

인도 루피화 화율결정모형 비교분석

통화론적 접근방법에 기초하여

Comparative Analysis of Rupee/RMB and Rupee/Dollar Exchange Rate Models: Based on the Monetary Approach

신종현 저자

Jonghyup Shin (Authors)

남아시아연구 24(4), 2019.2, 79-102(24 pages) 출처

(Source) Journal of South Asian Studies 24(4), 2019.2, 79-102(24 pages)

한국외국어대학교 인도연구소 발행처

Institute of Indian Studies (Publisher)

URL http://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE07626069

신종협 (2019). 인도 루피화 환율결정모형 비교분석. 남아시아연구, 24(4), 79-102 **APA Style**

이용정보 한신대학교

211.187.***.147

(Accessed) 2020/01/19 22:57 (KST)

저작권 안내

DBpia에서 제공되는 모든 저작물의 저작권은 원저작자에게 있으며, 누리미디어는 각 저작물의 내용을 보증하거나 책임 을 지지 않습니다. 그리고 DBpia에서 제공되는 저작물은 DBpia와 구독계약을 체결한 기관소속 이용자 혹은 해당 저작물 의 개별 구매자가 비영리적으로만 이용할 수 있습니다. 그러므로 이에 위반하여 DBpia에서 제공되는 저작물을 복제, 전송 등의 방법으로 무단 이용하는 경우 관련 법령에 따라 민, 형사상의 책임을 질 수 있습니다.

Copyright Information

Copyright of all literary works provided by DBpia belongs to the copyright holder(s) and Nurimedia does not guarantee contents of the literary work or assume responsibility for the same. In addition, the literary works provided by DBpia may only be used by the users affiliated to the institutions which executed a subscription agreement with DBpia or the individual purchasers of the literary work(s) for noncommercial purposes. Therefore, any person who illegally uses the literary works provided by DBpia by means of reproduction or transmission shall assume civil and criminal responsibility according to applicable laws and regulations.

인도 루피화 환율결정모형 비교분석: 통화론적 접근방법에 기초하여*

신 종 협**

| | 차례 - | | |
|--|------|--|--|
| | ^ - | | |
| | | | |
| | | | |
| | | | |
| | | | |
| | | | |
| | | | |

〈국문요약〉

환율이론 중 통화론적 접근방법에 기반을 둔 Lucas(1982), Bilson(1978), Frankel(1979) 등의 모형을 사용하여 주요 거시경제변수들이 인도의 환율에 미치는 영향을 분석해 보았다. 공적분 관계식을 이용한 장기분석에서 Lucas 모형과 Bilson 모형은 통화량이 루피/위안 환율에 음의 영향을 미친다는 분석결과를 도출해 통화론적 환율이론에 부합하지 않는 것으로 나타났다. 이는 중국의 인위적인 외환시장 개입이 영향을 주었기 때문으로 추정된다. 반면 달러/루피 환율분석에서는 통화량이 환율에 양의 영향을 미치는 것으로 나타나 환율이론에 부합되는 결과가 도출되었으며, Lucas 모형이 다른 모형들에 비해 환율의 장기 움직임에 대한 설명력이 높은 것으로 나타났다. VECM을 이용한 단기분석의 경우 대부분의 분석모형에서 소득을 제외한 다른 변수들은 환율에 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 나타남에 따라 단기적으로 주요 거시경제변수들의 환율설명력은 제한적이라는 것이 밝혀졌다. 그럼에도 불구하고 Frankel 모형은 다른 모형에 비해 상대적으로 달러/루피 환율의 단기 움직임을 잘 묘사하는 것으로 나타났다. 금융위기를 기점으로한 분석에서 Lucas 모형과 Bilson 모형은 단기적으로 환율설명력이 떨어지는 것으로 드러

^{*} 이 논문은 2018년 부산대학교 연구활성화 지원사업의 지원을 받아 수행된 연구임.

^{**} 부산대학교 경제통상대학 경제학부 부교수.

났다.

주제어: 환율결정모형, 통화론적 접근방법, VECM 분석, 루피/위안, 달러/루피

Ⅰ. 서론

시간이 지날수록 국제금융시장의 규모가 커지고 있는 현실에 비추어 볼 때 대부분의 국가들은 장기적으로 자국의 금융시장을 개방하는 방향으로 정책을 추진하고 있다. 1990년대 말에 금융자유화 조치를 단행한 인도도 이러한 흐름에 동조하고 있는 듯하다. 금융자유화가 진행됨에 따라 국내 자본시장은 대외적으로 개방되고, 국내외 자본은 제약 없이 국경을 이동하는 것이 가능해진다. 국가 간 자본이동이 자유로워질 때 가장 크게 영향을 받게 될 시장 중 하나는 외환시장이다. 또한 자유화 조치의 영향으로 국가 간 교역이 증가하게 되면 교역대금의 이동이 원활해지고, 이 역시 외환시장의 환율에 영향을 미치게 된다. 따라서 본 연구에서는 금융자유화 조치 이후 인도의 환율움직임에 초점을 맞추고 환율결정모형에 대한 분석을 진행한다.

인도 루피화 환율결정모형 분석의 기본은 달러/루피1) 환율이다. 하지만 인도의 교역대상국들 중에서 미국보다 교역규모가 큰 국가가 있다면 이들 국가에 대해서도 환율결정모형을 분석할 필요가 있다. 교역규모가 클수록 두 국가 간환율움직임에 대한 연구의 필요성이 증가하기 때문이다. 인도와 무역거래를 하는 국가들 중 수출과 수입을 더한 교역규모가 가장 큰 나라는 현재 중국이며, 그 다음이 미국이다. 2017년 기준 인도의 對중국 교역규모는 845억 달러(수출125억 달러, 수입 720억 달러)2)이며, 對미국 교역규모는 692억 달러(수출461억 달러, 수입 231억 달러)이다.3) 따라서 인도의 환율결정모형을 분석할때 달러/루피 환율 이외에 루피/위안 환율도 고려하는 것이 바람직하다.

¹⁾ 미국 달러화에 대한 인도 루피화의 가치를 금융시장에서는 루피/달러 대신 달러/루피로 표기한다

²⁾ 홍콩을 제외한 교역규모이며, 홍콩을 포함할 경우 인도의 對중국 교역규모는 1,105억 달러(수출 275억 달러, 수입 830억 달러)로 증가한다.

³⁾ 아랍에미리트가 인도의 3대 교역국이며, 교역규모는 2017년 기준으로 531억 달러(수출 300억 달러, 수입 231억 달러)이다.

본 연구에서는 대표적 화율이론으로 꼽히는 통화론적 접근방법(monetary approach)이 루피/위안 및 달러/루피 환율의 움직임을 얼마나 잘 묘사하는지 살펴본다. 통화론적 접근방법에 기반을 둔 모형으로는 Lucas(1982), Bilson(1978), Frankel(1979) 등의 모형이 있다. Lucas 모형은 명목환율이 양 국 간의 통화량 비율, 소득 비율에 의존한다고 가정한다. Bilson 모형은 가격이 신축적이라는 가정 하에 통화량과 소득 외에 양국 간 금리 차도 환율에 영향을 미친다고 본다. Frankel 모형은 '단기적으로 가격은 비신축적이다'는 보다 현실 적인 가정에 기초해 단기금리뿐만 아니라 미래의 기대인플레이션을 나타내는 장기금리도 환율에 영향을 미치는 변수로 간주한다.

