

韓國 名目換率의 決定要因 分析 - 貨幣的 模型을 中心으로 -

김 정 식

화폐적 모형은 장기에 있어서 환율의 변동을 잘 설명하지 못할 뿐만 아니라 단기에 있어서도 임의변동모형보다도 그 예측력이 떨어진다고 알려져 있다. 본 논문에서는 화폐적 모형 중에서 장단기의 환율변동을 잘 설명하고 있는 실질이자율 차이모형을 이용하여 Johansen의 공적분기법을 통하여 장기적인 관계를 분석하고, 또한 오차수정모형을 통하여 그 예측력을 임의변동모형과 비교하였다.

분석결과에 의하면 환율과 화폐적 모형에서의 경제기초변수 사이에는 최대 4개의 공적분 관계가 성립하며 이자율을 제외한 다른 화폐적 요인은 기대한 부호를 가지고 있어 장기적으로 화폐적 요인이 원/달러 환율의 변동행태를 잘 설명하고 있음을 나타내 주고 있다. 그리고 오차수정모형을 이용하여 단기에 있어서 환율의 예측력을 검정한 결과도 화폐적 모형은 다른 단기모형인 임의변동모형을 능가하고 있음을 발견하였다.

I. 서 론

1970년대 이전에는 換率의 변동을 주로 케인지안적인 접근에 의한 먼델-플레밍 모형에 의하여 분석하였다. 케인지안 접근에 의하면 國民所得의 변화가 輸入에 영향을 주어 貿易收支를 변화시키고, 이는 換率에 영향을 주게 되며 利子率의 변동이 短期資本을 이동시켜 資本收支를 변동시킴으로써 각각 환율에 영향을 주는 것으로 분석하고 있다. 그러나 이러한 케인지안모형은 물가가 고정되어 있다고 가정

연세대학교 경제학과, 서울시 서대문구 신촌동 134, 120-749. 본 연구는 연세대학교 학술연구비의 지원을 받아 이루어졌으며 자료수집 및 정리에 있어 연세대학교 대학원 경제학과의 주재현 군이 수고하였다.

하는 短期에 있어서의 환율의 변동을 분석한 것으로 인플레이션이 높은 시기에서나 혹은 비교적 長期에 있어서의 환율의 변동을 설명하는 데 적합하지 못하다.

이에 따라 1970년대 이후 각국이 인플레이션을 경험하게 되자 새로운 貨幣的 模型에 의하여 환율의 변동을 설명하려는 시도가 있었다. 화폐적 모형에서는 환율의 변동을 화폐적 현상으로 파악하여 화폐의 需要와 供給을 변화시키는 요인들이 환율을 결정하는 주요한 요인이라고 분석하였다. 그 이후 많은 학자들은 貨幣的 要因을 통하여 환율의 변동을 경험적으로 설명하려고 시도하였으나 모든 기간에 있어 표본내의 환율 변동을 설명하는 데에 실패하였다. 특히 1983년 Meese and Rogoff [15]는 화폐적 모형과 같은 構造模型이 시계열분석의 임의변동모형보다 환율의 표본 밖의 자료에서 그 예측력이 뛰진다고 밝힘으로써 화폐적 모형에서와 같이 경제기초변수를 사용하여 환율의 변동행태를 설명하려는 연구는 크게 위축되었다.

이러한 실패 이후 환율의 변동에 대한 연구는 화폐적 요인이나 케인지안적인 요인 등과 같은 巨視經濟變數 혹은 경제기초변수로 장기에 있어서 환율의 변동을 설명하려는 시도보다는 시장참가자의 행태등 微視的 變數나 뉴스 등과 같은 변수에 의하여 短期的 換率의 변동행태를 설명하려는 움직임과 환율 자체의 과거의 변동행태로 단기에 있어서 환율의 변동행태를 설명하려는 시도 등이 환율의 결정요인 분석의 주를 이루어 왔다.

