

Comparison of the disequilibrium error dynamics for the Won · Dollar foreign exchange rate before and after financial crisis*

Yun-Yeong Kim[†]

Abstract The paper analyzes whether there was any change in the dynamics of disequilibrium error of Korean Won · Dollar foreign exchange rates before and after Asian financial crisis. We used a transformed error correction model where the dependent variable is the disequilibrium error deduced from the cointegration theory, following Kim and Park (2008). The long run equilibrium of exchange rate is basically defined from the monetary approach. From the estimation using the data for the period before the Asian financial crisis, we found there was the negative effect of exchange rate disequilibrium shock on the real growth rate, even though the disequilibrium error has been quickly disappeared probably through the government intervention. After the crisis, the disequilibrium error of exchange rate did not disappear quickly possibly due to the choice of free floating system. However the detrimental effect of disequilibrium shock for the real growth rate has been mitigated. The result confirms a policy dilemma that is a trade-off between the exchange rate stabilization and sound growth in the real sector which may not be attained simultaneously.

Keywords Won · Dollar foreign exchange rate, Long run equilibrium, Cointegration, Monetary approach, Disequilibrium error

JEL Classification C3, F4

* Institute for Monetary and Economic Research, The Bank of Korea, e-mail: yunyeongkim@hotmail.com

외환위기 전후 원·달러 환율의 불균형 오차 결정요인 분석*

김 윤 영[†]

Abstract 본고는 통화론적 환율결정모형과 Engle-Granger의 공적분이론에서 정의되는 원·달러 환율 불균형 오차의 결정요인을 외환위기 전·후 기간을 대상으로 분석하였다. 분석 모형으로는 김윤영·박준용 (2007)을 따라 VAR 모형을 변환한 후 불균형 오차의 동태 방정식을 유도하여 사용하였으며, 이 방법은 오차수정모형 (error correction model)과 비교하여 불균형 오차의 발생요인 분해, 안정성 (stationarity) 검정과 실물경제 변수와의 상호영향분석에 장점을 지니고 있다. 실증분석 결과는 환율 변동성의 축소와 실물경제의 안정 성장이 서로 상치되는 정책목표일 수도 있음을 시사하고 있다. 즉 정책 당국의 개입비중이 컸던 외환위기 전의 경우 외환시장의 불균형이 발생하였을 경우 조정되는 속도는 외환위기 후에 비해 빨랐으나 이로 인한 환율의 왜곡이 성장률 등 실물경제에 부정적인 영향을 미친 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 이후 자유변동환율제 실시로 환율 결정이 거시경제 변수 등 시장의 수급 요인에 의해 주로 결정됨에 따라 외환시장의 불균형이 발생하였을 경우 조정되는 속도는 외환위기 전에 비해 느려졌으나 성장률 등 실물경제에 미치는 부정적인 영향은 줄어든 것으로 보인다.

Keywords 원·달러 환율, 장기균형, 공적분, 통화주의 모형, 불균형오차

JEL Classification C3, F4

* 본 연구는 성균관 및 Texas A&M 대 박준용 교수님의 따뜻한 지도가 없었으면 불가능했을 것이며 깊은 존경과 감사의 뜻을 표한다. 이와 함께 편집장님, 국민대 송치영 교수님, 한국은행의 홍승제, 송욱현, 유병학, 김윤철, 박찬호 박사님, 익명의 두 분 심사위원과 통계분석에 도움을 준 윤혜영씨와 황영순씨에게 깊이 감사드립니다. 물론 남아있을 수 있는 오류는 모두 저자의 책임이다.

[†] 한국은행 금융경제연구원(전화: 02-759-5427, E-mail: yunyeongkim@hotmail.com)

1. 머리말

최근 미국의 경상수지 적자 확대 등으로 우리나라와 중국, 일본 등 아시아 국가들의 환율이 경제기초(fundamental)로부터 결정되는 균형 수준을 반영하고 있는지에 대한 국제사회의 관심이 증가하고 있다.¹⁾ 이와 같은 국제정치적인 측면 이외에도 서브프라임 사태 등과 관련된 세계적인 금융불안정과 관련하여 외환위기를 겪은 국가 통화로서 원·달러 환율의 균형수준과 불균형 오차의 결정 요인에 의해 대한 체계적인 분석의 필요성은 아무리 강조해도 지나치지 않을 것이다. 이와 관련하여 기존에 서병선 (2001), 김진용·권성택 (2003), 신관호·이종화 (2004) 등의 선행 연구들이 있어 왔는데 이들은 주로 공적분과 오차수정모형을 통해 환율의 장기균형과 단기조정과정을 분석하고 있다.²⁾

그러나 분석 기법상 오차수정모형(error correction model)을 이용할 경우 환율의 불균형 오차가 환율변동을 설명하는 시차 변수로만 처리되고 있어 불균형 오차 자체가 어떤 요인에 의해 결정되는 지를 명시적으로 분석하기 어려운 한계점이 있다.

이에 따라 본고에서는 Park-Ogaki (1991)와 김운영·박준용 (2007)이 제시한 방법을 원용하여 경제변수들로 이루어진 VAR 모형을 변환한 후 원·달러 환율 불균형 오차의 동태 방정식을 유도하여 불균형 오차의 결정요인을 분석하고자 한다. 이 방법은 기존의 오차수정모형과 달리 종속변수 및 설명변수에 모두 불균형오차 및 이의 시차항을 포함하도록 설정되어 있어 불균형 오차의 발생요인 분해, 안정성(stationarity) 검정과 실물경제 변수와의 상호영향분석에 장점을 지니고 있다.

이 과정에서 불균형 오차를 추정하기 위해 환율의 장기균형 벡터는 Lucas (1982), Bilson (1978), Frankel (1979) 등의 통화론적 환율결정모형과 Engle-Granger의 공적분이론에서 정의되는 것으로 가정하였다. 여기서 추정된 모형의 계수에 대한 통계량의 극한 분포는 장기균형 벡터가 알려진 경우와 차이가 없는데 이는 통상의 공적분 벡터가 초일치성을 갖기 때문이다.

한편 추정의 표본기간은 외환위기의 영향이 크게 작용하였다고 판단되는 기간(1997.10 ~ 1999.2)을 제외한 후 이를 기점으로 전체기간을 외환위기 전·후로 구분하여 분석하였다.

1) 가령 서방선진 7개국(G7)의 연례 재무장관 회담은 개도국의 균형 환율에 지속적으로 관심을 보이고 있다. "We reaffirm that exchange rates should reflect economic fundamentals.", G7 Financial Ministers' Meeting Communique (2007).

2) 최근의 행태균형환율(BEER, behavioral equilibrium exchange rate) 접근법의 경우도 주로 오차수정모형을 상정하고 있다.

실증 분석 결과는 환율 변동성의 축소와 실물경제의 안정 성장이 서로 상치되는 정책목표일 수도 있음을 시사하고 있다. 즉 정책 당국의 개입비중이 컸던 외환위기 전의 경우 외환시장의 불균형이 발생하였을 경우 조정되는 속도는 외환위기 후에 비해 빨랐으나 이로 인한 환율의 왜곡이 성장률 등 실물경제에 부정적인 영향을 미쳤던 것으로 보인다. 그러나 외환위기 이후 자유변동환율제 실시로 환율 결정이 거시경제 변수 등 시장의 수급 요인에 의해 주로 결정됨에 따라 외환시장의 불균형이 발생하였을 경우 조정되는 속도는 외환위기 전에 비해 느려졌으나 성장률 등 실물경제에 미치는 부정적인 영향은 줄어든 것으로 보인다.

본고는 모두 3장으로 구성되어 있다. 먼저 2장에서는 원·달러 환율의 장기균형 및 불균형 오차 결정요인을 실증분석하고 3장에서는 이러한 결과를 바탕으로 결론 및 시사점을 제시한다.

