

통화론적 접근방법에 근거한 외환위기 전후 원/달러 환율결정에 대한 비교분석

한규숙¹ · 오유진²

¹서울시립대학교, 경제학부, ²LEEDS SCHOOL OF BUSINESS, UNIVERSITY OF COLORADO

(2009년 12월 접수, 2010년 1월 채택)

요약

1990년 시장평균환율제도에서 1997년 외환위기 이후 자유변동환율제도까지 환율제도의 변경과 더불어 자본시장 자율화로 인하여 환율의 변동성이 증대되고 있다. 이와 같은 환율 변동성의 증대는 우리나라와 같은 소규모 개방경제와 수출중심의 경제기반 하에서 주요관심사가 아닐 수 없다. 이에 본 연구는 자유변동환율제도를 설명하기 위해 이론적으로 고안된 통화론적 접근방법을 적용하여 우리나라의 대미 환율 결정요인을 실증적으로 분석하였다. 이들 모형에 근거하여 설명변수로는 통화량과 소득, 이자율, 자본수지, 엔화환율, 교역조건 등을 선택하였다. 또한 분석기간을 1990년부터 2009년으로 하여 외환위기 전·후 균형관계의 차이를 비교분석할 수 있도록 하였다. 공적분 검정과 벡터오차수정모형을 통한 실증분석 결과, 우리나라에서도 통화적 접근방법은 자유변동환율제도 기간인 외환위기 이후기간에 더 설명력 있는 것으로 나타났다. 외환위기 이후기간에는 통화량, 소득, 단기이자율로 구성된 가격신축적 Bilson 모형이 가장 우세하였으며, 환율과 장기적 관계에 있는 변수들이 환율의 단기변동에도 영향을 미치는 것으로 드러났다.

주요용어: 환율, 환율결정모형, 통화론적 접근방법, 외환위기, 벡터오차수정모형.

1. 서론

금융시장의 대외개방이 빠른 속도로 진전되어 가는 가운데 1997년 외환위기가 발생함에 따라 외환 및 자본 자유화가 확대되었고, 외환위기 이후 환율 제도를 종전의 시장평균환율제도에서 자유변동환율제도로 전환하였다. 이러한 조치는 국내 금융시장이 국제 금융시장의 움직임에 직접적인 영향권 내에 들어가도록 함으로써 환율이 해외 주식 및 외환시장 등의 움직임에 민감하게 반응하는 상황에 이르렀고, 이로 인해 환율의 변동성은 더욱더 증가하게 되었다. 또한 통신수단의 발달과 전자결제로 국가 간 대량 자본의 신속한 이동은 환율의 변동성을 증대시키고 있다. 과거의 관리환율제도 하에서는 일중 가격제한으로 원화의 대미환율은 안정적인 움직임을 보였으며, 국내외 경제적 상황과 정책을 감안하면 환율의 움직임이 그 예측범위를 크게 벗어나지 않았다. 하지만, 현재는 환율 변동성의 증가로 예측이 어려워지면서 금융기관 및 투자에 관심 있는 경제주체들은 환율의 단기적 변동을 포함하여 장기적인 움직임까지 주시하게 되었다.

환율결정이론을 실증분석한 대표적 연구인 Meese와 Rogoff (1983)는 환율결정이론에 의한 환율 예측력이 임의보행(random walk) 과정에 의한 경우보다 우수하지 않다는 것을 보였다. 이들이 사용한 방법론

이 논문은 2008년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구임 [KRF-2008-356-B00002].

²교신저자: Post Doctor, Department of Finance, Leeds School of Business, University of Colorado, Boulder, CO 80309-0419, USA. E-mail: ouj92@hotmail.com

은 시계열 모형인 자기회귀모형(autoregression)과 벡터 자기회귀모형(vector autoregression)인데, 환율과 같은 불안정(nonstationary) 시계열을 분석할 경우 차분(differencing)이 요구되어 정보의 손실이 불가피하며 이는 실증분석의 결과에도 영향을 미칠 수밖에 없었다. 그러나 Engle과 Granger (1987)가 차분으로 인한 정보의 누락없이 불안정시계열들의 장기적 및 단기적 관계를 분석할 수 있는 오차수정 모형(error correction model)을 개발한 이후, 이를 적용한 연구들에서는 Meese와 Rogoff (1983)의 결과와 상반된 연구결과들을 제시하였다. 예를 들어, Chinn과 Meese (1995)는 오차수정모형을 이용하여 경제구조모형이 임의보행 모형보다 장기 미래예측에 있어서는 우수한 예측력을 나타낸다는 것을 보여 주었다. 또한 MacDonald와 Talyor (1992)도 통화론자의 이론을 바탕으로 공적분(cointegration) 추정법에 의한 실증분석을 실시하였다. 국내연구에서도 이현재 (1997)는 실질본원통화와 실질총통화를 기준으로 공적분 검정을 수행하여 실질통화량의 증가가 원달러 환율을 증가시킨다는 결과를 얻었다. 김창범과 모수원 (2000)은 오차수정모형을 이용하여 한국을 포함한 OECD 10개국의 환율 예측력을 분석한 결과 통화론적 모형의 예측력이 임의보행모형보다 우수하다는 결과를 보고하였으며, 김진용과 권성택 (2003)과 신관호와 이종화 (2004)는 오차수정모형을 통하여 원화환율의 장단기 변동요인을 각각 규명하였다. 정철호 (2004)는 주별데이터를 이용한 표본 외 예측 결과 선물환 환율 정보를 포함한 벡터오차수정모형의 예측력이 우수하다는 것을 보였다. 김윤영 (2007)은 원화환율의 장기와 단기의 변동요인을 외환위기 전후로 나누어 결과를 비교분석하였다.