그러나 최근 새로운 분석기법에 의하여 화폐적 요인과 같은 經濟基礎變數로 長期는 물론 短期의 환율 변동을 설명하거나 예측하려는 연구가 활발히 이루어지고 있다. 즉, De Grauwe [5]는 비선형모형을 이용하여 구조모형에서의 경제기초변수의 역할을 분석하려고 하였다. 또한, Mark [14] 역시 기간을 변화시켜 경제기초변수의 역할을 검정하였다. MacDonald and Taylor [13]와 Cushman, Lee and Thorgeirsson [4]은 Johansen의 공적분기법과 오차수정모형을 이용하여 장기는 물론 단기적으로도 화폐적 요인이 換率決定에 영향을 줌을 분석하고 있다. 이러한 시도는 화폐적 요인과 같은 경제기초변수가 실제 환율의 변동을 설명하는 데에 중요한 역할을 함을 의미한다.

한국의 경우는 1980년 이후 變動換率制度를 실시하였으나 1980년부터 1990년 1월까지의 통화당국이 SDR과 주요통상국의 환율의 변동을 고려하여 환율을 결정하였으며, 1990년 2월부터 최근에 이르기까지는 제한된 변동허용폭하에서 환율을 변동하게 함으로써 역시 통화당국의 개입이 환율에 큰 영향을 주고 있다. 따라서, 그 동안 한국의 名目換率의 결정은 화폐적 모형등과 같은 구조모형에 의하기보다는 통화당국의 개입행태 분석에 의하여 연구되어 왔다.¹⁾

또한, 화폐적 모형이 資本의 자유로운 이동을 가정하는 利子率平衡理論에 기초

하고 있는 반면, 한국은 1980년대에는 상대적으로 자본의 자유화 정도가 낮았으며 1990년부터 자본의 자유화가 본격화되었기 때문에 화폐적 모형에 의한 연구가 많지 않았다. 더욱이 화폐적 모형이 購買力平價說을 가정하는 장기모형이라는 점 때문에 변동환율제도의 기간이 길지 않은 한국에서는 그 동안 화폐적 모형의 검정이 활발하게 이루어지지 못하였다.²⁾

비록 통화당국의 외환시장 개입이 환율에 큰 영향을 미쳤다 하더라도 그 의사결정에는 시장에서의 경제기초변수의 영향력이 반영되었다고 할 수 있으며, 한국은 상대적으로 인플레이션이 높은 나라라는 점과 또한 이제 변동환율제도 실시 이후 15년이 지났다는 점에서 장기적 관점에서 환율결정에 있어서 화폐적 요인의 역할이 클 수 있기 때문에 이에 대한 검정이 필요하다. 이에 본 연구는 한국의 환율결정에 있어서 경제기초변수의 역할을 화폐적 모형을 중심으로 먼저 장기에 있어서 시계열적 특성을 분석하기 위하여 Johansen의 공적분기법에 의하여 장기적 특성을 분석하였으며, 또한 이를 통하여 장기적 특성을 고려한 단기의 환율변동을 분석하고 이러한 모형의 표본 밖의 예측력을 검정하기 위하여 오차수정모형에 의하여 분석하였다.

II. 貨幣的 模型에 의한 換率의 決定

換率決定에 있어 經濟基礎變數는 어떠한 역할을 하게 되는지는 환율결정에 있어서 케인지안모형과 화폐적 모형에서 영향을 미치는 과정이 다르게 나타난다. 화폐적 모형은 가격이 신축적이고 구매력평가설이 성립한다는 가정하에서 장기의 환율결정에 있어서 경제기초변수의 관계를 분석하고 있는 데 비해 케인지안모형은 가격이 경직적인 단기에 있어서 경제기초변수와 환율과의 관계를 분석하고 있다.³⁾

화폐적 모형 중에서 신축적 가격모형에 의하면 환율은 貨幣市場을 균형시키기 위한 가격변수이며, 따라서 貨幣需要와 供給의 결정요인이 환율에 영향을 주는 것

1) 김정식 [1] 참조.

