

한국의 실질환율과 실질이자율 평형조건에 관한 이론적 고찰과 실증분석[†]

A theoretical Study and Empirical Analysis of Korea's Real
Exchange Rate and Real Interest Parity Condition

박혜영* · 김진옥**

(Park, Hye-Yeong · Kim, Kim, Jin-Ock)

목 차

- I. 서론
- II. 이론적 배경과 선행연구 고찰
- III. 실증분석
- IV. 결론

I. 서론

환율은 다른 거시경제변수들과의 긴밀한 상호 관계를 유지하여 변동한다. 특히 각국의 상대적인 금리의 변화와 환율의 변화는 높은 상관관계를 가지며 이는 곧 금융시장의 구조의 중요한 기본이 되는 동시에 금융정책 및 더 나아가 경제안정화 정책 수립에 매우 중요한 척도로 이용된다. 현재의 환율제도까지 여러 단계를 거쳐 오면서 금융시장의 대외개방이 빠른 속도로 진전되고 있어 환율을 비롯한 여러 거시변수들 간의 움직임을 주시할 필

[†] 본 논문은 박혜영의 석사학위 논문을 수정·보완한 것임.

이 논문은 2014학년도 제주대학교 학술진흥연구비 지원사업에 의하여 연구되었음.

* 제주대학교 경제학과 석사, 제1저자

** 제주대학교 경제학교 교수, 교신저자

요성이 점점 증대 되고 있다.

이에 본 연구는 이러한 환율과 금리와의 체계적인 관계의 존재 여부를 이론적으로 고찰하고 실증분석을 하여 소규모 개방경제인 우리나라의 거시경제모형 구축시에 금리-환율관계를 보다 정확히 반영하고 이해하기 위한 기초자료로 이용될 수 있을 것으로 기대되며 또한 통화정책의 유효성에 큰 영향을 줄 수 있을 것이다.

따라서 우리나라의 환율제도가 고정환율제도하에서 변동환율제도로 급격하게 변하였던 1997년 외환위기 이전과 이후로 표본기간을 따로 설정하여 환율변동에 관한 실증분석을 시도할 것이다. 또한 개방거시경제이론의 실증적 연구의 핵심주제라고 할 수 있는 실질환율과 이자율 평형조건에 관하여 이론적으로 고찰하고 이것들에 관한 실증분석을 시도하고자 한다. 실증분석에 이용된 자료는 1973년 3월부터 2013년 12월까지의 월별데이터를 이용하였고¹⁾ AR모형을 설정한 후 단위근 검정을 통한 추세분석을 하였는데 추정방법으로는 통상최소자승법(OLS)을 사용하였고 계량분석을 위해 Eviews 5.1을 사용하였다.

II. 이론적 배경과 선행연구 고찰

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

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

따라서 단기 또는 장기에 실질환율에 영향을 미치는 변수는 생산성충격과 같은 실질 충격(real shock)이다.

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

이러한 경제의 생산측면에 초점을 맞추면서, Obstfeld(1993)와 Jin-ock Kim-Gi-Choon Kang(2013)이 제시한 방법론을 따라 실질환율의 결정모형을 살펴보자.²⁾ 모형의 주요 가

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

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

정은 다음과 같다.

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

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

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

(4) 국내의 노동력의 증가속도는 "n"이다. 즉, $\hat{L}(t) = n$.³⁾

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3) 여기서 "hat" 기호는 변화율을 가리킨다. 또한 이 기호는 앞으로 소개되는 모형에서 동일한 의미로 사용되고 있다.

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

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

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

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

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

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

자본의 수익률 "r"이 국제 시장에서 주어진 상태에서 임금률 "w"는 교역재 부문의 생산성에 의해 결정된다. 이러한 결과는 비교역재 부문에서의 생산 전문화를 배제하고 있다. 경제는 원칙적으로 비교역재 부문의 생산에 전문화 할 수 있다. 이 경우 교역재의 소비는 해외의 자산을 처분함으로써 가능하다. 하지만 이러한 경우를 배제하고 논의해 비교역재의 상대가격인 실질환율의 장기 균형 값을 도출해 보자. 비교역재 부문의 장기적 경쟁조건은 다음과 같다.