본 연구는 통화론적 접근방법에 기반하여 원/달러 환율의 장기 및 단기의 변동요인을 분석하는데, 통계 기법은 기존 연구들과 마찬가지로 오차수정모형을 활용하였다. 차별점으로는 김윤영 (2007)을 제외한 기존 연구들은 외환위기 이후기간을 분석할 만큼 충분한 자료를 확보하지 못하였으나, 여기서는 2009년까지의 자료를 대상으로 하여 관련된 기존 연구들에 비해 외환위기 이후의 기간을 보다 충분히 포함한 분석결과를 제시하였다. 또한 비교적 최근의 환율 자료를 분석한 김윤영 (2007)에서 환율의 단기변동 분석에 사용한 교역조건뿐만 아니라, 자본수지와 엔화환율을 추가적으로 고려하였다. 외환위기를 전후로 선택되는 모델에 변화가 있는지를 알아보기 위해 자료는 1990년 1월부터 2009년 5월을 대상으로 외환위기 이전과 이후로 기간을 나누어 환율제도에 따른 특징적 차이를 연구하였다. 구체적으로 시행한 분석단계는 다음과 같다. 첫째, 경제구조모형에 따라 통화량과 소득 등 기초경제변수를 이용하여 분석하였으며, 전통적 계량기법으로 발생할 수 있는 가성적 회귀(spurious regression) 문제를 검토하고자 단위근 검정(unit root test)을 먼저 실시하였다. 검정결과로 변수마다 단위근이 존재한다는 것을 발견하였으며, 불안정 시계열에 대한 장기균형관계를 알아보기 위해 공적분 검정을 시도하였고, 공적분 관계가 존재하는 경우 공적분 관계식을 통해서 환율의 장기변동 요인을 분석하였다. 둘째, 환율의 단기변동 요인은 벡터오차수정모형을 통해 변수간의 관계를 규명하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장은 환율에 대한 전통적인 환율결정이론을 설명하고, 제 3장에서는 분석모형과 자료를 살펴보고, 제 4장은 실증분석 결과를 제시한다. 본 연구의 결론은 제 5장에서 다루기로 한다.

2. 환율결정의 이론적 모형

환율결정의 이론적 흐름은 전통적인 상품시장접근법에서 자산시장접근법(asset market approach)으로 발전하였다. 최근의 자산시장접근방법은 자본의 국가 간 완전이동을 전제로 환율이 양국 간의 금융자산 스톡에 의해 결정된다고 보는 견해이다. 자산시장접근법은 통화적접근방법(monetary approach)과 포트폴리오밸런스접근방법(portfolio approach), 이 둘을 결합한 결합자산모형(synthesis asset model)으로 나누어진다. 그리고 통화적접근방법은 다시 신축가격모형(flexible price model)과 경직가격모형(sticky price model) 등으로 세분된다. 본 연구에서는 화폐론적 모형 중에서 Meese와

Rogoff (1983)에서 사용된 Bilson 모형과 Frankel 모형을 소개한다.

첫 번째로 Bilson (1978) 모형은 가격 신축적 화폐론적 모형이다. 이는 구매력 평가가 항상 성립하고, 물가수준이 화폐부문의 균형조건을 만족시킨다고 가정한다. 2국가 모형을 기준으로 할 때, 상대국의 화폐로 표시된 자국의 환율 S 를 절대 구매력 평가로 나타내면 식 (2.1)과 같다. 여기서 P 는 자국의 물가수준, P^f 는 상대국의 물가수준을 각각 나타낸다.

$$S = \frac{P}{P^f}. \tag{2.1}$$

화폐수량설에 의한 양국간의 교환방정식이 각각 식 (2.2)와 (2.3)으로 주어진다.

$$PY = MV, \tag{2.2}$$

$$P^f Y^f = M^f V^f. \tag{2.3}$$

이 식들을 정리 한 후 식 (2.1)에 대입하면 환율 S_t 는 식 (2.4)가 된다.

$$S = \frac{M Y^f V}{M^f Y V^f}. \tag{2.4}$$

위의 식들에서 Y 는 소득, M 은 통화량, V 는 화폐의 유통속도이다. 우리나라와 상대외국의 화폐유통속도 V 와 V^f 을 각각 식 (2.5)와 (2.6)으로 나타내면 다음과 같다.

$$V = Y^{\lambda+1} e^{\theta i}, \tag{2.5}$$

$$V^f = (Y^f)^{\lambda+1} e^{\theta i^f}. \tag{2.6}$$

두 국가에 있어서 실질소득과 이자율(i)이 화폐의 소득속도에 영향을 미치는 매개상수를 각각 λ 와 θ 라고 하고, 이 매개상수가 두 국가 간에 서로 같다고 가정하면, 환율 S_t 는 다음의 식 (2.7)로 표현된다.

$$S = \frac{M}{M^f} \left(\frac{Y}{Y^f} \right)^\lambda e^{\theta(i-i^f)}, \tag{2.7}$$

여기서 식 (2.7)의 양변에 자연대수를 취하면 식 (2.8)이 된다.

$$s = (m - m^f) + \lambda (y - y^f) + \theta (i - i^f), \tag{2.8}$$

여기서 $s = \log(S)$, $m = \log(M)$ 그리고 $y = \log(Y)$ 이다. 이 환율결정식은 국내통화량이 외국에 비해 상대적으로 증가할수록 환율이 상승하며, 가격 신축적 모형을 가정하므로 $\lambda < 0$ 으로 국내소득이 외국에 비해 상대적으로 증가할수록 자국통화에 대한 수요가 늘고 국내의 이자율이 상승하게 되어 자본이 외국으로부터 국내로 흘러들어 환율이 하락하며, 국내외 이자율차이가 커질수록 환율이 상승하여 $\theta > 0$ 을 기대한다.