2) 이러한 화폐적 모형에 의한 한국의 환율변동형태에 대한 분석은 Hanna and Vogt [9]등에 의하여 이루어졌으나 이들의 연구는 한국의 변동환율제도가 1980년부터이나 1974년부터 1988년까지의 잘못된 기간에서의 환율결정을 VAR모형에 의하여 설명하고 있다.

3) 케인지안모형에 따르면 환율은 경상수지나 자본수지에 의하여 결정되며 경상수지는 소득에 의하여 영향을 받고 자본수지는 이자율에 의하여 영향을 받게 된다. 따라서, 소득이 증가하면 수입증가로 인하여 환율은 평가절하하며 이자율이 증가하면 자본유입으로 환율은 평가절상한다.

으로 파악한다. 즉, 通貨量의 증가는 물가나 이자율을 상승시켜서 환율을 변화시켜 화폐수요를 증가시킴으로써 화폐시장을 균형시키게 된다. 물가가 신속적인 경우에는 물가가 상승하여 화폐수요를 조정하게 하며 이러한 물가의 상승은 購買力平價의 유지를 위하여 환율을 平價切下한다.

신속적 가격의 화폐적 모형은 식 (1)과 같이 주어진다.

$$ex_t = \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + \beta_5 i_t + \beta_6 i_t^* + v_t \quad (1)$$

식 (1)에서 m_t 와 m_t^* 는 자국과 외국의 통화량을, y_t 와 y_t^* 는 자국과 외국의 소득을, i_t 과 i_t^* 는 각국의 장기이자율을 나타낸다. 식에서 다른 변수의 관계는 국내통화량은 정의 관계를 외국통화량은 부의 관계를 그리고 국내소득은 부의 관계를 외국소득은 정의 관계를 나타내게 되고, 국내장기이자율은 정의 관계를 외국의 장기이자율은 부의 관계를 나타낸다.

반면에 경직적 가격모형에 의하면 물가가 경직적인 경우에는 통화량의 증가는 利率率을 하락시키고 이러한 이자율의 하락은 자본유출을 가속화시켜 환율을 평가절하하게 하는데 이 과정에서 환율의 상사현상(overshooting)이 나타난다. 또한, 소득의 증가 역시 화폐수요를 증가시켜서 이로 인하여 물가가 하락하게 되고 환율은 평가절하하게 되며 이자율의 상승은 화폐수요를 감소시키고 물가를 상승시켜 환율은 평가절하하게 된다.

그러나 이러한 화폐적 모형들이 기대를 포함하고 있지 않으므로 Frankel [7]은 인플레이션 기대를 포함하여 신속적 가격모형과 경직적 가격모형은 결합하여 長短期에 있어서 환율의 변동행태를 설명하는 실질이자율 차이모형을 개발하였다. 실질이자율 차이모형에 의하면 短期에는 구매력 평가가 유지되지 않으며 가격이 경직적이나 장기에는 가격이 신속적이 된다고 가정하여 통화량의 증가는 단기이자율을 하락시키고 이는 자본유출을 가져와서 환율은 평가절하하게 된다. 그러나 장기적으로는 인플레이션기대 때문에 장기이자율이 상승하게 되고 이는 실질화폐수요를 감소시켜 환율을 평가절하하게 된다. 이러한 실질이자율 차이모형은 통화량의 증가가 환율에 미치는 직접적인 효과 이외에 인플레이션에 대한 기대효과를 추가하고 있으며, 또한 유동성 효과에 의한 실질이자율의 변화에 의한 자본유출입 효과까지도 고려하고 있다는 점에서 장단기의 효과를 점정하는 데 유용하다고 할 수 있다.

