepsilon_t \text{는 오차항, } a(L) \text{은 래그연산자의 다항식.}$$

여기에서  $s$ 만큼의 시차가 존재하는 변수간의 분산과 일차차분하여 정상성을 갖는 경우의 분산의 상호비율을 계산하면 다음과 같다.

$$V_s = \frac{V(y_t - y_{t-s})}{s V(\Delta y_t)} \quad , \quad \text{단, } s \text{는 스칼라.}$$

결국 시차  $s$ 가 증가할수록 이 비율은 충격의 지속성을 나타내어 순수한 임의보행과정일 경우에는 1로 수렴할 것이다. 반면에 순수한 랜덤과정(Purely Random Process)이면 0이 될 것이고 이 양 자료생성과정이 혼합되어 있으면 0과 1사이의 어느 값으로 수렴할 것이다. 그리고 상기의 충격 지속성의 수렴값은 다음과 같이 MA 표현의 계수를 이용하여 표현할 수 있다.

$$V = \lim_{s \rightarrow \infty} V_s = \frac{\sigma_\varepsilon^2 a^2(1)}{V(\Delta y_t)}$$

단,  $\sigma_\varepsilon^2 = \text{Var}(\varepsilon_t | \Omega_{t-1})$ ,  $\Omega_{t-1}$ 은  $t-1$ 기의 정보집합.

충격지속성에 대한 이러한 Cochrane(1988)의 비모수적 측정값은 제로주기에서의 분광밀도(Spectral Density)와 비례적으로 일치한다는 것을 보일 수 있다. 즉, 분광밀도는 자기공분산발생함수(Autocovariance Generating Function)를 변환한 것과 일치함으로 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$2\pi f_{\Delta y}(\omega) = \sigma_\varepsilon^2 a(e^{i\omega}) a(e^{-i\omega})$$

단,  $f_{\Delta y}(\omega)$ 는 분광밀도함수(Spectral Density Function),

$$-\pi \leq \omega \leq \pi, \quad i = \sqrt{-1}$$

따라서 그의 지속성의 측정은 제로주기의 분광밀도와 비례한다는 것이 명백하여 진다. 이러한 논리의 연장선상에서 Pesaran, Pierce and Lee(1990)는 Cochrane의 단변량 분석을 다변량분석으로 확대하여 VAR 체제 내에서 지속성의 측정을 시도하였다.

$$\Delta X_t = \mu + A(L) \varepsilon_t \tag{1}$$

단,  $A(L) = \sum_{i=0}^r A_i L^i$ ,  $X_t$ ,  $\mu$ ,  $\varepsilon_t$ 은 벡터,  $L$ 은 래그연산자.

이제  $\Delta X_t$ 의 제로주기에서의 분광밀도를 구하여 보면 다음과 같다.

$$2\pi f_{\Delta X}(0) = A(1)\Sigma A(1)' \quad \text{단, } \Sigma = \text{Var}(\varepsilon_t | \Omega_{t-1})$$

따라서 충격지속성의 측정 매트릭스  $P = \{P_{ij}\}$ 는 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$\{P_{ij}\} = \frac{e_i A(1)\Sigma A(1)' e_j}{e_j \Sigma e_j}$$

단,  $e_i = (0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)'$ 이고 1은  $i$ 번째에 위치함.

지금까지의 논의에서는  $t-1$ 기에서의 정보를 갖고  $t$ 기에서 변수의 정상성 여부를 측정하는 것이다. 이것을 확장하여 생각해 보면  $t-1$ 기에서의 정보제약하에 미래  $t+k$ 기 이후에서의 정상성 여부 내지 충격의 지속성 여부를 측정할 수 있다. 공적분벡터가 장기균형을 의미한다면  $t-1$ 기의 관점에서 미래의 어느 시점에서는 정상성을 보여야 할 것이며, 정상성을 보이는 시점은 그 수렴속도에 따라 서로 상이할 것이다. 이를 바탕으로 서로 상이한 공적분벡터들의 수렴속도를 정상성을 보이는 시점으로 추정하고 추정된 시점을 비교함으로써 장기균형을 이루는 기간을 분석하고자 하는 것이 균형기간분석이다. 균형기간분석의 중요 논점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 이러한 균형기간분석을 수행하기 위해서는 정상성의 기준을 설정하는 것이 중요하다. 정상성의 기준으로는 관심변수를 일차차분하여 차분된 변수의 제로주기에서의 분광밀도를 구하여 사용하기로 한다. 정상적인 변수를 일차차분하여 분광밀도를 구하면 제로주기에서 0을 보여주며 비정상적인 변수는 그러한 특징을 나타내지 않는다는 것을 이용하여 변수의 일차차분의 분광밀도가 제로주기에서 0이 되는 기간에 초점을 맞추고자 한다. 균형기간분석은 균형으로 수렴하는 속도가 빠르면 빠를수록 이 기간은 더욱 짧아지는 성질을 이용하여 이 기간을 비교 분석하는 것이다. 여기서 우리가 관심이 있는 것은 공적분된 변수의 장기균형으로의 수렴속도이므로  $X_t$  자체가 아니라 공적분된  $\beta X_t$ 의 수렴속도이다. 따라서  $\Delta \beta X_t$ 의 제로주기에서의 분광밀도를 구하여 공적분된

변수의 정상성 여부를 측정할 수 있다.