두 번째 Frankel (1979) 모형은 Dornbush (1976)의 가격경직적 화폐론적 모형의 변형된 형태로 실질금리차 화폐론적 모형(real-interest-differential monetary model)으로 불린다. Dornbush 모형은 구매력 평가관계가 장기에는 성립되나, 단기에는 성립되기 어렵다는 것을 전제로 하고 있다. Frankel은 Dornbush의 모형이 기대인플레이션을 고려하지 않는다는 점을 지적하며, 가격의 경직성과 양국간 기대인플레이션의 차이를 고려한 모형을 제시하였다. Frankel은 기대평가절하율(expected rate of depreciation)에 대한 두개의 가정을 기반으로 실질금리차 모형을 설계하였다. 첫 번째 가정은 기대평가절하

을($E(\Delta s)$)은 식 (2.9)와 같이 양국간 이자율의 차이로 표현된다는 것인데, 이는 양국의 채권은 완전 대체라 가정하는 효율적 시장가설에 기반한다.

$$E\Delta s = i - i^f. \quad (2.9)$$

두 번째 가정은 기대평가절하율이 현재 환율 s , 장기 균형 환율 \bar{s} , 그리고 국내와 외국의 장기 기대물가 상승률을 각각 의미하는 π 와 π^f 간에는 식 (2.10)이 성립한다는 것이다.

$$E\Delta s = -\theta(s - \bar{s}) + (\pi - \pi^f), \quad \theta > 0. \quad (2.10)$$

위 식에서 θ 는 조정계수를 나타낸다. 식 (2.9)와 (2.10)을 함께 정리하면 식 (2.11)이 된다.

$$s - \bar{s} = -\frac{1}{\theta} \left[(i - \pi) - (i^f - \pi^f) \right]. \quad (2.11)$$

Frankel (1979)은 식 (2.11)을 Bilson 모형에 대입하여 다음의 환율결정식을 제시하였다.

$$s = (m - m^f) + \left(\lambda + \frac{1}{\theta} \right) (i - i^f) - \frac{1}{\theta} (\pi - \pi^f) - \phi (y - y^f). \quad (2.12)$$

식 (2.12)인 Frankel 모형은 통화량과 소득의 경우 Bilson 모형과 같은 기대부호를 갖는다. 즉, 통화량의 증가는 환율의 상승과 관련이 있으며, 소득의 증가는 환율의 하락과 관련되어 있다. 그러나 단기금리의 증가는 자본의 유입을 유도하여 환율과 음(-)의 관계가 있으며, 장기금리가 증가할 경우 자국통화의 수요가 감소되어 자국통화의 가치가 하락하여 환율과 양(+)의 관계가 있다고 한다.

3. 분석모형과 자료

분석모형으로는 원화환율의 장기변동을 분석하기 위하여 양국의 통화량과 소득만을 고려한 Lucas 모형, 실축가격모형인 Bilson 모형 그리고 실질금리차 모형인 Frankel 모형을 이용하였다.

- Lucas 모형

$$s = a_0 + a_1 (m - m^f) + a_2 (y - y^f) + u$$

- Bilson 모형

$$s = a_0 + a_1 (m - m^f) + a_2 (y - y^f) + a_3 (i - i^f) + u$$

- Frankel 모형

$$s = a_0 + a_1 (m - m^f) + a_2 (y - y^f) + a_3 (i - i^f) + a_4 (i_L - i_L^f) + u$$

여기서 s 는 환율의 자연대수(natural logarithm) 값을 나타내며, $m - m^f$ 는 외국통화공급에 대한 국내 통화공급 비율의 자연대수 값이고, $y - y^f$ 는 외국소득에 대한 국내소득 비율의 자연대수 값, $i - i^f$ 는 양국간 단기금리차이, $i_L - i_L^f$ 는 양국간 장기금리 차이, f 표시는 미국의 경제변수를 의미하며 그리고 u 는 오차항을 나타낸다. Frankel 모형에서 장기금리 i_L 는 장기 기대물가상승률 π 의 대응변수이다.

본 연구에서는 위의 모형들뿐만 아니라, 원화환율의 단기변동 고찰을 위해 벡터오차수정모형 분석시에는 위의 모형들에 자본수지(ka), 교역조건(tot) 그리고 엔화환율(yen)을 외생변수로 추가한 다음의 혼합 모형들을 고려하였다.

- 혼합I 모형

$$\text{장기관계: } s = a_0 + a_1 (m - m^f) + a_2 (y - y^f) + u$$

외생변수: ka, tot, yen

표 3.1. 변수 설명

변수 명	기호	변수 내용
원화환율	exr	원/달러 명목환율 자연대수값
통화량	m	한·미 통화비를 자연대수값
소득	y	한·미 산업생산지수 비율 자연대수값
단기금리	i	한·미 단기금리 차
장기금리	i _L	한·미 장기금리 차
엔화환율	yen	엔/달러 명목환율 자연대수값
교역조건	tot	순상품교역지수 자연대수값
자본수지	ka	산업생산지수에 대한 비율 (= 자본수지/산업생산지수)

주: 산업생산지수와 교역조건은 2005년 기준임

● 혼합II 모형

$$\text{장기관계: } s = a_0 + a_1(m - m^f) + a_2(y - y^f) + a_3(i - i^f) + u$$

외생변수: ka, tot, yen

● 혼합III 모형

$$\text{장기관계: } s = a_0 + a_1(m - m^f) + a_2(y - y^f) + a_3(i - i^f) + a_4(i_L - i_L^f) + u$$

외생변수: ka, tot, yen

엔/달러 환율은 김진용과 권성택 (2003)과 신관호와 이중화 (2004) 등에서 외환위기 이후 원화환율과 엔화환율 사이에 동조현상이 심화되고 있다는 점에서 중요한 변수로 인식되고 있으며, 자본수지와 교역 조건은 우리나라의 대외의존도가 높다는 점을 감안하여 추가하였다.