실질이자율 차이모형은 식 (2)와 같이 주어진다.

$$ex_t = \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + \beta_5 i_t' + \beta_6 i_t'^* + \beta_7 I_t^s + \beta_8 I_t^{s*} + v_t \quad (2)$$

식 (2)에서 i_t^s 와 i_t^{s*} 는 자국과 외국의 단기이자율을 나타낸다. 식 (2)에서 다른 변수의 관계는 화폐적 모형에서의 관계와 같이 국내통화량은 정의 관계를 외국통화량은 부의 관계를 그리고 국내소득은 부의 관계를 외국소득은 정의 관계를 나타낸다. 그러나 신축적 화폐모형에서와 같이 국내장기이자율은 정의 관계를 외국의 장기이자율은 부의 관계를 나타내나 국내의 단기이자율은 경직적 가격모형에서와 같이 부의 관계를 나타내며 외국의 단기이자율은 정의 관계를 나타낸다.

이러한 실질이자율 차이모형을 이용하여 여러 학자가 경험적으로 환율의 변동행태를 검정하였으나 사용된 자료에 따라 표본내에서 기대되는 부호를 가지지 못하였으며, 또한 계수도 비유의적이어서 모형을 지지하지 못하였다. 특히 표본 외의 예측력에 있어서는 대부분의 연구에서 Meese and Rogoff [15]가 검정한 바와 같이 임의변동모형을 능가하지 못하였다.

III. 원/달러 換率의 變動과 貨幣的 要因

명목환율의 결정요인을 장기적으로 분석하기 위해서는 공적분 분석기법을 사용할 수 있다. 공적분 분석기법에는 Engle-Granger류의 2단계 방법이 있으나 본 분석에서는 Johansen-Juselius의 다변량 공적분 분석기법을 사용하였다. 그리고 한국의 경우 원/달러 名目換率을 사용하여 공적분 검정을 하였으며, 또한 이를 誤差修正模型을 통하여 분석하여 임의변동모형과 그 예측력을 비교하였다. 분석에 사용된 자료는 1980년 2월부터 1996년 12월까지의 월별 자료이며 원/달러 환율은 월평균환율을 사용하였다.

1. Johansen과 Juselius의 공적분 검정방법

명목환율의 決定要因을 분석하는 데 있어 그 결정요인과 환율과의 장기적 관계는 이들 사이에 공적분 관계가 성립하는지를 분석함으로써 알 수 있다. 만약 공적분 관계가 성립한다면 이들 변수 사이에는 장기적 관계가 성립한다고 할 수 있다. 따라서, 화폐적 모형을 검정하기 위해서는 화폐적 요인과 환율과의 공적분 검정이 필요하다.

공적분 검정은 기존에는 Engle-Granger의 2단계 검정에 의하여 이루어졌으나, 최근 Johansen-Juselius의 다변량 공적분기법이 개발되었다. Johansen-Juselius의 방법은 Engle-Granger의 방법보다도 변수 사이에 존재하는 모든 공적분 벡터를 추정할 수 있다는 점에서 우월하며, 또한 변수 사이에 존재하는 공적분 벡터의 수를 알려 준다는 점과 공적분 계수에 대한 검정에서 구조모형에서의 제약을 검정할 수 있다는 점에서 유리하다고 할 수 있다.⁴⁾

Johansen-Juselius의 검정방법을 보면, VAR모형이 다음과 같이 주어지는 경우이다.

$$X_t = uC_t + \sum \Pi_i X_{t-i} + \phi D_t + e_t \quad (3)$$

식 (3)에서 $e_t \sim N i i d (0, \Lambda)$, $C_t = 1$ 은 상수항이며, D_t 는 계절 Dummy 변수이다. 위 식을 다시 전개하면 다음과 같다.

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} - \Pi X_{t-k} + uC_t + e_t \quad (4)$$

여기서 $\Pi = I - \sum_{i=1}^k \Pi_i$ 의 장기 계수이며 $\Gamma_j = -I + \sum_{i=1}^j \Pi_i$ 이다.

