

통화론적 모형 하에서도 非 통화론적 충격은 원·달러 환율의 장기기대에 영향을 미치는가?*

김 윤 영**

논문 초록

본고는 통화론적 모형 변수의 충격과 독립적인 충격의 추세가 원·달러 환율의 장기기대에 영향을 미칠 수 있는지를 이론 및 실증적으로 검증하고자 한다. 이를 위하여 본고는 Kim(2018)의 접근을 원용하여 통화론적 모형의 펀더멘탈에 非 통화론적 모형 요인에 의한 추세가 내재되어 있는 경우, 환율과 통화론적 모형의 변수들이 장기 공적분 균형을 형성하더라도 환율에 非 통화론적 모형 충격이 환율의 장기기대에 영향을 미칠 수 있음을 보인다. 또 환율의 Beveridge-Nelson 분해와 환율 충격에 대한 통화론적 모형 변수 충격의 사영(projection)을 통해 이러한 비 통화론적 펀더멘탈 추세 존재를 추정하고 이에 대한 검정을 수행한다. 외환위기 이후 자료에 대한 실증분석 결과, 분석대상인 모든 모형에서 5% 수준에서 원·달러환율에 비 통화론적 펀더멘탈 충격 추세가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 또한 일반화된 충격반응 분석을 실시한 결과, 비 통화론적 펀더멘탈 추세 충격이 통화론적 펀더멘탈 추세 충격 보다 더 큰 원·달러 환율반응을 나타내는 것으로 나타났다. 분산분해 결과 환율의 분산 비중에서 비 통화론적 펀더멘탈 추세가 통화론적 펀더멘탈 추세를 압도하는 것으로 나타났다. 마지막으로 통화론적 펀더멘탈 중에는 장기이자율이 단기(10개월 내외)적으로 원·달러 환율의 충격반응과 분산분해에서 유의한 역할을 하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 환율이 갖는 거시 펀더멘탈보다 큰 변동성이 통화론적 펀더멘탈 추세 충격 보다 비 통화론적 펀더멘탈 추세에 기인하고 있을 가능성을 시사한다. 한편 환율 변동이 이와 같이 비 통화론적 충격에 의하여 주도되는 경우, 통화정책을 통한 환율 개입은 정치·경제적 비용에 비해 실제 목표한 환율 변동을 유도하는 데 비효율적일 수 있어 집행에 주의를 요하는 것으로 판단된다.

핵심 주제어: 원·달러 환율, 통화론적 모형, 장기기대, 비 통화론적 펀더멘탈 충격

경제학문헌목록 주제분류: C3, F4

투고 일자: 2019. 9. 16. 심사 및 수정 일자: 2019. 11. 11. 게재 확정 일자: 2019. 12. 11.

* 창의를 샘플인 나보타스학회(<http://navotas.or.kr>)와 본 논문에 대해서 유익한 논평을 해주신 두 분의 익명심사위원께 감사드립니다. 이 연구는 2019학년도 단국대학교 대학연구비 지원으로 연구되었습니다.

** 단국대학교 무역학과 교수, e-mail: yunyeongkim@dankook.ac.kr

I. 머리말

통화론적 모형은 국가 간의 장단기 이차율, 소득, 통화량 등을 이용하여 환율을 설명하는 것으로서 국제금융이론의 중요한 축을 이루고 있다. 환율의 단기 예측력에 있어 통화론적 모형은 임의보행모형에 뒤지나 장기예측에 있어서는 보다 우수한 것으로 알려져 있다. MacDonald and Taylor(1994), Johnston and Sun(1997), Frankel and Rose(1995), Chinn and Meese(1995), Rapach and Wohar(2001) 과 서병선(2001) 등 연구들은 공적분 추정계수가 통화론적 모형의 이론적 계수 부호에 측과 일치하며, 장기환율 예측에 임의보행모형보다 낮은 예측오차를 보이는 것으로 보고하고 있다. 특히 환율오버슈팅(exchange rate overshooting) 이론은 통화정책 충격을 환율 변동을 유발하는 중요한 요인으로 제시하고 있다.

그러나 통화론적 모형 변수들의 충격 발생(또는 공포)의 낮은 빈도 등을 감안 시 특히 고빈도 주기에서 환율의 급격한 변동을 통화론적 모형 충격만으로 설명하기에는 어려움이 있으며 이는 왜 환율이 거시편더멘탈 보다 더 큰 변동성을 가지고 있으며 또 (예를 들어 적어도 단기에서 구매력 평가설이 성립하지 않는 등) 거시편더멘탈과 괴리되어 있는지에 대한 의문을 나타내는 환율단절퍼즐(exchange rate disconnect puzzle; Meese and Rogoff(1983))을 설명하기엔 충분하지 않다.

이에 따라 Obstfeld and Rogoff(2000)¹⁾ 등에서 보듯 통화론적 접근만으로 환율 변동을 설명하기 어려운 점을 감안하여, 실질환율 등 비 통화론적 요소(또는 충격)을 추가로 고려한 접근이 이루어지고 있다. 이러한 실질환율 등 비 통화론적 요소에는 발라사-사뮤엘슨 효과와 같은 생산성 충격과 재정정책의 변화와 같은 수요충격 등 실물충격을 포함하고 있으며 따라서 환율에 장기적인 영향을 미칠 수 있다고 주장되고 있다.²⁾ 여기서 제시되는 의문은 이러한 비 통화론적 충격³⁾이 환율과 통

1) "The long run theory of exchange rate determination implied by equation (15-7) thus includes the valid elements of the monetary approach, but in addition it corrects the monetary approach by allowing for *nonmonetary factors* that can cause sustained deviation from purchasing power parity." p. 407.

2) "most changes in real exchange rates are due to real shocks with a large permanent component. Because of the high correlation of nominal and real exchange rate changes the evidence is consistent with that most changes in nominal exchange rates are caused by largely permanent real disturbances." Dornbusch(1998, p. 18) 참조.

화론적 모형변수들이 장기균형을 이루고 있는 가운데에도 환율의 단기적인 변화만이 아니라 실증적으로 장기기대까지 변화 시킬 수 있는가이다. 만일 비 통화론적 모형 충격이 환율의 장기기대까지 변화 시킬 수 있다면 이는 다시 이자율 평가설에 따라 현재 환율변동에 체계적으로 영향을 미칠 수 있게 된다.

이와 관련하여 본고는 통화론적 모형 하에서⁴⁾ 통화량이나 이자율 같은 통화론적 모형 변수의 충격(이하, 통화론적 펀더멘탈 충격)과 독립적인 충격의 추세(이하, 비 통화론적 펀더멘탈)가 원·달러 환율의 장기기대에 영향을 미칠 수 있는지를 이론 및 실증적으로 검증하고자 한다. 이를 위하여 본고는 Kim(2018)의 접근을 원용하여 환율과 통화론적 펀더멘탈 변수들로 이루어진 VAR 모형으로부터 통화론적 펀더멘탈 변수들의 차분과 공적분 오차로 이루어진 VAR 형태를 가진 변환 오차수정 모형을 유도한다. 다음으로 이 변환 오차수정 모형의 VMA(Vector Moving Average) 형태와 공적분 관계식으로부터 환율의 Beveridge-Nelson(1981) 분해와 환율 충격에 대한 통화론적 모형 변수 충격의 사영(projection)을 통해 비 통화론적 펀더멘탈 추세 존재를 추정하고 이에 대한 검정을 수행한다. 이러한 비 통화론적 펀더멘탈 추세는 통화론적 모형 변수에 내재되어 있으며 따라서 이러한 추세의 존재가 통화론적 모형과 배치되지 않는다.⁵⁾ 만일 환율 내에 $I(1)$ 인 임의보행을 하는 비 통화론적 추세가 존재한다면 비 통화론적 충격은 환율의 장기기대에 영향을 미칠 수 있다. 다음으로 통화론적 펀더멘탈 및 비 통화론적 펀더멘탈 추세들이 환율에는 동태적으로 어떤 영향을 미치는 지도 분석한다. 이런 분석을 통하여 통화론적 및 비 통화론적 충격들 중 어느 쪽이 더 환율 단절 퍼즐의 변동성 측면에서 주도적인 설명요인인지도 파악할 수 있다.

한편 환율 변동이 이와 같이 비 통화론적 충격에 의하여 주도되는 경우, 통화정책을 통한 환율 개입은 정치·경제적 비용에 비해 실제 목표한 환율 변동을 유도하는데 비효율적일 수 있어 본고의 접근은 정책적 의의를 가지는 것으로 판단된다.⁶⁾

3) 비 통화론적 충격은 통화론적 충격과 독립적으로 환율에 영향을 미치는 요인으로 단기적으로는 투기적 수요나 심리적 요소 등을 포함할 수 있으며 보다 장기적으로는 생산성이나 재정정책 등 실질환율의 변화 등을 들 수 있다.

4) 통화론적 모형의 성립은 환율이 통화론적 모형 변수들과 장기 공적분 관계를 형성한다는 의미로 본고에서는 파악한다.

5) 본고의 비 통화론적 펀더멘탈 추세는 이런 의미에서 Froot and Obstfeld(1991) 등에서 논의되는 펀더멘탈에 버블이 포함된 내생적 버블(Intrinsic bubble) 개념과 유사하다.