실증분석에는 1990년 1월부터 2009년 5월까지의 월별자료를 사용하여 환율과 거시경제 변수의 관계를 살펴보았다. 환율은 원/달러 명목환율을 사용하였으며, 통화량(m, m^f)은 우리나라와 미국 모두 M1을 사용하였다. 소득(y, y^f)은 우리나라와 미국 모두 기업의 생산활동을 나타내는 산업생산지수를 이용하였으며, 단기금리(i, i^f)는 양국 모두 CD수익률(3월)을 이용하였다. 장기금리(i_L, i_L^f)는 우리나라는 국민주택채권금리를, 미국은 국채금리(5년)를 각각 사용하였다. 엔화환율(yen)은 엔/달러 명목환율을, 교역조건(tot)은 우리나라 순상품교역조건지수를, 자본수지(ka)는 우리나라 산업생산지수에 대한 비율을 각각 사용하였다. 통화량과 산업생산지수는 계절조정계열을 사용하였으며, 금리와 자본수지를 제외한 모든 변수는 자연대수를 취하여 사용하였다. 우리나라 자료는 한국은행에서 제공되는 것을 사용하였으며, 미국 자료는 세인트루이스 연방준비은행(St. Louis Federal Reserve Bank)의 FRED에서 입수하였다. 표 3.1에는 변수들에 대한 설명이 정리되어 있다.

그림 3.1은 원/달러 명목환율의 전체 분석기간 동안의 추이를 보여주고 있다. 전체기간에 대한 원/달러 환율의 추이를 보면 시장평균환율제도 아래에서 매년 조금씩 상승하여 외환위기 때 급증하였다가 이후에는 대체로 하락추세를 보이고 있다. 또한, 원/달러가 외환위기 이후 엔/달러와의 동조화가 심화되었다는 것을 알 수 있다. 그림 3.1에서도 확인할 수 있으나, 그림 3.2를 보면 자유변동환율제도 하에서의 환율의 변동폭이 증가하였다는 것을 보다 명확히 알 수 있다. 그림 3.1과 3.2에서 확인되는 구조변화는 계량분석의 결과를 왜곡할 수 있는 요인이 된다. 특히, 본 연구에서 사용할 Johansen (1988)의 공적분 검정은 전체 표본 기간 동안 공적분 벡터가 공적분 공간(cointegration space)에서 안정적 혹은 일정하다는 가정 아래서 성립되기 때문에, 구조변화에 대한 영향을 크게 받을 수밖에 없다. 실제로 정성창과 정석영 (2002)은 우리나라의 경제구조의 변화로 인하여 공적분 벡터가 안정적이지 못하다는 연구 결과를 발표하였다. 따라서 본 연구에서는 외환위기 시점이 구조변화 시점이므로 이에 따라 분석기간을

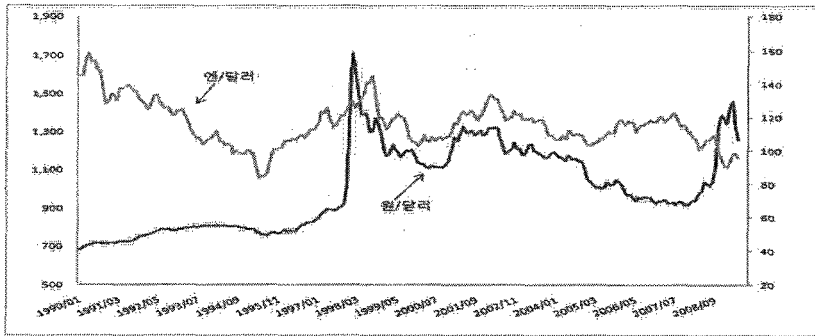


그림 3.1. 원/달러와 엔/달러의 환율추이

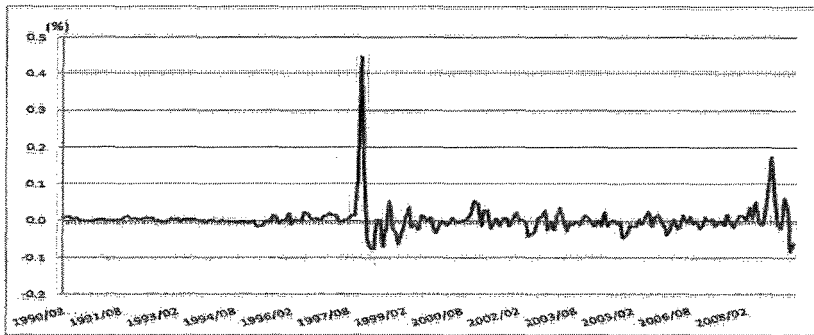


그림 3.2. 원/달러 환율의 증감

크게 두 기간으로 나누었으며, 두 기간에 대하여 거시경제변수들과 명목환율에 대한 변화를 고찰해 보았다. 외환위기 기간을 정하는 데는 다소 이견이 있을 수 있으나, 여기서는 김윤영 (2007)과 같이 1997년 10월에서 1999년 2월까지가 외환위기에 의해 금융시장이 크게 영향을 받은 시기로 하여 이 기간을 배제하여 두 기간으로 나누어 실증분석 하였다. 즉, 이전기간은 1990년 1월부터 1997년 9월까지이며, 이후 기간은 1999년 3월부터 2009년 5월까지로 하였다.

