

Dynamic Analysis of Covered Interest Rate Parity Disequilibrium Error*

Yun-Yeong Kim[†]

Abstract This paper analyzes the dynamics and determinants of disequilibrium error in the covered interest parity (CIP) through the transformed error correction model following Kim and Park (2008), Kim (2008, 2009), Kim and Park (2008) and Kim (2009). According to the dynamic analyses including impulse response analyses and Granger causality test, I found the CIP disequilibrium error may be mainly caused not by the foreign exchange rate part but by the domestic and foreign interest part. However the dynamic effect of the CIP error to the interest rates and exchange rates was not meaningful. These results imply that there may be restrictions to hinder the arbitrage transaction to clear the CIP disequilibrium quickly. A restriction to this direction is the credit risk of Korean financial market and any policy reaction to reduce it may be necessary. For instance, any effort to inform the sound fundamentals of Korean economy in the international financial markets may be useful.

Keywords Dollar Exchange Rates, Cointegration, Transformed Error Correction Model, Covered Interest, Rate Parity, Dynamic Analyses

JEL Classification C3, F4

* I wish to thank two anonymous referees for their valuable comments.

[†] Associate Professor, Department of International Trade, Dankook University,

Email address: yunyeongkim@dankook.ac.kr

무위험 금리평형의 불균형:

금리·환율 개별 충격의 동태효과 분석

김윤영

Abstract 본고에서는 외환위기 이후 우리나라의 무위험 금리 평형조건 (covered interest rate parity)의 불균형 오차 (disequilibrium error)와 국내외 금리 및 현·선물환율 개별충격과의 동태적 상관관계를 살펴보았다. 이를 위하여 김윤영·박준용 (2008), Kim (2008, 2009), Kim and Park (2008), 김윤영 (2009)을 따라 무위험 금리평형을 구성하는 변수들을 개별적으로 모두 고려한 VAR 모형에서 유도된 변환 오차수정모형을 도입하였다. 충격반응, 그랜저 검정 등의 분석 결과 2000년대 들어 우리나라의 무위험 금리평형 불균형 오차는 환율 보다는 주로 국내외 금리 부분에서의 충격에서 유발되는 것으로 나타났다. 또한 국내외 금리 및 현·선물환율 간의 장기 공적분 관계의 추정계수로 정의된 불균형 오차를 이용하여 동일한 동태분석을 실시한 경우와 구조모형의 식별 순서를 바꾼 경우에도 유사한 결과가 도출되었다. 그러나 무위험 금리평형 불균형 오차가 금리와 환율 변수에 미치는 영향은 분석 방법에 따라 상이하게 나타났다. 따라서 우리나라의 경우 환율·외환 정책 보다는 통화정책이 더 무위험 금리평형의 불균형을 유발하는 요인이 될 수 있으므로 통화당국의 기준금리 결정시 이를 고려해야 할 것으로 판단된다.

Keywords 무위험 금리 평형조건, 공적분, 변환 오차수정모형, 충격반응함수

JEL Classification C3, F4

1. 서론

국제금융이론에서 무위험 금리평형 (covered interest rate parity, CIP)은 재정거래를 통해 리스크 없이 자본이득을 취할 수 있는 기회가 존재하지 않는 상태를 의미하므로 이의 달성 여부는 금융시장의 안정 여부를 판정하는 기준이 될 수 있다. 소규모 개방경제인 우리 여건상 무위험 금리평형의 이탈은 급격한 단기 자본의 유출입으로 금융안정을 깰 위험이 크기 때문에 중앙은행 등 정책 당국에서는 어떤 요인이 이에 영향을 미치는 지에 관심을 기울일 수 밖에 없다. 또한 통화당국의 금리 조정이 금리평형을 깨뜨려 외국 단기 자본의 유출입을 초래하는 경우 통화정책의 효과가 반감되거나 외환시장의 불안정을 낳을 가능성도 있다.

이와 관련 하여 무위험 금리평형은 거래에 따르는 위험과 비용으로 단기적으로 일부 유럽 국가 들을 제외하고는 성립하지 않는 경우가 관측되고 있는데 Aliber (1973) 등은 정치적 위험을, Dooley and Isard (1980), Otari and Tiwri (1981), Bleman (1991) 등은 불완전한 자본이동성, Frenkel and Levich (1977), Frenkel (1981), Taylor (1987), Bhar et al. (2004) 등은 거래비용을 그 요인으로 강조하고 있다.

그러나 이와 같이 정치적, 조세 또는 법적 제도 같은 장기적 요인 이외에 통화 또는 외환 당국의 입장에서는 단기적으로 기준금리 변동이나 외환시장 개입 같은 정책 충격이 가해졌을 때 무위험 금리 평형의 불균형에는 어떤 영향을 미치는 지에도 크게 관심을 가질 수 있다. 이와 같은 관점은 소규모 개방 경제이며 외환위기를 겪은 우리나라의 경우에는 특히 중요한 측면을 지니고 있다.