본 연구는 인도의 금융자유화 조치 이후 기간을 대상으로 환율변동요인을 고찰함과 동시에 글로벌 금융위기가 환율결정모형에 미친 영향을 파악하는 데 그 목적이 있다. 이를 위해 실증분석에서는 상기한 세 가지 모형을 이용하여 통 화량, 소득, 장단기 금리 등 주요 거시경제변수들이 명목환율에 미치는 장기적 영향 및 단기적 영향을 분석한다. 장기분석에는 변수들 사이의 공적분 (cointegration) 관계식을, 단기분석에는 벡터오차수정모형(VECM, vector error correction model)을 각각 사용한다.

지금까지 국내에서 한국, 중국, 일본 등의 국가를 대상으로 환율움직임을 분 석한 연구는 적지 않게 이루어졌다. 하지만 한국과의 교역규모가 그리 크지 않 은 인도 환율에 대한 연구는 쉽게 찾아보기 힘든 실정이다. 반면 해외논문 중에 는 인도의 환율움직임을 고찰한 연구가 꽤 있는 것이 사실이다. 하지만 본 연구 에서처럼 글로벌 금융위기가 인도의 환율움직임에 미친 영향을 분석한 연구는 많지 않은 것으로 판단된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 Ⅱ장에서 주요 거시경제변수들이 명목 화율에 미치는 영향을 살펴보기 위해 환율결정모형과 관련된 선행연구들을 고 찰한다. Ⅲ장에서는 Ⅱ장의 선행연구를 기초로 실증분석에 사용될 모형을 설정 함과 동시에 데이터에 대해 설명한다. 다음으로 IV장에서 환율결정모형에 대한 실증분석 결과를 소개하고 분석결과에 대해 해석한다. 마지막으로 V장에서 본 연구를 끝마친다.

Ⅱ. 선행연구 고찰

주요 거시경제변수들이 환율에 미치는 영향을 분석한 국내연구로는 다음과 같은 것들을 들 수 있다. 먼저 김윤경(2007)은 한국과 미국의 소비자물가지수, 통화량, 산업생산지수, 장단기 금리 등과 함께 한국의 자본수지와 교역조건을 사용하여 1990년 3월부터 2007년 6월까지의 기간을 대상으로 외환위기 전후 원/달러 환율의 변동요인을 분석하였다. 분석결과 외환위기 이후 환율의 장기균형은 양국 간 소득격차에, 단기변동은 양국 간 금리 차이와 미국의 유동성 (통화량)에 각각 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 외환위기 이후 환율이 균형수준으로 수렴하는 속도는 외환위기 이전에 비해 크게 느려진 것으로 나타났으며, 전체 환율변동 중에서 단기변동이 차지하는 비중 역시 크게 감소한 것으로 드러났다.

한규숙·오유진(2010)은 원/달러 환율 결정요인 분석을 위하여 한국과 미국의 통화량, 소득, 장단기 금리 등을 사용하여 1990년 1월부터 2009년 5월까지의 월별 자료를 대상으로 VECM 분석을 실시하였다. 저자들은 동아시아 외환위기가 환율변동에 미친 영향을 살펴보기 위하여 표본을 외환위기 전과 후로 구분하여 분석하였다. 장기관계 분석에서 외환위기 전과 후 동일하게 통화량은 환율에 양의 영향을, 소득은 환율에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면장단기 금리는 환율에 미치는 영향이 미미한 것으로 판명되었다. 단기관계 분석에서는 소득을 제외한 다른 변수들이 환율에 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 밝혀졌다.

신종협·서대교(2013)는 인도의 환율, 주가, 금리를 사용하여 인도의 금융시장 자유화 조치 이후인 2001년 1월부터 2013년 3월까지의 기간을 대상으로 단일방정식과 다중방정식 분석을 통하여 변수들 간 상호연관성을 파악하였다. 이들은 단일방정식 분석에서 시차변수들의 유의성이 높지 않다는 것을 발견하고 다중방정식 분석에서는 시차를 12기까지 확장하여 분석하였다. 분석결과 단일방정식 분석에서 환율변동률은 금리변동률에는 영향을 받지만 주가수익률에는 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 반면 다중방정식 분석에서는 주가수익률이 환율변동률에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 저자들은 단일방정식과 다중방정식 간의 상이한 분석결과는 단기분석과 장기분석의 차이에서 발생한 것

이라며 분석결과의 해석에 주의를 기울여야 한다고 주장하였다.

최공일·장병기(2017)는 원/달러 환율의 장단기 결정요인 분석을 위하여 한 국과 미국의 통화량. 소득. 장단기 금리 등을 사용하여 외화위기 및 금융자유화 이후 기간인 2000년 1월부터 2016년 2월까지를 대상으로 DOLS(dynamic ordinary least squares), FMOLS(fully modified ordinary least squares), VECM 등의 분석을 실시하였다. 플로우 접근방법(traditional flow approach). 통화론적 접근방법, 실질금리차 모형((real interest differential monetary model) 등을 사용하여 분석한 장기관계 분석에서 단기금리만 모든 분석모형에 서 환율에 유의적인 영향을 미칠 뿐 다른 변수들은 모형에 따라 환율에 미치는 영향이 각기 다르게 나타났다. VECM을 이용한 단기관계 분석에서는 환율결정 모형에 포함되지 않은 추가적인 변수들(국내주가, 외국인순매수, 달러인덱스) 이 화율에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 환율결정 모형과 관련된 해외연구들 중에서 인도를 대상으로 한 분석 들은 다음과 같다. 먼저 Suthar(2008)는 1996년 4월부터 2006년 1월까지의 기간을 대상으로 인도의 장단기 금리, 통화량, 외환보유고, 인도와 미국의 증권 수익률 차이 등의 변수들이 달러/루피 환율에 미치는 영향에 대하여 분석하였 다. 시계열 자료에 대하여 OLS 분석을 실시한 결과 인도의 은행금리, 인도의 장단기 금리 차. 인도와 미국의 수익률 차. 인도 외환보유고 증가율 등의 변수 들이 달러/루피 환율에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Kumari and Mahakud(2012)는 1996년 1월부터 2010년 8월까지의 월별 자 료를 대상으로 인도의 주가지수, 대미달러 환율, 각종 통화량 지표 등을 사용하 여 변수들 간 공적분 관계 분석 및 화폐수요의 장기적 안정성 검정을 실시하였 다. Johansen 검정법을 사용하여 변수들 사이의 장기관계를 분석한 결과 다수 의 화폐수요 방정식에서 2개 이상의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 VECM 분석결과 통화량은 인플레이션, 주가지수, 경제성장률 등의 변수에 영향을 받는 것으로 밝혀졌으며, 환율과 주가지수는 통화량에 대해 Granger 인 과성을 가지는 것으로 나타났다.