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

방정식 5)로부터 우리는 k_N 을 다음과 같이 도출할 수 있다.

4) 실질환율 "q"를 다음과 같이 정의할 수 있다. $q = p/ep^*$, $p = p_T^\alpha p_N^{1-\alpha}$, $p^* = p_T^{*\alpha} p_N^{*1-\alpha}$. 여기서 p_T = 교역재의 국내 가격, p_N = 비교역재의 국내 가격, p_T^* = 교역재의 해외가격, p_N^* = 비교역재의 해외가격, e는 환율을 나타낸다. 교역재 부문의 일물일가의 법칙을 적용하면 실질환율을 다음과 같이 정의할 수 있다. $q = (p_N/p_N^*)^\alpha$. 자국이 소규모의 개방경제일 경우 해외의 교역재 가격은 어떤 주어진 상수로 취급되어 실질환율 "q"는 국내 비교역재의 증가함수로 표현된다.

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

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

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

여기서 x 는 매개변수 α 와 β 의 함수로 고정된 값이다.

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

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

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

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

여기서 κ 는 상수이고, $z(t)$ 는 비교역재 부분의 역의 생산충격을 나타내는 확률변수이고, t 는 확정적 시간 추세이다. 비교역재의 생산성 θ_N 이 확률적 프로세스를 따를 경우, 방정식 9)의 실질환율을 다음과 같이 쓸 수 있다.

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

방정식 12)에 로그를 취하면 다음 방정식을 도출할 수 있다.

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

$\ln \theta_T(t)$ 를 1차 테일러 확장하여 위에 주어진 식을 정리하면 다음과 같은 방정식을 도

출할 수 있다.

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

위에 주어진 확률적 프로세스는 ϕ 가 1보다 작을 경우 추세 안정적(Trend Stationary)이 된다. 반면에 ϕ 가 1이면 실질환율은 임의 보행(Random Walk)을 따르고, 이 경우 방정식 14는 다음과 같이 나타내진다.

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

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

2.2 실질이자율평형조건 (Real Interest Parity Condition)

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

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

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

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

$$\begin{aligned} r_e &= R - \pi_e \quad \text{-----16)} \\ r_e^* &= R - \pi_e^* \end{aligned}$$

여기서 양국 간 예상실질이자율의 차이는 다음의 식으로 나타낼 수 있다.

$$r_e - r_e^* = (R - \pi_e) - (R^* - \pi_e^*) \quad \text{-----17)}$$

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

$$(R - \pi_e) - (R^* - \pi_e^*) = (q^e - q)/q \text{-----18}$$

위 식과 결합하면 다음과 같은 실질이자율평형조건을 도출 할 수 있다.

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

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

매 기간마다 주어지는 명목이자율평형조건은 다음과 같다.

$$i(t) = i(t)^* + [E(e(t+1)|I(t)) - e(t)]/e(t) \text{-----20}$$

$i(t)$ 는 자국 명목이자율, $i(t)^*$ 는 외국 이자율 $e(t)$ 는 환율 E 는 기대 연산자 $I(t)$ 는 t시점에서 사용할 수 있는 정보를 각각 나타낸다.

