외환위기 전후 원·달러 환율의 변동요인 비교분석

김윤영*

이 연구 내용은 집필자 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할경우에는 「집필자명」을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

본 연구를 위해 유익한 논평을 해주신 한국은행 금융경제연구원 김경수 원장, 김양우 부원장, 홍승제 국제경제실장, 논문심의위원회 위원(위원장: 송욱헌 실장, 유병학 과장, 국민대 송치영 교수), 김윤철 외환시장팀장, 외환연구팀 박찬호 차장과 성균관대 박준용 교수와 통계분석에 탁월한 도움을 준 윤혜영 연구원께 깊이 감사드린다.

^{*} 한국은행 금융경제연구원 국제경제연구실 과장(전화: 02-759-5427, email: yunyeongkim@bok.or.kr)

<차 례>

<요	약>	

Ι.	머리말	1
п.	원・달러 환율의 변동요인 비교분석	3
1.	환율변동요인 분해	3
2.	장기변동 요인 분석 ···································	4
3.	단기변동 요인 분석 ···································	2
III.	결론 및 시사점2	2
<참	-고문헌>2	4
<부	- 록>2	7

외환위기 전후 워·달러 휘율의 변동요인 비교분석

외환위기 이후 자유변동환율제도가 본격 시행되면서 원·달러 명목환율은 그 이전에 비해 높은 등락을 반복하는 가운데 대체로 하락하는 추세를 보여 왔다. 원·달러 환율의 변동행태가 외환위기를 전후하여 이처럼 크게 달라진 점을 감안하여 본고는 원·달러 환율의 장단기 변동요인을 1990년 이후 기간을 외환위기 발생을 기점으로 전·후기간으로 나눈후 이를 비교 분석하였다.

먼저 장기 균형환율은 통화론적 환율결정모형과 Engle-Granger의 공적분이론에서 정의되는 것으로 가정하였다. 그리고 환율이 장기균형에서 일시적으로 이탈한 단기오차 변동요인은 기존의 오차수정모형과 달리 오차의 동태적 조정과정을 명시적으로 고려할 수 있는 김윤영·박준용 (2007)의 모형을 이용하여 분석하였다.

실증 분석 결과 외환위기 이후 원·달러 명목환율의 장기균형은 이전과 달리 주로 경제성장률 격차 등 실물변수에, 단기변동은 국내외 금리차, 해외(미국) 유동성 수준 등 금융변수에 각각 영향을 크게 받는 것으로 나타났다. 또한 외부충격으로 환율이 균형수준을 단기적으로 이탈할 경우에는 국내 유동성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 환율이 균형수준으로 수렴하는 속도(반감기 기준)는 위기 이전에 비해거의 배로 느려진 반면 전체 환율변동 중 단기변동이 차지하는 비중은크게 줄어든 것으로 나타났다.

이러한 결과를 통해 볼 때 원·달러의 장기 균형환율은 외환위기 이후 자유변동환율제도 시행과 함께 실물경제 기초여건에 크게 영향을 받고 있어 장기적인 환율 안정에는 거시경제의 안정성 확보가 보다 중요해지고 있다. 그리고 환율의 단기변동이 교역상대국의 금리나 유동성 수준에크게 영향을 받고 있어, 환율안정을 위해서는 국제금융시장에 대한 모니터링을 강화하는 한편 국내 외환시장의 규모를 확대하고 국가간 정책 공조도 적극 도모해 나가야 할 것이다. 또한 외환위기 이후 장기균형 환율로 복귀하는 기간이 길어진 데다 환율의 단기변동 비중이 상대적으로 작아진 것은 외환시장의 가격기능이 위기이전보다는 상당부분 제고되고는 있으나 단기 쏠림현상이 심화된 데 기인한 결과라는 점에서 환투기 억제방안 등 외환시장안정 대책을 효과적으로 강구해 나가야 할 것이다.

핵심주제어: 원·달러 환율, 장기균형, 공적분, 조정과정, 단기변동 경제학문헌목록 주제 분류: C 53

I. 머리말

우리나라의 환율결정방식은 외환위기 이후 자유변동환율제로 이행하면서 원·달러 환율의 장단기 변동요인 및 동태적 특성이 외환위기 이전과 비교하 여 크게 달라졌을 것으로 예상된다. 왜냐하면 외환위기 이후 환율은 단기적 으로는 등락을 반복하면서 장기적으로 지속적으로 하락하는 모습을 보이고 있기 때문이다. 환율이 소규모 개방경제인 우리 경제에 미치는 영향력을 감 안해 볼 때 외환위기를 전후하여 환율정책의 레짐이 바뀐 후 환율의 장단기 움직임 변화와 그 결정요인1)의 구조변화를 파악하는 것은 대단히 중요하다.

이에 따라 본고는 원·달러 환율의 변동행태가 외환위기를 계기로 크게 달라진 점을 감안하여 1990년 이후 기간을 대상으로 원·달러 환율의 장단 기 변동 요인을 외환위기 전후 양 기간으로 나누어 실증 분석하였다.

관련 선행연구로는 서병선 (2001), 김진용·권성택 (2003), 신관호·이종화 (2004) 등을 들 수 있는데 이들은 주로 공적분과 오차수정모형을 통해 환율의 장기균형과 단기조정과정을 분석하고 있다. 그러나 이러한 기존 연구들은 두 가지 측면에서 분석상의 한계점을 지닌다. 첫째, 외환위기 이후 충분한 시간이 경과하지 않은 시점에서 분석이 이루어져 표본기간에 외환위기 기간이 포함되어 정상적인 경제상황에 대한 연구가 효과적으로 이루어지지 못했다. 다시 말해 이들 연구들은 외환위기 이전 기간과 전체기간을 비교하고 있으나, 전체기간의 경우 외환위기 기간의 구조변화가 분석에 포함되어 분석결과가위기상황에 크게 영향을 받은 면이 없지 않았다. 둘째, 오차수정모형을 이용한 분석은 단기오차가 어떤 요인에 의해 결정되는지를 명시적으로 보여주지못한 한계를 보였다. 그 결과 명목환율 변동 자체가 아닌 균형으로부터 괴리된 오차의 결정요인과 이의 동태적 특성은 제대로 분석되기가 어려웠다.2)

¹⁾ 가령 행태균형환율 (BEER, behavioral equilibrium exchange rate) 접근법의 경우 환율과 경제변수와의 관계를 파악함에 있어, 주로 오차수정모형을 상정하여 환율의 장기균형과 단기변동을 설명한다.

²⁾ 올해 美 상원은 환율이 기초경제여건으로부터 괴리(misalignment)된 정도가 큰 국가를 대 상으로 제재하는 법안을 논의한 바 있으며, IMF도 "Decision on Surveillance Over

이와 같은 기존연구의 한계를 극복하기 위해 본고에서는 김윤영·박준용 (2007)이 제시한 장기 균형환율과의 일시적 괴리를 의미하는 환율의 단기오차(disequilibrium error)를 설명하는 모형을 설정한 후, 이를 원·달러 명목환율의 변동 분석에 적용하였다.

이 모형은 기존의 오차수정모형(error correction model)과 달리 종속변수 및 설명변수에 모두 단기오차 및 이의 시차항을 포함하도록 설정되어 단기오차의 동태적 조정과정과 비정상성을 명시적으로 함께 고려할 수 있는 장점을 가지고 있다.3) 여기서 환율 및 이에 영향을 미치는 경제변수들은 일반적인 VAR 모형을 따르되, 환율의 장기균형은 Engle-Granger의 공적분 이론에서 정의되는 것으로 가정하였다.

장기균형환율 변동을 설명하는 모형은 기존 연구와의 비교를 위해 서병선 (2001), 김진용·권성택(2003), 신관호·이종화(2004) 등이 이용한 Lucas (1982)의 통화론적 환율결정이론에 근거한 기본모형, 여기에 단기이자율을 추가한 Bilson(1978)의 신축가격모형, 그리고 기본모형에 장단기이자율을 포함한 Frankel(1979)의 실질금리차 모형을 원용하여 관계 변수를 선정하되 자본수지, 교역조건 등도 추가적으로 고려하였다. 한편 표본기간은 외환위기의 영향이 크게 작용하였다고 판단되는 기간(1997.10~1999.2)을 제외한 후이를 기점으로 전체기간을 외환위기 전·후로 구분하여 분석하였다.

본고는 모두 3장으로 구성되어 있다. 먼저 II장에서는 원·달러 환율의 장 단기변동요인을 실증분석하고 III장에서는 이러한 결과를 바탕으로 결론 및 시사점을 제시한다.

Exchange Rate Policies"(1977년 제정)를 수정하면서 기초경제여건에 부합되지 않는 환율불균형(fundamental exchange rate misalignment)을 감시지표로 삼겠다고 밝힌 바 있다.

³⁾ 오차수정모형만으로는 단기오차의 안정성을 검정할 수 없다.