Mirchandani(2013)는 1991년부터 2010년까지의 연간 데이터를 사용하여 인도의 금리, 경상수지, 물가상승률, 외국인직접투자, GDP 등의 변수들이 달러/ 루피 환율의 변동성에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 통계적 접근법을 사용

하여 분석한 결과 금리는 환율과 매우 높은 음의 상관관계를, 물가상승률은 환율과 적당한 수준의 음의 상관관계를, GDP 및 외국인직접투자는 환율과 적정한 규모의 양의 상관관계를 각각 가지는 것으로 나타났다. 반면 경상수지는 환율에 영향을 미치지 못하는 것으로 밝혀졌다.

Hsing(2015)은 수요함수와 공급함수로 구성된 연립방정식 모형을 사용하여 달러/루피 환율의 결정요인을 분석하였다. 분석결과 달러/루피 환율은 미국의 국고채 실질금리, 인도의 실질GDP, 미국의 실질주가지수, 기대환율 등으로부터 양의 영향을 받는 것으로 나타났다. 반면 인도의 실질금리, 미국의 실질GDP, 인도의 실질주가지수 등은 달러/루피 환율에 음의 영향을 미치는 것으로 밝혀 졌다. 또한 저자는 인도의 실질금리가 상승할수록 달러/루피 환율은 절하된다는 결과를 도출함으로써 회귀분석 결과가 전통적 견해와 일치한다는 것을 보였다.

Kohli(2015)는 2004년 4월부터 2014년 8월까지 인도의 외환보유고, 포트 폴리오투자, GDP, 물가상승률, 달러/루피 환율, 인도와 미국의 금리 차 등의 변 수를 사용하여 인도의 외환보유고가 환율변동성에 미치는 효과를 고찰하였다. 분석결과 적정한 수준의 외환보유고는 환율제도에 관계없이 환율의 변동성을 크게 감소시키는 것으로 나타났다. 저자는 이러한 효과가 외환보유고의 규모보 다는 시장참여자들의 정서나 자신감 등에 더 많이 의존한다고 주장하였다.

이상의 선행연구들 중 특히 국내연구의 분석방법에 기초하여 본 연구에서는 VECM 모형을 사용하여 루피/위안 및 달러/루피 환율의 장단기 움직임을 분석하기로 하다.

Ⅲ. 분석모형 및 데이터

분석모형

환율결정 이론은 전통적 플로우 접근방법에서 시작하여 자산시장 접근방법 (asset market approach)으로 발전하였다. 자산시장 접근방법은 국내외 자산 간 완전대체를 가정한 통화론적 접근방법과 국내외 자산 간 불완전대체를 가정

한 포트폴리오 균형 접근방법(portfolio balance approach)으로 분류할 수 있 다. 본 연구는 자산시장 접근방법 중 통화론적 접근방법에 기초한 환율결정 모 형을 사용하여 인도의 화율을 분석하기로 한다.

통화론적 접근방법은 크게 세 가지 모형으로 구분할 수 있다. 먼저 명목화율 이 두 국가의 통화량과 소득에 의존하는 Lucas 모형을 들 수 있다. Lucas(1982)는 일반균형모형(general equilibrium model)을 이용하여 다음과 같이 명목화율을 도출하였다.

$$S_t = \frac{U_{x_{\cdot},t}^*(x_t, x_t^*)}{U_{x_{\cdot},t}(x_t, x_t^*)} \frac{M_t}{M_t^*} \frac{Y_t^*}{Y_t}$$

여기서 S_t 는 명목환율, $U_{r,t}$ 는 소비재 x_t 에 대한 효용함수의 1계 미분 값, M_t 는 통화량, Y_t 는 소득을 각각 나타내며, *는 외국의 변수를 표시한다. 상기 식의 양변에 자연로그를 취한 후 다시 정리하면 다음과 같은 회귀분석 모형을 얻을 수 있다.

$$s_t = \alpha_0 + \alpha_1(m_t - m_t^*) + \alpha_2(y_t - y_t^*) + \epsilon_t \tag{Lucas 모형} \label{eq:lucas}$$

여기서 s_t , m_t , y_t 는 각각 자연로그를 취한 명목환율, 통화량, 소득을 나타 내며, α_0 는 상수, $\alpha_1 > 0$ 과 $\alpha_2 < 0$ 는 계수, ϵ_t 은 오차항을 표시한다.

Bilson(1978)의 화율모형은 가격이 신축적이라는 가정에 기반을 두고 있다. 구매력평가(PPP, purchasing power parity)가 성립할 때 명목환율은 두 국가의 가격비율로 표시된다 $(S_t = P_t/P_t^*)$. 여기에 화폐수량설의 교환방정식을 대입 하면 다음을 얻을 수 있다

$$S_t = \frac{M_t}{M_t^*} \frac{Y_t^*}{Y_t} \frac{V_t}{V_t^*}$$

여기서 V_t 는 화폐의 유통속도로 다음과 같이 소득과 이자율의 영향을 받는다고 가정한다. $V_t = Y_t^{\beta+1} \exp(\gamma i)$ 에서 β 와 γ 는 상수, i는 이자율을 각각나타낸다. V_t 를 상기 식에 대입한 후 양변에 자연로그를 취하면 다음과 같은모형이 도출된다.

$$\begin{split} s_t &= \alpha_0 + \alpha_1(m_t - m_t^*) + \alpha_2(y_t - y_t^*) + \alpha_3(i_t - i_t^*) + \epsilon_t \\ & \text{(Bilson 모형)} \end{split}$$

여기서 $\alpha_1>0$, $\alpha_2<0$, $\alpha_3>0$ 의 부호를 가진다. 즉, 본국의 통화량이 외국의 통화량에 비해 상대적으로 증가할 때 환율은 상승하게 되며 $(\alpha_1>0)$, 본국 소득의 외국 소득에 대한 상대적 증가는 본국 통화에 대한 수요를 증가시키고 이자율을 상승시켜 외국 자본의 유입을 촉진함으로써 환율을 하락시키게된다 $(\alpha_2<0)$. 또한 본국 이자율과 외국 이자율의 격차가 커질수록 이자율평형이론(interest rate parity theory)에 의해 환율은 상승하게 된다 $(\alpha_3>0)$.