4. 실증분석 결과

본 장에서는 우리나라의 거시경제변수자료와 명목환율을 이용하여 다음과 같은 실증분석을 실시하였다. 우선 본 연구의 주된 관심은 1) 통화론적 환율결정이론이 우리나라의 환율에도 잘 적용되는 것이며, 2) 그 경우 어떤 모형이 가장 설명력이 있는지를 살펴보는 것이다. 그런데 통화론에서 사용되는 변수들이 대부분 단위근을 보유하는 불안정시계열 임은 이미 기존 연구들에서 잘 알려진 바이다. 안정성(stationarity)이 확인되지 않은 시계열 자료를 이용하여 분석한 결과는 Granger와 Newbold (1974)가 지적한 대로 가성적 회귀의 문제가 발생할 수 있다. 따라서 먼저 단위근 검정을 사용하여 기초경제변수들과 원화환율에 대하여 각 기간별로 ADF(augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정을 실시하여 단위근의 존재 여부를 살펴보았다. 그리고 단위근이 존재하는 불안정시계열일 경우 장기 균형관계 여부를 알아보기 위하여 공적분 검정을 실시하였다. 그 다음에 벡터오차수정모형을 적용하여 변수들의 환율의 장기와 단기변동분에 대한 영향력을 알아보았다.

표 4.1. ADF 단위근 검정 결과

변수 명	기호	외환위기 이전 '90.01~'97.09		외환위기 이후 '99.03~'09.05	
원화환율	exr	-0.9695	(0.9424)	-1.9435	(0.6255)
통화량	m	0.3045	(0.9984)	-3.0813	(0.1155)
소득	y	-0.7293	(0.2277)	-1.2631	(0.6450)
단기금리	i	-1.4988	(0.5291)	-1.5105	(0.5250)
장기금리	i _L	-1.1979	(0.6727)	-1.9225	(0.3210)
자본수지	yen	-9.0732**	(0.0000)	-6.6957**	(0.0000)
교역조건	tot	-2.0248	(0.5798)	-2.3952	(0.3802)
엔화환율	ka	-1.8450	(0.3568)	-1.6750	(0.7564)

주: 1) ()안의 수치는 모형의 유의확률이며, 적정모형은 AIC기준으로 선택함

2) 쿠루가설은 불안정시계열 (단위근 존재)을 의미함

4.1. 환율의 장기변동

환율의 장기변동은 공적분 관계식을 통해서 살펴보았다. 공적분 관계식을 통해 환율결정식의 변수들간 장기관계를 살펴볼 경우 수준변수를 사용하므로 차분으로 인한 정보의 누락을 방지할 수 있다. 우선 전체기간과 외환위기 전·후 기간에 대한 ADF 단위근 검정의 결과는 표 4.1에 정리되어 있다. 모형은 개별 변수의 시계열도(time series plot)를 통해서 상수항과 추세를 선택하였으며, 모형의 차수 선택은 AIC(Akaike information criteria) 기준을 사용하였다. 표 4.1에서 알 수 있듯이 ADF 단위근 검정 결과 자본수지를 제외한 모든 변수의 수준변수들은 외환위기 전·후 기간에 단위근을 갖는 불안정 시계열로 나타났다.

다음은 분석모형으로 설정한 Lucas 모형, Bilson 모형 그리고 Frankel 모형의 변수들 사이의 장기적 관계 여부를 공적분 검정을 통해서 살펴보았다. 각 변수의 공적분 관계를 검증한다는 것은 변수들 사이의 이론적 함수관계를 검증하는 것과 같은 효과를 갖는다. 표 4.2는 공적분 검정의 실증분석 결과를 정리한 것이다. 외환위기 이전과 이후기간 모두 모든 모형에서 한 개 이상의 공적분 관계를 발견할 수 있었다. 이는 각 모형에서 사용된 모든 변수는 환율결정에 영향을 미치며 장기적으로 균형관계를 갖는다는 것을 알 수 있다.

이번에는 구체적으로 환율의 장기변동에 영향을 주는 변수들을 공적분 관계식을 통해서 살펴보고자 한다. 추정된 공적분 관계식은 표 4.3과 같다. 외환위기 이전에는 Lucas 모형의 경우 변수들이 예상한 부호를 가지며, 모두 유의한 것으로 나타났다. 하지만, Bilson과 Frankel 모형의 경우에는 통화량과 상대 소득만이 유의하며 이론과 일치하는 부호를 갖고 있다. 한편, 외환위기 이후에는 Lucas 모형은 앞선 이론모형에서 예상한 바와 같이 통화량은 정(+)의 부호를, 소득은 부(-)의 부호가 나왔다. 즉, 통화량은 증가는 물가의 상승으로 이어지며, 이는 자국의 통화가치를 하락하게 하여 환율의 상승을 초래한다. 또한 소득의 증가는 통화수요가 상승하여 환율이 하락하게 된다. Bilson 모형의 경우 통화량과 소득, 금리 모두 이론과 같은 부호를 가지며 유의한 것으로 나타났다. 특히 통화량의 경우 이론적 계수값은 1인데, 0.96으로 추정되어 외환위기 이전의 결과인 0.629에 비해서도 훨씬 부합하는 것으로 나타났다. Frankel 모형의 경우에도 Bilson 모형과 마찬가지로 통화량과 상대소득은 이론에 부합하는 결과를 얻었다. 또한 통화량의 경우 이론적으로는 1보다 큰 계수값이 기대되었는데, 이와 일치되는 1.213으로 추정되어 외환 위기 이전기간의 추정결과인 0.539에 비해 화폐론적 모형을 지지한다고 할 수 있다. 그러나, 단기금리와 장기금리의 경우 단기금리와 장기금리 모두 유의하지 않으며, 부호 또한 기대치와 반대로 나타났다.