⁴⁾ 그러나 이들 변수들은 단위근 검정을 통해 비정상성이 확인된 경우에만 공적분을 통한 장기균형의 구성변수로 도입하였다.

II. 원·달러 환율의 장단기 변동요인 분석

1. 환율 변동요인 분해

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. 예를 들어 균형환율이 구매력평가설(PPP)에 의해 결정된다고 가정할 경우, 환율변동은 장기균형을 결정하는 국가 간 물가수준 차이에 의해 발생할 수도 있으며 다른 충격요인에 의해 발생된 환율의 장기균형과의 차이가 조정되면서 발생할 수도 있다. 이를 아래의 수식 (1)로 나타내면 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 $(\Delta \mu_t \equiv \mu_t - \mu_{t-1})$ 5)과 이를 차감한 환율의 단기오차 $(u_t \equiv e_t - \mu_t)$ 의 변동 $(\Delta u_t \equiv u_t - u_{t-1})$ 의 합으로 나타낼수 있다.

$$\Delta e_t \equiv \Delta \mu_t + \Delta u_t \tag{1}$$

아래 <그림 1>에서 설명하면 어떤 경제변수의 충격에 의해 동일한 환율 변동 (Δe_t) 이 일어났다 하더라도 이는 (a)의 경우와 같이 기존균형으로의 조정과정에 서, (b)의 경우와 같이 새로운 균형으로의 이동 과정에서 발생하였을 수 있다.

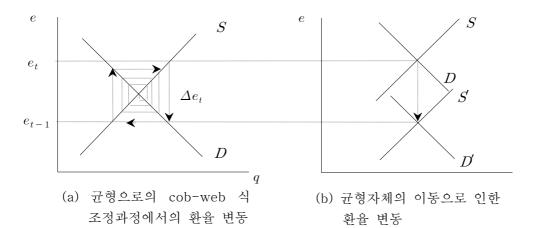
기존의 오차수정모형은 명목환율의 변동 (Δe_t) 에만 초점을 맞추고 있어 <그림 1>의 (a), (b)와 같은 단기오차 (u_t) 의 동태적 조정과정을 명시적으로 고려하고 있지 못하고 있다.6이러한 점을 감안하여 본고에서는 기존 오차수정모형 분석과 달리 환율의 단기오차의 움직임을 동태적으로 설명하는 모형을 추가 설정하여 분석하기로 한다.

⁵⁾ PPP이론에서 이는 자국 및 타국의 물가수준을 의미한다.

⁶⁾ 김윤영·박준용(2007)은 오차수정모형을 통해서는 단기오차의 안정성을 검증할 수 없음을 보인다.



환율변화의 요인 예시



2. 장기변동 요인 분석

가. 추정모형

원·달러 환율의 단기 오차를 추정하기 위해서는 공적분 이론에서 주어지는 장기균형환율이 먼저 정의되어야 한다. 본고에서 단기오차를 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 선정하되 자본수지, 교역조건 등의 변수를 추가로 고려한 모형들을 이용한다.

이들 모형들은 통화량과 성장률 격차 및 장·단기 이자율 등을 설명변수로 하고 있으며 따라서 통화주의적 접근법 및 이자율평가설 (UIP) 등을 반영하 고 있다.7) · Lucas 모형: 8)

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

· Bilson 모형:

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

· Frankel 모형

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

• 확장 모형

$$e = \delta_0 + \delta_1 m + \delta_2 m^* + \delta_3 (y - y^*) + \delta_4 (i - i^*) + \delta_5 (i_L - i_L^*) + \delta_6 (tot) + \zeta_m$$

추정에 이용한 월별자료는 소비자물가지수 (p,p^*) , 소득변수 (y,y^*) 는 산업생산지수, 통화량 (m,m^*) 은 M1, 단기금리는 CD수익률(3개월, $i,i^*)$, 장기금리는 우리나라의 국민주택채권금리(5년, $i_L)$ 와 미국의 국채금리(5년, $i_L^*)$ 를 이용하였다. 자본수지(cap)는 자본수지/산업생산지수를 이용하였으며, 교역조건(tot)은 순상품교역조건지수(=수출단가지수/수입단가지수)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, 외환위기의영향을 감안하여 외환위기 이전 기간 (1990.3~1997.9)과 외환위기 이후 (1999.3~2007.6) 기간으로 구분 비교하였다.9)

⁷⁾ Engel, Mark and West (2007)도 통화정책을 환율결정모형의 중요변수로 포함할 것을 주장하고 있다.

^{8) *} 표시는 미국의 경제변수를 나타낸다.

⁹⁾ 홍승제·강규호 (2004)의 연구결과에 따르면 외환위기에 의해 금융시장이 크게 영향을

나. 분석결과

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 아래의 <표 1>에서 보듯 자본수지와 외환위기 이전의 성장률격차를 제외한 모든 변수에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 없었다. 따라서 위의 네 가지 모형은 공적분 관계를 유도하기 위한 전제조건을 충족하고 있다고 볼 수 있다.10)

다음은 위의 네 가지 모형의 설명변수들과 환율이 장기균형관계를 형성하고 있는지를 확인하기 위하여 공적분 검정을 실시하였다. 먼저 Johansen 검정을 실시한 결과 <표 2>에서 보듯 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설은 5% 유의수준에서 모두 기각되었다.

그러나 앞에서 서술하였다시피 김윤영·박준용 (2007)은 Johansen 검정이 공적분 벡터를 과다하게 식별하는 단점을 가지고 있으므로 귀무가설을 정상시계열(stationarity)로 하는 공적분 검정을 추가로 실시할 것을 제시하고 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 네 가지 모형 모두 잔차가 안정시계열이라는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 없었다. 이와 함께 참고로 구매력평가설에 따라산출한 실질환율에 대한 KPSS 검정의 단위근 검정에서도 안정시계열이라는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 없었다.

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

받은 시기는 1997년 10월에서 1999년 2월까지로 추정된다.

¹⁰⁾ 신관호·이종화 (2004) 등에서 사용한 자본수지 및 경상수지도 고려하였으나 단위근이 없는 것으로 나타났다. 이는 이들 변수들이 환율의 장기균형에 영향을 미치지 않는 것을 의미하므로 분석에서 배제하였다. 한편 엔·달러환율의 경우 원·달러환율의 장기균형에는 영향을 미치고는 있으나 뒤에 서술하는 단기변동에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서 통화주의 모형 검정에 주된 초점을 두고 있는 본고에서는 분석에서 제외하였다.

	19	990.3~1997	.9	19	999.3~2007	7.6
검정법	ADF (AIC)	ADF (SIC)	PP	ADF (AIC)	ADF (SIC)	PP
원·달러 환율(e)	1.1147	3.4525	2.6815	-1.3353	-1.3353	-1.2540
	(0.9302)	(0.9998)	(0.9981)	(0.1673)	(0.1673)	(0.1919)
국내물가 (p)						
PPI	4.6835	4.6835	5.7504	2.2464	2.2464	3.5694
	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(0.9940)	(0.9940)	(0.9999)
CPI	4.9734	4.1613	9.9204	2.4012	6.0373	10.0091
	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(0.9960)	(1.0000)	(1.0000)
미국물가 (p^*)						
PPI	1.8005	1.4855	1.6967	2.7178	3.3385	3.2866
	(0.9822)	(0.9654)	(0.9777)	(0.9983)	(0.9998)	(0.9997)
CPI	13.3193	13.3193	11.1895	5.1558	3.2756	8.8041
	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(0.9997)	(1.0000)
국내통화량 (m)						
M1	7.8209	7.8209	11.0427	1.3825	2.0278	2.9931
	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(0.9576)	(0.9896)	(0.9993)
M2	4.0450	12.1976	22.2673	2.8397	8.4278	7.4950
	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(0.9988)	(1.0000)	(1.0000)
Lf	2.1086	28.2957	20.4298	14.2677	14.2677	11.2902
	(0.9914)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)
미국통화량 (m^*)						
M1	-0.2148	1.3553	2.2641	3.0969	2.7361	2.8012
	(0.6060)	(0.9552)	(0.9942)	(0.9995)	(0.9984)	(0.9987)
M2	3.7552	3.7552	6.3352	4.5040	14.3242	12.5825
	(0.9999)	(0.9999)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)
M3	0.7377	2.2434	4.2697	5.5036	5.5036	9.9979
	(0.8721)	(0.9939)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)	(1.0000)
상대소득(y-y*)	-3.3037	-3.0384	-3.6692	0.5063	0.7128	0.4927
	(0.0012)	(0.0027)	(0.0003)	(0.8232)	(0.8675)	(0.8200)
내외단기금리차	1 1 41 5	1 1 415	0.041.0	0.000.4	1.0001	1 0001
$(i-i^*)$	-1.1415	-1.1415	-0.8416	-0.9334	-1.0281	-1.0021
(t-t)	(0.2290)	(0.2290)	(0.3482)	(0.3100)	(0.2719)	(0.2821)
내외장기금리차	(0.2250)	(0.2250)	(0.0102)	(0.0100)	(0.2113)	(0.2021)
	-0.5034	-0.5364	-0.5364	-1.6367	-1.6367	-1.6704
$(i_L\!-\!i_L^*)$	(0.40==)	(0.4000)	(0.4000)	(0.00==)	(0.00==)	(0.000=)
Al1 ()	(0.4957)	(0.4820)	(0.4820)	(0.0957)	(0.0957)	(0.0895)
교역조건(tot)	-0.6633	-0.6633	-0.6710	0.3678	0.3678	0.2943
11227	(0.4272)	(0.4272)	(0.4238)	(0.7888)	(0.7888)	(0.7691)
자본수지(cap)	0.0438	-2.0643	-6.0534	-2.8664	-6.3962	-6.6121
	(0.6940)	(0.0380)	(0.0000)	(0.0045)	(0.0000)	(0.0000)