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

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

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

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

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

여기서,

$$\ln E(q^{-1}(t+1)|I(t)) - \ln q^{-1}(t) = [E(e(t+1)|I(t)) - e] \quad 5)$$

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

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

실질이자율 평형 조건에 의하면 자국의 실질이자율이 상승할 때 자국의 통화 가치가 실

5) $q^{-1}(t) = ep^*/p$,

$d \ln q^{-1}(t)/dt = \frac{dq^{-1}(t)/dt}{q^{-1}(t)} = \frac{E(q^{-1}(t+1)|I(t)) - q^{-1}(t)}{q^{-1}(t)} = \ln E(q^{-1}(t+1)|I(t)) - \ln q^{-1}(t)$ 그리고

$d \ln q^{-1}(t)/dt = [E(e(t+1)|I(t)) - e(t)]/e(t) + E(\pi^*(t+1)|I(t)) - E(\pi(t+1)|I(t)).$

질적으로 상승하는 것을 내포하고 있다. 물론 이것이 성립하기 위해서는 현재의 정보집합이 주어진 상태에서 실질환율의 미래의 기대치가 주어져 있는 것이 전제되어 있다. 구매력 평가가 성립하면 $r - r^* = 0$ 이 되고 이것은 즉 국내실질이자율과 해외실질이자율은 같아지고 실질이자율평가가 성립함을 의미한다. 이러한 실질이자율 평가의 성립여부는 자본이동의 정도를 측정하는 하나의 방법이 될 수 있다.

2.3 선행연구검토

박태식(1997)은 자본자유화시대에 환율, 통화량, 이자율 등은 서로 어떠한 관계를 가지며 화폐정책과 외환정책의 바람직한 조치는 어떠한 것인지에 대해 논의하기 위해 통화정책당국의 건전한 외환 및 화폐정책운용을 위해 환율과 각종 이자율차이사이의 인과관계검정, 그리고 이자율 사이의 안정성검정을 통한 외환시장과 금융시장과의 연계성을 검정하고자 하였다. 각 변수간의 장기적 균형관계를 공적분 검정을 통해 알아본 결과 환율과 이자율차이에서는 공적분 관계가 존재하지 않으므로 장기적 균형관계가 없으며 이자율사이에는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타나 장기적 균형관계가 있는 것으로 나타났고 이에 따라 외환시장과 금융시장과의 연계성은 그다지 높지 않으나 금융시장들사이에서는 높은 안정성을 가지고 있는 것으로 나타났다.

고양곤·김세중(1997)은 실질환율의 움직임은 구매력평가로부터의 이탈을 말하며 이러한 이탈은 비교역재 부문과 교역재 부문간의 노동생산성 증가율의 격차로 표시되는 실물부문의 변동에 의해 설명이 가능하다고 하였다. 이에 따라 생산물격차모형을 이용하여 원달러 환율, 국내외상대가격과 국내외 교역재와 비교역재 부문의 노동생산성 격차간의 관계에 대한 실증분석을 통하여 이들 변수가 단위근을 가지는 불안정한 시계열임에도 불구하고 장기적 균형관계가 존재한다는 것을 공적분검정을 통하여 규명하였다. 그 결과 장기환율과 상대가격 간에는 장기적 균형관계가 존재하고 환율, 상대가격 및 국내 교역부문과 비교역부문의 노동생산성 격차간의 장기적 균형관계성립여부와 장기구매력평가로부터의 상대가격만으로 설명하는 것보다는 국내외 비교역재부문과 교역재부문간 노동생산성 격차를 이용하는 방법을 통하여도 설명이 가능하다고 하였다.

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

따라서 1980년 3월부터 2013년 7월까지, 일본의 엔화의 실질환율이 추세를 반영하는 안정적인 시계열이라는 전제하에 실질환율의 추세를 추정하였고, 실질환율의 변동에 있어

단위근이 존재한다는 가설을 배제할 수 없음에 따라, 단위근이 존재한다는 가설을 실질환율의 변동에 부과하여 실질환율 회귀식을 다시 추정하였다. 그 결과 실질환율은 각 기간 별로 단위근이 존재하는 불안정시계열임을 알 수 있었다. 또한 실질이자율평형조건이 성립하는지 여부를 실증 분석하였다. 이에 1980년 2월부터 2013년 7월 기간 동안에 실질이자율평형이론이 성립함을 알 수 있었다. 이것은 국내통화량의 상대적인 완화 및 수축이 실질 엔-달러 환율의 평가절상 및 평가절하에 영향을 미침을 증명하였다. 또한 일본의 통화정책이 1980년부터 일본의 경제혼란을 안정시키는데 효과가 있었음을 나타내는 시사점이 있다고 하였다.