이와 관련된 시각에서 송치영·김경수 (2008), 류상철·박성진 (2008) 등은 최근 우리나라에서도 무위험 금리차가 금리평형으로부터 자주 이탈하며 또 균형을 회복하는데 상당한 시일이 걸리는 것에 대해 분석하고 있다. 송치영·김경수 (2008)는 그 요인으로 자본이동성의 제약, 환헤지 위험시장의 유동성 제약, 거래비용, 위험 프리미엄 등 제약요인 때문에 금리재정 거래가 활발하지 않다는 상정하에 금리재정거래가 발생하는 무위험 금리 차의 하한을 추정하였다.¹⁾

그런데 이러한 접근법[송치영·김경수 (2008), 류상철·박성진 (2008)] 들은 국내외 금리차[예: A(국내금리)-B(해외금리)]와 스왑레이트[예: C(현물환율)-D(선물환율)] 두 변수 간의 동태적 관계 분석(공적분 관계와 충격반응분석)에 초점을 맞추고 있어 앞에서 언급

1) 신성욱·장성우 (2006) 은 새로운 충격의 지속적 발생을 무위험 금리평형으로 부터의 이탈요인으로 제시한다.

한 통화정책 충격이나 외환시장 개입 충격 등 개별적으로 충격이 무위험 금리평형의 불균형에 미치는 영향을 식별할 수 없는 한계점을 지닌다.

좀더 구체적으로 예를 들면 중앙은행에 의한 국내금리 변동 충격 [통화정책을 통한 국내금리(A)의 충격]은 국내외금리차 변동의 충격(A-B의 충격)과는 다른 의미를 가진다.²⁾ 마찬가지로 현물 환율에 충격을 가하는 외환 시장개입도 스왑레이트의 변동 충격과는 다르게 개별적으로 고유한 충격을 발생시킨다.

이와 같은 관점을 고려할 경우 금리평형을 이루는 경제변수와 무위험 금리평형 오차간의 상호영향과 충격 반응, 오차의 안정적 수렴 여부 등을 동태적으로 분석하기 위해서는 무위험 금리평형을 구성하는 변수들을 모두 한꺼번에 고려한 후에 구조 VAR 과 같은 일반화된 모형을 이용하여 동태분석을 하는 것이 위와 같이 발생 가능한 오류를 제거하는 수단이 될 것이다. 이와 같은 접근을 통해 충격반응분석 (impulse response analysis)을 할 경우 무위험 금리평형 오차 변동이 국내외 이자율과 현·선물환 중 어느 부문에서 비롯되었는지를 확인할 수 있다. 역으로 무위험 금리평형 오차 변동이 국내외 이자율과 환율에 미치는 동태 효과도 파악할 수 있다.

그러나 이와 같이 개별 변수들과 무위험 금리 평형 불균형을 같이 고려하는 동태분석은 또 다른 계량경제학적인 문제점을 야기한다. 즉 비정상인 금리 및 환율 변수들과 정상으로 가정되는 무위험 금리평형 오차를 동시에 다루는 모형은 어떻게 구성되어야 하며 그 계수 제약의 의미는 어떤 것인가 하는 것이다.

이러한 문제점에 대한 논의는 김윤영·박준용 (2008), Kim and Park (2008), Kim (2008, 2009), 김윤영 (2009)에서 잘 언급되고 있으며 본고의 분석 목표에 응용가능하므로 본고에서는 국내외 이자율과 현·선물환율로 구성된 모형에서 무위험 금리평형 불균형 오차 결정요인을 김윤영·박준용 (2008), Kim and Park (2008), Kim (2008, 2009), 김윤영 (2009)을 따라 불균형 오차를 종속변수로 하는 변환 오차수정모형을 통해 살펴보았다.

본고는 모두 4장으로 구성되어 있다. 먼저 2장에서는 변환 오차수정모형의 이론적 배경을 설명하고, 3장에서는 제시된 모형을 통해 우리나라의 무위험 금리평형 오차의 동태 분석을 실시한다. 끝으로 4장에서는 이러한 결과를 바탕으로 결론 및 시사점을 제시한다.

2) 가령 A와 B에 동시에 e만큼의 충격이 발생하는 경우, 발생한 A+e와 B+e의 충격은 무위험 금리평형 불균형에 서로 다른 동태적 효과를 가져올 수 있다. 그러나 우리가 내외금리차 만을 분석하는 경우 $(A+e)-(B+e)=A-B$ 이며 무위험 평형에는 아무런 영향도 없게 된다. 이는 충격의 식별에 관한 문제라고 볼 수 있다.