본고는 모두 4장으로 구성되어 있다. 먼저 제Ⅱ장에서는 환율 장기기대의 통화론적 펀더멘탈·비 통화론적 펀더멘탈 충격 추세 분해를 설명하고 제Ⅲ장에서는 이러한 결과를 원·달러 환율에 적용하여 실증분석한다. 제Ⅳ장에서는 이를 바탕으로 결론 및 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 환율 장기기대의 통화론적 펀더멘탈·비 통화론적 펀더멘탈 충격 추세 분해

먼저 다음과 같이 환율이 미래의 할인된 통화론적 펀더멘탈의 현재가치에 의해 결정된다고 가정하자.

$$s_t = \frac{r}{1+r} \left[\sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} \gamma E_t(x_{t+i}) \right] \quad (1)$$

여기서 x_t 는 $b \times 1$ 벡터인 펀더멘탈, s_t 는 스칼라인 자국/상대국 환율, r 은 상수인 할인율을 나타내며 E_t 는 시점 t 의 조건부 기대를 나타낸다.

한편 Campbell and Shiller (1987, p. 1065)에 따르면 s_t 와 x_t 가 모두 I(1)인 변수라면 현재가치 모형 (1)은 다음과 같이 환율과 이를 결정하는 통화론적 펀더멘탈간의 장기 공적분 관계를 의미한다.

$$s_t = \gamma' x_t + u_t \quad (2)$$

여기서 γ 는 $b \times 1$ 공적분벡터, u_t 는 I(0)인 공적분 오차를 나타낸다.

공적분을 정의할 장기균형 변수는 Lucas (1982)의 환율결정이론에 근거한 기본모형과 여기에 단기이자율을 포함한 Bilson (1978)의 신축가격모형, 그리고 기본모형에 장단기이자율을 포함한 Frankel (1979)의 실질금리차 모형을 따르기로 한다. 마지막으로 Frankel 모형에 주가를 추가한 포트폴리오 균형 환율모형으로 확장하였

6) 예를 들어 신관호(2007)는 외환위기 직후 지속적인 환율절상에 개입을 통해 저지하려는 노력을 한 듯 하지만 이러한 노력은 단기인 성과가 있었을 뿐 추세인 변화를 꺾지는 못하였으며 이러한 과정에서 정부의 환율개입은 직간접적인 많은 비용을 지불한 것으로 평가하고 있다.

다. 7) 아래에서 * 표시는 상대국의 경제변수를 나타낸다.

• 기본 모형:

$$s = \alpha_1(m - m^*) + \alpha_2(y - y^*) + \zeta_t.$$

• Bilson 모형:

$$s = \beta_1(m - m^*) + \beta_2(y - y^*) + \beta_3(i - i^*) + \zeta_b.$$

• Frankel 모형:

$$s = \gamma_1(m - m^*) + \gamma_2(y - y^*) + \gamma_3(i - i^*) + \gamma_4(i_L - i_L^*) + \zeta_f.$$

• 확장 모형:

$$s = \theta_1(m - m^*) + \theta_2(y - y^*) + \theta_3(i - i^*) + \theta_4(i_L - i_L^*) + \gamma_6(h - h^*) + \zeta_x.$$

여기서 소득(y, y^*), 통화량(m, m^*), 단기금리(i, i^*), 장기금리(i_L, i_L^*), 주가(h, h^*)는 x_t 의 구성변수이며 이자율을 제외한 변수들은 로그 변환된 것을 가정한다. 이들 모형들은 통화량과 성장률 격차 및 장·단기 이자율 등을 설명변수로 하고 있으며 따라서 통화주의적 접근법 및 이자율평가설(UIP) 등을 반영하고 있다. 8) 한편 환율의 장기모형 (2) 의 오차수정 모형을 정의하기 위하여 먼저 다음과 같은 일반적인 $b+1$ -개 I(1) 변수의 구조 및 축약형 VAR 모형을 가정하자.

$$\Gamma z_t = \sum_{i=1}^k \Gamma_k z_{t-i} + \zeta_t \quad \text{또는} \quad z_t = \sum_{i=1}^k \Gamma^{-1} \Gamma_k z_{t-i} + v_t \quad (3)$$

여기서 $z_t = (x_t', s_t)'$ 는 $(b+1) \times 1$ 벡터, $\zeta_t = (\zeta_{xt}', \zeta_{st})'$ 는 기댓값이 0이며 i. i. d. 과정인 충격항이며 $v_t = \Gamma^{-1} \zeta_t = (\delta_t', \xi_t)'$ 로 정의된다. 다음 가정은 환율 대비 통화론적 펀더멘탈 버블추세의 식별조건이다. [c. f., Kim(2018) 참조]

7) 주가를 포함한 포트폴리오 균형 환율모형을 추정한 Smith(1992)는 주가가 환율에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다.
8) Engel, Mark and West(2007)도 통화정책을 환율결정모형의 중요변수로 포함할 것을 주장하고 있다.

가정 2.1 VAR 모형 (3)의 구조충격 벡터(ζ_t)는 독립 동일 정규 분포를 가지며

$$\Gamma = \begin{pmatrix} \Gamma_{11} & 0 \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{pmatrix} \text{이며 } E(\zeta_t \zeta_t') = \begin{pmatrix} \Sigma_{xx} & 0 \\ 0 & \sigma_{ss} \end{pmatrix} \text{이다.}$$

여기서 Γ_{11} 은 $b \times b$, Γ_{21} 은 $1 \times b$, Γ_{22} 은 1×1 , Σ_{xx} 은 $b \times b$, σ_{ss} 은 1×1 의 행렬이다. 따라서 $\Gamma^{-1} = \begin{pmatrix} \widetilde{\Gamma}_{11} & 0 \\ \widetilde{\Gamma}_{21} & \widetilde{\Gamma}_{22} \end{pmatrix}$, $\delta_t \equiv \widetilde{\Gamma}_{11} \zeta_{xt}$ 및 $\xi_t \equiv \widetilde{\Gamma}_{21} \zeta_{xt} + \widetilde{\Gamma}_{22} \zeta_{st}$ 로 정의된다. 가정 2.1은 모형 (3)이 블록 회귀(block recursive)적 구조 VAR 모형임을 나타내며 일반적으로 구조 VAR 모형의 식별을 위해 가정하는 Sims(1980)의 회귀(recursive)적 구조 VAR 모형의 가정보다는 약한 것이다.⁹⁾ 이의 경제적 의미는 통화론적 펀더멘탈이 환율 변화의 영향을 즉시 반영하지는 않는다는 것이다.¹⁰⁾

한편 Campbell and Shiller(1987, p.1066), Kim(2012)을 따라 모형 (3)을 이용하여 환율을 Beveridge-Nelson 분해하는 방법은 Kim(2018)에 소개되고 있다. 다음으로 이렇게 유도된 환율의 Beveridge-Nelson 분해식의 추세를 통화론적 펀더멘탈 변수에 대한 순전한 구조 충격(δ_i)에 의한 부분과 이와는 독립적인 나머지 부분으로 분리하고자 한다. 이를 위하여 추세 부분 중 $\gamma' \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^t \xi_{\gamma i}$ 부분은 $\widetilde{\xi}_{\gamma i} \equiv \xi_{\gamma i} - \lambda' \delta_i$ 로 정의하는 경우 다음과 같이 다시 쓴다.

$$\sum_{i=1}^t \xi_{\gamma i} = \sum_{i=1}^t \widetilde{\xi}_{\gamma i} + \lambda' \sum_{i=1}^t \delta_i \quad (4)$$

9) 만일 VAR 모형의 변수가 2개 만이라면 가정 2.1은 Γ 행렬이 하방삼각(lower triangular) 구조를 가지고 있으며, 충격의 분산행렬 $E(\zeta_t \zeta_t')$ 이 대각(diagonal)이어서 전통적인 Cholesky 분해를 통한 식별 조건과 동일한 것이다. 그러나 모형 변수가 두 개 이상인 본고의 모형 하에서 가정 2.1은 블록 회귀(block recursive)적인 구조를 지니고 있어 식별은 블록 별로 이루어지게 되며 전통적인 가정을 완화한 것이 된다. 이는 전통적인 Cholesky 분해를 통한 식별은 구조충격이 모두 식별되는데 가정 2.1을 이용한 본고의 식별에서는 이와 같은 상세한 식별이 필요하지 않기 때문이다. 즉 δ_i 는 $b \times 1$ 의 거시 펀더멘탈에 대한 구조충격에 대한 구조 충격 벡터들인데 이들을 모두 식별하지 않으며 블록 내에서의 상관관계가 허용된다. 이는 현실적으로 구조충격들이 서로 상관관계를 가졌을 가능성을 감안한 것이다. 이런 완화된 식별 조건은 환율의 통화론적 펀더멘탈 추세가 δ_i 의 선형결합으로 추정하며 이어지는 충격반응 동태분석을 수행하는 데 충분하게 된다.

10) 자산가격은 미래의 펀더멘탈에 대한 기대를 반영하며 펀더멘탈 변화 시 이의 반영에는 정보시차 등이 있을 수 있다.