주 1) 미국 M3의 경우 자료가 2006.2월까지 존재 2) 귀무가설은 nonstationary(단위근 존재)임 3) () 안은 5% 유의확률임

				19	990.3	~ 1997	.9					1	999.3~	-2007	7.6		
Ī	고 형	Lu	cas	Bils	son	Fra	nkel	확	·장	Lu	cas	Bil	son	Fra	nkel	확	장
si No	potherized o. of E(s)	Trace	Max- Eigen	Trace	Max- Eigen	Trace	Max- Eigen	Trace	Max- Eigen	Trace	Max- Eigen	Trace	Max- Eigen	Trace	Max- Eigen	Trace	Max- Eigen
N	one	79.6*	40.6*	167.5*	72.8*	216.5*	81.9*	316.4*	89.0*	61.9*	24.6	96.9*	41.2*	142.4*	49.1*	263.4*	95.6*
		(54.1)	(28.6)	(77.0)	(34.8)	(103.9)	(41.0)	(134.7)	(47.1)	(54.1)	(28.6)	(77.0)	(34.8)	(103.9)	(41.0)	(134.7)	(47.1)
At	most	39.0*	17.8	94.7*	35.1*	134.6*	55.1*	227.4*	78.0*	37.3*	16.2	55.7*	25.5	93.3*	34.9*	167.8*	70.2*
	1	(35.2)	(22.3)	(54.1)	(28.6)	(77.0)	(34.8)	(103.8)	(41.0)	(35.2)	(22.3)	(54.1)	(28.6)	(77.0)	(34.8)	(103.8)	(41.0)
At	most	21.2*	12.5	59.6*	29.8*	79.5*	28.5	149.5*	49.1	21.1*	11.5	30.1	16.0	58.3*	26.7	97.6*	44.5*
	2	(20.3)	(15.9)	(35.2)	(22.3)	(54.1)	(28.6)	(77.0)	(34.8)	(20.3)	(15.9)	(35.2)	(22.3)	(54.1)	(28.6)	(77.0)	(34.8)
At	most	8.7	8.7	29.7*	18.1*	51.0*	23.0*	100.4*	41.4*	9.6*	9.6*	14.1	10.8	31.6	16.6	53.1	19.4
	3	(9.2)	(9.2)	(20.3)	(16.0)	(35.2)	(22.3)	(54.1)	(28.6)	(9.2)	(9.2)	(20.3)	(15.9)	(35.2)	(22.3)	(54.1)	(28.6)
At	most	_	_	11.7*	11.7*	28.0*	15.2	58.9*	30.0*	_	_	3.3	3.3	15.0	11.0	33.6	15.6
	4			(9.2)	(9.2)	(20.3)	(15.9)	(35.2)	(22.3)			(9.2)	(9.2)	(20.3)	(15.9)	(35.2)	(22.3)
At	most	_	_	_	_	12.8*	12.8*	29.0*	16.0*	_	_	_	_	4.0	4.0	18.1	11.7
	5					(9.2)	(9.2)	(20.3)	(15.9)					(9.2)	(9.2)	(20.3)	(15.9)
At	most	_	_	_	_	_	_	12.9*	12.9*	_	_	_	_	_	_	6.4	6.4
	6							(9.2)	(9.2)							(9.2)	(9.2)

주 1) * 표시는 5% 유의수준에서 귀무가설의 기각을 나타냄

^{2) ()} 안은 5% 임계치임

기간		1990.3~1997.9 1999.3~2007.6								
모형	PPP	Lucas	Bilson	Frankel	확장	PPP	Lucas	Bilson	Frankel	확장
통계량	0.1289	0.2383	0.2105	0.1697	0.1683	0.1953	0.1575	0.1341	0.1001	0.1104
	(0.4630)	(0.4630)	(0.4630)	(0.4630)	(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
 - 3) PPP에서는 소비자물가지수(CPI)를 사용

이와 같이 공적분 관계의 존재를 기각할 수 없으므로 환율의 단기오차 모형을 추정하기 위해 변수들 간의 장기균형 관계를 먼저 추정하여 보았다.¹¹⁾ 추정 결과 추정 부호가 네 가지 모형의 이론적 예상 부호와 합치되는 가운데 t 값도 매우 크게 나타났다. 즉 국내 통화량 증가는 높은 환율과¹²⁾, 미국과 비교하여 상대적으로 높은 국내 성장률은 낮은 환율과, 미국과 비교하여 상대적으로 높은 국내금리수준은 높은 환율과 관련이 있다.¹³⁾ 그러나 미국 통화량은 환율의 장기균형과는 거의 관련이 없는 것으로 나타났다.¹⁴⁾

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 중요한 요소로 대두되고 있음을 시사한다.

¹¹⁾ 이 경우 효율적 추정을 위하여 Saikkonen(1991)을 따라 시차변수(lead and lags)를 고려하였다. 시차는 BIC 기준을 고려하였다.

¹²⁾ M1이 환율과 이론적인 예측과 부합되는 장기관계를 보인 것과 달리 통화량으로 M2 또는 금융기관유동성(Lf) 등을 사용할 경우에는 이런 장기관계가 나타나지 않았다. 여기서 M1이 환율과 이론적인 예측과 부합되는 장기관계를 보인 것은 환율이 주로 거래적 동기에 의해 결정될 경우 M1도 요구불 예금과 현금통화로 구성되어 같이 거래적동기에 의해 결정된다는 공통점이 반영된 것으로 보인다. 즉 현금화가 유리한 통화가환율 결정에 보다 직접적으로 영향을 미치게 된다는 것이다.

¹³⁾ 유위험이자율평가설(UIP)에 따르면 부호가 陰(-) 이어야 한다. 이러한 UIP효과보다 주 식투자자금 유출에 따른 주식시장경로를 통한 환율상승압력 효과가 더 클 경우 부호가 陽(+) 일 수 있다. 오정근 (2000)과 박찬호(2007) 등도 비슷한 논지를 전개하고 있다.

¹⁴⁾ 여기서 미국의 거시변수로 미국의 통화량이 유일하게 포함된 점을 감안할 경우 원·달 러 환율이 한국경제의 거시변수에 의해 주로 결정될 개연성을 시사한다.

분석기간	이론		1990.3	~1997.9			1999.3	~2007.6	
모형	이론 예측	Lucas	Bilson	Frankel	확장	Lucas	Bilson	Frankel	확장
국내통화량(<i>m</i>)	+	0.52***	0.58***	0.59***	0.58***	0.70***	0.45***	0.45***	0.51***
, ,, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,		(12.10)	(16.34)	(17.94)	(12.20)	(8.95)	(5.60)	(5.78)	(5.99)
미국통화량(<i>m</i> *)	_	0.07	-0.05	-0.07	-0.05	-0.21	0.22	0.21	0.11
미국중화당(1117)		(0.93)	(-0.78)	(-1.28)	(-0.65)	(-1.58)	(1.55)	(1.61)	(0.72)
기리 / 드 / *\		-1.46***	-1.22***	-1.25***	-1.23***	-1.71***	-1.41***	-1.25***	-1.14***
상대소득 $(y-y^*)$	_	(-16.53)	(-10.42)	(-11.48)	(-10.48)	(-22.20)	(-16.84)	(-12.76)	(-8.29)
내외단기금리차 ¹⁾	-(+)	••	0.02***	0.00	0.00	• •	0.03***	0.02***	0.02***
$(i-i^*)$	-(+)		(7.12)	(1.11)	(1.03)		(5.84)	(3.68)	(2.54)
내외장기금리차 ²	(.)	••	••	0.02***	0.02***	••	••	0.03***	0.02***
$^{1)}(i_L\!-\!i_L^*)$	-(+)			(3.64)	(3.54)			(2.97)	(2.35)
되여 ⁷ 기(+-+)		••	••	••	-0.03	••	••	••	0.23
교역조건(tot)	+,-				(-0.28)				(1.43)
F-statistic		112.4	88.7	71.9	59.5	77.8	143.7	118.1	94.4

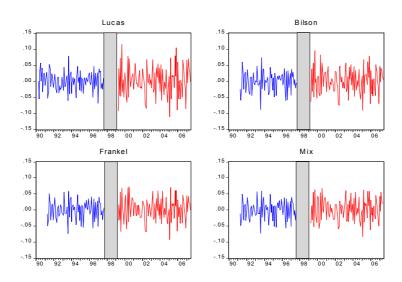
- 주: 1) 유위험이자율평가설(UIP)에 따르면 부호가 陰(-) 이어야 한다. 이러한 UIP효과보다 주식투자자금 유출에 따른 주식시장경로를 통한 환율상승압력 효과가 더 클 경우 부호가 陽(+) 일 수 있다.
 - 2) *, **, *** 는 정규분포 하에서 각각 10%, 5%, 1% 유의함을 나타낸다. 그러나 이는 변수의 비정상성을 감안한 기각역의 차이를 감안하지 않은 것이다.