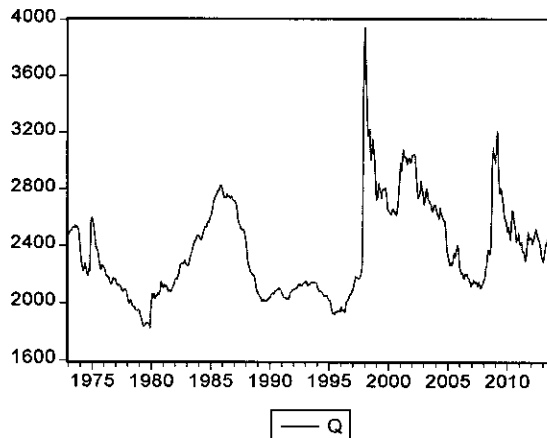
III. 실증분석

3.1. 실질환율의 행태에 관한 실증분석

3.1.1 우리나라의 실질환율 변동에 관한 개관 (1973년- 2013년)

<그림 1>는 1973년부터 2013년도까지의 우리나라 실질환율을 나타낸 그래프이다. 실질환율은 $q = \frac{EP^*}{P}$ 로 계산하였다.⁶⁾

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



<그림 1> 우리나라 실질환율의 추이

6) 3장에서 정의한 실질환율의 역수로 실질환율을 정의하고 있다. 실질환율을 이렇게 정의할 경우는 실질환율은 해외 상품의 상대가격으로 정의된다.

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

1970년대 초기 선진국들의 경기 부양정책으로 인하여 세계경제의 호황으로 높은 성장률을 달성할 수 있었으나 1973년 후반기에 시작된 제1차 석유파동으로 고유가로 인한 세계경제 침체로 우리나라의 경제의 국제수지는 적자가 누적되어 가는 상태에 있었다. 뿐만 아니라 국내 정치적 사건으로 10.26사태는 정치, 경제, 및 사회전반에 걸친 엄청난 혼란을 가져왔으며 특히 이로 인한 경제적 침체는 극도로 악화되었다.

1980년대 초 여러 차례에 걸친 석유파동으로 인하여 세계경제가 침체상태에 빠지게 되어 경기회복을 위하여 보호장벽을 완화하게 됨에 따라 이로 인한 3저현상으로 세계경기는 활기를 띠게 되었다. 1980년 이후부터 실질환율이 상승하고 실질환율의 증가는 우리나라 원화가치의 하락을 가져오게 된다. 실질환율의 상승은 수출단가를 하락시키고 수출가격경쟁력을 향상시켜 수출물량을 증가시키고 이것은 수출의 증가로 이어져 국내총생산 증가 및 경상수지를 개선시키는 결과를 가져오게 된다.

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

한편 1997년은 실질환율이 급등하였던 시기로 외환위기가 발생하였다. 이 시기에 환율이 급등했던 이유는 금융기관들이 외화부채 상환을 위해 국내시장에서 원화를 차입하여 외환시장에서 달러를 구입하였기 때문인데 이러한 상황에서 금리를 올리지 않았더라면 금융기관들이 원화차입 및 달러 구입을 지속하여 환율이 더욱 상승 하는 악순환이 반복되었을 것이다.

외환위기 이후 2000년대 후반에 글로벌 금융위기를 맞게 되면서 실질환율이 또 다시 상승하게 되었다. 2008년 9월 리먼브라더스 도산으로 급격히 진전된 글로벌 금융위기는 우리 경제에 또 다른 큰 충격을 주었다.