여기서 $b \times 1$ 인 벡터 $\lambda \equiv (E(\delta_i \delta_i'))^{-1} E \delta_i' \xi_{\gamma i}$ 은 사영 (projection) 계수¹¹⁾이며 정의상 $E \widetilde{\xi}_{\gamma i} \delta_i = 0$ 이며 $\widetilde{\xi}_{\gamma i}$ 와 δ_i 간의 공분산은 0이다. 정규분포 가정 하에 두변수간의 공분산이 0이라면 두 변수는 서로 독립이므로, $\widetilde{\xi}_{\gamma i}$ 와 δ_i 는 통계적으로 서로 독립이 된다.

다음으로 식 (4)로 부터 다음이 얻어진다.

$$s_t = \gamma' x_0 + [\gamma' \theta_{11}(1) + \lambda'] \sum_{i=1}^t \delta_i + \gamma' \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^t \widetilde{\xi}_{\gamma i} + \gamma' (\eta_t - \eta_0) + u_t \quad (5)$$

결국 t 기 환율의 추세는 환율에 영향을 미치는 통화론적 모형의 펀더멘탈 충격으로 구성된 추세부분 $f_t \equiv \sum_{i=1}^t \delta_i$ 와 이와는 통계적으로 독립적인 비 통화론적 펀더멘탈 충격으로 구성된 $b_t \equiv \sum_{i=1}^t \widetilde{\xi}_{\gamma i}$ 으로 나누어 표현할 수 있다. 또 만일 $x_0 = 0$ 와 $\eta_0 = 0$ 를 가정하면 $I(0)$ 의 안정시계열인 η_t 와 u_t 가 기댓값이 0인 경우, 추세 ($trend_t$)는 환율의 t 기에 환율의 조건부 장기기대가 된다. 즉

$$trend_t = \lim_{j \rightarrow \infty} E_t s_{t+j} = \gamma' \theta_{11}(1) f_t + \gamma' \theta_{12}(1) b_t. \quad (6)$$

여기서 $trend_t$ 는 임의보행 과정으로 다음과 같이 주어진다.

$$trend_t = trend_{t-1} + [\gamma' \theta_{11}(1) + \lambda'] \delta_t + \gamma' \theta_{12}(1) \widetilde{\xi}_{\gamma t}.$$

b_t 역시 임의보행 과정으로 $b_t = b_{t-1} + \gamma' \theta_{12}(1) \widetilde{\xi}_{\gamma t}$ 로 쓸 수 있으며 따라서 $\gamma' \theta_{12}(1) \neq 0$ 인 경우 독립적인 비 통화론적 펀더멘탈 충격 $\widetilde{\xi}_{\gamma t}$ 은 b_t 에 영구적인 영향을 미친다.

마지막으로 식 (6)에서 $\gamma' \neq 0$ 을 가정하면 $\theta_{12}(1) \equiv \sum_{i=1}^{\infty} \theta_{12i} = 0$ 인 경우 환율에

11) λ 는 OLS 추정 잔차로부터 $\xi_{\gamma i}$ 와 δ_i 의 일치 추정량을 얻은 후 이로부터 계산된다.

비 통화론적 펀더멘탈추세는 존재하지 않는데 이 조건은 귀무가설 $H_0 : \sum_{i=1}^k \psi_{12i} = 0$ 로 쓸 수 있다. 이 귀무가설의 검정은 통상적인 Wald-검정을 이용할 수 있다(Kim, 2018, Theorem 3.1 참조).

이와 같은 이론적 배경 하에 다음 장에서는 우리나라의 자료를 바탕으로 실증 분석을 수행하고자 한다.

Ⅲ. 원·달러 환율에 대한 실증분석

이번 장에서는 2장에서 제시한 이론을 바탕으로 원/달러 환율에 대한 실증분석을 실시한다. 먼저 공적분을 정의할 장기균형 변수는 Lucas(1982), Bilson(1978), Frankel(1979) 및 확장모형을 기준으로 선정하였다. 추정에 이용한 월별자료는 소비자물가지수, 소득변수는 산업생산지수, 통화량은 M1, 단기금리는 CD(3개월물) 수익률, 장기금리는 우리나라의 국민주택채권금리(5년)와 미국의 국채금리(5년), 주가는 KOSPI와 다우존스지수를 각각 이용하였다.

통화량, 산업생산지수처럼 계절성이 있는 변수들은 계절조정계열을 사용하였고, 금리를 제외한 변수들은 모두 자연대수로 변환하여 사용하였다. 자료는 한국은행의 경제통계시스템과 세인트루이스 연방준비은행(St. Louis Federal Reserve Bank)의 FRED에서 입수하였다. 분석기간은 외환위기의 영향을 감안하여 이 기간을 제외한 외환위기 기간이후 자료이용이 가능한 최근까지의 기간(2000.1~2019.5)으로 하였다.¹²⁾

먼저 이들 변수들에 대한 ADF 및 Elliot Rothenberg Stock Point Optimal 단위근 검정 결과 아래 <Table 1>에서 보듯 모든 변수들이 단위근이 존재한다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

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

〈Table 1〉 Unit root test results

	Monetary fundamental variables					
	FX	M1	IPI	INT	INTL	SP
ADF test ¹⁾	0.121	0.088	0.629	0.478	0.155	0.738
Elliot Rothenberg Stock Point Optimal test	2.105	18.76	7.086	5.084	5.677	9.276

Note: 1) P-values where null hypothesis is that “H₀: unit root exists.”

2) Constant term added case.

3) 1%, 5% critical value of Elliott-Rothenberg-Stock test is 1.923, 3.177, respectively.

4) FX: Exchange rate, M1: Money difference, IPI: Income difference, INT: Short term interest rate difference, INTL: Long term interest rate difference, SP: Stock price index difference.

다음으로 VAR 모형의 차수 선정을 위하여 정보기준을 〈Table 2〉와 같이 계산하였다. 그 결과 기준들이 일치하며 ‘차원의 저주(curse of dimension)¹³⁾’를 회피하기 위하여 좀 더 간결한 Schwarz 정보기준으로 VAR 모형의 차수 1을 선택하였다.

〈Table 2〉 VAR model order selection criteria

Model	Basic	Bilson	Frankel	Extended
SC	1	1	1	1
AIC	6	7	7	4

Note: 1) The numbers represent the order selected by each criterion.

2) AIC: Akaike information criterion, SC: Schwarz information criterion.

다음으로 VAR(1) 모형을 기초로 Johansen 공적분 검정을 실시한 결과 아래 〈Table 3〉에서 보듯 Trace 검정은 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각 하는 것으로 나타났다.¹⁴⁾ 이러한 검정결과를 감안하여 본 고에서는 1개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 보고 추가분석을 실시하였다.

13) 예를 들어 Frankel 모형과 같이 VAR 모형에서 고려하는 변수가 5개인 경우 AIC 기준을 따를 경우 추가로 추정해야할 계수는 150개가 증가하며 이에 따라 큰 폭의 자유도가 감소하게 된다.

14) 이와 달리 Max-Eigen 검정의 경우 공적분의 존재를 기각한 경우도 있으나, 이 검정은 소표본에서 검정력이 떨어지는 것으로 잘 알려져 있다.

〈Table 3〉 Johansen test: Number of cointegration vectors

Model	Basic	Bilson	Frankel	Extended
Trace	1	1	3	4
Max-Eigen	1	0	1	1

Note: MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values, 5% level.

다음으로 환율의 거시편더멘탈과의 장기 균형관계를 파악하기 위하여 공적분 벡터를 〈Table 4〉와 같이 FIML로 추정하였다. 여기서 장단기 이자율이 모두 반영된 확장모형의 경우 추정계수가 산업생산지수차와 정(+, 〈참고 3.1〉 참조)의, 단기이자율차와 부(-)의, M1 차 및 장기이자율차와는 정(+)¹⁵⁾의 부호를 각각 보였으며 이는 대체로 이론적 예측과 부합하는 것이다. 또한 확장모형이 AIC 혹은 SIC 기준으로 가장 낮은 값을 보였다.

〈Table 4〉 Johansen cointegration test results

모형	FX	M1	IPI	INT	INTL	SP	AIC	SIC
Basic	1	4.833 (1.317)	3.808 (1.472)				-13.3	-13.1
Bilson	1	0.364 (0.243)	1.310 (0.311)	-0.089 (0.022)			-13.5	-13.2
Frankel	1	-0.817 (0.240)	1.590 (0.311)	0.036 (0.023)	-0.271 (0.041)		-13.4	-12.9
Extended	1	-0.620 (0.118)	-0.551 (0.229)	0.056 (0.012)	-0.202 (0.021)	4.405 (0.541)	-20.6	-20.0

Note: 1) Standard error is denoted in parentheses.

2) FX: Exchange rate, M1: Money difference, IPI: Income difference, INT: Short term interest rate difference, INTL: Long term interest rate difference, SP: Stock price index difference.

3) AIC: Akaike information criterion, SIC: Schwarz criterion.

〈참고 3.1〉¹⁶⁾ 이론적으로 P_{KR} 을 한국물가, P_{US} 을 미국물가로 정의할 때 원/달

15) 이는 통화량 증가에 따른 원·달러 환율 상승과 이에 따른 인플레이션 상승이 피셔효과를 거쳐 장기이자율 상승으로 연결되는 과정을 반영한 것으로 보인다.