2. 불균형오차 결정요인 분석

환율이 변동하는 경우 이것이 환율의 새로운 장기균형으로의 이동(shift)에서 발생한 것인지 혹은 기존 균형으로 수렴(converge)하는 과정에서 발생한 것인지 관측된 명목환율의 변화만으로는 구분할 수 없다. 가령 어떤 시점 t 의 환율(e_t) 변동($\Delta e_t \equiv e_t - e_{t-1}$)은 환율의 장기 균형수준(μ_t)의 변동($\Delta \mu_t \equiv \mu_t - \mu_{t-1}$)과 이를 차감한 환율의 불균형오차($u_t \equiv e_t - \mu_t$)의 변동($\Delta u_t \equiv u_t - u_{t-1}$)의 합으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta e_t \equiv \Delta \mu_t + \Delta u_t \quad (1)$$

그런데 여기서 주목해야 할 것은 만일 환율변화가 경제 기초여건 변화 등 장기균형 변동에 기인하였을 경우 시장개입 등 인위적인 통제는 장기적으로 불가능하게 된다는 점이다. 예를 들어 환율이 경제변수 x_t 에 의해 결정되는 장기균형 (βx_t)과 불균형오차 (u_t)의 합으로

$$e_t = \beta x_t + u_t$$

와 같이 결정된다고 가정하자. 여기서 정책당국이 환율을 인위적으로 $\beta^* x_t$ 와 같은 정책을 유지할 경우 장기균형 환율 βx_t 과 t기 환율과의 차이는 $e_t - \beta^* x_t = (\beta - \beta^*) x_t + u_t$ 로 주어지며 $(\beta - \beta^*) x_t$ 부분은 장기균형 회귀를 위한 추후 조정압력으로 작용하게 된다. 그러나 이와 달리 환율의 장기균형으로의 조정과정에서 발생하는 u_t 와 같은 불균형오차를 축소하는 정책은 장기균형에는 영향을 미치지 않으므로 외환시장 안정 등을 위해 그 의의를 가진다.

이런 관점에서 보면 자유변동환율제 하에서 외환정책당국의 경우 장기적으로 통제할 수 없는 장기균형 변화로 인한 환율 변동보다는 u_t 와 같은 불균형오차가 동태적으로 어떻게 결정되고 또 변화하는 지에 주목하는 것이 보다 바람직하다고 할 수 있다.

이와 같은 논지를 따라 아래에서는 VAR 모형을 변환한 후 원·달러 환율 불균형 오차의 동태 방정식을 유도하여 불균형 오차의 결정요인을 분석하고자 한다. 이 방법은 기존의 오차수정모형과 달리 종속변수 및 설명변수에 모두 불균형오차 및 이의 시차항을 포함하도록 설정되는 특징을 가지고 있다. 이 과정에서 먼저 환율의 장기균형 벡터를 Engle-Granger의 공적분이론에서 정의되는 것으로 가정하고 추정한 후 이를 불균형 오차 결정모형의 분석에 적용하고자 한다.

2.1. 장기 공적분 관계식 추정

가. 분석 모형

원·달러 환율의 불균형 오차를 추정하고 분석하기 위해서는 공적분 이론에서 주어지는 장기균형환율이 먼저 정의되어야 한다. 본고에서 불균형오차를 정의할 장기균형 변수는 서병선 (2001), 김진용·권성택 (2003), 신관호·이종화 (2004) 등을 따라 Lucas (1982)의 통화론적 환율결정이론에 근거한 기본모형과 여기에 단기이자율을 포함한 Bilson (1978)의 신축가격모형, 그리고 기본모형에 장단기이자율을 포함한 Frankel (1979)의 실질금리차 모형을 참고로 설명변수들을 선정하였다.

이들 모형들은 통화량과 성장률 격차 및 장·단기 이자율 등을 설명변수로 하고 있으며 따라서 통화주의적 접근법 및 이자율평가설 (UIP) 등을 반영하고 있다.³⁾ 아래에서 * 표시

3) Engel, Mark and West (2007)도 통화정책을 환율결정모형의 중요변수로 포함할 것을 주장하고 있다.

는 미국의 경제변수를 나타낸다.

· Lucas (기본) 모형:

$$e = \alpha_0 + \alpha_1 m + \alpha_2 m^* + \alpha_3 (y - y^*) + \zeta_l$$

· Bilson 모형:

$$e = \beta_0 + \beta_1 m + \beta_2 m^* + \beta_3 (y - y^*) + \beta_4 (i - i^*) + \zeta_b$$

· Frankel 모형:

$$e = \gamma_0 + \gamma_1 m + \gamma_2 m^* + \gamma_3 (y - y^*) + \gamma_4 (i - i^*) + \gamma_5 (i_L - i_L^*) + \zeta_f$$

추정에 이용한 월별자료는 소비자물가지수(p, p^*), 소득변수(y, y^*)는 산업생산지수, 통화량(m, m^*)은 M1, 단기금리는 CD수익률(3개월, i, i^*), 장기금리는 우리나라의 국민주택채권 금리(5년, i_L)와 미국의 국채금리(5년, i_L^*)를 이용하였다.

통화량, 산업생산지수처럼 계절성이 있는 변수들은 계절조정계열을 사용하였고, 금리와 자본수지를 제외한 변수들은 모두 자연대수로 변환하여 사용하였다. 한국자료는 한국은행의 경제통계시스템에서, 미국자료는 세인트루이스 연방준비은행(St. Louis Federal Reserve Bank)의 FRED®와 블룸버그에서 입수하였다. 분석기간은 1990년 3월에서 2007년 6월까지이며, 외환위기의 영향을 감안하여 외환위기 이전 기간(1990.3 ~ 1997.9)과 외환위기 이후 기간(1999.3 ~ 2007.6)으로 구분 비교하였다.⁴⁾

나. 추정 결과

위에서 제시된 모형들이 공적분의 장기균형을 이루기 위해서는 먼저 구성변수들이 모두 단위근을 가져야 한다. 본고에서 단위근 검정을 위해서는 ADF(Augmented Dickey Fuller) 및 Phillips-Perron 검정통계량을 사용하였으며 검정결과 부록의 <부표 1>에서 보듯 외환위기 이전의 성장률격차를 제외한 모든 변수에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 없었다. 따라서 위의 세 가지 모형은 공적분 관계를 구성하기 위한 전제조

4) 홍승제·강규호 (2004)의 마코프 스위칭 모형을 통한 연구에 따르면 외환위기에 의해 금융시장이 크게 영향을 받은 시기는 1997년 10월에서 1999년 2월까지로 추정된다.

건을 충족하고 있다고 볼 수 있다.

다음은 위의 세 가지 모형의 설명변수들과 환율이 장기균형관계를 형성하고 있는지를 확인하기 위하여 공적분 검정을 실시하였다. 먼저 Johansen 검정을 실시한 결과 다음의 <표 1>에서 보듯 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설은 5% 유의수준에서 모두 기각되었다.

그러나 김윤영·박준용 (2007)은 Johansen 검정이 공적분 벡터를 과다하게 식별하는 단점을 가지고 있으므로 귀무가설을 정상시계열(stationarity)로 하는 공적분 검정을 추가로 실시할 것을 지적하고 있다. 그런데 위의 모형과 같이 공적분 벡터가 알려지지 않은 경우에는 추정된 잔차에 대한 Shin (1994) 검정을 통하여 이를 수행할 수 있다. Shin 검정결과 <표 3>에서와 같이 세 가지 모형 모두 잔차가 안정시계열이라는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 없었다.

결론적으로 위의 Johansen 및 Shin 검정 결과는 세 가지 모형이 모두 장기 균형을 나타내는 공적분 관계에 있음을 시사하고 있다.