장기에 있어서는 차분변수를 Δ 로 하면 모형에서 ΠX_{t-k} 의 수준변수들만의 선형 결합만이 남게 되고, 이 때 X_t 사이에 공적분이 형성될 수 있으며, $\Pi = \alpha\beta'$ 로 모든 장기 정보가 Π 행렬에 포함되어 있다. 만약, Π 의 rank가 $r < n$ 이면 X_t 사이에는 r 개의 공적분 선형결합이 존재한다는 것을 의미하며, β 의 벡터는 r 개의 선형공적분 관계를 나타내고 α 는 오차수정계수로 조정계수의 속도를 나타낸다.

위 식을 추정하여 회귀에서 잔차를 R_{0t} , R_{kt} 라고 하면 잔차의 적분을 이용하여 $S_{ij} = T^{-1} \sum R_{it} R_{jt}'$ 를 구하고 공적분 관계는 r 개의 가장 큰 eigenvalue에 맞는 eigenvector를 추정함으로써 검정할 수 있다.

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad (5)$$

Johansen은 2개의 검정통계량을 제시하고 있는데, 그 하나는 r 개의 공적분 벡터와 $r+1$ 개의 공적분 벡터 사이에 대한 검정으로 max eigenvalue test이며 $\lambda_{\max} = -T \ln(\hat{\lambda}_{k+1})$ 이다. 여기에서 $\hat{\lambda}_i$ 는 eigenvalue의 해이다. 또 다른 검정통계량은 r 개의 공적분 벡터가 유의하다는 귀무가설에 대한 trace test이다.

4) Crowder [3] 참조.

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

λ_{max} 는 Trace 사이에 결과가 서로 다르게 나오는 경우에 Johansen [10]은 공적분 관계가 불안정한 관계에 있으며 낮은 검정력을 나타낸다고 한다. 그러나 일반적으로 Trace test가 λ_{max} 보다 모든 $(p - r)$ 을 고려하므로 검정력이 높은 것으로 알려져 있다.

2. 화폐적 모형의 공적분 검정

원/달러 환율과 한국과 미국의 巨視經濟變數 사이의 관계를 검정하기 위하여 사용된 거시경제변수는 통화량은 미국과 한국의 M1을 사용하였고 소득은 각국의 산업생산지수 그리고 장기이자율은 미국의 경우 Prime Rate를 사용하였으며 한국의 경우에는 Lending Rate를 사용하였다. 그리고 단기이자율은 미국의 경우 미 재무성 단기채의 금리(Treasury Bill Rate)를 사용하였고 한국의 경우는 시장금리(Money Market Rate)를 사용하였다. 사용된 통계자료는 1981년 1월부터 1994년 12월까지의 월별 자료를 사용하였으며 예측을 위하여 1995년 1월부터 1996년 12월까지의 24개월 자료를 사용하였다.

Johansen의 공적분 검정을 위해서는 먼저 VAR모형에서의 시차를 결정해야 하는데 우도비 검정을 통하여 시차 수를 10으로 결정하였고, VAR모형에서의 잔차의 whiteness를 확인하였다. 또한, 공적분의 차수를 결정하기 위하여 Dickey-Fuller와 Phillips-Perron 그리고 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin(KPSS) 검정을 실시하였다. 이들 검정에 의하면 <표 1>에서 보는 바와 같이 모든 자료는 수준변수에서는 단위근을 가지며 1차 차분변수는 단위근을 가지지 않음을 알 수 있다.

이러한 단위근을 가지는 변수 사이에 長期的으로 공적분의 관계가 유지되는지를 Johansen과 Juselius의 공적분 검정을 통하여 검정하기 위해서는 먼저 VAR모형의 시차를 결정하는 것이 중요하다. 이는 시차가 공적분 결과에 큰 영향을 주기 때문이다. 시차는 Akaike⁵⁾나 Schwartz 기준에 의하여 결정하였다.