글로벌 수요위축으로 국제유가가 하락하면서 인플레이션 압력을 크게 약화시켜 국제유가가 하락하고 경기침체 등의 영향으로 2008년 상반기까지 세계경제의 주요 위험요인이었던 글로벌 인플레이션 압력이 크게 하락하였다. 이러한 글로벌 금융위기 및 실물경제 침체에 대한 우려가 확산되면서 국내증시가 급락하였다. 경상수지가 2008년 들어 적자추세로 전환된데다 글로벌금융위기로 자본수지마저 적자로 전환되면서 환율이 급등하였다. 그러나 외환위기 이후 기업 및 금융 부문 부실이 대부분 해소되어 금융시스템이 대체로 안정되었고 수년전부터 각종규제를 통해 주택담보대출이 억제되어 빠른 회복세를 보이게 되었다.

이러한 환율의 추세를 고려하여 우리나라 실질환율의 데이터를 다음의 식으로 각각 나

타내어 각 기간별로 실질환율이 시간 추세가 있는지 여부를 검증해 볼 수 있다.

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

$\gamma_0(\gamma_1)$ 은 실질 환율의 자연 로그값에 무조건으로 결정적인 추세이고 여기서 L 은 시차 연산자로 이전 시계열의 값으로 돌아가기 위한 값을 말한다. 즉 이전의 시계열값에 현재 시계열 값을 나눈 것을 말한다. 그리고 $\varepsilon(t)$ 는 백색잡음이고 t_0 는 1997년 10월이다. 이 데이터 생성 과정에서 해결해야 할 중요한 문제는 확률과 결정적 구성 요소 간의 실제 환율의 추세를 할당하는 것이다. 분석기간 동안, 상기 데이터 생성 과정에서 두 가지를 검토해 볼 것이다. 먼저 $z(t)$ 의 확률 과정을 명시하는 안정성 여부를 확인하고, 다른 하나는 단위근을 갖도록 처리를 제한한다.

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

3.1.2 제 1기간 실증분석 (표본기간: 1973년 3월~1997년 10월)

우선 제1기간으로 설정한 1973년부터 1997년까지(외환위기 이전)의 우리나라 실질환율의 회귀분석을 하여 이 기간동안 시계열이 안정시계열인지 불안정시계열인지 확인해 보고자 한다. 먼저 이 기간 동안의 분석을 위하여 AR모형을 이용하기로 하고 다음과 같이 모형을 설정해 볼 수 있다.

$$\ln q(t) = c + \gamma t + z(t) \quad z(t) = \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 z_{t-2} + w(t) \text{-----28)}$$

으로 나타낼 수 있다.

여기서 ρ_1 과 ρ_2 는 $z(t)$ 가 z_{t-1} 및 z_{t-2} 에 의존한다는 점을 나타내는 모수이며 $w(t)$ 는 $E(w_t) = 0$, $var(w_t) = \sigma_w^2$ 인 백색잡음이다.

모형이 안정적이며 단위근이 존재하지 않는다는 가정하에 30)식의 회귀방정식을 추정한 결과는 <표 1>에 다음과 같이 나타나 있다.

< 표 1 > 표본기간: 1973년 3월~1997년 10월

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

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

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

The inverted AR Roots 값이 1보다 작은 것은 로그실질환율값이 확률보행과정을 따른다는 가설에 반하는 강한 증거를 제시하지 못하는 것을 의미한다.

여기서 상수 C의 값은 7.624879이고 시간추세계수 γ 의 값은 0.000265이고 p 값(p-value)가 0.7442이므로 한국의 대미 실질환율은 시간추세(time trend)를 나타내지 못하고 있다.

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

이와 같이 불안정시계열로 나타난 <표1>의 통계적 결과는 단위근 검정에 있어서 이러한 시계열추세는 통계적으로 유의하지 않고 이것은 단위근이 존재함을 의미한다. 따라서 실질환율 추세를 반영한 안정적인 시계열(trend stationary)이 아니고 이 시기의 시계열은 불안정한 시계열이다.

따라서 다음의 접근방법을 이용하여 하나의 단위근에 특정방정식을 대입하는 방식을 이용하여 실증분석을 재시도해보고자 한다.