둘째, 기간의 추정을 위해서는  $Var(\Delta\beta' X_t | \Omega_{t-1})$ 를 계산하여 사용하는 대신에  $Var(\Delta\beta' X_{t+k} | \Omega_{t-1})$ 를 사용함으로써  $k$ 기 이후의 정상성 여부를 측정할 수 있다. 만약에  $k$ 기에서 정상적 변수의 성질을 보인다면  $k$ 기를 장기균형에 이르는 기간으로 간주하여도 무방할 것이다. 따라서 균형기간분석은 이러한  $k$ 를 찾는 것이다.

셋째, 균형기간분석은 지속성의 추정시 이론적으로 설정된 공적분관계를 사전제약하여 추정함으로써 그 일관성을 유지하고자 한다.

다음과 같은 오차수정모형(ECM, Error Correction Model)으로부터 출발하여 구체적인 균형기간분석의 방법을 제시하고자 한다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \hat{\Pi}_{t-k} + \phi Z_t + \varepsilon_t$$

단,  $\hat{\Pi}$ 는 사전적 공적분 벡터로 제약된 것임.

여기에서 주의할 점은  $t-1$ 기에서의 정보 중 공적분 벡터도 이에 속하므로 그 측정에 있어서 공적분 벡터를 제약한 후에 오차수정모형을 추정해야 할 것이다.

다음으로 정상성의 기준이 되는 지속성을 측정하기 위한 첫번째 단계인 오차수정모형의 추정으로부터 제로주기의 분광밀도를 구하는 방법을 설명하자. 추정된 오차수정모형으로부터 변환이 가능(Invertible)하다고 가정하면 MA (Moving Average)형태로 전환하여 다음과 같이 표현할 수가 있다.

$$B(L) X_t = \varepsilon_t \text{ 단, } B(L) = \sum_{i=0}^{\infty} B_i L^i$$

실제로 MA형태를 바로 추정하지 않는 이유는 여러 가지가 있으나 계산상의 이유가 가장 크며 사전적 제약등 오차수정모형에서 손쉽게 다룰 수 있는 이점을 이용하자는 것이다. 다시 이것은 다음과 같이 변환된다.

$$X_t = B^{-1}(L)\varepsilon_t = G(L)\varepsilon_t \text{ 단, } G(L) = \sum_{i=0}^{\infty} G_i L^i \quad (2)$$

현실적으로  $G_i$ 를 계산하는 방법은 다음과 같이 축차적으로 계산하는 방법이 손쉽게 사용될 수 있다.

$$G_0 = B_0 = I$$

$$G_1 = -B_1$$

$$G_2 = -B_1 G_1 - B_2 G_0$$

...

여기에서  $G_i$ 의 의미를 살펴보면  $X_i$ 가 일차 차분 정상성을 보이는 식 (1)과 같이 표현된다고 가정하였을 경우 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$G_i = \sum_{j=0}^i A_j$$

t-1기의 정보아래서 공적분된  $k$ 기후의 일차차분의 분산을 살펴 보면

$$\text{Var}(\Delta\beta' X_{t+k} \mid \Omega_{t-1}) = \beta' G_k \Sigma G_k' \beta$$

$k$ 기 이후의 충격지속성의 측정은 다음과 같이 정규화하여 정의할 수 있다.

$$Pz(k) = \frac{\beta' G_k \Sigma G_k' \beta}{\beta' \Sigma \beta}$$

결국  $Pz(k)$ 는 제로주기에서의 분광밀도와 비례함으로 만약  $Pz(k) = 0$ 가 성립한다면 이것은 t-1기의 정보제약하에서  $\beta' X_t$ 는  $k$ 기 이후에 정상성을 회복하여 그 차분된  $\Delta\beta' X_t$ 의 제로주기의 분광밀도 값이 0이 된다는 의미로 해석될 수 있다.

공적분 검정에서 공존하는 두 가지 이상의 장기적 균형관계 중에서 이러한 충격지속성을 계산하여 그 균형기간을 살펴 봄으로써 어떤 장기적 균형관계가 단기적으로 더 유효한지를 살펴볼 수 있다.