< 표 1 > Johansen공적분 검정결과

모형	1990.3 ~ 1997.9						1999.3 ~ 2007.6					
	Lucas		Bilson		Frankel		Lucas		Bilson		Frankel	
Hypothesized No. of CE(s)	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen
None	79.6*	40.6*	167.5*	72.8*	216.5*	81.9*	61.9*	24.6	96.9*	41.2*	142.4*	49.1*
	(54.1)	(28.6)	(77.0)	(34.8)	(103.9)	(41.0)	(54.1)	(28.6)	(77.0)	(34.8)	(103.9)	(41.0)
At most 1	39.0*	17.8	94.7*	35.1*	134.6*	55.1*	37.3*	16.2	55.7*	25.5	93.3*	34.9*
	(35.2)	(22.3)	(54.1)	(28.6)	(77.0)	(34.8)	(35.2)	(22.3)	(54.1)	(28.6)	(77.0)	(34.8)
At most 2	21.2*	12.5	59.6*	29.8*	79.5*	28.5	21.1*	11.5	30.1	16.0	58.3*	26.7
	(20.3)	(15.9)	(35.2)	(22.3)	(54.1)	(28.6)	(20.3)	(15.9)	(35.2)	(22.3)	(54.1)	(28.6)
At most 3	8.7	8.7	29.7*	18.1*	51.0*	23.0*	9.6*	9.6*	14.1	10.8	31.6	16.6
	(9.2)	(9.2)	(20.3)	(16.0)	(35.2)	(22.3)	(9.2)	(9.2)	(20.3)	(15.9)	(35.2)	(22.3)
At most 4	-	-	11.7*	11.7*	28.0*	15.2	-	-	3.3	3.3	15.0	11.0
			(9.2)	(9.2)	(20.3)	(15.9)			(9.2)	(9.2)	(20.3)	(15.9)
At most 5	-	-	-	-	12.8*	12.8*	-	-	-	-	4.0	4.0
					(9.2)	(9.2)					(9.2)	(9.2)

주 1) * 표시는 5% 유의수준에서 귀무가설의 기각을 나타냄
 2) () 안은 5% 임계치임

<표 2> Shin 검정결과

기간	1990.3 ~ 1997.9			1999.3 ~ 2007.6		
	Lucas	Bilson	Frankel	Lucas	Bilson	Frankel
통계량	0.2383	0.2105	0.1697	0.1575	0.1341	0.1001
	(0.4630)	(0.4630)	(0.4630)	(0.4630)	(0.4630)	(0.4630)

- 주 1) OLS 추정벡터로 생성된 잔차를 검정하였으며, () 안은 5% 임계치
 2) 귀무가설은 안정적시계열(stationary)임

이와 같이 공적분 관계의 존재를 기각할 수 없으므로 환율의 불균형오차 모형을 추정하기 위해 변수들 간의 장기균형 관계를 먼저 추정하여 보았다. 효율적 추정을 위하여 Saikkonen (1991)을 따라 시차변수(lead and lags)를 고려하였다.⁵⁾ 시차는 BIC 기준을 고려하였다.

추정 결과 추정 부호가 세 가지 모형의 이론적 예상 부호와 합치되는 가운데 t 값도 매우 크게 나타났다. 즉 국내 통화량(M1) 증가는 높은 환율과, 미국과 비교하여 상대적으로 높은 국내 성장률은 낮은 환율과, 미국과 비교하여 상대적으로 높은 국내금리수준은 높은 환율과 관련이 있다.⁶⁾ 그러나 미국 통화량은 환율의 장기균형과는 거의 관련이 없는 것으로 나타났다.

분석기간별로는 외환위기 이후 내외금리 차의 유의성이 높아진 반면 반대로 국내 통화량의 유의성은 줄어든 것으로 나타났다. 또한 외환위기 이후 추정식의 F 검정 통계량이 높아졌는데 이는 자유변동환율제의 도입 이후 금리, 생산 등 실물경제변수들이 장기 환율 결정에 반영되는 비중이 높아졌을 가능성을 시사한다.

5) Johansen의 최우추정법을 따르면 여러 개의 공적분 벡터가 추정될 수 있다. 그러나 전술한 바와 같이 Johansen 방법은 공적분 관계 과다식별의 우려가 있으며 이 문제에 대한 완전한 해결책은 아직 나오지 않은 것으로 보인다. 따라서 본고에서는 보수적으로 한 개의 공적분 벡터를 상정하였다. 공적분 관계가 여러 개 존재할 경우에 회귀식(OLS)에 의해 추정되는 공적분 벡터의 의미에 대해서는 Wooldridge (1991)에 잘 정리되어 있다.

6) 유위험이자율평가설(UIP)에 따르면 부호가 陰(-) 이어야 한다. 이러한 UIP효과보다 주식투자자금 유출에 따른 주식시장경로를 통한 환율상승압력 효과가 더 클 경우 부호가 陽(+) 일 수 있다. 오정근 (2000)과 박찬호 (2007) 등도 비슷한 논지를 전개하고 있다.

< 표 3 > 공적분 관계식 추정결과

분석기간 모형	이론 예측	1990.3 ~ 1997.9			1999.3 ~ 2007.6		
		Lucas	Bilson	Frankel	Lucas	Bilson	Frankel
국내통화량(m)	+	0.52*** (12.10)	0.58*** (16.34)	0.59*** (17.94)	0.70*** (8.95)	0.45*** (5.60)	0.45*** (5.78)
미국통화량(m^*)	-	0.07 (0.93)	-0.05 (-0.78)	-0.07 (-1.28)	-0.21 (-1.58)	0.22 (1.55)	0.21 (1.61)
상대소득($y-y^*$)	-	-1.46*** (-16.53)	-1.22*** (-10.42)	-1.25*** (-11.48)	-1.71*** (-22.20)	-1.41*** (-16.84)	-1.25*** (-12.76)
내외단기금리차 ($i-i^*$)	-(+)	..	0.02*** (7.12)	0.00 (1.11)	..	0.03*** (5.84)	0.02*** (3.68)
내외장기금리차 ($i_L-i_L^*$)	-(+)	0.02*** (3.64)	0.03*** (2.97)
F-statistic		112.4	88.7	71.9	77.8	143.7	118.1

주: *, **, *** 는 정규분포 하에서 각각 10%, 5%, 1% 유의함을 나타낸다. 그러나 변수의 비정상성을 감안할 경우 다소 차이가 있을 수 있다.

2.2 불균형오차 결정요인 분석

가. 불균형 오차 유발요인의 분해

먼저 Park and Ogaki (1991)과 김윤영·박준용 (2007)을 따라 일반적인 VAR 모형을 변환하고자 한다. 설명의 편의상 z_t 는 $h \times 1$ 의 평균이 조정된 I(1)인 변수로 다음과 같은 VAR(1) 모형에서 유도된 것으로 가정하기로 한다.

$$z_t = \Gamma z_{t-1} + \epsilon_t \tag{2}$$

여기서 Γ 는 각각 $h \times h$ 의 자기회귀계수이며 ϵ_t 는 독립 동일 분포를 갖는 오차항이다. 좀 더 구체적으로 $z_t = (e_t', x_t')$ 로 정의하되 여기서 e_t 는 환율, x_t 는 환율을 결정하는 $(h-1) \times 1$ 인 벡터이다.

다음에는 I_{h-1} 이 $h-1$ 차원의 항등행렬을 나타낼 때 아래와 같은 비특이 $h \times h$ 정방 변환행렬

$$T = \begin{pmatrix} 1 - \beta \\ 0 \ I_{h-1} \end{pmatrix}$$

이 정의되며, 이 행렬 T 를 변수 z_t 의 좌측에 곱할 경우, 변수 z_t 는 다음과 같이 환율의 불균형 오차 $u_t = e_t - \beta z_t$ 와 x_t 로 구성된 다음과 같은 변수 w_t 로 바뀌게 된다.

$$w_t \equiv Tz_t = (u_t', x_t')'$$

다음으로 변환행렬 T 를 식 (2)의 VAR 모형의 좌측에 곱하고 모형의 자기회귀계수들을 변환하면 변수 z_t 의 VAR 모형은 변수 w_t 의 VAR 모형으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$w_t = \Phi w_{t-k} + v_t \quad (3)$$

여기서 $\Phi = TT^{-1}$ 이며 $v_t = T\epsilon_t$ 이다. 식 (3)는 모형의 잔차 ϵ_t 가 정규분포를 할 경우 VAR 모형 (2)의 관측적으로 동일한 변환(observationally equivalent transformation)에 해당한다.