2. 무위험 금리평형의 변환오차수정 모형

2.1 모형의 유도

이번 장에서는 먼저 김윤영·박준용 (2008), Kim and Park (2008), Kim (2008, 2009), 김윤영 (2009)이 제시한 불균형오차³⁾ 모형에 근거하여 무위험 금리평형오차를 종속변수로 하는 4-변수 변환 오차수정모형을 소개하고자 한다. 이를 위하여 먼저 국외 이자율(i_t^*), 국내 이자율(i_t), 현물환율(S_t) 및 t 기의 $t+1$ 기에 대한 선물환율(F_t)의 변수가 주어졌을 때 무위험 금리평형 조건을 다음과 같이 정의하는데,

$$\frac{1+i_t}{1+i_t^*} = \frac{F_t}{S_t}$$

이를 Taylor 근사식을 이용하여 다음의 선형 관계로 바꿀 수 있다는 것은 잘 알려져 있다.

$$-i_t^* + i_t + s_t - f_t = 0 \quad (1)$$

여기서 $s_t = \log(S_t)$ 이고 $f_t = \log(F_t)$ 로 로그변환된 값으로 정의된다.

다음으로 위의 식 (1)의 형태로 정의된 무위험 금리평형의 구성 변수들인 4×1 의 벡터 $z_t = (i_t^*, i_t, s_t, f_t)'$ 로 이루어진 VAR(p) 모형을 다음과 같이 상정하기로 하자.⁴⁾

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + \epsilon_t \quad (2)$$

또는

$$z_t = \Gamma z_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Theta_k \Delta z_{t-k} + e_t$$

여기서 A_1, \dots, A_p 는 각각 4×4 의 자기회귀계수, ϵ_t 는 독립 동일 분포(i.i.d.)의 분산 Σ 를 갖

3) 여기서 장기균형은 공적분 개념으로 이해한다. 그러나 무위험 금리평형을 공적분관계로 가정하지 않더라도 그랜저 검정을 제외하고는 여타 본고의 논의는 유효하게 성립한다.

4) 충격 반응분석을 위한 구조 VAR 모형의 식별을 위한 가정을 감안하여 해외금리, 국내금리, 현물환율, 선물환율의 순서로 모형변수를 서술하였다.

는 오차항, $\Gamma = \sum_{k=1}^p A_k$ ⁵⁾ 및 $\Theta_k = -(A_{k+1} + A_{k+2} + \dots + A_{k+p})$ 의 정의가 주어진다. 그런데 위의 식 (2)와 같은 VAR 모형은 추가적인 계수제약이 없을 경우 무위험 금리평형 조건 (1)과 관계없이 변수 z_t 의 동학을 나타내는 가장 일반적인 동태선형 방정식이라고 할 수 있다.

여기서 무위험 금리평형 조건 (1)을 장기균형을 의미하는 공적분 관계로도 볼 수 있다. 이 경우 공적분 벡터는 4×1 의 벡터 $\beta \equiv (-1, 1, 1, -1)'$ 로 주어지며 무위험 금리평형의 불균형 오차 $u_t \equiv \beta' z_t = -i_t^* + i_t + s_t - f_t$ 는 정상 곧 $I(0)$ 인 변수가 된다.

그런데 식 (2)의 VAR 모형은 모형 변수로 무위험 금리평형의 불균형 오차 u_t 를 포함하고 있지 않은 한계를 지니고 있다. 따라서 아래에서는 통상적인 오차수정모형(error correction model)과 달리 u_t 가 종속변수로서의 역할을 수행할 수 있도록 VAR 모형을 변환하는 방법을 소개하고자 한다. 이를 위하여 공적분 벡터 β 를 그 마지막 열로 하는 다음과 같은 4×4 비특이 정방행렬을 먼저 정의하기로 하자.

$$T = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -1 & 1 & 1 & -1 \end{pmatrix}. \quad (3)$$

여기서 이 행렬 T 를 변수 z_t 의 좌측에 곱할 경우, 변수 z_t 는 다음과 같이 변수 $x_t \equiv (i_t^*, i_t, s_t)'$ 와 불균형 오차 u_t 로 구성된 다음과 같은 변수 w_t 로 변환되게 된다는 점에 유의하자.

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

여기서 식 (3)의 변환행렬 T 를 식 (1)의 VAR 모형의 좌측에 곱하고 또 모형의 자기회귀계수들을 변환하면 변수 z_t 의 VAR 모형은 변수 w_t 의 VAR 모형으로 다음과 같이 나타낼 수 있게 된다.

$$w_t = A_1 w_{t-1} + \dots + A_p w_{t-p} + e_t \quad (4)$$

또는

5) Γ 는 장기충격행렬(long run impact matrix)이라고 불린다.

$$w_t = \Psi w_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Lambda_k \Delta w_{t-k} + e_t \quad (5)$$

여기서 $\Phi_k = T A_k T^{-1}$; $k=1,2,\dots,p$ 및 $e_t = T \epsilon_t$ 이며 $\Psi = \sum_{k=1}^p \Phi_k$ 이고 $\Lambda_k = -(\Phi_{k+1} + \Phi_{k+2} + \dots + \Phi_{k+p})$ 이다.