따라서 외환위기 이전보다는 이후기간에 통화론적 모형의 설득력이 있다는 것을 알 수 있다. 외환위기

표 4.2. 외환위기 이전기간과 이후기간 Johansen 공적분 검정 결과

H_0	Lucas 모형 (exr, m, y)							
	외환위기 이전				외환위기 이후			
	Trace 통계량	p -값	λ_{max} 통계량	p -값	Trace 통계량	p -값	λ_{max} 통계량	p -값
$r = 0$	58.29***	0.0000	46.60***	0.0000	32.45*	0.0958	23.58**	0.0329
$r \leq 1$	11.69	0.4767	10.10	0.3252	8.87	0.7478	5.67	0.8236
$r \leq 2$	1.59	0.8567	1.59	0.8567	3.20	0.5433	3.20	0.5433

H_0	Bilson 모형 (exr, m, y, i)							
	외환위기 이전				외환위기 이후			
	Trace 통계량	p -값	λ_{max} 통계량	p -값	Trace 통계량	p -값	λ_{max} 통계량	p -값
$r = 0$	74.00***	0.0003	47.67***	0.0001	51.21*	0.0880	29.75**	0.0353
$r \leq 1$	26.32	0.3240	16.63	0.2554	21.45	0.6322	12.59	0.5965
$r \leq 2$	9.69	0.6701	8.14	0.5311	8.85	0.7493	5.64	0.8261

H_0	Frankel 모형 (exr, m, y, i, i_L)							
	외환위기 이전				외환위기 이후			
	Trace 통계량	p -값	λ_{max} 통계량	p -값	Trace 통계량	p -값	λ_{max} 통계량	p -값
$r = 0$	94.98***	0.0012	40.32***	0.0099	74.74*	0.0730	28.67	0.2246
$r \leq 1$	54.57**	0.0451	27.92*	0.0606	46.07	0.2125	25.37	0.1219
$r \leq 2$	26.65	0.3068	15.07	0.3690	20.69	0.6821	12.45	0.6099

주: 1) Johansen의 공적분 검정 적용

2) 모형 옆의 괄호 안은 공적분 검정에 사용된 다변량 시계열임

3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미

표 4.3. 외환위기 이전기간과 이후기간 공적분 관계식 추정결과

	외환위기 이전			외환위기 이후		
	Lucas모형	Bilson모형	Frankel모형	Lucas모형	Bilson모형	Frankel모형
상수항	3.390	3.573	3.924	-1.048	1.627	0.068
통화량(m)	0.655*** (4.888)	0.629*** (4.006)	0.539*** (6.056)	1.460*** (3.177)	0.960*** (3.465)	1.213*** (2.834)
상대소득(y)	-1.038*** (-3.164)	-0.947** (-2.298)	-0.896*** (-4.091)	-0.793* (-1.677)	-0.658** (-2.300)	-0.749** (-2.171)
금리차(i)		-0.001 (-0.500)	0.002** (2.000)		0.032* (1.778)	0.036 (1.333)
장기금리차(i_L)			0.001 (0.333)			-0.016 (-0.571)

주: 1) ()안은 t -값임

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미

3) 외환위기 이전은 1990.1~1997.9이며, 외환위기 이후는 1999.3~2009.5임

이전에는 통화량과 소득이 환율과 장기적 균형관계를 가지는 Lucas의 모형이 적절하며, 외환위기 이후에는 통화량과 환율 그리고 단기금리가 환율과 장기적 관계를 가지는 Bilson 모형이 설명력 있다는 것을 알 수 있다.

표 4.4. 벡터오차수정모형의 추정결과 (외환위기 이전)

	Lucas	Bilson	Frankel	혼합I	혼합II	혼합III
C	0.001 (1.34)	0.001 (1.37)	0.001 (1.35)	0.002*** (2.58)	0.002*** (2.58)	0.002*** (2.59)
w_{t-1}	-0.027* (-1.71)	-0.048** (-2.09)	-0.059** (-2.22)	-0.015 (-1.21)	-0.028 (-1.48)	-0.036 (-1.57)
Δexr_{t-1}	0.367*** (3.70)	0.351*** (3.48)	0.345*** (3.37)	0.357*** (3.98)	0.348*** (3.81)	0.338*** (3.65)
Δm_{t-1}	0.076 (1.19)	0.075 (1.16)	0.079 (1.25)	0.065 (1.10)	0.063 (1.06)	0.069 (1.19)
Δy_{t-1}	-0.029 (-0.81)	-0.016 (-0.43)	-0.008 (-0.22)	-0.015 (-0.47)	-0.007 (-0.231)	0.0001 (0.003)
Δi_{t-1}		-0.0001 (-0.34)	-0.0001 (-0.44)		-0.00009 (-0.32)	-0.0001 (-0.51)
$(\Delta i_L)_{t-1}$			-0.0005 (-0.38)			-0.0008 (-0.74)
Δka				-0.00005* (-1.67)	-0.00004 (-1.63)	-0.00004* (-1.69)
Δtot				0.015 (0.75)	0.014 (0.72)	0.016 (0.80)
Δyen				0.091*** (4.44)	0.090*** (4.37)	0.089*** (4.30)
R^2	0.2625	0.2749	0.2801	0.4232	0.4284	0.4327