다음은 식 (3)을 좌측 변수 w_t 의 구성요소인 u_t 와 x_t 로 구분하여 다시 써보면 이들 변수 상호간의 동태적 관계가 더욱 분명하여 진다.

$$u_t = \psi_{11}u_{t-1} + \psi_{12}x_{t-1} + v_{1t} \quad (4)$$

$$x_t = \psi_{21}u_{t-1} + \psi_{22}x_{t-1} + v_{2t} \quad (5)$$

여기서 v_{1t} 는 1×1 , v_{2t} 는 $(h-1) \times 1$ 일때 $v_t = (v_{1t}', v_{2t}')'$ 이며 ψ_{11} 는 1×1 , ψ_{12} 는 $1 \times (h-1)$, ψ_{21} 는 $(h-1) \times 1$ 와 ψ_{22} 는 $(h-1) \times (h-1)$ 의 계수로 정의된다. 여기서 ψ_{ij} ; $i, j = 1, 2$ 가 공적분 벡터를 포함하는 변환행렬 T 에 의존함에 유념하자.

한편 위의 식 체계 (4)과 (5)는 어떻게 오차 u_t 와 비정상시계열 변수 x_t 가 동태적으로

서로 영향을 미치는 지를 잘 나타낸다. 오차수정모형과 다르게 가중평균오차 (u_t)가 반드시 정상시계열이라는 전제는 필요하지 않다. 또한 이들은 순환구조(feedback structure)를 가지고 있는데 u_t 의 시차변수는 현재의 x_t 에 영향을 미칠 수 있고 그 반대의 경우도 가능하다.

한편 위 식 (4)에서 불균형 오차를 생성하는 변환행렬 T 의 벡터 $(1, -\beta)$ 가 공적분 벡터이거나 동일하게 u_t 가 안정시계열이기 위해서는 다음의 제약 조건을 만족시켜야 함을 알 수 있다.⁷⁾

공적분 제약조건 2.1 (i) $\psi_{12} = 0$, (ii) $|\psi_{11}| < 1$

한편 위의 식(4)와 공적분 제약조건 2.1은 불균형 오차 u_t 가 두 가지 요인에 의해 발생됨을 보여주고 있다. 첫째, 0이 아닌 계수 ψ_{12} 는 불균형 오차 u_t 가 벡터 $(1, -\beta)$ 가 공적분 벡터가 아닌데서 발생하였음을 나타낸다. 가령 설명의 편의상 $\psi_{11} = 0$ 를 가정할 경우 식 (4)는 다음과 같이 쓸 수 있음을 알 수 있다.

$$e_t = (\beta + \psi_{12})x_t - \psi_{12}\Delta x_t + v_{1t} \tag{6}$$

여기서 공적분 벡터는 $(1, -\beta - \psi_{12})$ 가 되는데 이는 $-\psi_{12}\Delta x_t + v_{1t}$ 가 식 (6)에서 $I(0)$ 이기 때문이다. 따라서 $\psi_{12} \neq 0$ 인 것은 벡터 $(1, -\beta)$ 가 공적분 벡터 아닐 수 있음을 나타내며 이는 불균형 오차 u_t 의 비정상성을 유발할 수 있다.

둘째, 계수 ψ_{11} 는 불균형 오차 u_t 의 외부 충격이 발생하였을 때 장기균형으로 수렴하는 조정속도를 나타낸다. 가령 설명의 편의상 $\psi_{12} = 0$ 를 가정하자. 이 경우 식 (4)는 다음과 같이 변환된다.

$$u_t = \psi_{11}u_{t-1} + v_{1t} \tag{7}$$

7) 김윤영·박준용 (2007)은 Johansen 공적분 검정법에서 정의되는 장기충격행렬(Long run impact matrix)의 분해 벡터는 위의 공적분 제약조건 2.1 (i)을 만족시키지만 조건 (ii)를 반드시 만족시키는 것은 아님을 보이고 있다.

여기서 만일 0기에 $u_0 = 0$ 를 가정하여 장기균형관계가 완전하게 성립한다고 하자. 다음으로 시점 $t=1$ 기에 $v_{11} (\neq 0)$ 라는 외부 충격이 발생할 경우 ($v_{1t} = 0; t=2,3,4,\dots$ 로 가정), 계수 ψ_{11} 가 1에 가까운 경우 환율의 장기균형으로부터의 괴리는 매우 느리게 사라질 것이다. 반대로 계수 ψ_{11} 가 0에 가까운 경우 환율의 장기균형으로의 수렴 속도는 매우 빠를 것이다.

위와 같은 이론과 관련하여 김윤영·박준용 (2008)은 Frankel (1979) 등에서 보고되는 구매력 평가설의 기각이, 위의 제약조건 2.1 (i)의 기각 때문이 아니라 제약조건 2.1 (ii)의 기각 때문이라는 엔·달러 및 파운드·달러를 대상으로 한 실증분석 결과를 보고하고 있다. 다시 말하여 구매력 평가설의 기각은 이론 자체의 기각이라기보다는 단기조정과정의 실패에 따른 것일 가능성이 높다는 것이다.

나. 불균형 오차 결정요인의 추정

따라서 위의 모형 (4)의 추정과 공적분 제약조건 2.1의 검정이 중요한데 이 과정을 간단히 설명하면 다음과 같다. 먼저 회귀분석을 통하여 초일치성(super-consistency)을 갖는 추정 벡터 $(1, -\hat{\beta})$ 를 얻고 이를 바탕으로 추정된 불균형 오차 \hat{u}_t 를 얻는다. 이를 바탕으로 계수 $\phi = (\psi_{11}, \psi_{12}')'$ 의 n개의 표본 추정치를 다음과 같이 유도한다.

$$\hat{\phi} \equiv \left(\sum_{t=1}^n m_{t-1} m'_{t-1} \right)^{-1} \sum_{t=1}^n m_{t-1} \hat{u}_t \quad (8)$$

여기서 $m_{t-1} \equiv (\hat{u}_{t-1}, x_{t-1}')$ 는 설명변수를 나타낸다.

위 추정치 (8)은 다음과 같은 통상의 극한분포를 따른다.