1973년 이후부터 외환위기 발생이전인 1997년까지의 실질환율의 변동이 불안정하다는 전제하에 특정방정식에 다음과 같이 하나의 단위근(unit roots)이 존재한다고 하자.

$$1 - \rho_1 L - \rho_2 L^2 = 0 \Rightarrow 1 - \rho_1 - \rho_2 = 0 \text{-----29)}$$

이러한 제약 조건하에 실질환율 생성방정식을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(1 - L)\ln q(t) = \gamma(2 - \rho_1) + (\rho_1 - 1)(1 - L)\ln q(t - 1) + w(t) \text{-----30}$$

위 방정식은 매개변수 ρ_1 과 γ 에 대하여 비선형 방정식이다.

한편 위 방정식의 추정결과가 <표 2>에 나타나 있다.

<표 2> 표본기간: 1973년 3월-1997년 10월: 특성방정식

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

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

R-squared : 0.062619
Adjusted R-squared : 0.59431

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

3.1.3 제 2기간 실증분석 (표본기간 : 1997년 11월 - 2013년 12월)

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

제1기간과 마찬가지로 우선 실질환율의 변동이 안정적이라고 하자.

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

위의 주어진 실질환율에 대한 회귀방정식을 추정한 결과가 <표 3>에 나타나 있다.

< 표 3 > 표본기간 : 1997년 11월-2013년 12월

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

Variable	Coefficient	std. Error	t-Statistic	Prob
Constant(c)	7.905972	0.058279	135.6575	0.0000
Trend (γ)	-0.000741	0.000473	-1.566527	0.1189
AR(1) (ρ_1)	1.264449	0.048698	25.96499	0.0000
AR(1) (ρ_2)	-0.335122	0.048364	-6.929157	0.0000

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

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

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

제1기간과 마찬가지로 단위근이 존재한다는 가정하에 특성방정식을 설정하여 1998년 외환위기 이후부터 현재까지 실질환율 데이터의 시계열의 추세를 다음과 같이 추정하여 볼 수 있고 그 결과는 <표 4>에 나타나 있다.

$$(1-L)\ln q(t) = \gamma(2 - \rho_1) + (\rho_1 - 1)(1-L)\ln q(t-1) + \omega(t) \text{-----31}$$

< 표 4 > 표본기간 : 1997년 11월-2013년 12월: 특성방정식

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

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

R-squared : 0.182642

Adjusted R-squared : 0.178340

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

3.1.4 제 3기간 실증 분석 (표본기간: 1973년 3 월 - 2013년 12월)

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

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

< 표 5 > 표본기간: 1973년 3월-2013년 12월

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

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

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

<표 5>는 실질환율이 단위근을 갖지 않는다는 전제하에 추정한 것이다. 상수 C의 값은 7.668이다. 시간 추세의 계수 γ 는 0.000334 이고 p값(p-value)은 0.1886이므로 시간추세가 유의하지 않은 것으로 나타나 있다. 그리고 AR Roots 값이 0.95 0.43 의 값이 1보다 작으므로 불안정시계열이다. 이처럼 전체 기간의 회귀분석을 해보면 모두 동일한 결과를 얻게 됨을 알 수 있다. 마지막으로 제3기간에도 단위근이 존재한다는 전제하에 추정하여 보자. 추정결과가 <표 6>에 나타나 있다.

< 표 6 > 표본기간 : 1973년 3월-2013년 12월: 특성방정식

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

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

R-squared : 0.158443
 Adjusted R-squared : 0.156718

시간 추세의 계수 γ 의 값이 -0.448093이고 t-통계량의 값이 -0.87406이고 p값(p-value)이 0.9304이므로 시간 추세의 계수가 유의하지 않은 것으로 나타나 있다. 따라서 외환위기 전후 기간은 각 기간별로 불안정적인 추세를 보였으며 1973년 3월부터 2013년 12월의 전 기간에 걸친 실질환율의 추세도 마찬가지로 불안정하게 나타났음을 알 수 있다.