Frankel(1979)은 가격의 경직성과 국가 간 기대인플레이션 차이를 고려한 실질금리 차 모형을 제시하였다. Frankel의 모형은 기대평가절하율(expected rate of depreciation)에 대한 두 가지 가정에 기반하고 있다. 첫째, 두 국가의 채권이 완전대체재라는 가정 하에 기대평가절하율은 양국의 이자율 차이로 표현된다.

$$E(\Delta s_t) = i_t - i *_t$$

둘째, 기대평가절하율은 환율, s_t , 장기균형환율, s_t , 장기기대물가상승률, s_t , 등에 의존한다.

$$E(\Delta \, \boldsymbol{s}_t) = - \, \gamma(\boldsymbol{s}_t - \boldsymbol{\bar{s}}) + (\pi_t - \pi_t^*)$$

여기서 $\gamma > 0$ 는 조정계수를 나타낸다. 기대평가절하율에 관한 상기 두 식을

결합한 후, 이를 Bilson(1978) 모형에 대입하면 다음을 얻을 수 있다.

$$s_t = (m_t - m_t^*) + (\beta + \frac{1}{\gamma})(i_t - i_t^*) - \frac{1}{\gamma} \big(\pi_t - \pi_t^*\big) - \gamma \big(y_t - y_t^*\big)$$

이 식에서 장기기대물가상승률 (π_t) 을 장기이자율 $(i_{t,t})$ 로 대체하고, 회귀분 석이 가능한 식으로 변형하면 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{split} s_t &= \alpha_0 + \alpha_1(m_t - m_t^*) + \alpha_2(y_t - y_t^*) + \alpha_3(i_t - i_t^*) + \alpha_4(i_{L,t} - i_{L,t}^*) + \epsilon_t \end{split}$$
 (Frankel 모형)

여기서 $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 < 0$, $\alpha_3 < 0$, $\alpha_4 > 0$ 의 부호를 각각 가진다. Bilson 의 모형에서와 달리 Frankel의 모형에서는 단기금리의 상승이 자본유입을 유발 하여 환율을 절상시키는 역할을 한다($\alpha_0 < 0$). 또한 장기금리가 상승하면 본 국 통화에 대한 수요를 감소시켜 본국 통화의 가치를 하락시킴으로써 화율을 절하시키는 작용을 한다($\alpha_4 > 0$).

2. 데이터

본 연구의 분석에는 루피/위안 및 달러/루피 환율과 인도, 중국, 미국의 통화 량. 소득수준, 장단기 금리 등이 사용되었다. 소득의 대용변수로 산업생산지수 를 사용하였기 때문에 추출 가능한 자료의 최대 빈도인 월별 데이터를 이용하 여 분석하였다. 또한 인도를 중심으로 분석을 진행하였기에 자료의 표본기간은 인도의 금융자유화 조치(1999년) 이후인 2000년 1월부터 2018년 12월까지로 하였다. 자료는 기본적으로 IMF(international monetary IFS(international financial statistics)로부터 추출하였으며, IFS에 자료가 없거 나 미비한 경우에는 개별 국가의 중앙은행과 인포맥스(infomax)의 자료를 사 용하여 보완하였다. 그럼에도 불구하고 몇몇 변수들은 표본기간을 충족시키지 못하였기에 이들 변수를 포함한 회귀분석에는 제한적인 표본을 사용할 수밖에 없었다. 각국의 통화량으로는 M1을 사용하였으나, 인도의 경우 M1에 대한 자료가 없어 비표준화 방식으로 집계된 통화량(money: non-standardized presentation)을 대신 사용하였다.

〈표 1〉 분석에 사용된 변수 및 표본기간

| 가 | | |
|---|---------------------------------------|------------------|
| | / | 2000M01 -2018M11 |
| | 1 | 2000M01 -2018M11 |
| | Money(non -standardized presentation) | 2000M01 -2018M09 |
| | | 2000M01 -2017M11 |
| | MIBOR 3 | 2000M01 -2018M11 |
| | 5 | 2010M01 -2018M12 |
| | M1 | 2000M01 -2018M09 |
| | | 2005M01 -2018M12 |
| | SHIBOR 3 | 2000M01 -2018M10 |
| | 5 | 2005M12 -2018M12 |
| | M1 | 2000M01 -2017M03 |
| | | 2000M01 -2018M06 |
| | T-bill 3 | 2000M01 -2017M04 |
| | 5 | 2000M01 -2017M04 |

(표 2) 단위근 검정 결과

| | -0.5406 | -2.1541 | -2.0506 | -2.5418 | -2.1002 |
|------------|-------------------------|-------------|-------------|-------------|------------------------|
| ADF | (0.8794) | (0,2239) | (0.2652) | (0.1070) | (0.2451) |
| ADF | -10.4150 ^{***} | -19.5235*** | -12.0934*** | -14.3385*** | -9.9589 ^{***} |
| | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |
| | -0.3657 | -2,5513 | -1.6917 | -2.5607 | -2.2461 |
| Phillips - | (0.9133) | (0.1049) | (0.4334) | (0.1028) | (0.1916) |
| Perron | -10.3783*** | -19.8519*** | -24.5327*** | -14.3380*** | -9.9711 ^{***} |
| | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |

| | -0.3786 | -1.8167 | -1.4396 | -1.8836 | -2.2419 |
|------------|------------------------|-------------|-------------|-------------|------------------------|
| ADE | (0.9092) | (0.3715) | (0.5622) | (0.3396) | (0.1933) |
| ADF - | -5.3818 ^{***} | -16.9125*** | -15.6113*** | -12.6008*** | -7.8868 ^{***} |
| | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |
| | 0.0616 | -2.1880 | -1.2646 | -2.2033 | 02.3313 |
| Phillips - | (0.9621) | (0.2114) | (0.6460) | (0.2058) | (01646) |
| Perron | -10.6737*** | -17.0880*** | -23.6624*** | -12.7410*** | -7.8892*** |
| | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |

: 1)

p -value

2) ***, ** ,*

1%, 5%, 10%

통화론적 접근방법에 기초한 모형들에 있어 화율은 종속변수로, 다른 변수들은 설명변수로 분류된다. 하지만 환율, 통화량, 소득, 금리 등의 변수들은 서로 영향 을 주고받기 때문에 대부분의 경우 다변량 분석기법 중 하나인 VAR(vector autoregressive) 모형을 사용하여 이들 모형을 분석한다. 따라서 변수들의 시계열 안정성에 대한 단위근(unit root) 검정과 변수들 간 장기적 상관관계에 대한 공적 분(cointegration) 검정이 필요하다.

<표 2>의 단위근 검정 결과에 의하면 모든 수준변수들은 단위근을 가지는 것 으로 나타났다. 이를 교정하기 위하여 수준변수들을 로그차분한 후 다시 단위근 검정을 실시해 본 결과 모든 변수들이 단위근을 가지지 않고 안정적인 것으로 밝 혀졌다. 따라서 수준변수 대신 차분변수를 사용하여 모형들을 분석하기로 한다.