주: 1) ()안은 t -값임

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미

4.2. 환율의 단기변동

이번에는 환율의 단기변동에 영향을 주는 요인을 벡터오차수정모형을 통해 살펴보고자 하며, 사용된 벡터오차수정모형에서 환율에 대한 부분은 다음과 같다.

$$\Delta \text{exr}_t = c + \alpha w_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \text{exr}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta f_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i z_{t-i} + \epsilon_t \quad (4.1)$$

여기서 exr : 환율, c : 상수항, w : 공적분벡터(오차수정항)

f : 국내외 통화량($m - m^f$), 상대소득($y - y^f$), 단기금리차($i - i^f$), 장기금리차($i_L - i_L^f$) 등으로 구성된 벡터

z : 엔화환율 변동분(Δyen), 교역조건 변동분(Δtot), 자본수지(ka) 등으로 구성된 벡터

ϵ : 교란항, Δ : 차분

위 모형에서 자산시장모형에 엔화환율과 교역조건과 자본수지 등을 설명변수로 추가한 것은 외환위기 이후 원화가 엔화와의 동조현상이 심화되었다는 연구가 있으며, 교역조건과 자본수지는 우리나라가 소규모 개방경제임을 감안한 것이다.

외환위기 이전과 이후의 추정결과는 각각 표 4.4와 4.5에 정리되어 있다. 모형의 차수는 AIC 통계량을

표 4.5. 벡터오차수정모형의 추정결과 (외환위기 이후)

	Lucas	Bilson	Frankel	혼합I	혼합II	혼합III
C	0.002 (0.85)	0.001 (0.48)	0.0004 (0.19)	0.004** (2.24)	0.003* (1.84)	0.003 (1.41)
w_{t-1}	0.004 (0.39)	-0.020 (-0.93)	-0.021 (-1.55)	0.007 (0.91)	0.003 (0.33)	-0.0007 (-0.12)
Δexr_{t-1}	0.505*** (5.55)	0.522*** (5.79)	0.496*** (5.52)	0.153* (1.70)	0.180** (2.03)	0.183** (2.07)
Δexr_{t-2}	-0.238** (-2.27)	-0.156 (-1.42)	-0.146 (-1.37)	-0.278*** (-3.05)	-0.223** (-2.37)	-0.212** (-2.29)
Δm_{t-1}	-0.054 (-0.45)	0.017 (0.14)	0.009 (0.07)	-0.030 (-0.29)	0.035 (0.35)	0.044 (0.44)
Δm_{t-2}	0.015 (0.13)	0.052 (0.45)	0.063 (0.55)	-0.036 (-0.38)	-0.021 (-0.23)	0.007 (0.07)
Δy_{t-1}	-0.041 (-0.43)	-0.008 (-0.09)	0.003 (0.04)	-0.182** (-2.28)	-0.160** (-2.02)	-0.143* (-1.81)
Δy_{t-2}	-0.248*** (-2.74)	-0.233*** (-2.59)	-0.210** (-2.31)	-0.181** (-2.36)	-0.168** (-2.23)	-0.155** (-2.03)
Δi_{t-1}		-0.011 (-1.51)	-0.012 (-1.57)		-0.007 (-1.19)	-0.007 (-1.13)
Δi_{t-2}		0.013* (1.74)	0.011 (1.53)		0.017*** (2.80)	0.017*** (2.71)
$(\Delta i_L)_{t-1}$			0.002 (0.54)			0.004 (1.09)
$(\Delta i_L)_{t-2}$			0.007 (1.48)			0.002 (0.63)
ka				-0.0005*** (-6.86)	-0.0004*** (-6.81)	-0.0004*** (-6.65)
Δtot				-0.056 (-0.69)	-0.119 (-1.43)	-0.136 (-1.60)
Δyen				0.181** (2.34)	0.200*** (2.65)	0.198*** (2.61)
R^2	0.2590	0.2915	0.3133	0.5082	0.5412	0.5496

주: 1) ()안은 t -값임

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미

기준으로 선택되었다. 두 기간에 대한 결과의 공통점으로는 단기변동에는 기존의 연구들과 마찬가지로 우리나라의 상황을 고려한 변수들이 추가된 혼합모형들이 더 설명력 있었다. 두드러진 차이점으로는 외환위기 이전에는 장기분석에서 사용된 변수들이 유의하지 않았으나, 외환위기 이후에는 일부 유의하였다는 것이다.

각 기간의 구체적 결과를 살펴보면 다음과 같다. 표 4.4의 결과에 의하면, 외환위기 이전에는 주로 원화 환율의 1시차 변수가 대부분의 모형에서 정(+)의 방향으로 유의함을 알 수 있다. 장기관계 분석에서 사용되었던 변수들은 대부분 유의하지 않았으며, 단기분석에 새로이 추가한 변수들은 모형의 결정계수를 향상시켰으며, 자본수지와 엔화환율이 환율에 유의한 영향을 주었다 표 4.5를 보면, 외환위기 이후 시점에는 이전과 마찬가지로 원화환율의 과거 시차 값의 영향을 받았다. 앞선 장기 관계 분석에서

Lucas의 모형이 가장 설득력 있었던 것과 같은 맥락으로, 상대소득(y)과 단기금리차(i)가 환율에 유의한 영향을 주었다. 이 기간의 엔화환율의 계수 값은 정(+)의 부호를 가지며, 외환위기 이전의 값보다 증가한 것으로 미루어 원/달러 환율은 엔/달러 환율과의 동조현상이 커졌음을 반영하는 것으로 판단된다.