### Ⅲ. 韓國의 換率變動과 均衡期間分析

#### 1. 韓國의 外換制度和 換率變動

한국 외환제도의 변천을 기록한 <표 1>에 의하면 1980년대 이전의 환율 변동은 정책적으로 운용된 바가 매우 크다. 동 기간의 환율정책은 수출경쟁력을 확보하고 외환의 수급을 적절하게 조정할 수 있는 환율수준을 책정하는데 더 많은 관심을 갖고 있었다고 할 수 있다. 따라서 환율이 어떻게 결정되는가에 대한 연구보다는 환율의 변동이 국민경제에 어떠한 영향을 줄 것인가에 연구의 방향이 설정되었다. 그러나 환율제도가 시장의 실세를 반영하게 됨에 따라 환율의 변동이 어떠한 요인들에 의하여 결정되는가에 대한 연구가 환율정책을 수립하기 위하여 더욱 중요하게 되었다.

<표 1> 한국 외환제도의 변천

기 간	외 환 제 도
1945. 10 - 1968. 3	고정환율제도
· 1945-1948	공정환율고시
· 1948-1950	복수환율제와 외환경매제 실시
· 1950-1953	공정환율제로 복귀
· 1953-1965	공정환율제 중심으로 실세 조정을 위한 수 차례 평가절하 단행
1965. 3 - 1980. 2	단일변동환율제도 · 외환증서제를 기초로한 변동환율제이나 사실상 고정환율제 유지
· 1969. 11	4.4% 평가절하
· 1971. 6	13% 평가절하
· 1974. 12	21.3% 평가절하
· 1980. 1	19.8% 평가절하
1980. 2 - 1990. 2	복수통화 바스켓 제도
1990. 3 -	시장평균환율제도
1991. 9. 2	환율변동폭 확대 $\pm 0.4\% \rightarrow \pm 0.6\%$
1992. 7. 1	환율변동폭 확대 $\pm 0.6\% \rightarrow \pm 0.8\%$
1993. 10. 2	환율변동폭 확대 $\pm 0.8\% \rightarrow \pm 1.0\%$
1994. 11. 1	환율변동폭 확대 $\pm 1.0\% \rightarrow \pm 1.5\%$

현재 시행되고 있는 시장평균환율제도는 금융결제원의 자금중개실을 통한 은행간 원·달러 거래를 거래량으로 가중 평균하여 익영업일의 원·달러 환율의 매매기준율을 결정하고 기타 통화간 환율은 원·달러 환율에 국제외환시장의 달러와 기타 통화간 환율을 재정한 재정환율로 결정하는 제도이다. 대고객 적용환율에 하루의 시차가 존재하며 외국환 은행 중심의 외환수급차를 조정하는 환율결정제도라는 점에서 완전한 자유변동환율제도라고는 할 수 없지만 대규모 자금의 결재시 이를 은행간 거래와 직결시켜 거래하는 등 외환시장의 실세를 반영할 수 있는 제도임에는 이론의 여지가 없다. 또한 외환매매차익을 노리는 일중거래 등을 통해 환율이 변동할 수 있는 소지가 있음으로 시장의 심리 등 비기조적(Non-Fundamental) 요인까지도 반영될 수가 있다. 이러한 이유에서 본 연구는 시장평균환율제도 이후의 환율결정요인에 대하여 살펴보고자 한다.

우선, 시장평균환율제도 아래서의 환율의 변동에 대한 일반적인 논의를 전개하기 위하여 어느 정도의 시장실세와 국제 통화의 움직임을 반영한 복수통화바스켓제도에서의 환율변동과 비교하고자 한다. 주요 비교 논점은 시장평균환율제도하에서 환율변동이 더욱 심화되었는가 아니면 복수통화바스켓제도하에서 더욱 그 변동이 심하였는가를 비교하는 것이다.

물론 단순한 환율변동을 자체의 비교는 다소 무의미할 수 있다. 왜냐하면 두 제도가 각각 나름대로의 시장실세(Market Fundamental)를 반영하고 있으므로 환율변동의 차이가 제도 자체에서 오는 것이 아니라 시장실세의 변동 내지 충격을 단순히 반영한 것일 수도 있기 때문이다. 따라서 환율제도의 차이에서 오는 환율변동의 요인분석은 보다 심도있는 연구가 필요할 것이다. 본 절에서는 시장평균환율제도 아래서의 보다 구체적인 환율변동요인 분석을 위한 전 단계로서 복수통화바스켓제도를 기준(Bench Marking)으로 하여 단순한 환율변동의 추이를 기간별로 분석하고자 한다.