〈표 3〉 공적분 검정 결과

| | | 1 | 2 | 3 | 1 | 2 | 3 |
|---|--------|-----------|----------|-------------|----------------------|-----------|-------------|
| | Trace | 32.3315** | 46.0563* | 107.2103*** | 27.9502 [*] | 47.9831** | 106.8389*** |
| 0 | Hace | (0.0250) | (0.0731) | (0.0000) | (0.0804) | (0.0486) | (0.0000) |
| U | Max. | 22.9776** | 27.5843 | 67.1837*** | 21.1362** | 27.5639* | 49.8033*** |
| | Eigen. | (0.0272) | (0.1475) | (0.0000) | (0.0410) | (0.0503) | (0.0003) |
| | Trace | 9.3538 | 22.4092 | 40.0266 | 6.2056 | 20.4191 | 57.0355*** |
| 1 | TTACE | (0.3337) | (0.2763) | (0.2216) | (0.6712) | (0.3949) | (0.0054) |
| ' | Max. | 6.9437 | 11.0222 | 23.7814 | 5.4646 | 17.2607 | 33.5570 |
| | Eigen. | (0.4958) | (0.6451) | (0.1425) | (0.6824) | (0.1600) | (0.0076) |
| | Trace | 2.4098 | 11.3877 | 16.2451 | 0.7409 | 3.1583 | 23.4785 |
| 2 | Trace | (0.1206) | (0.1887) | (0.6949) | (0.3893) | (0.9593) | (0.2234) |
| 2 | Max. | 2.4098 | 8.4307 | 8.7274 | 0.7409 | 2.5428 | 18.0510 |
| | Eigen. | (0.1206) | (0.3366) | (0.8538) | (0.3893) | (0.9724) | (0.1280) |
| | Trace | _ | 2.9570* | 7.5177 | _ | 0.6155 | 5.4274 |
| 3 | TTACE | - | (0.0855) | (0.5183) | - | (0.4327) | (0.7619) |
| 3 | Max. | _ | 2.9570* | 6.0891 | _ | 0.6155 | 5.4184 |
| | Eigen. | - | (0.0855) | (0.6018) | _ | (0.4327) | (0.6883) |
| | Trace | | | 1.4285 | | | 0.0089 |
| 4 | TTACE | | - | (0.2320) | | | (0.9241) |
| 4 | Max. | | | 1.4285 | | | 0.0089 |
| | Eigen. | _ | _ | (0.2320) | | _ | (0.9241) |

^{: 1) ***, ** ,* 1%, 5%, 10%}

2) MacKinnon -Haug -Michelis (1999) p -value

변수들에 단위근이 존재할 경우 변수들 간에 장기적 상관성이 존재하는 지를 파악하기 위해 공적분 검정을 실시한다. 공적분 검정 결과 모든 분석모형에 하나 이상의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 이하 분석에는 VAR 모형 대신 VECM을 사용하여 실증분석을 진행한다.

Ⅳ. 실증분석 결과

2) Frankel

1. 환율과 주요 거시경제변수들 간 장기관계 분석

주요 거시경제 변수들이 환율에 미치는 장기적 영향은 공적분 관계식을 통 하여 살펴볼 수 있다. 공적분 관계식은 수준변수들을 사용하여 변수들 간 장기 관계를 파악하기 때문에 차분변수를 사용하는 것보다 정보의 손실이 적다는 장 점이 있다. 이하 분석에서 분석모형의 최적 시차(optimal lag)는 AIC(Akaike information criteria) 기준을 사용하여 결정한다.

/ / Lucas Bilson Frankel Lucas Bilson Frankel 1.8147** -1.4439^{*} -1.6493 1.8071 1.5506 (0.4893)(0,4836)(7.3740)(0.2751)(0.2754)-1.7320^{*} -1.6657^{**} -2.6272** 50.4261 -2.5370^{**} -47.7441 (0.2146)(0.2033)(7.4132)(0.3471)(0.3679)(32.1673)0.0578* -5.2053^{*} 0.0256 -10.3654 (0.0349)(0.6767)(0.0169)(1.6659)7.1277*** 0.9791 (1.2677)(1.5601): 1) ***, ** ,* 1%, 5%, 10%

2010 1

2017 4

2017 11

〈표 4〉 환율과 주요 거시경제변수들 간 장기관계 분석

루피/위안 환율분석의 경우 Lucas 모형과 Bilson 모형 모두 통화량이 명목환 율에 음의 영향을 미치는 것으로 나타나 분석결과가 화율결정 이론에 부합하지 않는 것으로 밝혀졌다. 이는 중국의 외환정책에 기인한 것으로 추정된다. 인도 는 중급 관리변동환율제도(intermediate managed-float exchange rate regime)를 유지해 오다 2010년에 변동환율제도로 전환하였으나, 중국은 현재 까지도 관리변동환율제도를 채택하고 있어 환율변동에 대한 정책당국의 개입

2010 1

이 상대적으로 심한 것으로 알려져 있다. 정부의 인위적 시장개입은 변수들이 시장원리에 따라 움직이지 않을 수 있는 원인으로 작용한다.

반면 Lucas와 Bilson 모형 모두에서 소득은 환율에 음의 영향을 미치는 것으로 나타나 환율이론에 부합하는 결과를 보이고 있다. Bilson 모형에서 단기금리는 환율에 10% 통계적 유의수준에서 한계적인 양의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 한편 Frankel 모형은 추정치가 통계적으로 유의하지 않거나 아니면 추정계수의 부호가 반대로 나타나는 것으로 밝혀졌다. 이는 Frankel 모형의 표본이 다른 모형들에 비해 상대적으로 작은 데 그 원인이 있는 것으로 보인다. 4)이상의 결과들을 종합할 때 루피/위안 환율은 통화론적 접근방법으로는 설명하기 힘든 것으로 판단되며, 여기에는 중국의 외환시장 개입이 큰 역할을 한 것으로 추정된다.

달러/루피 환율은 Lucas 모형과 Bilson 모형의 경우 통화량이 환율에 양의 영향을, 소득이 환율에 음의 영향을 각각 미치는 것으로 나타나 분석결과가 환율이론에 부합하는 것으로 밝혀졌다. 다만 Bilson 모형에서 단기금리는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. Frankel 모형에서 소득은 통계적 유의성을 가지지 못하는 반면 단기금리와 장기금리는 Frankel의 주장과 일치하는 부호를 가지면서 통계적 유의성도 높은 것으로 밝혀졌다. 5) 결국 달러/루피 환율에 대해서는 통화론적 접근방법 중 Lucas 모형이 가장 높은 설명력을 가지는 것으로 나타났다.

⁴⁾ 인도의 장기금리(국고채 5년)는 2010년 1월 이후의 데이터만 입수 가능하였기에 장기금리를 사용하는 Frankel 모형은 다른 모형들에 비해 표본의 감소에 따른 신뢰도 저하를 감내할 수밖 에 없었다.

⁵⁾ 달러/루피 환율에서 Frankel 모형은 두 개의 공적분 벡터가 존재하는 까닭에 환율에 대한 통화 량의 영향을 추정할 수 없었다.