정리 2.2 변수 w_t 의 차분의 월드 분해가 다음과 같이 주어진다.

$$\Delta w_t = \Psi(L)v_t = \sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k v_{t-k}$$

여기서 L 은 시차인자를 나타내며 $\sum_{k=0}^{\infty} k |\Psi_k^{ij}| < \infty, i, j = 1, \dots, l$ 로 가정하는데 Ψ_k^{ij} 는 행렬

Ψ_k 의 i, j 번째 원소를 의미한다. 다음으로 모형 잔차 v_t 의 분산의 콜레스키 분해

$$Ev_t v_t' \equiv \Omega = PP'$$

와 $\Lambda \equiv \Psi(1)P = (\Psi_0 + \Psi_1 + \Psi_2 + \dots)P$ 를 정의한다. 그러면 $n^{1/2}(\hat{\beta} - \beta) \rightarrow_p 0$ 일 경우 다음이 성립한다. 8)

$$n(\hat{\phi} - \phi) \rightarrow_d \left(\Lambda \int_0^1 B(r)B(r)' dr \Lambda' \right)^{-1} \left(\Lambda \int_0^1 B(r)dB(r)P \right)$$

한편 이와 같은 결과는 일반적인 VAR(p) 모형으로 확장하여 w_t 의 시차차분 Δw_{t-i} 가 위의 식(4)에 포함된 경우로도 다음과 같이 확장될 수 있다. 즉 <표 3>의 공적분 벡터 $(1, -\hat{\beta})'$ 의 추정 결과를 바탕으로 식 (4)에서 제시하고 있는 불균형오차의 조정모형을 다시 추정하기로 한다.9) 이는 추정된 불균형오차를 식 (4)에 대입하여 다음과 같은 방정식을 추정하는 것을 의미한다.

$$\hat{u}_t = \psi_{11}\hat{u}_{t-1} + \psi_{12}x_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Lambda_{1k}\Delta\hat{w}_{t-k} + e_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta x_t = \psi_{21}\hat{u}_{t-1} + (\psi_{22} - I)x_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Lambda_{2k}\Delta\hat{w}_{t-k} + e_{2t} \quad (10)$$

위의 모형 (9)를 추정한 결과10)를 <표4>에서 보면 불균형오차 변동에는 외환위기 전의 경우 시차 불균형오차 이외에는 어떤 거시변수도 유의한 영향을 미치지 못하고 있는 데 이는 외환위기 전의 환율 변동이 정책당국의 개입 등 시장외부에서 인위적으로 결정된 것을 반영하는 것으로 풀이된다. 그러나 외환위기 이후에는 미국의 통화량 변동과, 성장률 및 이자율 격차 등이 유의하게 영향을 미치고 있어 완전 자율변동제 하에서 시장 변수들이 불균형 오차에 영향을 미치고 있음을 나타내고 있다.

특히 미국의 통화량이 증가할 경우 환율의 불균형오차는 증가(陽의 부호)하고11) 미국과

8) 위 정리의 증명은 추정치 $\hat{\beta}$ 의 초일치성과 Hamilton (1994), Proposition 18.1을 참조하여 쉽게 보일 수 있으므로 본고에서는 생략한다.

9) 여기서 공적분 벡터가 추정치를 사용했음에도 불구하고 t 통계량 등은 알려진 공적분벡터를 사용했을 경우와 같은 극한 분포를 갖는데 이는 추정 공적분 벡터가 초일치성(super-consistency)을 갖기 때문이다.

10) 시차는 BIC 기준으로 2를 선택하였다.

11) 양의 부호는 이론적인 예측과 부합하지는 않는데 일부 J-curve effect와 같이 조정과정에서의

의 성장률 격차가 증가할 경우 환율의 불균형오차는 감소 (陰의 부호)하는 것으로 나타났다. 반면 국내 통화량 변동은 거의 영향을 미치지 못하고 있어 불균형오차 결정에는 해외요인의 비중이 큰 것으로 보인다. 그러나 이는 장기균형 추정결과에서 국내 통화량의 비중이 큰 것과 대비되는 것이다.

다음은 불균형오차 방정식 추정 결과와의 비교를 위하여 오차수정모형을 추정하여 보았다(추정결과는 <부록>의 <부표 2> 참조). 그 결과 외환위기 이후 국내외 통화량은 명목환율 변동에 영향력이 없는 것으로 나타났다. 이는 통화량이 환율예측에 설명력을 갖지 못한다는 Meese and Rogoff (1983) 이후의 연구결과를 반영하는 것으로 보인다.

한편 오차차항 u_{t-1} 의 계수 값(ψ_{11})은 모형에 관계없이 0.8 미만으로 단위근 변수가 갖는 계수값인 1을 크게 하회하고 있어, 단기 조정과정이 불균형 오차의 비정상성을 유발하고 있지는 않는 것으로 보인다. 이는 앞에서 Shin 검정을 통하여 오차 단위근이 없는 것으로 확인된 결과와도 일치하는 것이다. 그러나 외환위기 이후 불균형오차 시차항의 계수 값(ψ_{11})은 상승하여 외환시장의 불균형오차가 발생하였을 때 장기균형으로 복귀하는데 소요되는 시간이 길어진 것으로 나타났다.

가령 Frankel 모형으로 추정된 계수값을 기준으로 산출하였을 때, 외부충격으로 불균형오차가 발생하였을 경우 불균형오차가 원래의 절반수준으로 줄어드는데 소요되는 시간(반감기)은 외환위기 전의 2개월 내외에서 외환위기 이후 4개월 내외로 늘어났다.

마지막으로 위 모형의 극단적인 경우로 식 (7)과 같은 불균형 오차의 AR(1) 모형을 상정하여 자기회귀계수를 추정하여 보았다. 아래 <표 4> 하단의 추정 결과를 보면 자기회귀계수(변수 u_{t-1} 의 계수) 추정치의 경우 AR(1) 모형이 외환위기 전에는 위에서 고려한 Lucas, Bilson 및 Frankel 모형들에 비해 다소 높게 나타난 반면 외환위기 이후에는 비슷한 것으로 나타났다. 한편 조정 R^2 의 경우 Lucas, Bilson 및 Frankel 모형들이 외환위기 이후 AR(1) 모형에 비해 모두 높은 값을 보인 반면 외환위기 이후엔 모형에 따라 상대적인 크기가 달랐다. 이와 같은 결과는 위에서도 서술하였다시피 외환위기 이후 완전 자율변동제 하에서 시장 변수들이 불균형 오차에 영향을 미치고 있음을 반영하고 있는 것으로 판단된다.

한편 공적분 제약 조건 2.1 (i)이 충족여부를 확인하기 위하여 시차 국내통화량(m_{t-1}), 시차 미국통화량(m^*_{t-1}), 시차 성장률 격차($y_{t-1}-y^*_{t-1}$), 시차 단기 이자율 격차($i_{t-1}-i^*_{t-1}$) 및 시차 장기 이자율 격차($i_{Lt-1}-i^*_{Lt-1}$) 등의 추정계수 값과 t 통계량을 확인(<표 4>)한 결과 모두 미미한 수준으로 나타났다.¹²⁾

over-shooting 을 반영하는 것으로 추정된다.

< 표 4 > 불균형오차 방정식 추정결과(u_t)