5. 결론

외환위기 전후 환율제도의 변경과 자본시장의 개방화로 환율 변동성의 증대로 인하여 환율에 대한 관심이 높아진 상황에서 본 연구는 환율의 구조 모형을 실증적으로 분석하였다. 환율결정의 경제 모형으로 자유변동환율제도를 주로 설명하는데 사용되어지는 통화론적 접근법에 근거한 Lucas 모형, Bilson 모형 그리고 Frankel 모형 등 3개를 기본모형으로 설정하였다. 또한 환율의 단기적 변동에 영향을 주는 변수를 연구하기 위하여 자본수지, 교역조건 그리고 엔화환율을 앞선 3개의 모형에 각각 추가적으로 고려한 혼합모형도 분석하였다.

실증분석의 결과는 다음과 같다. 단위근 검정 결과 모든 변수들이 불안정 시계열로 나타나 장기 균형관계를 확인하기 위하여 공적분 검정을 시행할 수 있었다. 각 기간에서 모든 모형에서 한 개 이상씩의 공적분 관계가 나타남을 확인할 수 있었으며, 원화환율의 장기변동에 대해서는 외환위기 이전에는 Lucas 모형이, 외환위기 이후에는 Bilson 모형이 더 설득력 있었다. 원화환율의 단기변동은 벡터오차수정모형을 적용한 결과 기본모형들에 추가변수를 고려한 혼합모형이 더 우수함을 알 수 있었다. 또한 외환위기 이전기간과 달리 이후기간에는 환율과 장기적 관계에 있는 변수들이 환율의 단기변동에도 영향을 미치는 것으로 드러났다. 이 결과들을 통해서 우리나라의 경우도 자유변동환율제도에서 통화주의모형이 설명력을 갖는 것으로 판단되었다.

참고문헌

- 김윤영 (2007). 외환위기 전후 원달러 환율의 변동요인 비교분석, <금융경제연구>, 한국은행.
- 김진웅, 권성택 (2003). 원화환율의 장단기 변동요인 분석, <조사통계월보>, 2, 24-55.
- 김창범, 모수원 (2000). 공적분과 오차수정모형을 이용한 환율의 결정과 예측, <산업경제 연구>, 13, 479-489.
- 신관호, 이종화 (2004). 원화환율의 변동성 추이에 관한 연구, <계량경제학보>, 15, 93-128.
- 이현재 (1997). 원화의 대미 환율결정에 관한 실증분석: 공적분검정법에 의한 접근, <국제경제연구>, 3, 129-151.
- 정성창, 정석영 (2002). 구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기 균형관계, <재무연구>, 15, 205-235.
- 정철호 (2004). 선물환 환율을 이용한 원/달러 환율 예측: VECM기법을 중심으로, <POSRI경영연구>, 4, 174-190.
- Bilson, J. F. O. (1978). The current experience with floating exchange rates: An appraisal of the monetary approach, *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 68, 392-297.
- Chinn, M. D. and Meese, R. A. (1995). Banking on currency forecasts: How predictable is change in money?, *Journal of International Economics*, 38, 161-178.
- Dornbush, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics, *Journal of Political Economy*, 84, 1161-1176.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Frankel, J. A. (1979). On the mark: A theory of floating exchange rates and based on real interest differentials, *American Economic Review*, 69, 610-622.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1974). Spurious regression in econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-54.

- Lucas, R. (1982). Interest rates and currency prices in a two-country world, *Journal of Monetary Economics*, 10, 335-359.
- MacDonald, R. and Taylor, M. P. (1992). The monetary approach to the exchange rate: Rational expectations, long-run equilibrium and forecasting, *IMF Staff Papers*, 40, 89-107.
- Meese, R. and Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the 1970's: Do they fit out of sample?, *Journal of International Economics*, 14, 3-24.

The Monetary Approach to Exchange Rate Determination for Korea

Kyuesook Han¹ · Yujin Oh²

¹School of Economics, University of Seoul

²Leeds School of Business, University of Colorado at Boulder

(Received December 2009; accepted January 2010)

Abstract

Korea experienced a financial crisis in 1997. Since then Korea economy has undergone severe change such as exchange rate regime from the market average exchange rate system to the free floating exchange rate system in 1997, and the currency rate fluctuation has been widening. We empirically analyze the determination of the Won/Dollar exchange rate based on the monetary approach. We employ Lucas (1982), Bilson (1978) and Frankel (1979) models and consider some mixed models. We make use of monthly data of money supply, income, interest rate, capital balance, terms of trade, and the yen/dollar exchange rate over the period 1990–2009. We compare the empirical results of cointegration tests and the vector error correction model(VECM) from the two regimes, the pre and post korean financial crisis. The won/dollar exchange rate has long-run relationship with the variables in the monetarist models in the two regimes. For the post crisis regime, the Bilson model is the best and the long run variables also affect the short run dynamics of the won/dollar exchange rate.

Keywords: Exchange rate, determination model, monetary approach, financial crisis, vector error correction model.

This work was supported by the Korea Research Foundation Grant funded by the Korean Government [KRF-2008-356-B00002].

²Corresponding author: Post Doctor, Department of Finance, Leeds School of Business, University of Colorado, Boulder, CO 80309-0419, USA. E-mail: ouj92@hotmail.com