또한, 이렇게 결정된 VAR모형의 잔차의 whiteness를 검정하기 위하여 잔차의 자기상관과 normality를 검정하였으며 잔차가 non-white이면 시차 수를 늘려가면서

5) Akaike 기준은 다음과 같다.

$$\frac{K \log T}{T} + \log \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T u_t^2 \right)$$

여기서 T는 data의 수, K는 설명변수의 수, u는 residual이다.

〈표 1〉 단위근 검정결과

	Dickey-Fuller		Phillips-Perron		KPSS 검정	
	수 준	1차차분	수 준	1차차분	수 준	1차차분
원/달러 환율(τ_{μ})	-2.24(9)	-4.10**(1)	-1.78(4)	-4.56**(4)	0.36*(4)	0.45(4)
한국 M1(τ_t)	-1.12(11)	-3.62**(12)	-3.61**(4)	-16.38**(4)	0.45**(4)	0.02(4)
미국 M1(τ_t)	-1.40(5)	-2.56(12)	-1.90(4)	-15.28**(4)	0.40**(4)	0.09(4)
한국 산업생산지수(τ_t)	-1.34(5)	-8.23**(5)	-2.72(4)	-19.73**(4)	0.63**(4)	0.05(4)
미국 산업생산지수(τ_t)	-2.94(4)	-4.68**(2)	-1.86(4)	-9.21**(4)	0.37**(4)	0.11(4)
한국 장기이자율(τ_{μ})	-3.00**(3)	-5.49**(2)	-2.99**(4)	-12.95**(4)	1.38**(4)	0.29(4)
미국 장기이자율(τ_{μ})	-3.03**(6)	-4.16**(11)	-2.38(4)	-10.78**(4)	2.31**(4)	0.31(4)
한국 단기이자율(τ_{μ})	-2.41(7)	-9.97**(1)	-2.20(4)	-14.11**(4)	0.55**(4)	0.17(4)
미국 단기이자율(τ_{μ})	-2.44(5)	-2.94**(8)	-1.98(4)	-9.83**(4)	2.43**(4)	0.21(4)

주 : *는 10% 신뢰수준, **는 5% 신뢰수준에서 유의적임을 나타내며, ()는 시차수를 나타낸다.

잔차가 white가 될 때까지 시차를 늘렸다.⁶⁾

이렇게 결정된 6시차로 Johansen의 공적분 검정결과는 〈표 2〉에 나타나 있다. Trace 통계량과 최대 eigenvalue 통계량에 의하면 이자율을 제한 통화량과 국민소득 등의 변수들 사이에 최대 4개의 공적분 벡터가 있음을 알 수 있다. 이는 기존의 모형과는 달리 장기적으로 화폐적 모형이 환율의 변동을 설명해 주고 있다는 것을 말해 준다. 네 번째 큰 eigenvalue와 일치하는 공적분 벡터를 이용하여 화폐적 모형의 관계를 나타내면 다음과 같다.

〈표 2〉 Johansen의 공적분 검정결과

공적분 벡터의 수	λ MAX	Trace
$r \leq 6$	0.54	0.54
$r \leq 5$	14.70*	15.24
$r \leq 4$	19.60*	34.84*
$r \leq 3$	26.67*	61.51*
$r \leq 2$	31.29*	92.80*
$r \leq 1$	47.97*	140.77*
$r = 0$	52.35*	193.12*

주 : *는 90% 신뢰수준에서 유의적임을 나타낸다.

6) Johansen의 방법에서는 모형에서 시차를 결정하는 것이 결과에 큰 영향을 주기 때문에 주의하여야 한다. Serletis [16]는 VAR 모형에서 낮은 시차를 주는 경우 공적분의 결과가 나타나기 어려운데 비하여 높은 시차를 주면 공적분이 있는 것으로 나타난다는 것을 발견하였다. 이러한 이유 때문에 Johansen검정의 검정력이 Engle-Granger검정보다 떨어진다고 알려져 있다.