분석기간	1990.3 ~ 1997.9			1999.3 ~ 2007.6		
모형	Lucas	Bilson	Frankel	Lucas	Bilson	Frankel
u_{t-1}	0.64*** (4.60)	0.46*** (2.42)	0.49*** (2.74)	0.72*** (9.09)	0.75*** (8.24)	0.78*** (8.15)
Δu_{t-1}	0.31 (0.82)	0.36 (0.82)	0.30 (1.05)	0.25 (1.27)	0.25 (1.50)	0.14 (0.80)
Δu_{t-2}	0.44 (1.09)	0.41 (0.87)	0.37 (1.26)	0.24 (1.23)	0.11 (0.64)	0.17 (0.97)
m_{t-1}	-0.02 (-0.39)	-0.02 (-0.34)	0.00 (0.98)	0.05 (0.79)	0.06 (0.94)	0.04 (0.50)
Δm_{t-1}	0.34 (1.48)	0.34 (1.15)	0.30 (0.72)	-0.04 (-0.19)	-0.05 (-0.26)	-0.01 (-0.07)
Δm_{t-2}	0.33 (1.37)	0.28 (0.93)	0.37 (1.11)	-0.37 (-1.60)	-0.36** (-2.08)	-0.26 (-1.51)
m^*_{t-1}	-0.09 (-1.31)	-0.07 (-0.87)	-0.05 (-0.61)	0.01 (0.07)	0.08 (0.48)	0.11 (0.53)
Δm^*_{t-1}	0.65 (0.74)	-0.05 (-0.05)	-0.22 (-0.20)	0.88 (1.57)	1.05** (2.23)	0.92* (1.92)
Δm^*_{t-2}	-0.77 (-0.90)	-0.66 (-0.59)	-0.96 (-0.88)	0.65 (1.19)	0.60 (1.32)	0.65 (1.42)
$y_{t-1} - y^*_{t-1}$	0.08 (0.52)	0.00 (0.00)	-0.10 (-0.58)	-0.16 (-1.14)	-0.25 (-1.49)	-0.18 (-1.01)
$\Delta(y_{t-1} - y^*_{t-1})$	-0.75 (-1.41)	-0.60 (-1.12)	-0.56 (-1.04)	-0.98** (-2.54)	-0.81*** (-2.75)	-0.72*** (-2.58)
$\Delta(y_{t-2} - y^*_{t-2})$	-0.89 (-1.61)	-0.56 (-1.03)	-0.79 (-1.49)	-0.10 (-0.24)	0.05 (0.15)	-0.20 (-0.72)
$i_{t-1} - i^*_{t-1}$	-	-0.00 (-0.42)	-0.00 (-0.74)	-	-0.01** (-2.33)	-0.01 (-1.28)
$\Delta(i_{t-1} - i^*_{t-1})$	-	0.00 (0.19)	0.00 (0.32)	-	0.01 (0.55)	0.01 (0.50)
$\Delta(i_{t-2} - i^*_{t-2})$	-	0.01 (0.67)	0.00 (0.77)	-	0.04** (2.49)	0.03 (1.51)
$i_{Lt-1} - i^*_{Lt-1}$	-	-	0.00 (0.45)	-	-	0.00 (0.32)
$\Delta(i_{Lt-1} - i^*_{Lt-1})$	-	-	-0.00 (-0.33)	-	-	-0.00 (-0.04)
$\Delta(i_{Lt-2} - i^*_{Lt-2})$	-	-	0.00 (0.18)	-	-	0.02 (1.49)
Constant	0.80 (1.39)	0.69 (0.94)	0.30 (0.41)	-0.64 (-0.52)	-1.30 (-0.97)	-1.17 (-0.66)
adjusted-R ² (R ²)	0.67 (0.71)	0.28 (0.42)	0.24 (0.42)	0.65 (0.69)	0.67 (0.72)	0.65 (0.71)

< AR(1) 모형 >

u_{t-1}	0.78 (11.92)	0.55 (5.98)	0.52 (5.56)	0.74 (10.90)	0.76 (11.53)	0.77 (11.78)
adjusted-R ² (R ²)	0.61 (0.61)	0.32 (0.32)	0.29 (0.29)	0.55 (0.55)	0.58 (0.58)	0.58 (0.58)

12) 이와 같은 결과는 물론 근사(approximation) 결과인 데 t 통계량이 비정규(non-standard) 극한 분포를 가지므로 정확한 기각역은 붓스트랩 등을 통해 확인할 수 있을 것이다. 다만 추정 계수는 변수의 비정상성으로 인해 초일치성을 갖는다.

다음은 추정 방정식 (10)에서 오차가 여타 경제변수에 미치는 영향도 추정하여 보았다. 그 결과 <표 5-1>에서 보듯 Lucas 및 확장모형에서 불균형오차의 증가가 국내통화량의 증가에 영향을 미치는 것으로 각각 5% 및 10% 유의수준에서 나타났다. 이는 명목환율이 균형수준 이상으로 높아져 불균형오차가 확대될 경우 지속적인 경상수지 흑자로 대외부문을 통한 통화공급 압력이 커진데 기인하는 것으로 보인다. 한편 <표 5-2>에서 보듯 외환위기 전의 경우 원·달러 환율의 불균형오차 증가가 성장률에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나 외환위기 이후에는 이런 효과가 거의 발생하지 않았다.

위의 추정 결과를 종합하면 정책 당국의 개입이 있었던 외환위기 전의 경우 외환시장의 불균형이 발생하였을 경우 조정되는 속도는 외환위기 후에 비해 빨랐으나 이로 인한 환율의 왜곡이 성장률 등 실물경제에 부정적인 영향을 미쳤던 것으로 보인다. 그러나 외환위기 이후 자유변동환율제 실시로 환율 결정이 기본적으로 시장의 수급 요인에 의해 결정됨에 따라 외환시장의 불균형이 발생하였을 경우 조정되는 속도는 외환위기 전에 비해 느려졌으나 성장률 등 실물경제에 미치는 부정적인 영향은 줄어든 것으로 보인다.¹³⁾ 이와 같은 분석 결과는 환율 불균형 축소를 위한 정책적 개입이 균형으로의 조정과정을 단축시킬 수 있지만 실물경제에는 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사하고 있다.

13) Bordo, Dib and Schembri (2007)는 변동환율제도로 이행한 이후 1950~1962 기간 동안 캐나다 거시 경제변수들의 변동성이 줄어들었다고 지적하고 있다.

<표 5-1> 통화량 변동(Δm_t)에 대한 식(10)의 추정결과

분석기간 모형	1990.3 ~ 1997.9			1999.3 ~ 2007.6		
	Lucas	Bilson	Frankel	Lucas	Bilson	Frankel
u_{t-1}	0.21* (1.80)	0.12 (0.96)	0.11 (0.82)	0.10** (2.07)	0.10 (1.60)	0.08 (1.22)
Δu_{t-1}	-0.24 (-0.76)	-0.14 (-0.46)	-0.17 (-0.55)	-0.10 (-0.92)	-0.08 (-0.71)	-0.08 (-0.66)
Δu_{t-2}	-0.34 (-0.99)	-0.30 (-0.92)	-0.28 (-0.83)	-0.00 (-0.01)	-0.01 (-0.05)	-0.03 (-0.21)
m_{t-1}	0.02 (0.69)	0.03 (0.92)	0.04 (0.97)	-0.04 (-1.31)	-0.06 (-1.34)	-0.09* (-1.74)
Δm_{t-1}	-0.76*** (-3.99)	-0.75*** (-3.71)	-0.74*** (-3.49)	-0.04 (-0.29)	-0.01 (-0.06)	-0.00 (-0.00)
Δm_{t-2}	-0.39** (-1.98)	-0.45** (-2.12)	-0.46** (-2.09)	0.24* (1.80)	0.25** (2.03)	0.25** (2.05)
m^*_{t-1}	0.00 (0.04)	-0.05 (-0.92)	-0.06 (-0.99)	0.13 (1.26)	0.15 (1.23)	0.05 (0.31)
Δm^*_{t-1}	-0.86 (-1.19)	-0.05 (-0.07)	0.03 (0.04)	0.21 (0.65)	0.19 (0.55)	0.26 (0.75)
Δm^*_{t-2}	0.45 (0.63)	0.07 (0.09)	-0.05 (-0.06)	-0.36 (-1.13)	-0.36 (-1.11)	-0.33 (-1.01)
$y_{t-1} - y^*_{t-1}$	-0.11 (-0.84)	-0.06 (-0.58)	-0.08 (-0.61)	-0.03 (-0.42)	-0.01 (-0.05)	0.09 (0.68)
$\Delta(y_{t-1} - y^*_{t-1})$	0.37 (0.83)	0.26 (0.71)	0.34 (0.87)	0.17 (0.74)	0.11 (0.52)	0.08 (0.40)
$\Delta(y_{t-2} - y^*_{t-2})$	0.58 (1.27)	0.56 (1.48)	0.53 (1.36)	-0.17 (-0.73)	-0.16 (-0.75)	-0.13 (-0.63)
$i_{t-1} - i^*_{t-1}$	-	0.00 (0.57)	-0.00 (-0.32)	-	0.00 (1.08)	0.01 (1.34)
$\Delta(i_{t-1} - i^*_{t-1})$	-	-0.01 (-1.06)	-0.01 (-1.32)	-	-0.02 (-1.33)	-0.02 (-1.58)
$\Delta(i_{t-2} - i^*_{t-2})$	-	-0.00 (-0.12)	0.00 (1.15)	-	0.00 (0.13)	0.00 (0.03)
$i_{Lt-1} - i^*_{Lt-1}$	-	-	0.00 (0.79)	-	-	-0.01 (-0.65)
$\Delta(i_{Lt-1} - i^*_{Lt-1})$	-	-	0.00 (0.16)	-	-	0.01 (0.87)
$\Delta(i_{Lt-2} - i^*_{Lt-2})$	-	-	-0.01 (-1.25)	-	-	0.01 (0.76)
Constant	-0.27 (-0.56)	0.01 (0.03)	-0.03 (-0.06)	-0.33 (-0.45)	-0.25 (-0.26)	0.79 (0.62)
F-statistic	4.52	2.90	2.46	2.35	1.92	1.69