〈표 2〉에서 나타난 바와 같이 1986년에서 1994년까지 환율은 대체로 절상국면을 시현하였으며 특히 시장평균환율제 이전의 1986년에서 1990년까지는 평균적으로 절상을 시현한 반면 시장평균환율제 실시 이후에는 소폭의 절하가 이루어졌음을 알 수 있다. 최근 외환자본자유화의 진전에 따라 경상수지가 환율결정에 영향을 주는 정도가 다소 완화되고 해외자본유입에 따른 환율절상이 이루어지고 있다.

〈표 2〉 기간별 환율변동 추이

기 간	평 균	표 준 편 차
1986. 2 - 1994. 12	-0.00116	0.007293
1986. 2 - 1990. 2	-0.005047	0.008013
1990. 3 - 1994. 12	0.002205	0.004508
1993. 10 - 1994. 12	-0.001678	0.002052

주: 월말 환율에 자연대수를 취한 후 차분하여 그 평균과 표준편차를 구하였음.

환율변동도 시장평균환율제 실시 이후 오히려 크게 감소하여 1986년 2월에 서 1990년 2월까지의 변동 0.008에서 1990년 3월에서 1994년 12월에는 0.0045로 감소하였고 일일변동폭이 1%이상으로 확대된 1993년 10월 이후에도 계속 적으로 환율의 변동이 0.002로 감소하였다. 결국 현상적으로만 살펴볼 때, 시 장평균환율제 실시가 환율의 변동을 심화시켰다는 증거는 찾기가 힘들다. 또 한 월간변동의 폭이 시장평균제 이후 0.22%에 불과하고 그 표준편차도 0.45%인 점을 보아 일일변동 제한폭이 그다지 큰 제약으로 작용하지 않았다는 것을 보여 주고 있다. 왜냐하면 매우 큰 외부 충격으로 환율이 변동하여야 함에도 불구하고 일일변동제한폭 때문에 이를 모두 흡수하지 못한다고 한다면 월간 최대허용치인  $\pm 20\%$ 내외의 월간변동을 시현하여야 할 것이다. 일일변동제한 이 중기적인 주기(Mid Frequency)에서 여러가지 다중적 충격이 상호 완화되 는 현상을 촉진하였을 가능성도 있으며, 따라서 중기적 환율변동을 살펴보는 데는 이러한 일일변동제한폭을 무시하여도 큰 무리가 없다고 생각된다. 따라 서 본 논문에서는 월별자료를 이용하여 모든 분석을 진행하였다.

일일변동제한폭에 대한 고려없이 환율의 움직임이 어떠한 확률과정(Stochastic Process)을 갖는가에 대하여 살펴 보기로 하자.

〈표 3〉 환율변동의 확률과정

월 별 환 율*	기 간	ADF test Stat. **	10% 유의수준 ***
수 준 시 계 열	1990. 3 - 1994. 12	-1.768996	-2.5932
로 그 시 계 열	1990. 3 - 1994. 12	-1.795994	-2.5932

자료: \* 조사통계월보, 각 호, 한국은행.

주: \*\* 시차는 공히 1임.

\*\*\* MacKinnon의 유의치임.

〈표 3〉에 의하면 원 시계열과 로그를 취한 시계열 모두 10% 유의수준에서도 단위근을 갖고 있음을 기각하지 못하고 있다. 단위근 검정의 여러가지 문제점이 있다고 하더라도 이러한 단위근 검정 결과에서 볼 때, 환율의 변동은 어떤 충격이 그 자료생성과정(Data Generating Process)에서 지속적으로 존재하는  $I(1)$ 과정을 갖고 있음을 알 수 있다.

## 2. 韓國의 換率決定 理論의 檢定

### (1) 각 변수의 자료생성 확률과정

한국의 환율결정이론을 검정하기에 앞서 데이터의 자료생성 확률과정(Data Generating Stochastic Process)을 살펴보는 것이 타당하다. Johansen의 공적분이론 등은 기본적으로 각 변수가  $I(p)$  확률과정을 전제로 하여 각 변수간의 어떤 선형관계가 이러한  $I(p-q)$ 의 확률과정을 갖게 하는가에 관심이 있으며 이러한 선형관계를 장기 균형으로 해석하고 있다. 앞서 시장평균환율제도 하에서의 환율변동이  $I(1)$ 확률과정을 갖고 있다는 것을 보인 바 있으며 기타 환율결정에 영향을 주는 물가 수준과 이자율을 살펴 보기로 한다.