〈표 5〉 글로벌 금융위기 전과 후의 장기관계 분석

| | , | 1 | | / | | | | |
|---------------------|-------------------------|---------------------|-------------------------|--------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|--------------------------|--|
| Lu | cas | Bil | Bilson Lucas Bilson | | son | | | |
| | | | | | | | | |
| -2,4379 (0,5166) | -0.9975 ··· (0.3133) | 0.3165 (0.2721) | -2.3275 ··· (0,5559) | 1.4054 (0.4606) | 3,1291 (0.5885) | -1.1681 (0,2714) | 21.7921 (12.1256) | |
| -0.1206 (0.1062) | -1.8523 (0.2508) | -0.6522 (0.1040) | -1.1284 (0.4360) | -2.0698 (0.8490) | -2.4413 (0.6672) | 2.4101 (0.4999) | -76.2444*** (15.7417) | |
| - | - | 0.2116 (0.0309) | 0.0015 (0.0388) | - | - | -0.0228 (0.0072) | -2.8892 ··· (0.7782) | |

: 1) ***, ** ,* 1%, 5%, 10%

표본기간을 글로벌 금융위기6) 전과 후로 세분한 후 거시경제변수들이 환율 에 미치는 영향을 각각 고찰해 보았다. Frankel 모형은 표본기간이 글로벌 금융 위기 이후로 한정되기 때문에 분석에서 제외하였다. 루피/위안 환율의 경우 Lucas 모형은 금융위기 이후부터 소득이 화율에 영향을 미치기 시작한 것으로 나타났으며, Bilson 모형은 금융위기를 계기로 환율에 대한 단기금리의 영향이 사라진 것으로 분석되었다.

한편 달러/루피 환율분석에서는 Lucas와 Bilson 모형 모두 금융위기 이후에 통화량과 소득의 환율에 대한 영향력이 강화된 것으로 나타났다. Bilson 모형의 경우 전체 표본기간 분석에서 환율에 영향을 미치지 못하던 단기금리가 금융위 기 전후로 구분하였을 때는 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 하지 만 Bilson 모형에서 단기금리의 이론적 계수 값은 양수이기 때문에 분석결과와 이론 간에 괴리가 발생하는 것으로 나타났다.

⁶⁾ 리먼 브라더스가 파산한 2008년 9월 이후를 글로벌 금융위기 이후 기간으로 설정하였다.

2. 환율과 주요 거시경제변수들 간 단기관계 분석

주요 경제변수들이 환율에 미치는 단기적 영향을 살펴보기 위해 VECM 분석을 실시한다. 일부 선행연구에서는 단기적 영향 분석에 추가적인 외생변수들을 도입하기도 한다. 특히, 원/달러 환율분석의 경우 한국이 소규모 개방경제라는 점을 감안하여 엔/달러 환율, 교역조건, 자본수지 등의 외생변수를 추가하여 분석하는 경우가 종종 있다. 하지만 본 연구에서는 다음과 같은 이유로 단기분석에 외생변수를 추가하지 않기로 한다. 첫째, 추가적 외생변수의 도입으로 모형의 분석결과가 질적(qualitatively)으로 바뀌는 경우가 거의 없다. 둘째, 인도는소규모 개방경제라고 보기 힘들다.

루피/위안 환율분석을 실시한 모든 모형에서 환율은 바로 전기의 환율에 양의 영향을 받는 것으로 나타났다. 그러나 소득을 제외한 다른 변수들은 단기적으로 환율에 영향을 미치지 못하는 것으로 밝혀졌다. 즉, 2기 전의 소득만 현재의 환율에 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주요 거시경제변수들이 단기적으로 환율에 미치는 영향이 제한적이라는 본 연구의 분석결과는 다수의 선행연구에서도 발견할 수 있다.

〈표 6〉화율과 주요 거시경제변수들 간 단기관계 분석

| | | / | | | 1 | | | |
|------|-----------|-----------|----------------------|-----------|-----------|------------|--|--|
| | Lucas | Bilson | Frankel | Lucas | Bilson | Frankel | | |
| (1) | 0.3524*** | 0.3459*** | 0.3161** | 0.3886*** | 0.3801*** | 0.2982** | | |
| (-1) | (0.0808) | (0.0809) | (0.1244) | (0.0700) | (0.0730) | (0.1194) | | |
| (2) | -0.0826 | -0.0920 | 0.0661 | -0.1125 | -0.1189 | -0.0829 | | |
| (-2) | (0.0819) | (0.0817) | (0.1260) | (0.0706) | (0.0760) | (0.1173) | | |
| (2) | | | 0.0925 | | 0.0081 | -0.0154 | | |
| (-3) | - | - | (0.1256) | - | (0.0717) | (0.1177) | | |
| (1) | | | -0.2153 [*] | | | -0.3338*** | | |
| (-4) | - | - | (0.1162) | - | - | (0.1054) | | |
| (1) | -0.0164 | -0.0230 | -0.1002 | 0.0106 | 0.0075 | 0.2243** | | |
| (-1) | (0.0417) | (0.0419) | (0.0711) | (0.0376) | (0.0409) | (0.1131) | | |

| (2) | 0.0229 | 0.1521 | 0.0129 | -0.0119 | -0.0201 | 0.3818*** |
|------|------------|------------|-----------|------------|------------|------------|
| (-2) | (0.0417) | (0.0417) | (0.0506) | (0.0362) | (0.0409) | (0.1102) |
| (-3) | | | 0.0901 | | -0.0264 | 0.3908*** |
| (-3) | - | - | (0.0506) | - | (0.0383) | (0.1036) |
| (1) | | | 0.0730 | | | 0.2728*** |
| (-4) | - | - | (0.0505) | - | - | (0.0876) |
| (-1) | -0.0206 | -0.0244 | -0.0337 | 0.06192 | 0.0616 | -0.1655 |
| (-1) | (0.0266) | (0.0264) | (0.0734) | (0.0592) | (0.0614) | (0.1069) |
| (2) | -0.0784*** | -0.0818*** | -0.1572** | -0.1949*** | -0.1873*** | -0.3210*** |
| (-2) | (0.0262) | (0.0261) | (0.0797) | (0.0606) | (0.0683) | (0.1197) |
| (-3) | | | -0.0191 | | 0.0325 | -0.0197 |
| (-3) | - | - | (0.0811) | - | (0.0653) | (0.1230) |
| (-4) | | | 0.0330 | | | 0.0272 |
| (-4) | • | - | (0.0701) | _ | • | (0.1087) |
| (- | | 0.0057 | 0.0043 | | 0.0014 | 0.0048 |
| 1) | • | (0.0039) | (0.0047) | - | (0.0031) | (0.0045) |
| (- | _ | 0.0010 | -0.0027 | _ | 0.0017 | 0.0027 |
| 2) | - | (0.0039) | (0.0047) | - | (0.0031) | (0.0044) |
| (- | | | 0.0066 | _ | 0.0073** | 0.0091** |
| 3) | | | (0.0047) | | (0.0031) | (0.0042) |
| (- | | | -0.0044 | _ | _ | -0.0048 |
| 4) | | | (0.0050) | - | - | (0.0051) |
| (- | | | 0.0062 | | | 0.0149* |
| 1) | • | | (0.0095) | - | • | (0.0088) |
| (- | | | -0.0112 | _ | _ | 0.0015 |
| 2) | | | (0.0088) | - | - | (0.0089) |
| (- | | | -0.0124 | | _ | 0.0016 |
| 3) | | | (0.0090) | - | - | (0.0085) |
| (- | | | 0.0034 | | | 0.0263*** |
| \ | _ | | | | | |

: 1) ***, ** ,* 1%, 5%, 10% 2) Frankel / 2010 1 2017 11 , 2010 1 2017 4 . /

달러/루피 환율분석 역시 모든 모형에서 1기 전 환율이 현재 환율에 미치는 양의 영향과 2기 전 소득이 현재 환율에 미치는 음의 영향을 찾아볼 수 있다. 하지만 Lucas 모형과 Bilson 모형은 통화량이 환율에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면 Frankel 모형에서는 통화량과 금리의 시차변수들이 현재 환율에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 따라서 달러/루피 환율의 단기분석에는 Frankel 모형의 설명력이 가장 높은 것으로 나타났다.