<표 5-2> 성장률 차이 변동($\Delta(y_t - y_t^*)$)에 대한 식(10)의 추정결과

분석기간 모형	1990.3 ~ 1997.9			1999.3 ~ 2007.6		
	Lucas	Bilson	Frankel	Lucas	Bilson	Frankel
u_{t-1}	-0.12 (-1.28)	-0.23* (-1.98)	-0.25** (-2.07)	-0.06 (-1.59)	-0.03 (-0.59)	-0.00 (-0.08)
Δu_{t-1}	0.04 (0.16)	0.10 (0.38)	0.10 (0.36)	0.06 (0.61)	0.02 (0.25)	0.04 (0.37)
Δu_{t-2}	0.17 (0.63)	0.21 (0.69)	0.20 (0.67)	0.15* (1.65)	0.11 (1.13)	0.10 (0.99)
m_{t-1}	-0.01 (-0.32)	-0.01 (-0.43)	-0.00 (-0.11)	0.00 (0.02)	0.03 (0.89)	0.05 (1.26)
Δm_{t-1}	-0.10 (-0.66)	-0.13 (-0.71)	-0.12 (-0.65)	-0.05 (-0.43)	-0.08 (-0.77)	-0.07 (-0.69)
Δm_{t-2}	0.03 (0.18)	0.03 (0.16)	0.02 (0.12)	-0.08 (-0.74)	-0.15 (-1.55)	-0.14 (-1.45)
m^*_{t-1}	-0.00 (-0.10)	-0.02 (-0.44)	-0.02 (-0.37)	0.17** (2.13)	0.22** (2.32)	0.32*** (2.78)
Δm^*_{t-1}	0.29 (0.51)	0.13 (0.19)	-0.03 (-0.04)	0.53** (1.97)	0.55** (2.00)	0.49* (1.78)
Δm^*_{t-2}	-1.01* (-1.82)	-1.02 (-1.46)	-1.07 (-1.48)	0.22 (0.86)	0.29 (1.09)	0.26 (1.00)
$y_{t-1} - y^*_{t-1}$	-0.05 (-0.54)	-0.08 (-0.87)	-0.12 (-1.09)	-0.15** (-2.22)	-0.26*** (-2.67)	-0.31*** (-3.05)
$\Delta(y_{t-1} - y^*_{t-1})$	-0.31 (-0.90)	-0.34 (-1.01)	-0.30 (-0.82)	-0.36** (-1.96)	-0.29* (-1.70)	-0.33*** (-2.06)
$\Delta(y_{t-2} - y^*_{t-2})$	-0.36 (-1.01)	-0.31 (-0.91)	-0.31 (-0.87)	-0.15 (-0.80)	-0.05 (-0.27)	-0.05 (-0.29)
$i_{t-1} - i^*_{t-1}$	-	-0.00 (-0.78)	-0.00 (-0.51)	-	-0.00* (-1.86)	-0.01** (-2.19)
$\Delta(i_{t-1} - i^*_{t-1})$	-	0.00 (0.08)	-0.00 (-0.13)	-	0.01 (1.17)	0.01 (0.95)
$\Delta(i_{t-2} - i^*_{t-2})$	-	0.00 (0.60)	0.00 (0.47)	-	0.01 (1.49)	0.01 (1.35)
$i_{Lt-1} - i^*_{Lt-1}$	-	-	0.00 (0.04)	-	-	0.01 (1.41)
$\Delta(i_{Lt-1} - i^*_{Lt-1})$	-	-	0.00 (0.36)	-	-	-0.00 (-0.48)
$\Delta(i_{Lt-2} - i^*_{Lt-2})$	-	-	0.00 (0.13)	-	-	0.01 (0.91)
Constant	0.11 (0.30)	0.31 (0.67)	0.17 (0.35)	-1.22** (-2.08)	-1.97** (-2.56)	-2.89*** (-2.87)
F-statistic	2.72	1.82	1.59	3.57	3.17	2.93

3. 추가 연구과제

환율의 불균형 오차는 경제적인 이유와 함께 국제 정치적으로도 매우 관심이 높은 경제변수임에도 불구하고 기존의 계량경제학적 분석 틀의 한계로 인하여 체계적인 접근이 이루어지지 못한 것이 사실이다. 이와 관련하여 본고는 환율과 관련 경제변수들로 이루어진 일반적인 VAR 모형에서 환율 불균형 오차의 자기 회귀 과정을 유도하는 새로운 방식을 원·달러 환율에 처음 적용하여 보았다.

이러한 본고의 접근은 몇 가지 측면에서 추가 분석의 과제를 남긴다. 첫째, 환율의 장기균형의 결정 모형에서 통화주의적 이론 외에 주가 등 자산 가격을 고려한 포트폴리오 균형 환율 모형으로 확장한 경우의 분석이 흥미로울 것으로 판단된다. 둘째, 본고의 모형을 Wu and Chen (2001)과 Granger and Swanson (1997) 등의 비선형 오차수정모형과 같이 비선형으로 확장하여 원·달러 환율에 적용하는 작업도 매우 중요한 연구과제가 될 것으로 판단된다. 마지막으로 본고에서 환율 불균형 오차의 단기 조정과정이 자율변동 환율제 시행 이후 길어진 반면 성장에 미치는 부정적 영향이 줄어들었다는 결과는 환율제도 선택에 있어 의미 있는 시사점을 제공하는 만큼 외환위기 이후 자율변동 환율제를 선택한 태국 등 여타 동아시아 국가들과의 비교 연구도 필요한 것으로 판단된다.

■ 참고문헌

- 김윤영·박준용, 2007, 오차단위근을 고려한 공적분 검정, 한국은행, 금융경제연구, 제300호.
- 김윤영·박준용, 2008, 오차단위근을 고려한 구매력평가설 검정, 한국은행, 경제분석, 제14권 제1호.
- 김진용·권성택, 2003, 원화환율의 장기균형 및 불균형오차 분석, 한국은행, 조사통계월보, 2월호, 24-55.
- 박찬호, 2007, 금리와 환율간 관계 분석, Mimeo.

서병선, 2001, 통화량, 산업생산, 환율의 장기균형관계에 대한 연구, 경제학 연구, 제49집 제1호.

신관호·이종화, 2004, 원화환율의 변동성 추이에 관한 연구, 계량경제학보, 제15권 제1호, 93-128.

오정근, 2000, 주식시장이 채권시장보다 활발인 개방경제에서 금리·주가·환율 경상수지 간의 상관관계, 한국은행, 금융경제연구, 제104호.

홍승제·강규호, 2004, 마코프-스위칭 GARCH모형을 이용한 외환위기 전후 경제레짐 변화시점 추정, 한국은행, 금융경제연구, 제172호.

Bilson, J.F.O., 1978, The Current Experience with Floating Exchange Rates: An Appraisal of the Monetary Approach, American Economic Review: Papers and Proceedings, 392-397.

Bordo, M., A. Dib and L. Schembri, 2007, Canada's Pioneering Experience with a Flexible Exchange Rate in the 1950s: (Hard) Lessons Learned for Monetary Policy in a Small Open Economy, Bank of Canada, Working Paper 2007-45.