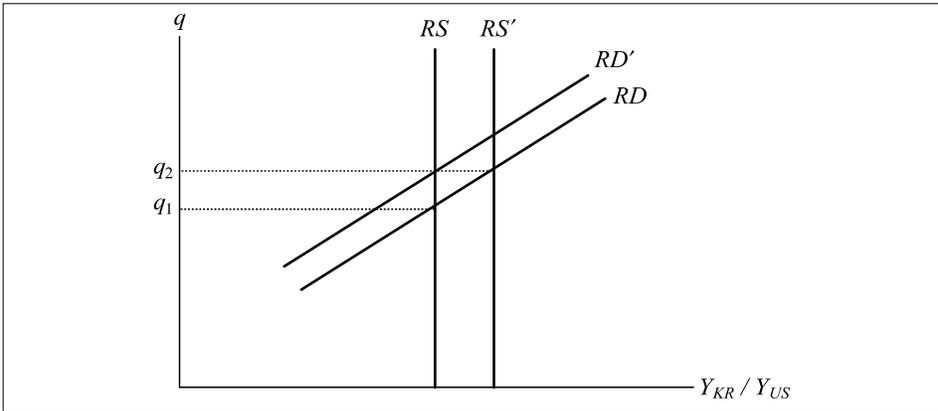
16) Krugman and Obstfeld (2009) 참조.

러 명목환율 s 와 실질환율 $q = \text{한국상품패스킷}/\text{미국상품패스킷}$ 은

$$s = q \times (P_{KR}/P_{US}) \tag{7}$$

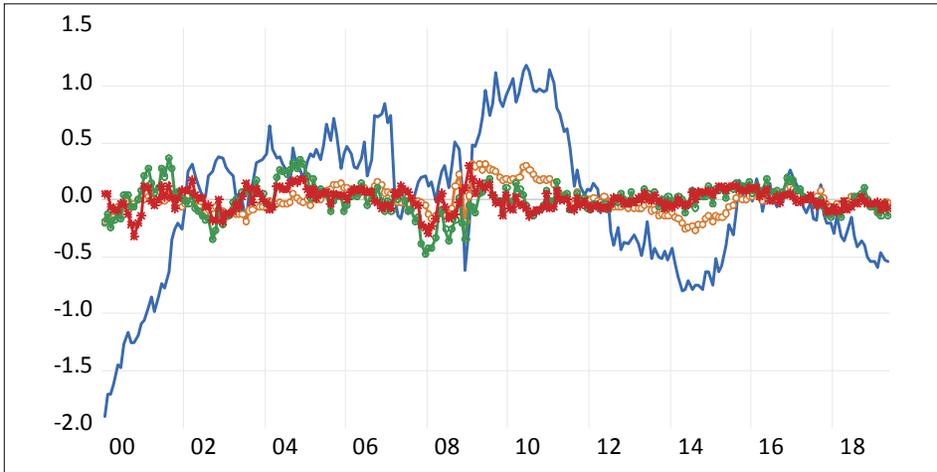
의 관계를 가진다. 여기서 한국의 미국대비 상대적 생산증가는 장기적으로 실질환율의 상승과 이에 따른 명목환율의 상승을 가져오게 된다. 아래 <Figure 1>에서는 한국의 미국대비 상대적 생산 공급 비율(Y_{KR}/Y_{US})의 증가($RS \rightarrow RS'$)가 균형 실질환율의 상승을 초래하는 것을 보여 주고 있다. (물론 한국의 미국대비 상대적 생산 수요 감소($RD \rightarrow RD'$)도 동일한 결과를 가져올 수 있다.) 이는 식 (7)을 통하여 명목환율 상승으로 연결된다.

<Figure 1> Shift of equilibrium real exchange rate



한편 아래 <Figure 2>에서는 <Table 4>의 추정결과를 기초로 환율의 공적분 불균형 오차의 그래프를 보여주고 있다. 여기서 M1 및 산업생산지수 만을 설명변수로 하는 ‘기본 모형’의 불균형 오차는 유사한 패턴을 보이는 이자율을 추가한 다른 모형 결과와 달리 불안정성을 보이고 있다. 이는 역으로 원·달러 환율 장기균형에 이자율 차가 중요한 설명변수임을 시사하고 있다.

〈Figure 2〉 Trends of cointegration error¹⁷⁾



Note: Basic (UA), Bilson (UB), Frankel (UF), Extended (UE) model respectively.

한편 환율 내 비 통화론적 펀더멘탈 충격 추세의 존재를 검정하기 위하여 2장에서 제시한 귀무가설 $H_0 : \sum_{i=1}^k \psi_{12i} = 0$ 에 대한 χ^2_b 검정을 실시하였다. 그 결과 〈Table 5〉에서 보듯 모든 모형에서 5% 수준에서 귀무가설을 기각하여, 환율 내 비 통화론적 펀더멘탈 충격 추세가 존재하는 것으로 나타났다.

〈Table 5〉 χ^2 test results

Model	Basic	Bilson	Frankel	Extended
Degree of freedom	2	3	4	5
χ^2 -test statistic	12.54 (5.99)	10.33 (7.81)	32.30 (9.48)	65.25 (11.07)

Note: The parenthesis indicates 5% significance critical value.

다음으로 〈Table 5〉의 검정결과를 보완하기 위하여 〈Table 6〉에 변환오차수정 모형(Kim (2018) 식 (3.3))의 개별방정식에서 통화론적 펀더멘탈 변동의 시차 오차항이 설명변수로 유의한 지를 검정하였다. 변환오차수정모형(Kim (2018) 식

17) 여기서 보여지는 공적분 오차는 〈Table 4〉에서와 같이 Johansen 공적분 계수를 바탕으로 추정된 것들이다.

(3.3)]의 경우 VAR(1) 모형에서 변환되었으므로 Kim(2012)에 따라 설명변수는 시차 공적분 오차항이 유일하다. 한편 환율오차 u_{t-1} 가 증가하는 경우 오차수정 기제가 작동하여 다음 기 환율하락이 예상되므로, 설명변수의 추정계수(편미분 $\partial \Delta x_t / \partial u_{t-1}$ 값을 의미)의 부호는 이론적으로 다음과 같이 예측된다.

먼저 환율하락으로 인해 예상수익률이 증가하고 이에 따른 해외 주식 투자자금 유입과 연계된 주가 상승으로 주가변동식의 경우 +, 해외 주식 투자자금 유입으로 인한 통화량 증가로 통화량 변동식의 경우 +가 예상되며 이는 인플레이션 상승을 유발하여 피셔효과를 반영한 장기이자율의 동반 상승으로 장기이자율 변동식의 경우 +로 예상된다. 한편 환율예상 하락에 따른 단기이자율 하락 (이자율 평가설 충족을 전제) 으로 단기이자율 변동식의 경우 -가 예상¹⁸⁾되며 이에 따른 투자 증가와 소득 증가로 소득 방정식은 +로 전망된다. 마지막으로 오차항 자체는 안정적인 자기회귀과정이므로 +이며 계수 크기는 1보다 작을 것으로 예상된다. 아래 표 중 확장모형은 이런 이론적 예측과 추정계수의 부호가 모두 일치하는 것으로 나타났으며, 또한 AIC 혹은 SIC 기준으로도 가장 낮은 값을 보였다.

(Table 6) Estimation results of transformed error correction model

종속변수	U	$\Delta M1$	ΔIPI	ΔINT	$\Delta INTL$	ΔSP	AIC	SIC
기본	0.942* (0.017)	-0.010* (0.002)	-0.000 (0.002)				-13.3	-13.1
Bilson	0.898* (0.027)	-0.020 (0.015)	-0.004 (0.012)	0.372* (0.123)			-13.5	-13.2
Frankel	0.780* (0.040)	0.033* (0.012)	-0.020 (0.010)	-0.223* (0.105)	0.435* (0.135)		-13.4	-12.9
확장	0.729* (0.045)	0.052* (0.019)	0.038* (0.015)	-0.691* (0.153)	0.697* (0.202)	0.006 (0.005)	-20.6	-20.0

Note: 1) VAR(1) model based results where explanatory variables are once lagged cointegration error U(-1).

2) () denotes a standard error.

3) * denotes 5% level significance.

4) AIC: Akaike information criterion, SIC: Schwarz criterion.

18) 이자율 평가설은 i 를 이자율로 정의할 때 $i_{KR} = i_{US} + \frac{s^e - s}{s}$ 의 관계를 의미한다. 여기서 환율예상 s^e 의 하락은 한국이자율 i_{KR} 의 하락을 의미한다.

이어서 통화론적 펀더멘탈(FUNDTREND) 및 비 통화론적 펀더멘탈(BUBTREND) 추세를 그린 <Figure 3>을 보면 비정상 시계열의 형태를 보이고 있다. 통화론적 펀더멘탈 추세는 글로벌 금융위기 기간이후 Frankel 및 확장 모형에서 환율의 상승 압력으로 작용하고 있으나 기본 및 Bilson 모형¹⁹⁾에서는 환율의 하락 압력으로 작용하고 있다. 반면 비 통화론적 펀더멘탈 추세는 모형에 관계없이 유사한 패턴을 보이고 있어 통화론적 펀더멘탈 충격과 독립적인 생성 메커니즘을 가진 것으로 판단된다.