〈표 4〉에서 나타난 바와 같이 외환관련 주요변수들이 모두  $I(1)$ 확률과정이 아니라는 명백한 증거를 보이지 않고 있다. 다만, 한국의 이자율의 경우 여러가지 제도적인 영향으로 대부분의 이자율이 정상적인(Stationary) 상태를 보이고 있으나 외은지점간 콜금리는 비정상적인 확률과정을 갖고 있는 것으로 나타나고 있다. 외은지점간 콜금리가 외환시장에서 중요한 변수인 것은 주지의 사실이다. 외국은행 국내지점들이 은행간 외환시장에서 적극적인 역할을 수행하고 있고 최근 외국은행 국내지점의 외환시장점유율이 1994년 25.6%에서 1995년 36.5%로 높아지는 등 외환시장에서의 역할이 증대되고 있다. 또한 이들의 한화 영업자금 등이 자유롭게 확대되지 못하는 상황 아래서 국내자금 시장에서의 원화 조달도 원활하지 못한 것이 현실이었다. 따라서 외국은행 국내지점간의 콜금리는 특히 외환시장에서의 환율변동에 따른 자금수급을 민감하게 반영하고 있다고 볼 수 있다. 물론 이에 대한 실증적 검토 작업이 병행되어야 할 것이지만 이러한 이유에서 외국은행 국내지점간 콜금리는 매우 중요하다고 생각되어 진다. 따라서 본 연구에서도 외국은행 국내지점간 콜금리를 사용하였다.

〈표 4〉 자료생성확률과정에 관한 단위근 검정결과

자 료 명*	가 정	ADF test stat.	Lag**
한국			
생산자물가	상수항, 추세	-2.712542***	3
소비자물가	상수항, 추세	-2.353474***	5
로그 생산자물가	상수항, 추세	-2.966010***	1
로그 소비자물가	상수항, 추세	-2.479462***	2
외은지점간 콜금리	상수항	-1.7448221***	2
미국			
생산자물가	상수항, 추세	-3.381004****	1
소비자물가	상수항, 추세	-2.485650***	2
로그 생산자물가	상수항, 추세	-3.366142****	2
로그 소비자물가	상수항, 추세	-2.399859***	2
90일 TB 금리	상수항	-1.986632***	2

주 : \* 1990년 3월에서 1994년 12월 자료는 주로 한국은행 조사통계월보 각 호에서 구했음.

\*\* AIC를 이용하여 결정하였으나 큰 차이가 없는 경우에는 작은 차수를 적용하였음. 과다모수가 검정상의 편의를 줄일 수 있다는 연구결과(Cheung and Lai, 1993)가 있으나 검정결과에는 큰 차이가 없음.

\*\*\* MacKinnon의 10% 유의수준에서 기각할 수 없는 경우.

\*\*\*\* MacKinnon의 5% 유의수준에서 기각할 수 없는 경우.

## (2) 구매력평가설

구매력평가설은 다음과 같이 환율은 양국의 물가비율로 결정된다는 것이다. 상대적 구매력평가설은 다음과 같은 절대적 구매력평가설과는 달리 환율의 변화는 양국 물가 변화와 일치하는 것으로 다소 다르게 표현될 수 있다.

$$s_t = p_t - p_t^*$$

단,  $s_t$ 는 환율,  $p_t$ 는 자국물가, 그리고  $p_t^*$ 는 외국물가의 자연대수값.

절대적 구매력평가설을 검정하는 방법 중 다음과 같은 식을 추정하여 검정하는 방법이 있다.

$$s_t = \alpha + \beta(p_t - p_t^*) + u_t, \quad \text{단, } u_t \text{는 오차항.}$$

즉,  $\alpha = 0$ ,  $\beta = 1$ 의 여부를 검정함으로써 구매력평가설을 검정하는 방법이다. 이 방법의 문제점은 우선 환율과 양국의 물가수준은 상호연관성이 존재함으로써 내부성의 문제가 존재한다는 것이다. 이러한 문제를 도구변수법 등으로 해결한다고 하더라도 더욱 심각한 문제점은 각 변수가 I(1) 확률과정을 갖는다는 점이다. 따라서 가성적 결과(Spurious Result)를 얻지 않기 위해서는 각 변수

의 차분을 이용한다든지 필터링(Filtering)을 한다든지 하여 정상화하여 검정하거나 아니면  $\alpha = 0, \beta = 1$ 를 직접 제약하고 잔차가 정상성을 갖느냐를 검정하는 방법이 있을 수 있다. 잔차가 정상성을 갖는다면 구매력평가설은 장기적인 균형관계를 나타낸다고 할 수 있다.

본 연구에서는 잔차의 정상성은 Augmented Dickey-Fuller검정방법을 사용하여 검정하였다. <표 5>에 의하면 생산자물가지수(PPI, Producer Price Index)를 사용하거나 소비자물가지수(CPI, Consumer Price Index)를 사용하여도 유의수준 10%에서 비정상성을 기각할 수가 없었다. 단위근 검정의 문제점을 인정하더라도 구매력평가설의 성립을 방해하는 충격이 상당 기간 지속하리라는 것을 알 수 있다.