여기서 위의 공적분 관계식 추정에서 얻어진 환율의 단기오차 추정치의 차분을 그래프로 나타낸 아래 <그림 3>을 보면 외환위기 이후 원ㆍ달러 환율의 단기오차 변동은 다소 확대된 것을 알 수 있다. 그러나 명목환율변동의 절대값 대비 단기오차 변동의 절대값의 비율($|\Delta \hat{u_t}|/|\Delta e_t|$)|15)을 그래프로 나타낸 <그림 4>를 보면 외환위기 전의 경우 명목환율 변동 대비 단기오차 변동의절대값 크기가 매우 컸음을 알 수 있다. <부록>의 <부표 1>의 요약통계량역시 이를 뒷받침한다.

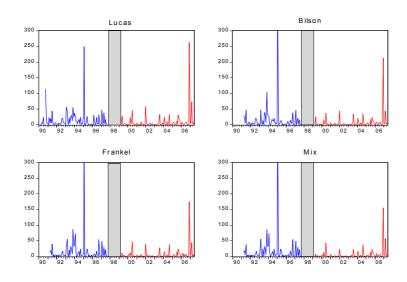
¹⁵⁾ 이 비율은 변수들이 로그차분되었을 경우 |명목환율 변화율-장기균형변화율|/|명목환율 변화율|의 근사값으로 볼 수 있다.

<그림 3>

단기오차 변동 추이



<그림 4> 단기오차 변동의 명목환율 변동 대비 절대값比 추이



3. 단기변동 요인 분석

가. 추정모형

이번 절에서는 김윤영·박준용(2007)이 제시한 환율 단기오차의 동태적 분석모형을 도입한다. 우선 환율의 단기오차가 장기균형 16)환율을 결정함에 있어 어떤 거시변수에 의해 영향 받고 있는지를 파악하기 위하여, 환율 (e_t) 과 거시경제변수 (x_t) 로 이루어진 s×1인 변수 $[z_t \equiv (e_t', x_t')']$ 의 VAR(p) 모형을 다음과 같이 상정하기로 하자.

$$z_t = \Gamma_1 z_{t-1} + \Gamma_2 z_{t-2} + \dots + \Gamma_p z_{t-p} + \epsilon_t \tag{2}$$

여기서 $\Gamma_1,\Gamma_2,...,\Gamma_p$ 는 각각 s×s 의 자기회귀계수이며 ϵ_t 는 독립 동일 분포를 갖는 오차항이다. 다음은 자기회귀 계수의 합 행렬을 아래와 같이 정의하자.

$$\Gamma = \sum_{i=1}^{p} \Gamma_k = \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix}$$

여기서 김윤영·박준용(2007)은 통상적인 Johansen (1988, 1991)의 방법을 통해서 추정된 공적분 검정은 추가적인 오차단위근 검정이 필요함을 보이고 있다. 가령 x_t 가 스칼라일 때, 어떤 벡터 $[1,(\gamma_{22}-1)/\gamma_{21}]'$ 는 Johansen의 방법을 통해 유도되는 공적분 후보벡터인데 $0<\gamma_{11}+\gamma_{22}<2$ 와 같은 추가 조건을 만족시킬 경우에만 공적분 벡터가 됨을 보이고 있다.

한편 이와 같은 결과를 보이기 위한 유도과정에서 파생되는 모형 변경이 단기오차의 동태적 구조를 이해하는 데 매우 중요하므로 다음에서는 이를 좀 더 구체적으로 살펴보기로 한다.

¹⁶⁾ 장기균형은 공적분 개념으로 이해한다.

먼저 비정상(nonstationary)으로 가정되는 환율 (e_t) 의 장기균형수준 (μ_t) 이 역시 비정상인 거시경제변수 (x_t) 를 어떤 벡터 $-\beta$ 로 선형결합한 것으로 정의된다고 가정하면, 양자의 차이 $(u_t \equiv e_t + \beta' x_t)$ 가 정상일 경우 벡터 $(1,\beta')'$ 은 공적분 벡터가 된다.

여기서 위의 식 (2)에 있는 VAR 모형으로부터 아래의 식 (3)과 같이 단기 오차를 설명하는 동태방정식을 유도하는 데, 이를 위하여 먼저 다음과 같은 s×s 정방행렬을 정의하기로 한다.

$$H = \begin{pmatrix} 1 & \beta \\ 0 & I_{s-1} \end{pmatrix}$$

다음은 이 행렬 H를 변수 z_t 의 좌측에 곱할 경우, 변수 z_t 는 다음과 같은 변수 w_t 로 바뀌게 된다.

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

여기서 변환행렬 H를 식 (2)의 VAR 모형의 좌측에 곱하고 모형의 자기회 귀계수들을 변환하면 변수 z_t 의 VAR 모형은 변수 w_t 의 VAR 모형으로 다음 과 같이 변환되게 된다.

$$w_t = \sum_{k=1}^{p} \Phi_k w_{t-k} + e_t \tag{3}$$

여기서 $\Phi_k = H\Gamma_k H^{-1}$; k=1,2,...,p 이며 $e_t = H\epsilon_t$ 이다. 식 (3)은 오차항 ϵ_t 가 정규분포를 할 경우 VAR 모형(p) (2)의 관측적으로 동일한 변환 (observationally equivalent transformation)에 해당한다.

다음으로는 모형 (3) 역시 하나의 VAR 모형이므로 다음과 같이 변수 w_t 의 오차수정모형 형태로 변환이 가능하다.

$$w_{t} = \Psi w_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Lambda_{k} \Delta w_{t-k} + e_{t}$$
(4)

여기서
$$\Psi = \sum_{k=1}^p \Phi_k$$
 이고 $\Lambda_k = -\left(\Phi_{k+1} + \Phi_{k+2} + \dots + \Phi_{k+p}\right)$ 이다.

다음은 식 (4)를 좌측 변수 w_t 의 구성요소인 u_t 와 x_t 로 구분하여 아래와 같이 다시 써보면 이들 변수 상호간의 동태적 관계가 더욱 분명하여 진다.

$$u_{t} = \psi_{11}u_{t-1} + \psi_{12}x_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Lambda_{1k} \Delta w_{t-k} + e_{1t}$$
 (5)

$$x_{t} = \psi_{21}u_{t-1} + \psi_{22}x_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Lambda_{2k} \Delta w_{t-k} + e_{2t}.$$
 (6)

여기서 $\Lambda_k = (\Lambda_{1k}', \Lambda_{2k}')'$ 이며 $e_t = (e_{1t}', e_{2t}')'$ 로 정의한다.

한편 김윤영·박준용 (2007)은 $(1,\beta')'$ 가 공적분 벡터가 되기 위해서는 식 (5)에서 $\psi_{12}=0$ 및 $|\psi_{11}|<1$ 인 조건이 필요하며, 통상적인 Johansen 검정의 경우 이중 $|\psi_{11}|<1$ 조건을 검정하지 않는 단점이 있으므로 Shin (1994) 검정을 공적분 검정에 추가 사용할 것을 제안하고 있다.

여기서 앞 절에서의 식 (5)와 (6)을 원·달러 환율의 단기오차 추정에 활용할 수 있다. 구체적으로 식 (5)의 추정은 단기오차의 안정성과 결정요인의 분석에, 식 (6)의 추정은 역으로 단기오차가 여타 거시변수에 어떤 영향을 미치고 있는지를 분석하는데 이용하게 된다.

다음은 <표 4>의 공적분 벡터 $(1,\hat{\beta}')'$ 의 추정 결과를 바탕으로 식 (5)에서 제시하고 있는 단기오차의 조정모형을 다시 추정하기로 한다. 17

이는 추정된 단기오차를 식 (5)에 대입하여 다음과 같은 방정식을 추정하는 것을 의미한다.

$$\widehat{u_t} = \psi_{11} \widehat{u_{t-1}} + \psi_{12} x_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Lambda_{1k} \Delta \widehat{w_{t-k}} + e_{1t}$$
(7)

가령 Lucas모형의 경우 단기오차 외의 설명 변수는 $x_{t-1}=[1,m_{t-1},m_{t-1}^*,(y_{t-1}-y_{t-1}^*)]$ 와 $\widehat{w_{t-k}}=(\widehat{u_{t-k}},x_{t-1})$ 로 정의되며 Bilson 모형, Frankel모형 및 확장모형도 유사하게 정의된다.