한편 글로벌 금융위기 기간 직후 원/달러 환율의 급격한 상승기조는 비 통화론적 펀더멘탈 추세의 급격한 상승으로 잘 설명되고 있으며 이는 원화가치의 실질 하락 또는 달러화가치 실질상승을 반영하고 있는 것으로 보인다. 이의 추정 가능한 원인으로서는 미국의 글로벌 금융위기 극복을 위한 오바마 행정부의 큰 규모의 재정지출 확대(American Recovery and Reinvestment Act of 2009)가 초래한 원화 가치하락 또는 달러화 가치 상승을 들 수 있다. 이는 아래 <Figure 3>에서 2008년 경 미국 재정적자 규모가 확대되는 것에서 확인할 수 있다. 이는 미국을 자국으로 한국을 외국으로 바꾼 상태에서 <Figure 1>에서 미국의 상대적 실질수요(RD) 곡선이 오른쪽으로 이동($RD' \rightarrow RD$)하는 것으로 설명할 수 있다.²⁰⁾ 이 경우 원화가치의 실질 하락 또는 달러화가치 실질상승을 가져오게 된다. 반면 한미간 이자율 차는 이 기간 중 음에서 양으로 바뀌어 원화 명목 절상 요인을 제공하고 있다.

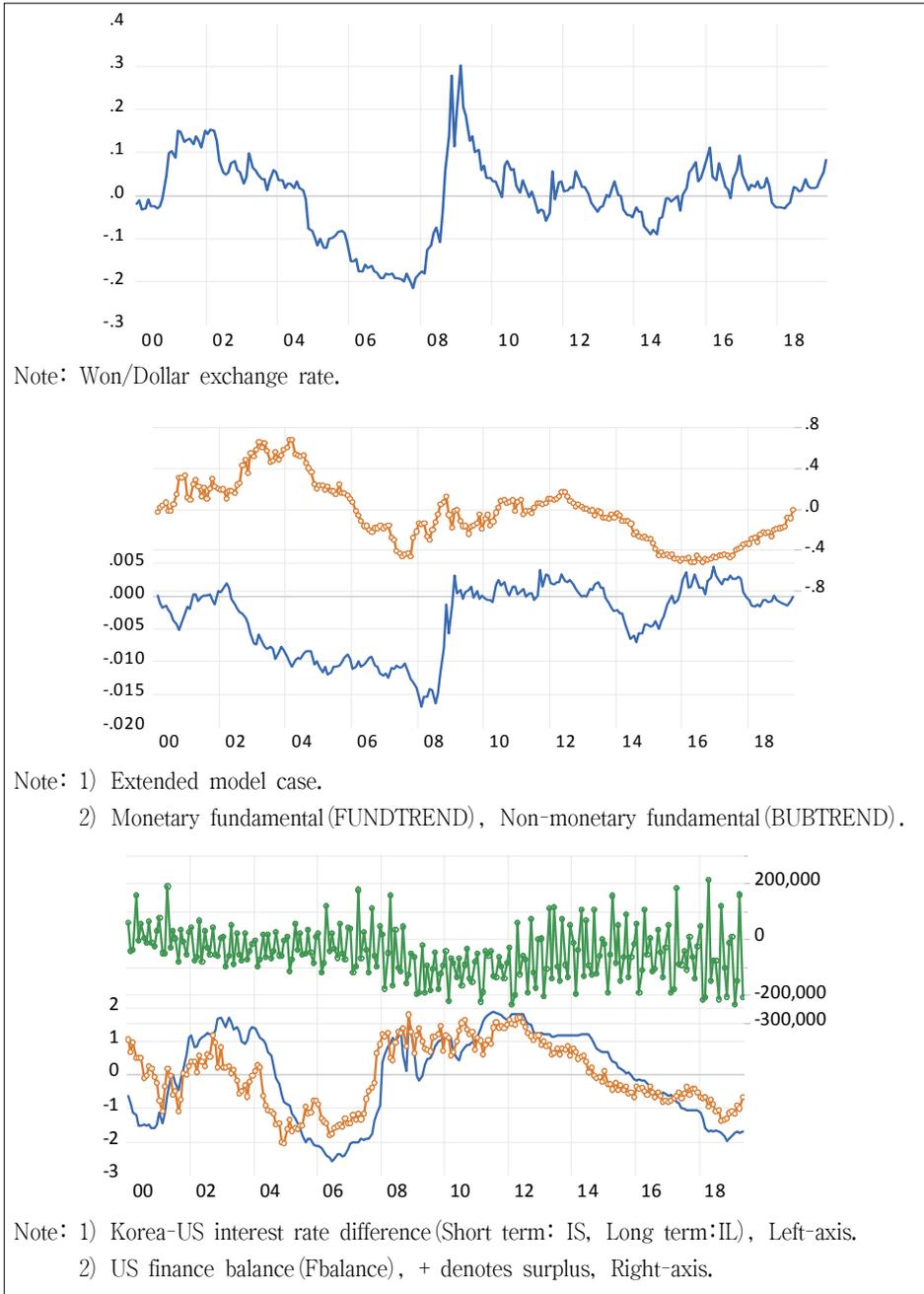
다음으로 환율과 통화론적 펀더멘탈 및 비 통화론적 펀더멘탈 추세 간의 동태적 상관관계를 파악하기 위하여, 이들 변수들로 이루어진 VAR(1) 모형을 이용하여 Pesaran and Shin(1998)의 일반화된 충격반응 분석을 실시하였다. 그 결과를 나타낸 <Figure 3>에서 보듯 비 통화론적 펀더멘탈 추세 충격이 통화론적 펀더멘탈 추세 충격 보다 더 큰 환율반응을 유발하며 반응의 지속성도 큰 것으로 나타났다.²¹⁾ 이는 실질환율 등 비 통화론적 요소에는 실물충격을 포함하고 있으며 따라서 환율에 장기적인 영향을 미칠 수 있다는 기존의 견해를 지지하는 것으로 보인다. 또한

19) 기본, Bilson 및 Frankel 모형들의 분석 그림들은 모두 <부록 1>에서 확인할 수 있다.

20) 이는 물가에 작용하는 통화론적 요인과 무관하게 순수한 미국 제품에 대한 수요 증가가 달러화 수요를 늘리고 이것이 달러화 가치를 상승시키는 것을 의미한다.

21) 확장모형 기준이며 여타 모형 분석결과와 경우 이와 유사성을 보여 논문에는 보고하지 않았다. 다음의 분산분해 분석도 동일한 원칙을 따랐다.

〈Figure 3〉 Won/Dollar exchange rate, fundamental trends, US fiscal balance and interest rate difference²²⁾

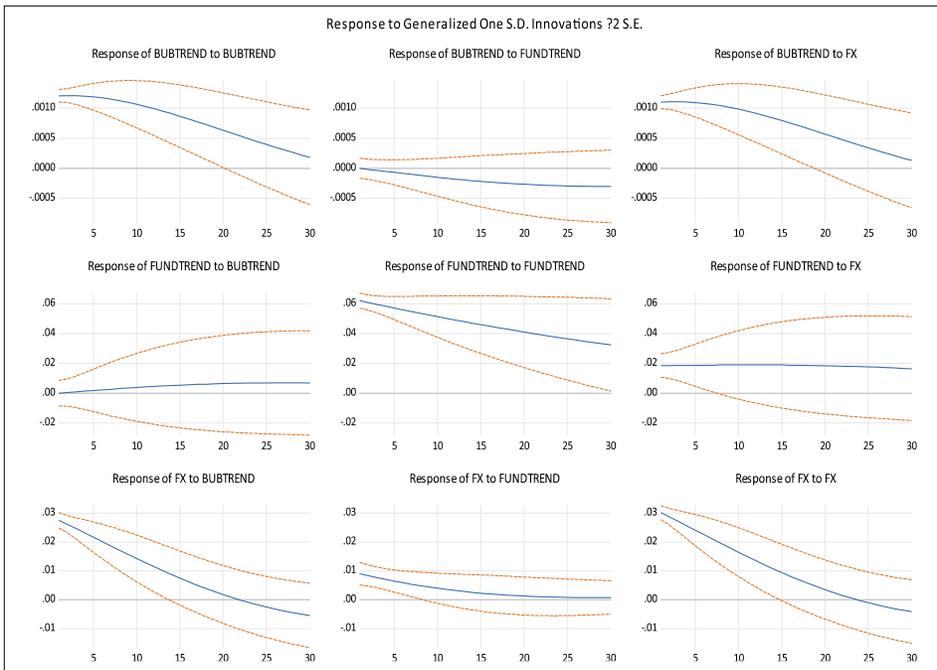


22) 여기서 제시된 원/달러 환율, 펀더멘탈 및 미국의 재정수지 적자 및 이자율차 추이는 모두 2008년 글로벌 금융위기 기간 중 공통적으로 상승하는 추이를 보이고 있다.

출레스키 분해(비 통화론적 펀더멘탈 → 통화론적 펀더멘탈 → 환율의 순서)를 통한 충격반응분석 결과도 <Figure 4>에서 보듯 일반화된 충격반응 분석 결과와 크게 다르지 않았다.