### (3) 노출된 이자율평가설

자산시장의 중재에 의하여 외국통화보유의 기대수익률이 자국통화보유수익과 일치하여야 한다는 대전제 아래서 다음과 같은 기본식이 성립하여야 한다.

$$E_t(S_{t+1})(1 + r_t^*) = (1 + r_t^*) S_t$$

단,  $S_t$ 는 환율,  $r_t$ 는 자국이자율, 그리고  $r_t^*$ 는 외국의 이자율 수준임.

상기의 식 양변에 자연대수를 취하고 정리하여 근사치를 택하게 되면 다음과 같은 식이 근사적으로 성립하게 된다.

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = r_t - r_t^*$$

따라서 외환시장이 효율적이라는 가정아래서 양국 이자율의 차이가 정상성을 보이게 되면 이것은 바로 노출된 이자율평가설이 장기균형조건임을 나타내는 것이다. 구매력평가설의 검정 때와 마찬가지로 Augmented Dickey Fuller검정을 실시하여 <표 5>에 정리하였다. 노출된 이자율평가설은 구매력평가설과 달리 유의수준 5%에서는 비정상성을 기각하지 못하고 유의수준 1%에서만 비정상성을 기각할 수 있다. 이러한 결과는 구매력평가설보다 노출된 이자율평가설이 보다 유효한 장기균형관계가 아닌가하는 심증을 갖게 한다. 다음 절에서는 이러한 결과를 보다 명시적으로 확인할 수 있는 균형기간분석을 시도하고자 한다.

〈표 5〉 한국의 환율결정 이론 검정 결과

환율결정이론	기 간	ADF Stat.(래그)	기각치 (유의수준)
구매력 평가설 (PPI)	1990. 6 - 1994. 12	-1.357452 (4)	-2.5964 (10%)
(CPI)	1990. 6 - 1994. 12	-1.349734 (4)	
이자율 평가설 (UIP)	1990. 3 - 1994. 12	-3.039687 (1)	-2.9118 (5%) -3.5457 (1%)

### 3. 各 理論의 均衡期間分析 結果

#### (1) 공적분 분석

비정상적인 변수(Non-Stationary Variables)를  $X_t = (s_t, p_t, p_t^*, r_t, r_t^*)^T$ 로 정의하고 정상적인 변수를  $Z$ 라고 정의하자. 즉, 양국의 물가수준과 이자율 수준으로 외환시장을 인식하고자 한다. 물가는 양국의 생산자물가지수를 자연대수를 취하여 사용하였고 한국의 이자율은 외은지점간 콜금리, 그리고 미국의 이자율은 90일 TB 이자율을 사용하였다.

Johansen and Juselius(1992)의 연구방법을 이용하여 우선 외환시장의 구조내에 장기적 균형관계가 과연 몇 개가 있는가에 대하여 살펴보자. 이론적으로는 위에서 설정한 비정상적 변수들로 외환시장의 구조를 이해한다면 구매력평가설과 이자율평가설의 두 가지 장기적 균형관계가 구조내에 있다. 공적분관계의 갯수에 대한 검정은 실증적으로 과연 이러한 두 가지 가설이 구조내에서 성립하고 있는가에 대한 질문과도 연결되어 있다. 다만 이러한 Johansen and Juselius(1992)의 방법 중 위수(rank)를 제약하여 검정하는 방법은 공적분벡터가 생성(Span)하는 모든 공간에 있는 벡터에 대하여 이러한 제약이 성립하기 때문에 이것이 직접적인 구매력평가설이나 노출된 이자율평가설에 대한 검정이 되지 못한다. 또한 구매력평가설과 노출된 이자율평가설의 제약을 검정하는 경우에도 구매력평가설의 유효성과 노출된 이자율평가설의 유효성을 상호 비교할 수 있는 방법을 제시하고 있지 못하고 있다. 따라서 본 연구에서는 공적분관계의 수에 대한 검정만을 시도하고 양 이론의 가설검정에 대하여는 앞 절의 논의로 대신하고 균형기간분석을 시도하고자 한다.

외환시장의 구조 분석은 다음과 같은 VAR모형에서 출발하고자 한다.

$$X_t = \pi_1 X_{t-1} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \phi Z_t + \mu_t,$$

단,  $\mu_t$ 는 정규가정을 만족하는 오차항.

이것을 다시 다음과 같은 오차수정모형으로 전환하여 문제를 재정의 하자.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \phi Z_t + \mu_t$$

단,  $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i, (i=1, \dots, k-1),$

$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k),$  그리고  $\Delta$ 는 차분 표시.