나. 분석결과

위의 모형 (7)을 추정한 결과 $^{18)}$, 오차시차항 u_{t-1} 의 계수 $\mathring{\mathrm{at}}(\psi_{11})$ 은 모형에 관계없이 0.8 미만으로 단위근 변수가 갖는 계수값인 1을 크게 하회하고 있어 균형으로의 회귀성향을 갖고 있는 것으로 보인다. 이는 앞에서 Shin 검정을 통하여 오차 단위근이 없는 것으로 확인된 결과와도 일치하는 것이다. 그러나 외환위기 이후 단기오차 시차항의 계수 $\mathring{\mathrm{at}}(\psi_{11})$ 은 상승하여 외환시장의 단기오차가 발생하였을 때 장기균형으로 복귀하는데 소요되는 시간이 길어진 것으로 나타났다. 19

¹⁷⁾ 여기서 공적분 벡터가 추정치를 사용했음에도 불구하고 t 통계량 등은 알려진 공적분 벡터를 사용했을 경우와 같은 극한 분포를 갖는데 이는 추정 공적분 벡터가 초일치성 (super-consistency)을 갖기 때문이다.

¹⁸⁾ 시차는 BIC 기준으로 2를 선택하였다.

¹⁹⁾ 한편 오차 수정항의 계수가 작아져 단기오차가 외환위기 이후 더 빨리 조정된다는 신 관호·이종화의 주장은 반드시 타당하다고 볼 수 없다. 이는 김윤영, 박준용 (2007, 2.2 장 참조)에서 보였다시피 오차수정의 속도가 오차수정항의 크기에 의해 결정되는 것이 아니라 위 식(5)의 시차오차항 계수 (ψ_{11}) 에 의해서 결정되기 때문이다.

가령 확장모형으로 추정된 계수값을 기준으로 산출하였을 때, 외부충격으로 단기오차가 발생하였을 경우 단기오차가 시장의 쏠림현상과 거래규모의확대 등에 따라 원래의 절반수준으로 줄어드는데 소요되는 시간 (반감기)은 외환위기 전의 2개월 내외에서 외환위기 이후 4개월 내외로 늘어났다.

한편 단기오차 변동에는 외환위기 전의 경우 시차 단기오차 이외에는 어떤 거시변수도 유의한 영향을 미치지 못하고 있다. 그러나 외환위기 이후에는 미국의 통화량 변동과, 성장률 및 이자율 격차 등이 유의하게 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 특히 미국의 통화량이 증가할 경우 환율의 단기오차는 증가 (陽의 부호)하고²⁰⁾ 미국과의 성장률 격차가 증가할 경우 환율의 단기오차는 감소 (陰의 부호)하는 것으로 나타났다. 반면 국내 통화량 변동은 거의 영향을 미치지 못하고 있어 단기오차 결정에는 해외요인의 비중이 큰 것으로 보인다. 그러나 이는 장기균형 추정결과에서 국내 통화량의 비중이 큰 것과 대비되는 것이다.

다음은 단기오차 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.

²⁰⁾ 양의 부호는 이론적인 예측과 부합하지는 않은데 <표 7>에서 보듯 이는 단기오차와 미국의 통화량변동과의 단순 시차상관계수에서 1기를 제외하고 모든 시차에서 음의 값을 보인 것과도 배치되는 것이다. 이는 J-curve effect와 같이 조정과정에서의 over-shooting 을 반영하는 것으로 판단된다.

분석기간		1000.2	~1997.9			1000.2	~2007.6	
	Lucas	Bilson	Frankel	확장	Lucas	Bilson	Frankel	확장
<u> </u>	0.64***	0.46***	0.49***	0.48***	0.72***	0.75***	0.78***	0.75***
u_{t-1}	(4.60)	(2.42)	(2.74)	(2.66)	(9.09)	(8.24)	(8.15)	(8.09)
	0.31	0.36	0.30	0.48	0.25	0.25	0.14	0.15
$\triangle u_{t-1}$	(0.82)	(0.82)	(1.05)	(1.03)	(1.27)	(1.50)	(0.80)	(0.94)
	0.44	0.41	0.37	0.59	0.24	0.11	0.17	0.19
$\triangle u_{t-2}$	(1.09)	(0.87)	(1.26)	(1.24)	(1.23)	(0.64)	(0.97)	(1.11)
	-0.02	-0.02	0.00	0.05	0.05	0.06	0.04	0.05
m_{t-1}	(-0.39)	(-0.34)	(0.98)	(0.72)	(0.79)	(0.94)	(0.50)	(0.70)
	0.34	0.34	0.30	0.39	-0.04	-0.05	-0.01	-0.03
$\triangle m_{t-1}$	(1.48)	(1.15)	(0.72)	(1.29)	(-0.19)	(-0.26)	(-0.07)	(-0.19)
	0.33	0.28	0.37	0.44	-0.37	-0.36**	-0.26	-0.24
$\triangle m_{t-2}$	(1.37)	(0.93)	(1.11)	(1.43)	(-1.60)	(-2.08)	(-1.51)	(-1.39)
*	-0.09	-0.07	-0.05	-0.11	0.01	0.08	0.11	0.01
m^*_{t-1}	(-1.31)	(-0.87)	(-0.61)	(-1.13)	(0.07)	(0.48)	(0.53)	(0.07)
*	0.65	-0.05	-0.22	-0.22	0.88	1.05**	0.92*	1.04**
$\triangle m^*_{t-1}$	(0.74)	(-0.05)	(-0.20)	(-0.19)	(1.57)	(2.23)	(1.92)	(2.08)
*	-0.77	-0.66	-0.96	-0.57	0.65	0.60	0.65	0.56
$\triangle m^*_{t-2}$	(-0.90)	(-0.59)	(-0.88)	(-0.49)	(1.19)	(1.32)	(1.42)	(1.19)
*	0.08	0.00	-0.10	-0.15	-0.16	-0.25	-0.18	-0.12
$y_{t-1} - y^*_{t-1}$	(0.52)	(0.00)	(-0.58)	(-0.78)	(-1.14)	(-1.49)	(-1.01)	(-0.64)
^ (** **)	-0.75	-0.60	-0.56	-0.73	-0.98**	-0.81***	-0.72***	-0.61**
$\triangle (y_{t-1} - y^*_{t-1})$	(-1.41)	(-1.12)	(-1.04)	(-1.30)	(-2.54)	(-2.75)	(-2.58)	(-2.23)
^ (xz -xz*)	-0.89	-0.56	-0.79	-0.88	-0.10	0.05	-0.20	-0.19
$\triangle (y_{t-2} - y^*_{t-2})$	(-1.61)	(-1.03)	(-1.49)	(-1.61)	(-0.24)	(0.15)	(-0.72)	(-0.70)
$\mathbf{i}_{t-1} \text{-} \mathbf{i}^*_{t-1}$	-	-0.00	-0.00	-0.00		-0.01**	-0.01	-0.01
1t-1 1 t-1		(-0.42)	(-0.74)	(-0.22)		(-2.33)	(-1.28)	(-1.24)
$\triangle \left(i_{t-1} i^*_{t-1} \right)$	-	0.00	0.00	0.00		0.01	0.01	0.01
△ (It-1 I t-1)		(0.19)	(0.32)	(0.19)		(0.55)	(0.50)	(0.70)
$\triangle \left(\mathbf{i}_{t-2} \text{-} \mathbf{i}^*_{\;t-2}\right)$	_	0.01	0.00	0.00	_	0.04**	0.03	0.02
△ (It-2 I t-2)		(0.67)	(0.77)	(0.61)		(2.49)	(1.51)	(1.38)
$\mathbf{i}_{Lt-1} ext{-}\mathbf{i}^*_{Lt-1}$	_	_	0.00	-0.00	_	_	0.00	0.00
1LT-1 1 LT-1			(0.45)	(-0.00)			(0.32)	(0.04)
$\triangle \left(i_{Lt-1} - i^*_{Lt-1} \right)$	_	_	-0.00	0.00	_	_	-0.00	0.00
— (1Lt-1 1 Lt-1)			(-0.33)	(0.09)			(-0.04)	(0.05)
$\triangle \left(i_{Lt-2} i^*_{Lt-2} \right)$	_	_	0.00	0.01	_	_	0.02	0.01
— (IL(-Z I L(-Z)			(0.18)	(0.47)			(1.49)	(1.15)
tot_{t-1}				0.17				0.06
2001 1				(1.09)				(0.45)
$\triangle \operatorname{tot}_{t-1}$				-0.14				-0.26
				(-0.73)				(-1.48)
$\triangle \operatorname{tot}_{t\text{-}2}$				-0.06				0.17
02	0.00	0.00	0.00	(-0.34)	0.04	1 00	1 177	(0.96)
С	0.80	0.69	0.30	0.15	-0.64	-1.30	-1.17	-0.75
D -4.1.1.	(1.39)	(0.94)	(0.41)	(0.19)	(-0.52)	(-0.97)	(-0.66)	(-0.43)
F-statistic	15.42	2.95	2.32	2.03	15.92	14.38	11.04	10.70