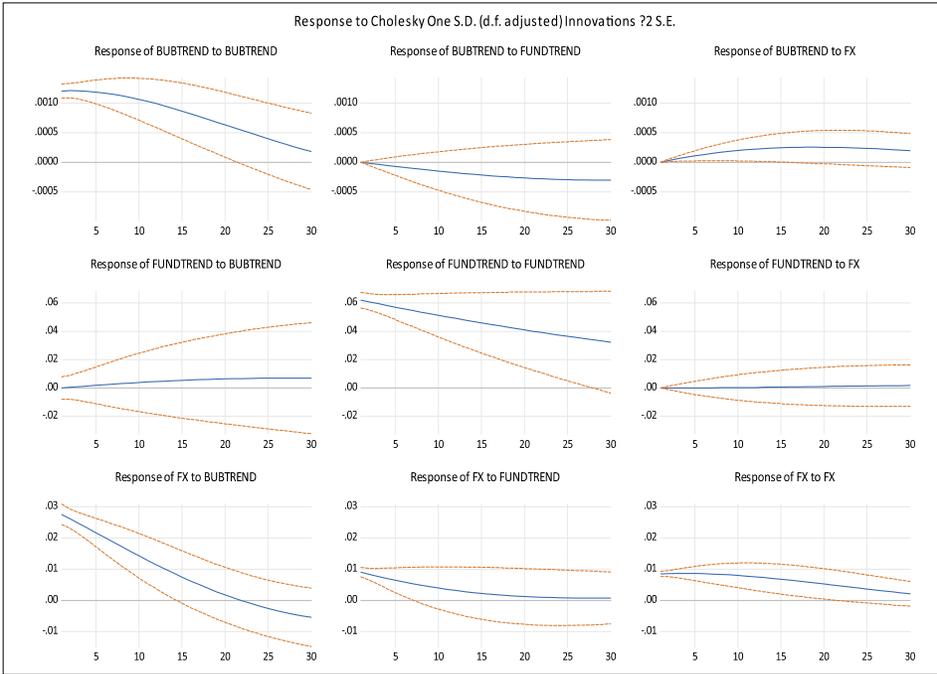
모형별로는 기본 및 Bilson 모형의 경우 통화론적 펀더멘탈 추세의 충격에 유의한 환율 반응이 거의 없으나 장기이자율이 추가된 Frankel 모형의 경우 10개월 정도 까지 유의하게 환율의 상승 반응이 관측된다. 그러나 확장 모형의 경우 Frankel 모형의 경우 이상의 반응 증가가 없어 주가는 환율 반응에 장기이자율 이상의 추가 기여를 하지 못하는 것으로 보인다. 결론적으로 통화론적 펀더멘탈 추세 중에는 장기이자율이 주로 환율의 단기 충격반응을 유발하는 것으로 판단된다.

<Figure 4> Generalized impulse response analysis²³⁾



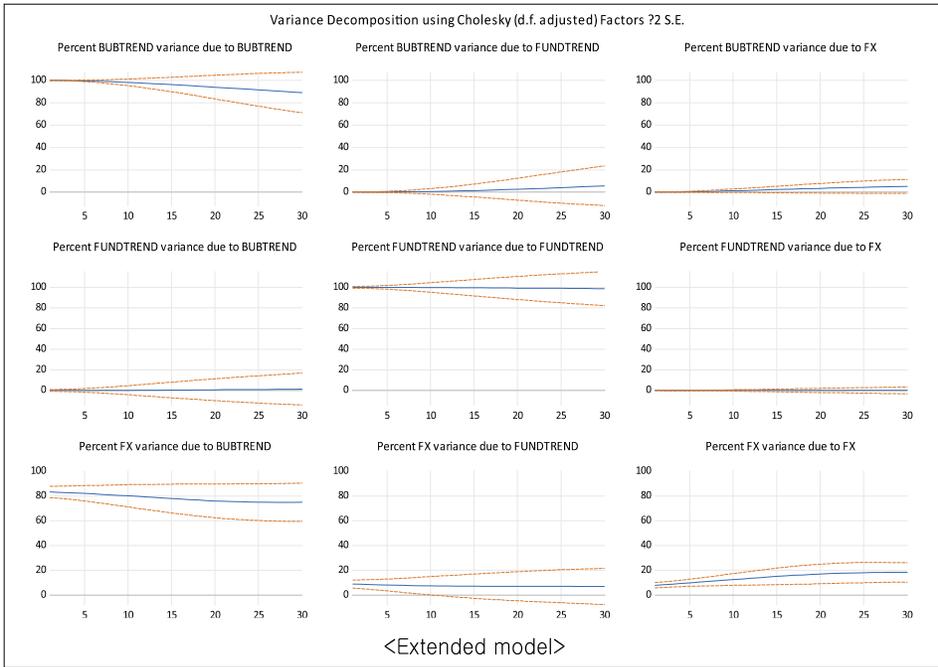
23) 비 통화론적 충격은 통화론적 충격의 약 세배에 이르는 환율의 초기 반응을 유발하고 있다.

〈Figure 5〉 Cholesky decomposed impulse response analysis



한편 분산분해 결과는 충격반응 분석과 유사하게 〈Figure 6〉에서 보듯 환율의 분산(변동성)에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 비 통화론적 펀더멘탈 추세인 것으로 나타났다. 모형별로는 비 통화론적 펀더멘탈 추세가 환율의 분산을 기본 및 Bilson 모형의 경우 거의 전부 그리고 Frankel 및 확장 모형의 경우 80% 가까이 설명하고 있다. 반면 기본 및 Bilson 모형의 경우 통화론적 펀더멘탈 추세의 환율변동 내 분산 비중이 거의 없으나 장기이자율이 추가된 Frankel 모형의 경우 충격 초기 10개월 동안 이 비중이 10%까지 상승하고 있다. 그러나 확장 모형의 경우 더 이상의 비중 증가가 없어 주가는 환율 변동에 추가 기여를 하지 못하는 것으로 보인다. 결론적으로 이 결과는 장기이자율이 환율의 분산을 단기적으로 설명하는 것으로 보인다.

(Figure 6) Variance decomposition analysis²⁴⁾



마지막으로 통화론적 펀더멘탈 추세와 비교한 비 통화론적 펀더멘탈 추세의 비중은 환율 추세에 대한 상대적 기여도를 반영한다고 볼 수 있는데 이를 평가하기 위하여 환율 추세 중 비 통화론적 펀더멘탈 추세 (bubtrend) 가 차지하는 통화론적 펀더멘탈 추세 (fundtrend) 대비 비중을 나타내며 다음의 산식으로 산출²⁵⁾ 된다.

$$0 \leq \frac{\exp(bubtrend)}{\exp(bubtrend) + \exp(fundtrend)} \leq 1$$

이 비중은 0에서 1의 값을 가지며 1에 가까울수록 비 통화론적 펀더멘탈 추세의 상대적 비중이 높음을 나타낸다.

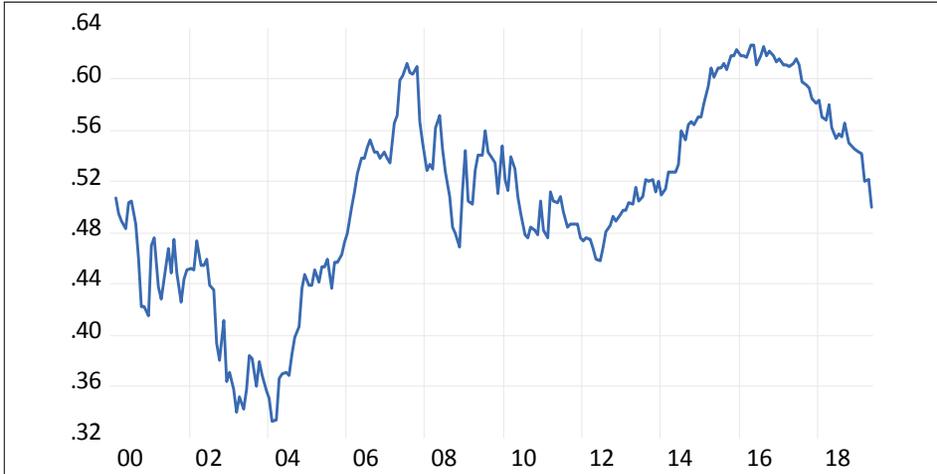
아래 (Figure 7)에서 보듯 비 통화론적 펀더멘탈 추세의 비중은 통화론적 펀더멘탈 추세에 비해 글로벌 금융위기 이후 상당 폭 증가하였으며 이 기조가 유지되고

24) 표로 표시된 결과는 (부록 2)를 참조하라.

25) 충격 합으로 주어진 추세가 음의 값을 가질 수 있는 점을 감안하여 지수함수로 변환하였다.

있는 것으로 추정된다.