3.2 실질이자율 평형조건에 관한 실증분석

외환위기 이후 자유변동환율제도로 이행하였고 이에 따라 외국인에 의한 자본유출입도 증가하였다 이러한 변동환율제도를 채택하고 있는 개방경제에서는 통화정책과 환율정책을 조화롭게 운용하는 것이 필요하다. 따라서 우리나라의 실질이자율 평형 조건을 검증하는 것은 흥미로운 일이다. 실질이자율 평형조건을 2000년 2월부터 2013년 12월 동안의 데이터를 이용하여 실증분석해 보기로 한다.

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

$$\ln q(t) = \ln E(q(t+1)|I(t)) - (r(t) - r^*(t)). \text{-----}32$$

만일 실질환율의 기대수준이 주어진 상태에서 국내-외국 실질이자율의 차이가 상승할 때 국내 통화는 실질적으로 평가절상 된다.

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

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

$$q(t) = \mu(2 - \phi_1) + \phi_1 q(t-1) + (1 - \phi_1)q(t-2) + \omega(t) \text{-----}33$$

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

$$E(q(t+1)|I(t)) = \mu(2 - \phi_1) + \phi_1 q(t) + (1 - \phi_1)q(t-1) \text{-----}34$$

먼저, 39) 식을 추정을 하면 <표 7>과 같은 결과를 얻을 수 있다.

< 표 7 > 실질환율 $q(t)$ 회귀방정식 추정결과

Equation : $q(t) = \mu(2 - \phi_1) + \phi_1 q(t-1) + (1 - \phi_1)q(t-2) + \omega(t)$				
Variable	Coefficient	std. Error	t-Statistic	Prob
μ	86,52993	42,61905	2,030311	0,0439
ϕ_1	-0,899131	0,046794	-19,21446	0,0000

R-squared : 0,643793
Adjusted R-squared : 0,641621

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

한편 우리나라의 실질이자율평형조건이 성립하는지 여부를 확인하기 위해 다음의 회귀 모형을 분석해보기로 하자.

$$\ln q(t) - \ln E(q(t+1)|I(t)) = \beta(r(t) - r^*(t)) + \epsilon(t) \text{-----35)}$$

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

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

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

이러한 실질이자율 평형조건을 추정한 결과가 < 표 8 >에 나타나 있다.

< 표 8 > 실질이자율 평형조건 추정결과 : 2000년 2월~2013년 12월

Equation $\ln q(t) = \alpha \ln E(q(t+1) I(t)) + \beta(r(t) - r^*(t)) + \epsilon(t)$				
Variable	Coefficient	std. Error	t-Statistic	Prob
α	0.909114	0.004838	187.9048	0.0000
β	-1181.424	4592.319	-0.257261	0.7973

R-squared : 0.810254
Adjusted R-squared : 0.809104

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

이는 국내통화량의 상대적인 완화 또는 수축이 우리나라 환율에 실질적으로 아무런 영향을 갖지 않는다는 것을 의미하고 실질이자율의 차이와 통화의 실질 평가절상 또는 절하

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

에 아무런 영향을 미치지 않는다는 것 또한 의미한다.

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

IV. 결론

우리나라와 같이 대외의존도가 높은 개방경제 있어 환율의 변동은 경제 전반에 상당한 영향을 미친다. 본 연구는 이러한 환율의 변동을 분석하기 위해 발라사 사무엘슨 가설을 이용하여 환율결정모형이론에 대해 고찰하고 각 기간별로 단위근 검정을 통한 한국의 실질환율의 추세를 분석하고 실질이자율평형이론의 성립여부를 실증분석을 통해 검증하고자 하였다. 이러한 모형을 이용하여 실질환율을 설정하고 외환위기 이전 이후 및 전 기간에 걸친 한국의 실질환율의 행태분석을 위하여 먼저 실질환율의 불안정성을 검증하였는데 이를 위해 실질환율의 특성방정식을 설정하여 검증을 시도하였다.