		Δm_{t-i}^*						$\Delta y_{t-i} - \Delta y_{t-i}^*$					
		i = 0	i = 1	i = 2	i = 3	i = 4	i = 5	i = 0	i = 1	i = 2	i = 3	i = 4	i = 5
	$\Delta \hat{u_t}(\text{Lucas})$	-0.040	-0.052	-0.107	-0.018	-0.040	-0.030	0.867	-0.028	-0.140	0.091	-0.060	0.068
1990.3	$\Delta \hat{u_t}$ (Bilson)	0.020	-0.034	-0.054	-0.017	0.004	0.002	0.795	-0.031	-0.037	0.068	-0.090	-0.044
~ 1997.9	$\Delta \hat{u_t}$ (Frankel)	0.027	0.010	-0.036	-0.005	-0.001	-0.003	0.816	-0.339	-0.109	0.098	-0.105	0.038
200110	$\Delta \hat{u_t}$ (확장)	0.026	0.007	-0.034	-0.004	0.001	-0.004	0.814	-0.338	-0.110	0.095	-0.101	0.040
	$\Delta \hat{u_t}(\text{Lucas})$	0.041	0.045	-0.042	-0.112	-0.015	0.029	0.802	-0.458	0.215	-0.268	0.199	-0.101
1999.3	$\Delta \hat{u_t}$ (Bilson)	-0.048	0.072	-0.064	-0.134	-0.043	0.041	0.788	-0.444	0.179	-0.279	0.203	-0.060
2007.6	$\Delta \hat{u_t}(\text{Frankel})$	-0.049	0.071	-0.045	-0.128	-0.012	-0.007	0.720	-0.425	0.142	-0.267	0.228	-0.071
	$\Delta \hat{u_t}$ (확장)	-0.051	0.064	-0.042	-0.127	-0.038	-0.020	0.662	-0.429	0.164	-0.270	0.258	-0.088

다음은 식 (6)에서 오차가 여타 경제변수에 미치는 영향도 추정하여 보았다. 그 결과 <표 8-1>에서 보듯 Lucas 및 확장모형에서 단기오차의 증가가 국내통화량의 증가에 영향을 미치는 것으로 각각 5% 및 10% 유의수준에서 나타났다. 이는 명목환율이 균형수준 이상으로 높아져 단기오차가 확대될 경우 지속적인 경상수지 흑자로 대외부문을 통한 통화공급 압력이 커진데 기인하는 것으로 보인다.

한편 <표 8-2>에서 보듯 외환위기 전의 경우 원·달러 환율의 단기오차 증가가 성장률 격차를 줄이는 것으로 나타났으나 외환위기 이후에는 이런 효과가 거의 발생하지 않았다. 이는 외환위기 전의 경우 외환시장의 불균형이가격기능을 통해 조정되지 못하고 실물부문으로 전이되어 발생한 것으로 보인다. 그러나 외환위기 이후 자유변동환율제 실시로 외환시장의 가격기능이 회복됨에 따라 환율의 단기오차가 실물경제에 미치는 영향력이 상대적으로 약화된 것으로 판단된다.21)

²¹⁾ Bordo, Dib and Schembri (2007)는 변동환율제도로 이행한 이후 1950~1962 기간 동안 캐나다 거시 경제변수들의 변동성이 줄어들었다고 지적하고 있다.

<班 8−1>

분석기간	1990.3~1997.9 1999.3~2007.6									
모형	Lucas	Bilson	Frankel	확장	Lucas	Bilson	Frankel	확장		
	0.21*	0.12	0.11	0.13	0.10**	0.10	0.08	0.13*		
u_{t-1}	(1.80)	(0.96)	(0.82)	(1.01)	(2.07)	(1.60)	(1.22)	(1.85)		
	-0.24	-0.14	-0.17	-0.32	-0.10	-0.08	-0.08	-0.15		
$\triangle u_{t-1}$	(-0.76)	(-0.46)	(-0.55)	(-0.97)	(-0.92)	(-0.71)	(-0.66)	(-1.21)		
	-0.34	-0.30	-0.28	-0.33	-0.00	-0.01	-0.03	-0.11		
$\triangle u_{t-2}$	(-0.99)	(-0.92)	(-0.83)	(-1.00)	(-0.01)	(-0.05)	(-0.21)	(-0.88)		
	0.02	0.03	0.04	0.00	-0.04	-0.06	-0.09*	-0.11**		
m_{t-1}	(0.69)	(0.92)	(0.97)	(0.01)	(-1.31)	(-1.34)	(-1.74)	(-2.12)		
^ m	-0.76***	-0.75***	-0.74***	-0.85***	-0.04	-0.01	-0.00	-0.03		
$\triangle m_{t-1}$	(-3.99)	(-3.71)	(-3.49)	(-4.01)	(-0.29)	(-0.06)	(-0.00)	(-0.22)		
۸m -	-0.39**	-0.45**	-0.46**	-0.54**	0.24^{*}	0.25**	0.25**	0.25*		
\triangle m _{t-2}	(-1.98)	(-2.12)	(-2.09)	(-2.45)	(1.80)	(2.03)	(2.05)	(1.92)		
m^*_{t-1}	0.00	-0.05	-0.06	0.01	0.13	0.15	0.05	0.11		
111 t-1	(0.04)	(-0.92)	(-0.99)	(0.19)	(1.26)	(1.23)	(0.31)	(0.75)		
$\triangle m^*_{t-1}$	-0.86	-0.05	0.03	-0.34	0.21	0.19	0.26	-0.02		
△111 f-1	(-1.19)	(-0.07)	(0.04)	(-0.42)	(0.65)	(0.55)	(0.75)	(-0.05)		
$\triangle m^*_{t-2}$	0.45	0.07	-0.05	-0.51	-0.36	-0.36	-0.33	-0.56		
Δ111 t-Z	(0.63)	(0.09)	(-0.06)	(-0.61)	(-1.13)	(-1.11)	(-1.01)	(-1.59)		
$y_{t-1} - y^*_{t-1}$	-0.11	-0.06	-0.08	-0.10	-0.03	-0.01	0.09	-0.06		
J t−1 J t−1	(-0.84)	(-0.58)	(-0.61)	(-0.76)	(-0.42)	(-0.05)	(0.68)	(-0.44)		
$\triangle \left(y_{t-1} - y^*_{t-1} \right)$	0.37	0.26	0.34	0.53	0.17	0.11	0.08	0.25		
△ (yt-1 y t-1)	(0.83)	(0.71)	(0.87)	(1.32)	(0.74)	(0.52)	(0.40)	(1.22)		
^ (*)	0.58	0.56	0.53	0.62	-0.17	-0.16	-0.13	0.04		
$\triangle (y_{t-2} - y^*_{t-2})$	(1.27)	(1.48)	(1.36)	(1.61)	(-0.73)	(-0.75)	(-0.63)	(0.18)		
• •*	_	0.00	-0.00	-0.00	-	0.00	0.01	0.01**		
$\mathbf{i}_{t-1} \text{-} \mathbf{i}^*_{\;t-1}$		(0.57)	(-0.32)	(-1.18)		(1.08)	(1.34)	(2.07)		
$\triangle \left(i_{t-1} i^*_{t-1} \right)$	_	-0.01	-0.01	-0.00	_	-0.02	-0.02	-0.02**		
$\triangle (\mathbf{I}_{t-1} - \mathbf{I}_{t-1})$		(-1.06)	(-1.32)	(-0.98)		(-1.33)	(-1.58)	(-2.00)		
$\triangle \left(\mathbf{i}_{t-2} - \mathbf{i}^*_{\;t-2} ight)$	-	-0.00	0.00	0.01	_	0.00	0.00	-0.01		
△ (It-2 I t-2)		(-0.12)	(1.15)	(1.60)		(0.13)	(0.03)	(-0.55)		
$\mathbf{i}_{\mathrm{Lt-1}}\mathbf{-i^*}_{\mathrm{Lt-1}}$	_	_	0.00	0.01*	_	_	-0.01	-0.00		
1Lt-1 1 Lt-1			(0.79)	(1.74)			(-0.65)	(-0.08)		
$\triangle \left(i_{Lt-1} i^*_{Lt-1} \right)$	_	_	0.00	-0.01	_	_	0.01	0.01		
$\triangle (ILt-1^{-1}Lt-1)$			(0.16)	(-0.61)			(0.87)	(0.77)		
. /• •* \	_	_	-0.01	-0.01*	_	_	0.01	0.00		
$\triangle \left(i_{Lt-2} - i^*_{Lt-2} \right)$			(-1.25)	(-1.66)			(0.76)	(0.54)		
	_	_	_	-0.19*	_	_		-0.21**		
tot_{t-1}				(-1.69)				(-2.22)		
A 4 4	_	_	_	0.04	_	_	_	0.07		
$\triangle tot_{t-1}$				(0.30)				(0.52)		
A tot	-	_	_	-0.09	_	_	_	0.01		
$\triangle tot_{t-2}$				(-0.79)				(0.10)		
С	-0.27	0.01	-0.03	-0.06	-0.33	-0.25	0.79	0.64		
	(-0.56)	(0.03)	(-0.06)	(-0.12)	(-0.45)	(-0.26)	(0.62)	(0.52)		
F-statistic	4.52	2.90	2.46	2.54	2.35	1.92	1.69	1.83		