〈Figure 7〉 Relative weighting of non-monetary fundamental trends



IV. 결론 및 시사점

본고는 통화론적 모형 변수의 충격과 독립적인 충격의 추세가 원·달러 환율의 장기기대에 영향을 미칠 수 있는 지를 이론 및 실증적으로 검증하고자 하였다. 이를 위하여 본고는 Kim (2018)의 접근을 원용하여 통화론적 모형의 펀더멘탈에 非 통화론적 모형 요인에 의한 추세가 내재되어 있는 경우, 환율과 통화론적 모형의 변수들이 장기 공적분 균형을 형성하더라도 환율에 非 통화론적 모형 충격이 환율의 장기기대에 영향을 미칠 수 있음을 보였다.

또 환율의 Beveridge-Nelson 분해와 환율 충격에 대한 통화론적 모형 변수 충격의 사영(projection)을 통해 이러한 비 통화론적 펀더멘탈 추세 존재를 추정하고 이에 대한 검정을 수행하였다. 외환위기 이후 자료에 대한 실증분석 결과, 분석대상인 모든 모형에서 5% 수준에서 원·달러환율 내 비 통화론적 펀더멘탈 충격 추세가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 또한 일반화된 충격 반응 분석을 실시한 결과, 비 통화론적 펀더멘탈 추세 충격이 통화론적 펀더멘탈 추세 충격 보다 더 큰 원·달러 환율반응을 나타내는 것으로 나타났다. 분산분해 결과 환율의 분산 비중에서 비 통화론적 펀더멘탈 추세가 통화론적 펀더멘탈 추세

를 압도하는 것으로 나타났다. 마지막으로 통화론적 펀더멘탈 중에는 장기이자율이 단기(10개월 내외) 적으로 원·달러 환율의 충격반응과 분산분해에서 유의한 역할을 하는 것으로 나타났다.

이와 같은 결과는 환율이 갖는 거시 펀더멘탈보다 큰 변동성이 통화론적 펀더멘탈 추세 충격 보다 비 통화론적 펀더멘탈 추세에 기인하고 있을 가능성을 시사한다. 이런 실증 분석결과는 다음과 같이 환율 정책 및 이론에 대해 흥미로운 시사점을 제시한다.

첫째, 환율 변동이 이와 같이 비 통화론적 충격에 의하여 주도되는 경우, 통화정책을 통한 환율 개입은 정치·경제적 비용에 비해 실제 목표한 환율 변동을 유도하는 데 비효율적일 수 있어 집행에 주의를 요하는 것으로 판단된다. 둘째, 유위험 이자율 평가 퍼즐은 환율과 이자율간의 약한 관계를 나타내는데 이에 대한 요인으로 체계적 예측 오차, 위험프리미엄 등이 제시되고 있으나 아직 명시적으로 합의된 설명은 도출하지 못하고 있다. 그런데 이자율이 통화론적 모형에서 결정된다는 점에서 본고에서 발견한 실질환율 등 환율기대에 중요한 비 통화론적 요인의 누락이 유위험 이자율 평가 퍼즐을 설명할 수 있는지 추가 연구가 필요한 것으로 판단된다.

마지막으로 실질환율의 결정요인은 재정정책이나 생산성 변화 뿐 아니라 한류에 따른 한국제품에 대한 수요 증가 등 다양한 요인에 의해 결정되는 만큼 이들 요인들 중 원/달러 환율과의 관계가 밀접한 변수를 찾아내는 것은 외환정책과 환율 예측 등에 중요한 추가 연구과제로 판단된다.

■ 참 고 문 헌

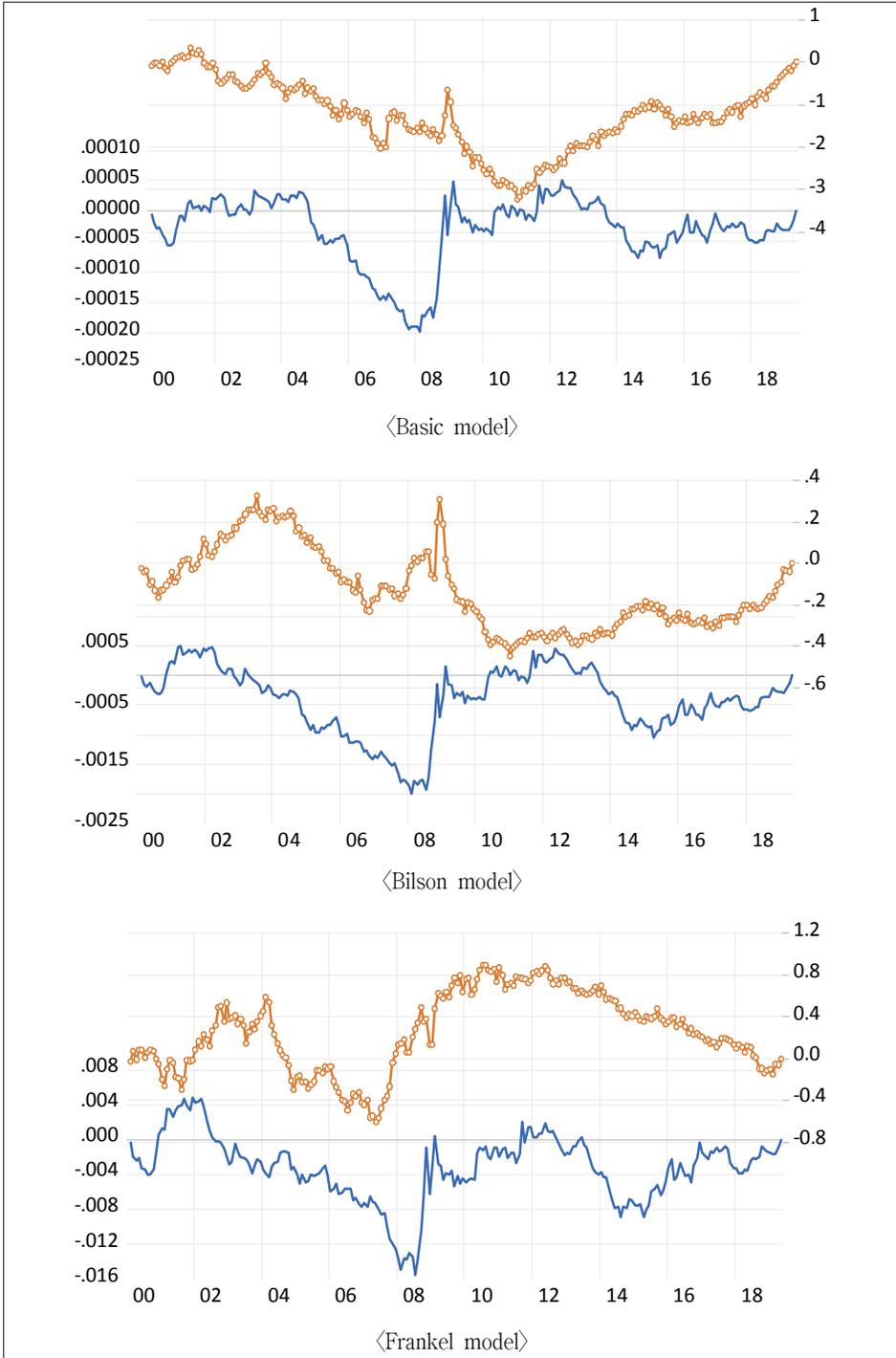
1. 서병선, “통화량, 산업생산, 환율의 장기균형관계에 대한 연구,” 『경제학연구』, 제49집 제1호, 2001, pp. 245-272.
(Translated in English) Seo, Byung-sun, “A Study on Long-Term Equilibrium Relationship between Money, Industrial Production and Exchange Rate,” *Korean Journal of Economic*

- Studies*, Vol. 49, No. 1, 2001, pp.245-272.
2. 신관호, “외환위기 이후 통화 및 환율정책의 평가,” 『경제학연구』, 제55집 제4호, 2007, pp.275-312.
(Translated in English) Shin, Kwan-Ho, “Evaluation of Monetary and Exchange Rate Policy after the Financial Crisis,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 55, No. 4, 2007, pp.275-312.
 3. 홍승제·강규호, “마코프-스위칭 GARCH모형을 이용한 외환위기 전후 경제레짐 변화시점 추정,” 한국은행 『금융경제연구』, 제172호, 2004.
(Translated in English) Hong, Seung-je and Kyu-ho Kang, “Estimation of Time Changes in the Economic Regime before and after the Foreign Exchange Crisis using the Markov-Switching GARCH Model,” Bank of Korea, *Financial Economy Studies*, Vol. 172, 2004.
 4. Beveridge, S., and C. R. Nelson. “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 7, No. 2, 1981, pp.151-174.
 5. Bilson, J. F. O., “The Current Experience with Floating Exchange Rates: An Appraisal of the Monetary Approach,” *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 1978, pp.392-397.
 6. Campbell, Y., and R. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 5, 1987, pp.1062-1088.
 7. Chinn, M. D., and R. A. Meese, “Banking on Currency Forecasts: How Predictable is Change in Money?” *Journal of International Economics*, 1995, pp.161-178.
 8. Dornbusch, R., Real Exchange Rates and Macroeconomics: A Selective Survey, Working Paper No. 2775, National Bureau of Economic Research, 1988.
 9. Engel, C., N. C. Mark, and K. D. West, “Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think,” NBER working paper No. 13318, 2007.
 10. Frankel, J. A., “On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials,” *American Economic Review*, Vol. 69, 1979, pp.610-622.
 11. Frankel, J. A., and A. Rose, “Empirical Research on Nominal Exchange Rates,” in G. M. Grossman and K. Rogoff (ed.), *Handbook of International Economics*, Vol. 3, 1995, pp.1689-729.
 12. Froot, K. A., and M. Obstfeld, “Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices,” *The American Economic Review*, Vol. 81, 1991, pp.1189-1214.
 13. Kim, Y.-Y., “Stationary Vector Autoregressive Representation of Error Correction Models,” *Theoretical Economics Letters*, Vol. 2, No. 2, 2012, pp.152-156.
 14. _____, “Does Monetary Policy Affect Long-Run Expectation of Non-Stationary Real Interest Rates?” *Applied Economics*, Vol. 50, No. 12, 2018, pp.1342-1361.
 15. Lucas, R., “Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World,” *Journal of Monetary Economics*, 1982, pp.335-359.
 16. Johansen, A., *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*,

Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press, 1995.