식 (7)에서 보는 바와 같이 이자율을 제한 모든 변수의 계수는 예상된 부호를 가지고 있다.

$$ex_t = 0.278m_t - 0.341m_t^* - 0.403y_t + 0.561y_t^* - 0.342 i_t^i - 0.041 i_t^{i*} \quad (7)$$

IV. 短期의 豫測力 檢證

앞의 화폐적 모형은 장기에 있어서 원/달러 환율의 변동을 설명해 주고 있으나 단기에 있어서 환율의 변동을 설명하기 위해서 이 모형을 오차수정모형에 의하여 추정하였다. 먼저 식 (7)에서 1시차를 두어 오차수정항을 계산한 후 비유의적인 화폐적 변수를 제거한 후 다음과 같이 장기의 이자율과 단기의 이자율을 이용하여 식 (9)를 추정하였다. 식에서 계수 아래의 괄호 안은 표준편차를 나타낸다.

$$ecm_{t-1} = ex_{t-1} - 0.278m_{t-1} + 0.341m_{t-1}^* + 0.403y_{t-1} - 0.561y_{t-1}^* + 0.342 i_{t-1}^i + 0.041 i_{t-1}^{i*} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \Delta ex_t = & 0.2431 - 0.0085\Delta i_{t-3}^i + 0.1186(\Delta i_{t-1}^{i*})^2 - \\ & (0.043) \quad (0.006) \quad (0.064) \\ & 0.0035\Delta i_{t-6}^{i*} - 0.0378ecm_{t-1} \quad (9) \\ & (0.012) \quad (0.007) \end{aligned}$$

위의 오차수정모형과 다른 단기의 환율모형의 그 예측력을 비교하기 위하여 위의 모형과 임의변동모형을 이용하여 RMSE에 의한 24개월 표본의 예측력을 비교하였다. <표 3>에 의하면 RMSE에 의할 때 화폐적 모형은 비록 1개월 그리고 3개월에서는 임의변동모형보다 그 예측력이 떨어지지만 6개월 이후부터는 예측력이 우월함을 알 수 있다. 이는 비록 단기에는 임의변동모형이 우월하나 장기로 갈수

<표 3> 화폐적 모형과 임의변동모형의 예측력 비교

	1개월	3개월	6개월	9개월	12개월	18개월	24개월
임의변동모형	0.042	0.177	0.493	0.549	0.566	0.518	0.470
화폐적 모형	0.073	0.193	0.475	0.506	0.515	0.479	0.433

록 오차수정모형에 의한 화폐적 모형이 원/달러 환율의 변동을 더 잘 설명해 준다는 것을 뜻한다. 이는 장기적으로 환율의 변동행태를 설명함에 있어 경제기초변수의 중요성을 나타낸다고 할 수 있다.

V. 결 론

換率의 결정에 있어 그 동안의 많은 연구는 貨幣的 模型이 환율의 변동행태를 잘 설명해 주고 있지 못하며 설명하더라도 이는 長期에 있어서만 설명할 수 있다고 하여 화폐적 요인에 의한 경제기초변수의 역할에 대하여 의문을 표시하고 있었다. 기존의 연구결과에 의하면 화폐적 모형은 장기에 있어서 환율의 변동을 잘 설명하지 못할 뿐만 아니라 단기에 있어서도 임의변동모형보다도 그 예측력이 떨어진다는 것이다.