분석기간		1990 3 -	~1997.9			1999 3 -	~2007.6	
모형	Lucas	Bilson	Frankel	확장	Lucas	Bilson	Frankel	확장
	-0.12	-0.23*	-0.25**	-0.26**	-0.06	-0.03	-0.00	0.00
u_{t-1}	(-1.28)	(-1.98)	(-2.07)	(-2.13)	(-1.59)	(-0.59)	(-0.08)	(0.03)
	0.04	0.10	0.10	0.31	0.06	0.02	0.04	0.03
$\triangle u_{t-1}$	(0.16)	(0.38)	(0.36)	(1.00)	(0.61)	(0.25)	(0.37)	(0.34)
	0.17	0.21	0.20	0.33	0.15*	0.11	0.10	0.10
$\triangle u_{t-2}$	(0.63)	(0.69)	(0.67)	(1.05)	(1.65)	(1.13)	(0.99)	(0.94)
	-0.01	-0.01	-0.00	0.05	0.00	0.03	0.05	0.05
m_{t-1}	(-0.32)	(-0.43)	(-0.11)	(1.15)	(0.02)	(0.89)	(1.26)	(1.05)
^	-0.10	-0.13	-0.12	-0.03	-0.05	-0.08	-0.07	-0.06
$\triangle m_{t-1}$	(-0.66)	(-0.71)	(-0.65)	(-0.15)	(-0.43)	(-0.77)	(-0.69)	(-0.56)
^	0.03	0.03	0.02	0.12	-0.08	-0.15	-0.14	-0.12
$\triangle m_{t-2}$	(0.18)	(0.16)	(0.12)	(0.59)	(-0.74)	(-1.55)	(-1.45)	(-1.17)
m^*_{t-1}	-0.00	-0.02	-0.02	-0.09	0.17**	0.22**	0.32***	0.33***
III t-1	(-0.10)	(-0.44)	(-0.37)	(-1.39)	(2.13)	(2.32)	(2.78)	(2.79)
$\triangle m^*_{t-1}$	0.29	0.13	-0.03	-0.03	0.53**	0.55**	0.49*	0.45
△III t-1	(0.51)	(0.19)	(-0.04)	(-0.04)	(1.97)	(2.00)	(1.78)	(1.48)
$\triangle m^*_{t-2}$	-1.01^*	-1.02	-1.07	-0.75	0.22	0.29	0.26	0.16
△111 t-2	(-1.82)	(-1.46)	(-1.48)	(-0.97)	(0.86)	(1.09)	(1.00)	(0.57)
$y_{t-1} - y^*_{t-1}$	-0.05	-0.08	-0.12	-0.19	-0.15**	-0.26***	-0.31***	-0.32***
y t−1 y t−1	(-0.54)	(-0.87)	(-1.09)	(-1.56)	(-2.22)	(-2.67)	(-3.05)	(-2.92)
$\triangle (y_{t-1} - y^*_{t-1})$	-0.31	-0.34	-0.30	-0.50	-0.36**	-0.29*	-0.33***	-0.28*
$\triangle (y_{t-1} \ y_{t-1})$	(-0.90)	(-1.01)	(-0.82)	(-1.32)	(-1.96)	(-1.70)	(-2.06)	(-1.66)
$\triangle (y_{t-2} - y^*_{t-2})$	-0.36	-0.31	-0.31	-0.44	-0.15	-0.05	-0.05	-0.03
— (y t-2 y t-2)	(-1.01)	(-0.91)	(-0.87)	(-1.21)	(-0.80)	(-0.27)	(-0.29)	(-0.18)
$i_{t-1} \hbox{-} i^*_{t-1}$	_	-0.00	-0.00	0.00	_	-0.00*	-0.01**	-0.01*
-11 - 11		(-0.78)	(-0.51)	(0.25)		(-1.86)	(-2.19)	(-1.70)
$\triangle \left(i_{t-1} i^*_{t-1} \right)$	_	0.00	-0.00	-0.00	_	0.01	0.01	0.01
(-t 1 - t 1)		(80.0)	(-0.13)	(-0.23)		(1.17)	(0.95)	(0.88)
$\triangle \left(\mathbf{i}_{t-2} - \mathbf{i^*}_{t-2}\right)$	_	0.00	0.00	0.00	_	0.01	0.01	0.01
		(0.60)	(0.47)	(0.38)		(1.49)	(1.35)	(1.15)
$i_{Lt-1} i^*_{Lt-1}$	_	_	0.00	-0.00	_	_	0.01	0.01
			(0.04)	(-0.55)			(1.41)	(1.46)
$\triangle (i_{Lt-1}-i^*_{Lt-1})$	_	_	0.00 (0.36)	0.01 (0.92)	_	_	-0.00 (-0.48)	-0.00 (-0.54)
			0.00				/	0.00
$\triangle \left(i_{Lt-2} - i^*_{Lt-2} \right)$	_	_	(0.13)	0.01 (0.67)	_	_	0.01 (0.91)	(0.72)
	_		(0.13)	0.19*	_		(0.91)	-0.03
tot_{t-1}				(1.79)	_			(-0.40)
	_	_	_	-0.19	_	_	_	-0.04
$\triangle tot_{t-1}$				(-1.47)				(-0.41)
	_	_	_	-0.11	_	_	_	0.08
$\triangle tot_{t-2}$				(-0.96)				(0.75)
	0.11	0.31	0.17	-0.05	-1.22**	-1.97**	-2.89***	-2.90***
С	(0.30)	(0.67)	(0.35)	(-0.09)	(-2.08)	(-2.56)	(-2.87)	(-2.83)
F-statistic	2.72	1.82	1.59	1.51	3.57	3.17	2.93	2.47
_ i statistic	2.12	1.02	1.00	1.01	0.01	0.11	2.00	<i>□</i> . II

이상에서 논의한 원·달러환율의 장단기 변동요인에 대한 추정결과는 아래의 <표 9>로 요약 정리할 수 있다.

<표 9> 원・달러 환율의 장단기 변동요인 분석결과 (종합)

별 서 키 키.	외환위기	기 이전	외환위기	기 이후	
분석기간	(1990.3~	1997.9)	(1999.3~	2007.6)	
	주요결정변수	특징	주요결정변수	특징	
	국내통화량 성장률격차 내외장단기금리차	實物변수 비중 작음	국내통화량 성장률격차 내외장단기금리차	實物변수 비중 큼	
단기변동	시차 단기오차	海外요인 비중 작음	미국통화량 성장률격차 내외단기금리차 시차 단기오차	海外요인 비중 큼	
단기변동→거시변수	국내통화량 성장률격차	성장률 하락 유발	국내통화량	성장률에 영향 없음	
 안정성 ²⁾	안	정	안정		
균형으로의 조정속도 (반감기 기준 ³⁾)	2개월	내외	4개월 내외		

- 주: 1) 모형의 외환위기 전후 F-값의 변화 기준임
 - 2) 외부 충격의 발생 이후 장기균형으로의 회귀 여부임
 - 3) 외부 충격의 발생 이후 단기오차가 절반수준으로 줄어드는데 소요되는 시간임

III. 결론 및 시사점

외환위기 이후 자유변동환율제도가 본격 시행되면서 원·달러 명목환율은 그이전에 비해 높은 등락을 반복하는 가운데 대체로 하락하는 추세를 보여 왔다. 원·달러 환율의 변동행태가 외환위기를 전후하여 이처럼 크게 달라진 점을 감안하여 본고는 원·달러 환율의 장단기 변동요인을 1990년 이후 기간을 외환위기 발생을 기점으로 전·후기간으로 나눈 후 이를 비교 분석하였다.

먼저 장기 균형환율은 Engle-Granger의 공적분이론에서 정의되는 것으로 가정하고 통화론적 환율결정모형을 통해 이의 변동요인을 분석하였다. 그리고 환율이 장기균형에서 일시적으로 이탈한 단기변동(오차)은 오차의 동태적 조정과정을 명시적으로 고려할 수 있는 김윤영·박준용(2007)의 동태모형을 이용하여 분석하였다. 이러한 방법은 원·달러 환율의 장단기 변동요인을 분석함에 있어 전통적인 오차수정모형의 한계를 극복할 수 있는 장점이 있다.