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

마지막으로 1973년부터 3월부터 2013년 12월까지의 전체기간동안의 실질환율의 추세도 불안정한 것으로 나타났다. 따라서 이러한 단위근 검정의 결과 우리나라의 실질환율 시계열의 추세가 연구기간 전 범위에 걸쳐 불안정한 것으로 나타났으며 이는 단위근이 존재함을 의미하고 이는 더 나아가 우리나라 실질환율의 변동은 각 기간별로 어떠한 한 단위의 외부충격이 (예를 들어 1987년의 1-2차 석유파동과 1998년 발생한 IMF금융위기와 2008년에 발생한 미국발 금융위기와 같은) 발생하게 되면 충격이 오랫동안 지속되는 불안정한 시계열의 양상을 보여주고 있었다. 이는 한국의 실질환율이 외부충격에 민감하게 반응하고 있음을 나타낸다고 할 수 있다.

또한 명목환율을 자국통화로 표시된 외국통화의 가격으로 정의하고 명목환율을 자국의 타국에 대한 상대 물가수준으로 나눈 것을 실질환율로 정의할 때, 일국의 실질이자율의

상대적인 상승은 그 나라의 실질환율의 인하, 즉 평가절상을 야기 시킨다. 다시 말하면 실질환율과 실질이자율차이는 부(-)의 관계를 갖게 되는데 자유변동환율제도가 시작된 외환위기 이후로 설정한 2000년 2월부터 2013년 12월의 기간 동안 우리나라의 실질이자율 평형조건의 성립여부를 실증 분석한 결과 국내의 실질이자율 격차 값이 -1이 되지 않았으며 우리나라의 경우 실질이자율평형조건이 성립되지 않음을 알 수 있었다.

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

본 연구 결과를 종합적으로 검토해 볼 때 이자율뿐만 아니라 그 밖에 수많은 요인들이 환율의 상승 또는 하락에 영향을 미치고 있다고 생각된다. 이에 이러한 요인들을 고려하여 보다 정교한 계량모형을 구축하여 정부의 금융정책 및 경제안정화 정책에 효과적으로 이용 될 수 있는 연구로 지속되어야 할 것이다.

참고문헌

- 강기춘(2009), 「계량경제학 이론과 실습」, 은누리.
- 강정모, 이연호, 이상규, 전영서(2005), 「국제경제학」, 시그마프레스.
- 고양곤, 김세종(1997), “노동생산물과 장기균형관계 -생산격차모형을 중심으로” 국제경제연구, 제3권, 제1호 pp163-179
- 김명기, 문소상,(1998), “환율, 금리, 주가변동의 상호연관성 분석”, 한국은행 경제분석, 제4권 제2호
- 김영일(2010), “실질환율에서의 Balassa-Samuelson 효과분석: 미국과 일본 그리고 미국과 한국 2쌍을 중심으로”, 관세학회지 제11권 제2호, pp156-174
- 김영철, 류기덕, 임충규, 김진찬(2006), 「한국경제의 현신과 이해」, 학문사.
- 김진옥 (2011), 「국제경제학」, 제주물산업인재양성센터.
- 남준우, 이한식(2013), 「계량경제학」, 홍문사.
- 박태식(1997), “ 환율과 이자율차이사이의 관계에 관한 실증분석”, 산업경제연구, 제10권 제2호, pp117-126
- 이병락(2011), 「계량경제학」, 시그마프레스
- 이종원(2004), 「한국경제론」, 해남.
- 최영일(2004), 「한국경제의 성장과 정책」, 박영사.
- Dornbush, R.(1976), "Expectation and Exchange rate Dynamics", Journal of Political Economy, Vol84.
- Jin-Ock Kim-Gi-choon Kang(2013),“ Japanese Yen Behavior since 1980”,KOREA AND THE WORLD ECONOMY, Vol.14 No.3.
- Obstfeld, Maurice(1992), "Dynamic Optimization in Continuous-time Economic Models", Working Paper.