본 논문에서는 화폐적 모형 중에서 장단기의 환율변동을 잘 설명하고 있는 실질이자율 차이모형에 의하여 화폐적 요인과 환율의 변동행태의 관계를 경험적으로 분석하려고 하였다. 본 연구에서는 종전과 다른 Johansen의 공적분기법을 이용하여 장기적으로 화폐적 요인과 환율과의 관계를 밝히고, 또한 오차수정모형을 통하여 그 예측력이 다른 단기의 환율모형보다도 우월함을 보였다. Johansen의 공적분기법에 의할 때 화폐적 요인과 원/달러 환율은 모두 수준변수에서 단위근을 가지므로 이들 사이에 공적분 검정을 실시한 결과 환율과 화폐적 모형에서의 경제기초변수 사이에는 최대 4개의 공적분 관계가 성립함을 밝혔으며 이자율을 제한 다른 화폐적 요인은 기대한 부호를 가지고 있었다. 이는 長期적으로 화폐적 요인이 원/달러 환율의 변동행태를 잘 설명하고 있음을 나타내 주는 것이다. 그리고 이러한 화폐적 모형의 단기예측력을 검정하기 위하여 誤差修正模型을 이용한 短期模型으로 전환하여 단기에 있어서 환율의 예측력을 검정한 결과 화폐적 모형은 다른 단기모형인 임의변동모형을 단기에는 능가하지 못하였지만 장기로 갈수록 그 예측력을 능가하여 경제기초변수의 역할이 중요함을 보여 주고 있었다. 이러한 연구결과는 그 동안 상대적으로 분석이 이루어지지 못했던 원/달러 환율의 결정요인의 분석에 있어서 화폐적 요인의 중요성을 보여 주는 것으로 이러한 요인에 대한 더 많은 연구가 필요함을 나타내 준다.

◆ 참고 문헌 ◆

1. 김정식, "한국 통화당국의 외환시장 개입행태 분석", 「경제학연구」, 41(1). 한국 경제학회, 1993. 8, pp. 107~119.
2. Corbae, P. D. and S. Ouliaris, "Co-integration and Tests of Purchasing Power Parity," *Review of Economics and Statistics*, 70, 1988, pp. 508~511.
3. Crowder, W. J., "A Reexamination of Long-Run PPP : The Case of Canada, the UK, and the US," *Review of International Economics*, 4(1), 1996, pp. 64~78.
4. Cushman, D. O., Lee, S. S. and T. Thorgeirsson, "Maximum Likelihood Estimation of Cointegration in Exchange Rate Models for Seven Inflationary OECD Countries," *Journal of International Money and Finance*, 15(3), 1996, pp. 337~368.
5. De Grauwe, P., "Exchange Rates in Search of Fundamental Variables," *Discussion Paper Series*, 1073, Centre for Economic Policy Research, 1994.
6. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251~276.
7. Frankel, J. A., "On the Mark : A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Rate Differentials," *American Economic Review*, 64, 1979, pp. 610~622.
8. Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York, Wiley, 1976.
9. Hanna, R. S. and M. G. Vogt, "Time Series Analysis of the Dollar/Won Exchange Rate," *Seoul Journal of Economics*, 4(4), 1991, pp. 269~291.
10. Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, May, 1990, pp. 162~210.
11. Johnston, B. and B. Sun, "Some Evidence on Exchange Rate Determination in Major Industrial Countries," *IMF Working Paper*, IMF, August 1997.
12. Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root," *Journal of*

Econometrics, 54, 1992, pp. 159~178.

13. MacDonald, R. and M. P. Taylor, "The Monetary Model of the Exchange Rate : Long-run Relationships, Short-run Dynamics and How to Beat a Random Walk," *Journal of International Money and Finance*, 13(3), 1994, pp. 276 ~ 290.
14. Mark, N. C., "Exchange Rates and Fundamentals : Evidence on Long-Horizon Predictability," March 1995, *American Economic Review*, pp. 210~218.
15. Meese, R. A. and K. Rogoff. "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies : Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economics*, 14, 1983, pp. 3~24,
16. Serletis, A., "Maximum Likelihood Cointegration Tests of Purchasing Power Parity : Evidence from Seventeen OECD Countries," *Weltwirtschaft Archiv*, Heft 3, 1994, pp. 476~493.