〈표 7〉 글로벌 금융위기 전과 후의 단기관계 분석

| | | , | 1 | | | | | | |
|------|----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|-----------------------------------|--|
| | Lu | cas | Bilson | | Lucas | | Bil | son | |
| | | | | | | | | | |
| (-1) | 0.5813 ^{***} (0.1768) | 0.3174 ^{***} (0.0953) | 0.6012 ^{***} (0.1850) | 0.3092*** (0.1007) | 0.3806 (0.0949) | 0.2972*** (0.0978) | 0.3321*** (0.1019) | 0.3686 ^{***} (0.1138) | |
| (-2) | -0.1461 (0.2186) | -0.0867 (0.0991) | -0.3299 (0.2119) | -0.0391 (0.1045) | - | - | 0.0474 (0.1056) | -0.2106 [*] (0.1153) | |
| (-3) | 0.0188 (0.2268) | - | -0.0518 (0.20620 | 0.0490 (0.1052) | - | - | 0.0812 (0.1047) | 0.0195 (0.1129) | |
| (-4) | 0.0736 (0.2162) | - | -0.1151 (0.2025) | -0.1868 [*] (0.040) | - | - | -0.1183 (0.1105) | -0.0724 (0.1002) | |
| (-1) | 0.0265 (0.1387) | -0.0237 (0.0498) | 0.0047 (0.1015) | -0.0911 (0.0713) | 0.0286 (0.0421) | 0.0054 (0.0577) | -0.1283 ^{**} (0.0604) | -0.0020 (0.0819) | |
| (-2) | 0.0960 (0.1240) | -0.0076 (0.0494) | -0.0837 (0.1303) | 0.0092 (0.0516) | - | - | -0.1382 ··· (0.0604) | -0.0087 (0.0578) | |
| (-3) | 0.0465 (0.1232) | - | -0.0730 (0.1109) | 0.0681 (0.0516) | - | - | -0.1555*** (0.0592) | 0.0111 (0.0589) | |
| (-4) | 0.2091 ^{**} (0.1052) | - | 0.2435 ^{**} (0.1041) | 0.0792 (0.0510) | - | - | 0.0334 (0.0508) | 0.0500 (0.0570) | |
| (-1) | 0.0352 (0.0424) | -0.0560 (0.0402) | -0.0421 (0.0484) | -0.0334 (0.0430) | 0.1206 [*] (0.0678) | 0.1522 [*] (0.0839) | 0.2949 (0.0894) | 0.1127 (0.0981) | |
| (-2) | -0.0492 (0.0402) | -0.1001 ^{**} (0.0398) | -0.0634 (0.0404) | -0.0429 (0.0396) | - | | 0.1736 [*] (0.0999) | -0.2330 ^{**} (0.1051) | |
| (-3) | -0.0099 (0.0375) | - | -0.0367 (0.0372) | 0.0717 [*] (0.0401) | - | | 0.1521 (0.0936) | 0.0584 (0.1096) | |

| | | | | ** | | ** | |
|------|----------|---|----------|-----------|---|------------|-----------|
| (-4) | 0.0131 | _ | -0.0063 | 0.0933 | _ | 0.1567 | -0.0146 |
| (., | (0.0462) | | (0.0393) | (0.0381) | | (0.0794) | (0.1051) |
| | | | | | | | |
| | _ | _ | 0.0315 | 0.0069 | _ | -0.0117*** | 0.0060 |
| (-1) | | _ | (0.0144) | (0.0044) | | (0.0044) | (0.0049) |
| | | | | | | | |
| | | | -0.0010 | 0.0011 | | -0.0005 | 0.0027 |
| (-2) | - | - | (0.0152) | (0.0044) | - | (0.0046) | (0.0046) |
| (2) | | | (0.0.02) | (0.001.1) | | (0.00.0) | (0.00.0) |
| | | | -0.0017 | 0.0096** | | -0.0044 | 0.0130*** |
| (-3) | - | - | (0.0162) | (0.0045) | - | (0.0046) | (0.0046) |
| | | | (0.0.00) | (0.00.0) | | (0.00.0) | (0.00.0) |
| | | | 0.0291** | -0.0043 | | 0.0025 | -0.0015 |
| (-4) | - | - | (0.0138) | (0.0048) | - | (0.0044) | (0.0056) |
| (', | | | \/ | ,/ | | ` - / | ,, |

: 1) ***, ** ,* 1%, 5%, 10%

루피/위안 환율분석에서 Lucas 모형과 Bilson 모형은 금융위기 전과 후를 비 교하였을 때 큰 진전을 보이지 못한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 전술한 바 와 같이 통화론적 접근방법이 루피/위안 환율에 잘 적용되지 못한다는 사실에 기반하고 있다.

Lucas 모형을 사용하여 달러/루피 환율을 분석한 결과 전체 표본에서 환율에 음의 영향을 미치던 소득(<표 6> 참조)이 금융위기 전과 후에는 공히 양의 영 향(통계적 유의성은 크게 감소)을 미치는 것으로 바뀌었다. Bilson 모형은 금융 위기 이전에 통화량이 환율에 음의 영향을, 소득이 환율에 양의 영향을 각각 미 치는 것으로 나타나 환율이론과 상반되는 결과를 보였다. 금융자유화 조치 이 후 인도의 금융변수들이 시장원리에 따른 움직임을 보이기까지 어느 정도 시간 이 필요한 경우 단기적으로 이러한 현상이 나타날 수도 있을 것이라 추정해 본 다.

V. 결론

환율결정 이론 중 통화론적 접근방법을 이용하여 인도의 환율움직임을 분석해 보았다. Lucas(1982), Bilson(1978), Frankel(1979) 등의 모형을 사용하여주요 거시경제변수들이 루피/위안 및 달러/루피 환율에 미치는 영향을 장기와단기로 나누어 고찰하였다.

공적분 관계식을 이용한 장기분석에서 루피/위안 환율의 움직임은 환율이론에 부합하지 않는 것으로 나타났다. 즉, Lucas 모형과 Bilson 모형에서 통화량이 환율에 미치는 영향은 환율이론에서와 달리 음으로 나타났다. 여기에는 중국의 인위적인 외환시장 개입이 영향을 미친 것으로 추정된다. 또한 Frankel 모형은 상대적으로 짧은 표본기간의 영향으로 추정치가 통계적으로 유의하지 않거나 추정계수의 부호가 반대로 나타나는 것으로 분석되었다. 반면 달러/루피환율분석에서는 통화량이 환율에 양의 영향을 미치는 것으로 나타나 환율이론에 부합하는 결과가 도출되었다. Bilson 모형에서는 단기금리가, Frankel 모형에서는 소득이 환율에 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타남에 따라달러/루피환율의 장기변동에 대한 설명력은 Lucas 모형이 가장 높은 것으로 밝혀졌다.