즉,  $X_t$ 가 비정상적인 I(1) 확률과정을 따른다면  $\Delta X_t$ 는 정상적인 확률과정을 따를 것이고 결국 위 식이 성립하려면  $X_{t-k}$ 의 계수  $\Pi$ 가 공적분벡터로 구성되어 수준변수의 정상성을 보장하여야 함으로  $\Pi$ 에는 공적분에 관한 정보를 지니게 된다.

공적분관계의 갯수가 몇 개인가에 대한 검정은 위수(Rank)의 제약이 몇 개인가와 동일시 할 수 있으며 이것의 검정을 위해서는 제약된 경우의 우도함수(Log Likelihood Function)와 비제약하의 우도함수의 차이를 계산하여 검정하는 우도비검정(Likelihood Ratio Test)을 이용할 수 있다. 본고에서는 공적분관계의 갯수에 대한 검정만을 시도하고자 한다.

<표 6>은 이러한 공적분의 갯수에 대한 우도비검정의 결과이다. 유의수준 1%에서의 검정결과는 적어도 2개 이상의 공적분관계가 존재한다는 것으로 이론적인 가설이 모두 성립할 수 있는 개연성을 남기고 있다.

<표 6> 공적분 검정결과

특 성 근	우 도 비	귀부가설
0.5892	123.6173	None **
0.4983	72.90091	At Most 1 ** (1%)
0.3221	33.58526	At Most 2 * (5%)
0.1730	11.42932	At Most 3
0.01046	0.599526	At Most 4

주 : \* 유의수준 5%에서 3개의 공적분 관계가 존재.

\*\* 유의수준 1%에서는 2개의 공적분관계가 존재.

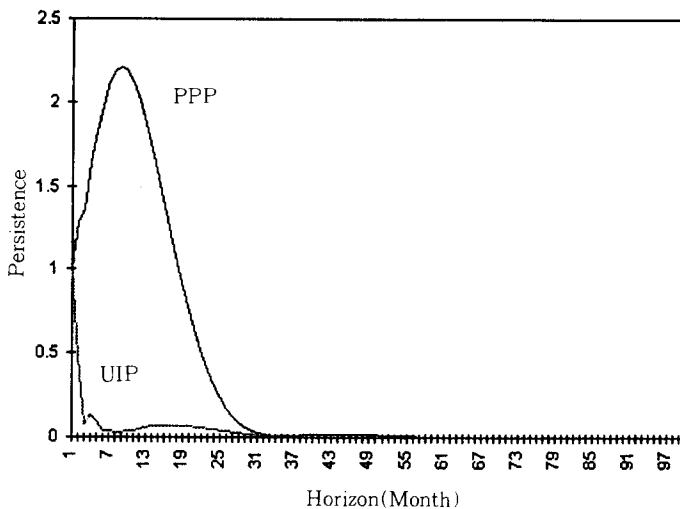


## (2) 균형기간분석

공적분 검정에서 공존하는 두 가지 이상의 장기적 균형관계 중에서 이러한 충격지속성을 계산하여 그 균형기간을 살펴봄으로써 어떤 장기적 균형관계가 단기적으로 더 유효한지를 살펴볼 수 있다. 이러한 균형기간분석을 통하여 구매력평가설과 노출된 이자율평가설의 두 가지 가설을 비교하고자 한다.

시장평균환율제도 이후의 자료를 사용하여 검정한 결과 구매력평가설과 노출된 이자율평가설 중 자산시장의 환율에 대한 영향을 나타내는 노출된 이자율평가설이 더욱 단기적으로 유효하다는 결론을 얻을 수 있다. 각 기간별 충격지속성은 <그림 1>에서와 같이 명백하게 노출된 이자율평가설이 단기적 유효성을 시현하고 있다. <그림 1>을 더욱 자세하게 보면 노출된 이자율평가설이 단기에 있어서 균형에 접근하는 속도가 매우 빠르다가 2개월 이후부터 그 수렴 속도가 늦어지는 것을 알 수가 있다. 이것은 현실적으로 환율이 시장의 힘만으로 움직이지 못하다는 것의 증거라고 생각된다. 즉, 어느정도는 자산시장의 자금사정이 환율결정에 결정적으로 영향을 미치지만 완전한 균형에 이르는 데에는 여러가지 문제점이 있는 것으로 나타났다. 이러한 문제중 가장 우선하는 것은 시장평균환율제도 이후에도 환율이 정책적 고려에 의하여 결정되는 경향을 지적할 수 있다. 물론 콜금리 등 자산시장 내지 외환시장에 직접적으로 영향을 미치는 대리변수로서의 측정오차도 무시할 수는 없을 것이다.