17. Johnston, R., and Y. Sun, "Some Evidence on Exchange Rate Determination in Major Industrial Countries," IMF Working Papers, No. 98, 1997.
18. MacDonald, R. and M. Taylor, "The Monetary Model of the Exchange Rate: Longrun Relationships, Short-run Dynamics and How to Beat a Random Walk," *Journal of Money and Finance*, Vol. 13, Issue 3, 1994, pp.276-290.
19. Meese, R., and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economics*, Vol. 14, 1983, pp.3-24.
20. Rapach, D. E., and M. E. Wohar, "Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: New Evidence from a Century of Data," *Journal of International Economics*, 2001, pp.360-385.
21. Obstfeld, M., and K. Rogoff, "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?" *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 15, 2000, pp.339-390.
22. Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp.1-48.
23. Smith, C., "Stock Market and Exchange Rate: A Multi-country Approach," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 14, Issue 4, 1992, pp.607-629.

〈부록 1〉 Trends of monetary and non-monetary fundamentals



〈부록 2〉 Variance decomposition table

Variance Decomposition of BUBTREND:				
Period	S. E.	BUBTREND	FUNDTREND	FX
1	0.001205	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.001708	99.95943	0.009691	0.030882
3	0.002093	99.86999	0.032523	0.097491
4	0.002415	99.73678	0.068719	0.194502
5	0.002695	99.56414	0.118501	0.317356
6	0.002943	99.35579	0.182083	0.462129
7	0.003165	99.11490	0.259674	0.625422
8	0.003365	98.84426	0.351468	0.804270
9	0.003547	98.54630	0.457643	0.996061
10	0.003712	98.22318	0.578350	1.198475
11	0.003861	97.87686	0.713707	1.409432
12	0.003997	97.50917	0.863790	1.627042
13	0.004120	97.12180	1.028624	1.849578
14	0.004231	96.71639	1.208170	2.075436
15	0.004331	96.29456	1.402316	2.303122
16	0.004421	95.85790	1.610869	2.531227
17	0.004502	95.40804	1.833540	2.758415
18	0.004575	94.94664	2.069938	2.983417
19	0.004639	94.47542	2.319559	3.205021
20	0.004697	93.99615	2.581780	3.422070
21	0.004748	93.51068	2.855853	3.633467
22	0.004793	93.02093	3.140899	3.838173
23	0.004833	92.52887	3.435913	4.035215
24	0.004868	92.03655	3.739762	4.223693
25	0.004898	91.54602	4.051191	4.402786
26	0.004925	91.05940	4.368835	4.571765
27	0.004949	90.57877	4.691229	4.730000
28	0.004970	90.10621	5.016825	4.876969
29	0.004988	89.64372	5.344015	5.012267
30	0.005004	89.19324	5.671147	5.135611

Variance Decomposition of FUNDTREND:				
Period	S. E.	BUBTREND	FUNDTREND	FX
1	0.061987	1.35E-05	99.99999	0.000000
2	0.086779	0.002718	99.99728	1.98E-06

3	0.105216	0.009507	99.99049	2.54E-06
4	0.120282	0.020470	99.97953	1.95E-06
5	0.133146	0.035648	99.96435	4.96E-06
6	0.144417	0.055035	99.94494	2.02E-05
7	0.154459	0.078582	99.92136	5.93E-05
8	0.163513	0.106195	99.89367	0.000137
9	0.171751	0.137743	99.86199	0.000268
10	0.179296	0.173058	99.82647	0.000472
11	0.186245	0.211939	99.78729	0.000766
12	0.192672	0.254155	99.74468	0.001169
13	0.198638	0.299450	99.69885	0.001698
14	0.204193	0.347548	99.65008	0.002371
15	0.209379	0.398154	99.59864	0.003206
16	0.214229	0.450960	99.54482	0.004215
17	0.218775	0.505649	99.48894	0.005414
18	0.223042	0.561899	99.43129	0.006813
19	0.227052	0.619386	99.37219	0.008421
20	0.230826	0.677787	99.31197	0.010245
21	0.234381	0.736783	99.25093	0.012290
22	0.237732	0.796066	99.18938	0.014558
23	0.240894	0.855335	99.12762	0.017048
24	0.243879	0.914304	99.06594	0.019759
25	0.246699	0.972701	99.00461	0.022686
26	0.249364	1.030272	98.94391	0.025821
27	0.251884	1.086781	98.88406	0.029155
28	0.254267	1.142011	98.82531	0.032679
29	0.256522	1.195765	98.76786	0.036379
30	0.258655	1.247869	98.71189	0.040242

Variance Decomposition of FX:

Period	S. E.	BUBTREND	FUNDTREND	FX
1	0.030200	83.16730	8.958832	7.873868
2	0.041676	82.92331	8.713557	8.363133
3	0.049780	82.64727	8.489686	8.863043
4	0.056030	82.34131	8.286338	9.372352
5	0.061035	82.00772	8.102649	9.889636
6	0.065120	81.64897	7.937764	10.41327
7	0.068486	81.26779	7.790821	10.94139
8	0.071270	80.86713	7.660942	11.47192

9	0.073575	80.45025	7.547215	12.00254
10	0.075479	80.02066	7.448690	12.53065
11	0.077045	79.58218	7.364366	13.05346
12	0.078325	79.13888	7.293187	13.56793
13	0.079365	78.69511	7.234037	14.07085
14	0.080201	78.25538	7.185739	14.55888
15	0.080869	77.82436	7.147059	15.02858
16	0.081396	77.40675	7.116719	15.47653
17	0.081810	77.00723	7.093406	15.89936
18	0.082133	76.63031	7.075789	16.29390
19	0.082384	76.28023	7.062547	16.65722
20	0.082583	75.96082	7.052389	16.98679
21	0.082744	75.67542	7.044084	17.28050
22	0.082880	75.42671	7.036489	17.53680
23	0.083003	75.21668	7.028578	17.75474
24	0.083123	75.04654	7.019462	17.93400
25	0.083246	74.91667	7.008415	18.07491
26	0.083380	74.82667	6.994884	18.17845
27	0.083528	74.77530	6.978497	18.24620
28	0.083694	74.76064	6.959067	18.28029
29	0.083880	74.78011	6.936581	18.28331
30	0.084086	74.83059	6.911193	18.25821

Does the Non-monetary Shock Affect the Long-term Expectations of the Won-dollar Exchange Rate Even Under the Monetary Approach Model?*

Yun-Yeong Kim**

Abstract

This paper attempts to empirically examine whether the trend of shocks that is independent with the shocks of monetary approach model variables can affect the long-term expectations of the won-dollar exchange rate. For this purpose, we show, employing Kim (2018)'s approach, that a non-monetary shock may affect the long run expectation of exchange rate when a trend of non-monetary shocks is included in the variables of monetary approach model, even if the exchange rate is cointegrated with the monetary variables. We also test the existence of non-fundamental trends and estimate it through the Beveridge-Nelson decomposition and the projection of the monetary model variable shocks to the exchange rate shocks. According to empirical analysis on the data after the Asian financial crisis, the null hypothesis that there is not a non-fundamental shock trend in the won-dollar exchange rate was rejected at 5% level in all models. In addition, the results of the generalized impulse response analysis showed that the non-fundamental trend shock showed a greater exchange rate response than the fundamental trend shock. The results of variance decomposition also showed that the non-fundamental trend overwhelmed the fundamental trend in the variance ratio of the exchange rate's change. These results suggest that shock factors other than monetary model variables are very important in long-term determinants of the won-dollar exchange rate.

Key Words: won-dollar exchange rate, monetary model, long-term expectations, non-monetary fundamental shock

JEL Classification: C3, F4

Received: Sept. 16, 2019. Revised: Nov. 11, 2019. Accepted: Dec. 11, 2019.

* I thank Navotas Charity Foundation (<http://navotas.or.kr>), the spring of creativity, and two anonymous reviewers for their helpful comments on this paper. This research was funded by the Dankook University University Research Fund in 2019.

** Professor, Department of International Trade, Dankook University, 152, Jukjeon-ro, Suji-gu, Yongin-si, Gyeonggi-do 16890, Korea, Phone: +82-31-8005-3402, e-mail: yunyeongkim@dankook.ac.kr