Clark, P. and R. Macdonald, 1998, Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of Beers and Feers, IMF Working Paper, No. 98/67.

Engel, C., N. C. Mark and K. D. West, 2007, Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think, NBER working paper 13318.

Engel, R.F. and C.W.J. Granger, 1987, Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, Econometrica 55, 251-276.

Frankel, J.A., 1979, On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials, American Economic Review, 69, 610-622.

- Granger, C.W.J, and N.R. Swanson, 1997, An Introduction to Stochastic Unit–Root Process. *Journal of Econometrics*, 80, 35–65.
- Hamilton, J.D., 1994, *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Lucas, R., 1982, Interest Rates and Currency Prices in a Two–Country World., *Journal of Monetary Economics*, 335–359.
- Johansen, A., 1988, Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
- Johansen, A., 1991, Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- Johansen, A., 1995, *Likelihood–Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin, 1992, Testing the Null Hypothesis Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We That Economic Time Series Have a Unit Root?, *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.
- Meese, R. and K. Rogoff, 1983, Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?, *Journal of International Economics* 14, 3–24. North–Holland.
- Kim, Yun–Yeong and Park, Joon Y., 2008, Testing Purchasing Power Parity in Transformed ECM with Nonstationary Disequilibrium Error, *Economic Papers*, Bank of Korea, forthcoming.

- Park, Joon Y. and M. Ogaki, 1991, VAR Prewhitening to Estimate Shortrun Dynamics : On Improved Method of Inference Cointegrated Models, RCER Working Paper, No. 281, University of Rochester.
- Saikkonen, P, 1991, Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions, *Econometric Theory*, 7, 1–21.
- Shin, Y.C., 1994, A Residual Based Test of the Null of Cointegration Against the Alternative of No Cointegration, *Econometric Theory*, 10, 91–115.
- Wu, J.L., and S.L. Chen, 2001, Nominal Exchange–Rate Prediction: Evidence from a Nonlinear Approach, *Journal of International Money and Finance*, 20, 521–532.
- Wooldridge, J., 1991, Notes on Regression with Difference–Stationary Data, Michigan State University. Mimeo.

부 록:

<부표 1> 환율 및 거시경제변수의 단위근 검정 결과

검정법	1990.3 ~ 1997.9			1999.3 ~ 2007.6		
	ADF (AIC)	ADF (SIC)	PP	ADF (AIC)	ADF (SIC)	PP
원·달러 환율(e)	1.1147 (0.9302)	3.4525 (0.9998)	2.6815 (0.9981)	-1.3353 (0.1673)	-1.3353 (0.1673)	-1.2540 (0.1919)
국내물가(p)						
PPI	4.6835 (1.0000)	4.6835 (1.0000)	5.7504 (1.0000)	2.2464 (0.9940)	2.2464 (0.9940)	3.5694 (0.9999)
CPI	4.9734 (1.0000)	4.1613 (1.0000)	9.9204 (1.0000)	2.4012 (0.9960)	6.0373 (1.0000)	10.0091 (1.0000)
미국물가(p^*)						
PPI	1.8005 (0.9822)	1.4855 (0.9654)	1.6967 (0.9777)	2.7178 (0.9983)	3.3385 (0.9998)	3.2866 (0.9997)
CPI	13.3193 (1.0000)	13.3193 (1.0000)	11.1895 (1.0000)	5.1558 (1.0000)	3.2756 (0.9997)	8.8041 (1.0000)
국내통화량(m)						
M1	7.8209 (1.0000)	7.8209 (1.0000)	11.0427 (1.0000)	1.3825 (0.9576)	2.0278 (0.9896)	2.9931 (0.9993)
M2	4.0450 (1.0000)	12.1976 (1.0000)	22.2673 (1.0000)	2.8397 (0.9988)	8.4278 (1.0000)	7.4950 (1.0000)
Lf	2.1086 (0.9914)	28.2957 (1.0000)	20.4298 (1.0000)	14.2677 (1.0000)	14.2677 (1.0000)	11.2902 (1.0000)
미국통화량(m^*)						
M1	-0.2148 (0.6060)	1.3553 (0.9552)	2.2641 (0.9942)	3.0969 (0.9995)	2.7361 (0.9984)	2.8012 (0.9987)
M2	3.7552 (0.9999)	3.7552 (0.9999)	6.3352 (1.0000)	4.5040 (1.0000)	14.3242 (1.0000)	12.5825 (1.0000)
M3	0.7377 (0.8721)	2.2434 (0.9939)	4.2697 (1.0000)	5.5036 (1.0000)	5.5036 (1.0000)	9.9979 (1.0000)
상대소득($y-y^*$)	-3.3037 (0.0012)	-3.0384 (0.0027)	-3.6692 (0.0003)	0.5063 (0.8232)	0.7128 (0.8675)	0.4927 (0.8200)
내외단기금리차 ($i-i^*$)	-1.1415 (0.2290)	-1.1415 (0.2290)	-0.8416 (0.3482)	-0.9334 (0.3100)	-1.0281 (0.2719)	-1.0021 (0.2821)
내외장기금리차 ($i_L-i_L^*$)	-0.5034 (0.4957)	-0.5364 (0.4820)	-0.5364 (0.4820)	-1.6367 (0.0957)	-1.6367 (0.0957)	-1.6704 (0.0895)

주 1) 미국 M3의 경우 자료가 2006.2월까지 존재

2) 귀무가설은 nonstationary(단위근 존재)임

3) () 안은 5% 유의확률임

4) 시차 선정은 AIC 또는 SIC기준을 참고

<부표 2> 오차수정모형 추정결과

분석기간	1990.3 ~ 1997.9			1999.3 ~ 2007.6		
	Lucas	Bilson	Frankel	Lucas	Bilson	Frankel
오차수정항 (공적분벡터)	-0.00 (-0.58)	0.00 (0.45)	0.00 (0.71)	-0.01 (-0.92)	0.00 (0.24)	0.00 (0.80)
Δm_{t-1}	0.06 (1.60)	0.04 (0.69)	0.02 (0.38)	0.07 (0.77)	0.06 (0.64)	0.08 (0.83)
Δm_{t-2}	0.09** (2.20)	0.05 (0.95)	0.05 (0.83)	0.04 (0.40)	0.03 (0.28)	0.05 (0.59)
Δm^*_{t-1}	-0.42* (-1.70)	-0.24 (-0.78)	-0.27 (-0.86)	-0.02 (-0.07)	-0.08 (-0.29)	-0.02 (-0.05)
Δm^*_{t-2}	0.48* (1.92)	0.20 (0.68)	0.19 (0.63)	-0.18 (-0.64)	-0.26 (-0.95)	-0.23 (-0.84)
$\Delta(y_{t-1}-y^*_{t-1})$	0.08 (1.57)	0.08 (1.35)	0.08 (1.29)	-0.18 (-1.57)	-0.21* (-1.83)	-0.20* (-1.79)
$\Delta(y_{t-2}-y^*_{t-2})$	-0.03 (-0.62)	-0.06 (-0.91)	-0.05 (-0.85)	-0.04 (-0.12)	-0.07 (-0.63)	-0.06 (-0.54)
$\Delta(i_{t-1}-i^*_{t-1})$	-	0.00 (0.64)	0.00 (0.85)	-	-0.01 (-0.76)	-0.01 (-1.06)
$\Delta(i_{t-2}-i^*_{t-2})$	-	-0.00** (-2.02)	-0.00 (-1.57)	-	0.02* (1.70)	0.02 (1.48)
$\Delta(i_{Lt-1}-i^*_{Lt-1})$	-	-	-0.00 (-0.67)	-	-	0.00 (0.37)
$\Delta(i_{Lt-2}-i^*_{Lt-2})$	-	-	0.00 (0.10)	-	-	0.01 (1.04)
F-statistic	1.69	1.49	1.27	0.83	0.90	0.87

주 1) *, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 유의함을 나타냄