실증 분석 결과 외환위기 이후 원·달러 명목환율의 장기균형은 이전과 달리주로 경제성장률 격차 등 실물변수에, 단기변동은 국내외 금리차, 해외(미국) 유동성 수준 등 금융변수에 각각 영향을 크게 받는 것으로 나타났다. 또한 외부충격으로 환율이 균형수준을 단기적으로 이탈할 경우에는 국내 유동성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 환율이 균형수준으로 수렴하는 속도(반감기 기준)는 위기 이전에 비해 거의 배로 느려진 반면 전체 환율변동 중 단기변동이 차지하는 비중은 크게 줄어든 것으로 나타났다.

이러한 결과를 통해 볼 때 원·달러의 장기 균형환율은 외환위기 이후 자유 변동환율제도 시행과 함께 실물경제 기초여건에 크게 영향을 받는 것으로 나타 나 장기적인 환율 안정에는 거시경제의 안정성 확보가 보다 중요해졌음을 알 수 있다. 그리고 환율의 단기변동이 교역상대국의 금리나 유동성 수준에 더욱 크게 영향을 받아 환율안정을 위해서는 국제금융시장에 대한 모니터링을 강화하는 한 편 국내 외환시장 규모를 확대하고 국가간 정책 공조도 적극 도모해 나가야 할 것이다. 또한 외환위기 이후 장기균형 환율로 복귀하는 기간이 길어진 데다 환율의 단기변동 비중이 상대적으로 작아진 것은 외환시장의 가격기능이 위기이전보다는 상당부분 제고되었으나 단기 쏠림현상이 심화된 데 기인한 결과라는 점에서 환투기 억제 방안 등 외환시장안정 대책을 효과적으로 강구해 나가야 할 것이다.

<참고 문헌>

- 김윤영·박준용 (2007), "오차단위근을 고려한 공적분 검정," 한국은행, 금융 경제연구 제300호
- 김진용·권성택 (2003), "원화환율의 장단기 변동요인 분석", 한국은행, 조사 통계월보 2월호, 24-55
- 박찬호 (2007), "금리와 환율간 관계 분석," Mimeo
- 서병선 (2001), "통화량, 산업생산, 환율의 장기균형관계에 대한 연구," 경제 학 연구, 제49집 제1호
- 신관호·이종화 (2004), "원화환율의 변동성 추이에 관한 연구," 계량경제학 보, 제15권 제1호, 93-128
- 오정근 (2000), "주식시장이 채권시장보다 활황인 개방경제에서 금리·주가 ·환율 경상수지간의 상관관계," 한국은행, 금융경제연구 제104호
- 홍승제·강규호 (2004), "마코프-스위칭 GARCH모형을 이용한 외환위기 전후 경제레짐 변화시점 추정," 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.
- Church, K.B. (1992), "Properties of the Fundamental Equilibrium Exchange Rate in Models of the UK Economy," National Institute Economic Review, 141, 62–69.

- Clark, P. and R. Macdonald (1998), "Exchange Rates and Economic Fundamnetals: A Methodological Comparison of Beers and Feers," IMF Working Paper, No. 98/67
- Engel, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and error correction: Representation, Estimation and testing," Econometrica 55, 251–276
- Engel, C., N. C. Mark and K. D. West (2007), Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think, NBER working paper 13318.
- Frankel, J.A. (1979), "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on real Interest Differentials," American Economic Review, 69, 610–622.
- 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.

- 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.
- Saikonnen (1991), "Asymptotically efficient estimation of cointegration regression," 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.
- Wong, M. (2004), "A Monetary Approach to the Sterling-US Dollar Exchange Rate," Middlesex University Business School, Economics Discussion Paper 110.

<부 록>

<부표 1> 변동률 비 $(\left|\Delta \hat{u_t}\right|/\left|\Delta e_t\right|)$ 요약통계량

1. 분석기간: 1990.3~1997.9

모형	Lucas	Bilson	Frankel	확장
Mean	15.40952	16.11357	17.24360	17.23881
Median	5.571772	4.991010	4.789356	4.687677
Maximum	250.3434	377.4222	400.2710	401.6719
Minimum	0.033388	0.102885	0.039566	0.007343
Std. Dev.	30.67742	44.45439	47.15623	47.29388
Skewness	5.578316	7.122101	7.071764	7.086366
Kurtosis	40.92567	57.63152	57.37624	57.54505
Jarque-Bera	5795.482	10359.38	10259.65	10322.09
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	1371.448	1256.859	1345.001	1344.628
Sum Sq. Dev.	82817.17	152166.8	171225.6	172226.8
Observations	89	78	78	78

2. 분석기간: 1999.3~2007.6

모형	Lucas	Bilson	Frankel	확장
Mean	8.986109	7.425974	6.925373	6.448011
Median	2.305781	1.834056	2.132126	2.256872
Maximum	263.9357	213.6652	175.5400	156.1250
Minimum	0.087698	0.071829	0.005207	0.054277
Std. Dev.	28.49648	22.91728	19.38739	17.76422
Skewness	7.550836	7.622960	7.025314	6.638866
Kurtosis	66.46088	67.84436	59.52762	53.63270
Jarque-Bera	17553.29	18303.57	13995.27	11188.21
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	889.6248	735.1715	685.6120	631.9051
Sum Sq. Dev.	79580.82	51469.76	36835.36	30610.05
Observations	99	99	99	98

<부표 2>

오차수정모형 추정결과

분석기간	1990.3~1997.9				1999.3~2007.6			
모형	Lucas	Bilson	Frankel	확장	Lucas	Bilson	Frankel	확장
오차수정항 (공적분벡터)	-0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	0.00	0.00	-0.01
	(-0.58)	(0.45)	(0.71)	(1.47)	(-0.92)	(0.24)	(0.80)	(-0.19)
$\triangle m_{t-1}$	0.06	0.04	0.02	-0.02	0.07	0.06	0.08	0.05
	(1.60)	(0.69)	(0.38)	(-0.32)	(0.77)	(0.64)	(0.83)	(0.59)
$\triangle m_{t-2}$	0.09**	0.05	0.05	0.02	0.04	0.03	0.05	0.02
	(2.20)	(0.95)	(0.83)	(0.31)	(0.40)	(0.28)	(0.59)	(0.27)
$\triangle m^*_{t-1}$	-0.42*	-0.24	-0.27	-0.39	-0.02	-0.08	-0.02	-0.04
	(-1.70)	(-0.78)	(-0.86)	(-1.23)	(-0.07)	(-0.29)	(-0.05)	(-0.12)
$\triangle m^*_{t-2}$	0.48*	0.20	0.19	0.14	-0.18	-0.26	-0.23	-0.33
	(1.92)	(0.68)	(0.63)	(0.45)	(-0.64)	(-0.95)	(-0.84)	(-1.03)
$\triangle (y_{t-1} - y^*_{t-1})$	0.08	0.08	0.08	0.08	-0.18	-0.21*	-0.20*	-0.16
	(1.57)	(1.35)	(1.29)	(1.35)	(-1.57)	(-1.83)	(-1.79)	(-1.39)
$\triangle \left(y_{t-2} - y^*_{t-2} \right)$	-0.03	-0.06	-0.05	-0.04	-0.04	-0.07	-0.06	-0.09
	(-0.62)	(-0.91)	(-0.85)	(-0.69)	(-0.12)	(-0.63)	(-0.54)	(-0.83)
$\triangle \left(i_{t-1} - i^*_{t-1} \right)$	_	0.00	0.00	0.00	_	-0.01	-0.01	-0.01
		(0.64)	(0.85)	(1.01)		(-0.76)	(-1.06)	(-0.73)
$\triangle \left(i_{t-2} i^*_{\ t-2} \right)$	_	-0.00**	-0.00	-0.00	_	0.02^{*}	0.02	0.02
		(-2.02)	(-1.57)	(-1.27)		(1.70)	(1.48)	(1.63)
$\triangle (i_{Lt-1} - i^*_{Lt-1})$	_	_	-0.00	-0.00	_	_	0.00	0.00
			(-0.67)	(-1.10)			(0.37)	(0.13)
$\triangle \left(i_{Lt-2} - i^*_{Lt-2} \right)$	_	_	0.00	0.00	_	_	0.01	0.00
			(0.10)	(0.01)			(1.04)	(0.60)
$\triangle tot_{t-1}$	_	_	_	-0.05	_	_	_	-0.12
				(-1.18)				(-1.13)
$\triangle tot_{t-2}$	_	_	_	-0.08	_	_	_	0.10
				(-1.75)				(0.86)
F-statistic	1.69	1.49	1.27	1.53	0.83	0.90	0.87	0.82

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