표본기간이 짧은 Frankel 모형을 제외한 후 나머지 두 모형을 사용하여 글로 벌 금융위기 전후의 환율움직임을 살펴보았다. 루피/위안 환율의 경우 Lucas 모형은 금융위기 이후부터 소득이 환율에 영향을 미치기 시작한 것으로, Bilson 모형은 금융위기를 기점으로 환율에 대한 단기금리의 영향이 사라진 것으로 각각 나타났다. 달러/루피 환율분석에서는 Lucas 모형과 Bilson 모형 모두 금융위기 이후 환율에 대한 통화량과 소득의 영향력이 증가한 것으로 밝혀졌다. Bilson 모형은 전체 표본기간 분석에서 환율에 영향을 미치지 못했던 단기금리가 금융위기 전후로 구분하였을 때는 환율에 유의적인 음의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 하지만 Bilson 모형에서 단기금리의 이론적 계수 값은 양수이기에 분석결과와 이론 간에 괴리가 발생하는 것으로 나타났다.

VECM을 이용한 단기분석에서 루피/위안 환율의 경우 모든 분석모형에서 환율이 바로 전기의 환율에 양의 영향을 받는다는 결과가 도출되었다. 하지만 소득을 제외한 다른 변수들은 환율에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타남에 따

라 주요 거시경제변수들이 환율에 미치는 영향은 단기에 제한적이라는 것을 알 수 있었다. 달러/루피 환율분석에서도 루피/위안 환율분석의 경우와 마찬가지로 1기 전 환율이 현재 환율에 양의 영향을, 2기 전 소득이 현재 환율에 음의 영향 을 각각 미치는 것으로 나타났다. Lucas 모형과 Bilson 모형은 통화량이 환율에 영향을 미치지 못하는데 반해 Frankel 모형은 통화량과 금리가 환율에 통계적 으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 달러/루피 환율의 단기분 석에서는 Frankel 모형의 설명력이 다른 모형들에 비해 상대적으로 높은 것으 로 밝혀졌다. 한편 금융위기 전과 후의 비교분석에서 Lucas 모형과 Bilson 모형 은 공히 주요 거시경제변수들이 환율을 설명하는데 있어 큰 진전을 보이지 못 한 것으로 나타났다.

본 연구의 분석 중 Frankel 모형은 표본기간의 제약으로 모형의 설명력이 다 소 떨어지는 경우가 발생하였는데. 이는 본 연구의 한계점으로 남는다. 향후 데 이터의 축적 및 보완을 통해 이러한 점을 개선시킬 수 있기를 기대한다.

참 고 문 헌

- 김윤경, 2007, "외환위기 전후 원·달러 환율의 변동요인 비교분석", 『금융경제 연구』, 제 311호.
- 김진용·권성택, 2003, "원화환율의 장단기 변동요인 분석", 『조사통계월보』, 2월, 24-55.
- 신관호·이종화, 2004, "원화환율의 변동성 추이에 관한 연구", 『계량경제학 보』, 제 15권 1호, 93-128.
- 신종협·서대교, 2013, "인도의 금융자유화 조치 이후 주가, 금리, 환율 간 상호 연관성 분석", 『남아시아연구』, 제 19권 1호, 65-96.
- 최종일·장병기, 2017, "외환위기 및 금융자유화 이후 원/달러 환율의 장·단기 결정요인", 『무역연구』, 제 13권 1호, 197-217.
- 한규숙·오유진, 2010, "통화론적 접근방법에 근거한 외환위기 전후 원/달러 환율결정에 대한 비교분석", 『응용통계연구』, 제 23권 1호, 81-93.
- Bilson, J., 1978, "The Current Experience with Floating Exchange Rates: An Appraisal of the Monetary Approach", *American Economic Review: Papers and Proceedings*, Vol. 68, No. 2, 392–397.
- Dornbush, R., 1976, "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy*, Vol. 84, No. 6, 1161–1176.
- Frankel, J., 1979, "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates and Based on Real Interest Differentials", *American Economic Review*, Vol. 69, No. 4, 610-622.
- Hsing, Y., 2015, "Determinants of the Indian Rupee/US dollar Exchange Rate and Policy Implications", *International Journal of Economics and Business Research*, Vol. 10, No. 2, 105–111.
- Johansen, S., 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2–3, 231–254.
- Kohli, R., 2015, "Capital Flows and Exchange Rate Volatility in India: How Crucial Are Reserves?", Review of Development Economics, Vol. 19, No. 3, 577-591.

- Kumari, J., 2012, "Relationship between Stock Prices, Exchange Rate and The Demand for Money in India", Economics, Management and Financial Markets, Vol. 7, No. 3, 31–52.
- Lucas, R., 1982, "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World", Journal of Monetary Economics, Vol. 10, No. 3, 335–359.
- Mirchandani, A., 2013, "Analysis of Macroeconomic Determinants of Exchange Rate Volatility in India", International Journal of Economics and Financial Issues, Vol. 3, No. 1, 172-179.
- Suthar, M., 2008, "Bank Rate and Interest Yield Differentials as Determinants of Foreign Exchange Rate in India", The IUP Journal of Monetary Economics, Vol. 5, No. 2, 43-49.

(Abstract)

Comparative Analysis of Rupee/RMB and Rupee/Dollar Exchange Rate Models: Based on the Monetary Approach*

Jonghyup Shin**

Using the models of Lucas (1982), Bilson (1978), and Frankel (1979) based on the monetary approach of exchange rate theory, we analyze the effect of major macroeconomic variables on exchange rates in India. In the long-term analysis using the cointegration relation. Lucas and Bilson models are not consistent with the monetary approach of exchange rate theory when the analysis is limited to the rupee/RMB exchange rate. This is presumably due to the influence of China's artificial foreign exchange market intervention. On the other hand, the analysis on the rupee/dollar exchange rate shows that the amount of money affects the exchange rate positively, which is consistent with the exchange rate theory. And the Lucas model has higher explanatory power over long-term exchange rate movements than other models. In the short-term analysis using VECM, other variables except income show no effect on the exchange rate. This reveals that the macroeconomic variables have limited ability to explain the exchange rate in the short-run. Nonetheless, the Frankel model pretty well describes short-term movements of the rupee/dollar exchange rate, relative to other models. In the analysis of the short-term impact of the global financial crisis on the exchange rate, the Lucas and Bilson models do not make much progress.

Key Words: Exchange Rate Models, Monetary Approach, VECM Analysis, Rupee/RMB, Dollar/Rupee

투고일: 2019. 01. 15. / 심사일: 2019. 01. 30. ~ 2019. 02. 19. / 게재확정일: 2019. 02. 11.

^{*} This study was supported by the "2018 Research Grant for Research Promotion" of Pusan National University.

^{**} Associate Professor, Department of Economics, Pusan National University.