〈그림 1〉 均衡期間分析의 結果



균형기간분석의 결과를 나타내고 있는 <표 7>을 살펴보면 구매력평가설이 유효하기 위해서는 98개월이 소요되는 것으로 나타났고 노출된 이자율평가설이 유효하기 위해서는 74개월이 소요되는 것으로 나타나고 있어 자산시장이 상품시장보다는 환율에 더 많은 영향을 주고 있는 것을 알 수 있다.

<표 7> 균형기간분석의 결과

가 설	유효성 획득에 걸리는 기간 (개월)
구매력평가설	98
노출된 이자율평가설	74

#### IV. 結 論

본고에서는 균형기간분석을 사용하여 시스템 내에 있는 가설의 단기적 기간 분석을 시도하였다. 결론적으로 한국의 환율변동도 구매력평가설보다는 자산시장의 역할이 더욱 중요하다는 사실을 확인하였다. 즉, 균형기간분석의 결과를 살펴보면 자산시장이 환율결정에 더욱 중요한 영향을 주는 것으로 나타났고 향후 자본자유화, 환율제도의 변화등 제도적으로 이러한 경향은 더욱 강화될 것이다. 따라서 상대적으로 상품시장의 역할 내지 경상수지의 환율결정 역할이 감소할 것으로 전망되며 이것은 환율이 상품가격차를 반영하지 못함으로써 수출경쟁력을 왜곡할 수 있다는 우려를 갖게 된다. 최근 환율의 변동이 경상수지보다는 자본수지의 영향을 받고 있어 수출경쟁력을 상실하고 있다는 사실은 자본자유화의 진행에 따른 환율정책에 대한 시각을 재정립할 필요성을 제기한다고 하겠다. 그러나 본고의 이러한 사실확인에도 불구하고 다음과 같은 점을 개선하는 연구가 필요하다고 생각된다.

첫째, 한국의 환율이 자유로운 경쟁시장에서 결정되는가에 대한 기본적인 문제에 대하여는 본고에서 다루지 않고 다만, 시장평균환율제도 이후로는 과거의 복수통화바스켓제도보다는 자의적인 정책변수가 많이 줄었다는 가정에서 본 연구가 실시되었다. 이러한 제도적 차이에 따른 기본적인 질문에 대하여는 다른 심도있는 연구가 필요하다고 하겠다.

둘째, 기존의 공적분 분석이 구조내의 공적분벡터의 갯수와 가설검정에 머

물고 있는 것을 개선하여 균형기간을 분석할 수 있는 방법을 사용하였음에도 불구하고 균형기간의 가설검정과정이 생략되어 있다. 즉, 균형기간의 경험분포(Empirical Distribution)를 설정하여 두 개 이상의 균형기간에 대한 비교가 통계학적으로 가능하게 할 수 있도록 하는 연구가 필요하다. 이에 대하여는 Bootstrapping Method를 이용하여 경험분포를 구하고 이에 따라 가설검정을 실시할 수 있다고 생각되지만 이에 대한 연구는 진행되지 않았다.

현재 많은 경제 변수가  $I(1)$  확률과정을 나타내고 있고 이에 따라 공적분 분석방법이 여러 분야에서 사용되고 있다. 향후 앞에서 지적된 점을 보완한다면 균형기간분석이 공적분 분석과 보완적으로 사용되리라 생각된다.

### 參 考 文 獻

1. 金俊逸, “환율변동의 추세분석과 시사점,” 『KDI政策研究』, 제17권, 제2호, 여름, 1995.
2. 김진영 · 심진범, 『우리나라의 외환시장』, 쌍용경제연구소, 10월, 1995.
3. 유윤하, “통화수요함수의 장기적 안정성 검정: Johansen 공적분 검정방법의 원용,” 『韓國開發研究』, 제 16권, 제3호, 1994.
4. Aoki, Masanao, *State Space Modeling of Time Series*, New York, Springer-Verlag, 1990.
5. Cheung, Yin-Wong and K. S. Lai, “Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, 1993, pp. 313-328.
6. Cochrane, John H., “How Big is the Random Walk Component in GNP?,” *Journal of Political Economics*, Vol. 96, No. 5, 1988.
7. Frenkel, Jacob A., “The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970's,” *European Economic Review* 16, 1981.
8. Johansen, S. and Katarina Juselius, “Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK,” *Journal of Econometrics* 53, 1992.
9. Officier, Lawrence H., *Purchasing Power Parity and Exchange Rates*, 1982.

10. Pesaran, M. Hashem, Richard G. Pierce, and Kevin C. Lee, "Persistence, Cointegration and Aggregation: A Disaggregated Analysis of Output Fluctuations in the U. S. Economy," *Applied Econometric Discussion Paper* 25, 1990.