한편 위의 식 (4)는 VAR 모형의 형태를 갖고 있으므로 우리는 이를 이용하여 충격반응 분석, 예측, 그랜저 검정 및 분산 분해 등의 전통적인 동태분석을 수행할 수 있다. 가령 무위험 금리평형의 오차의 충격이 우리나라 이자율에 미치는 미래 기의 영향을 계산할 수도 있으며 일정 기 후의 무위험 금리평형의 오차의 최적 예측치도 구할 수 있다.

이와 관련하여 위의 변환행렬 (3)은 하방 삼각 (lower-triangular) 구조를 가지고 있는데 이는 구조 VAR모형의 식별과 관련하여 중요한 의미를 지니고 있다. 좀 더 구체적으로 모형 (1)의 오차 분산이 다음의 Cholesky 분해 구조를 가진 것으로 가정하자.

$$\Sigma = P \Lambda P' \quad (6)$$

여기서 분해된 행렬 P 는 다음과 같이 하방 삼각 구조를 지니고 있으며 Λ 는 대각행렬이다.

$$P \equiv \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ p_{21} & 1 & 0 & 0 \\ p_{31} & p_{32} & 1 & 0 \\ p_{41} & p_{42} & p_{43} & 1 \end{pmatrix} \quad \text{및} \quad \Lambda \equiv \begin{pmatrix} d_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & d_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & d_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & d_4 \end{pmatrix}.$$

그런데 여기서 변환행렬 T 를 식 (6)의 좌우 항에 곱해주더라도 분해행렬의 하방 삼각 구조는 바뀌지 않는다. 여기서 식 (4) 를 이용한 충격반응분석을 위하여 변환 모형 (4)의 잔차항의 분산 $E e_t e_t'$ 을 Cholesky 분해하기 위해 다음과 같이 쓸 수 있다는 점에 유의하자.

$$E e_t e_t' = T (E \epsilon_t \epsilon_t') T' = T \Sigma T' = T P \Lambda P' T' \quad (7)$$

다음으로 행렬 P 가 하방 삼각 구조를 가지고 있으므로 행렬 TP 역시 하방삼각행렬임을 다음과 같이 확인할 수 있다.

$$TP = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ p_{21} & 1 & 0 & 0 \\ p_{31} & p_{32} & 1 & 0 \\ -1 + p_{21} + p_{31} - p_{41} & 1 + p_{32} - p_{42} & 1 - p_{43} & -1 \end{pmatrix}$$

마지막으로 대각행렬이 모두 1 인 다음의 하방삼각행렬을 정의할 때

$$P^* = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ p_{21} & 1 & 0 & 0 \\ p_{31} & p_{32} & 1 & 0 \\ -1 + p_{21} + p_{31} - p_{41} & 1 + p_{32} - p_{42} & 1 - p_{43} & 1 \end{pmatrix}$$

다음 식이 만족됨을 쉽게 확인할 수 있으며 따라서 식 (7)에 의거 Cholesky 분해를 통한 통상적인 충격반응 분석을 할 수 있게 된다.

$$TPAP' T' = P^* \Lambda P^{*'}$$

그런데 행렬 P^* 가 하방삼각행렬인 것은 원래의 VAR 모형 (1)의 식별 순서가 식 (4)과 같이 변환된 VAR 모형에서도 동일하게 보존된다는 것을 의미한다.⁶⁾ 가령 구조 VAR 모형의 식별 순서를 국외 이자율(i_t^*), 국내 이자율(i_t), 현물환율(s_t) 및 선물환율(f_t)로 할 경우, 변환 VAR 모형 (4)에서 역시 선물환율 대신 무위험 금리평형 오차로 변수를 바꾸는 이외에는 동일한 식별 순서가 유지된다.

2.2 그랜저 검정 분석

한편 금리평형 불균형 오차 u_t 는 장기 균형 결정 변수에 의해서도 결정되지만 균형으로의 조정과정에서 단기적으로 여타 경제변수의 영향을 받게 된다. 따라서 다음은 식 (4)를 좌측 변수 w_t 의 구성요소인 u_t 와 x_t 로 구분하여 아래와 같이 변수 상호간의 동태적 관계를 분명하게 나타내기로 하자.

6) 이는 원래의 VAR 모형 변수들의 식별 순서를 정하는 것이 변환 모형보다 더 직관적으로 용이하다는 장점을 이용할 수 있게 만든다.

$$u_t = \psi_{11}u_{t-1} + \psi_{12}x_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} A_{1k}\Delta w_{t-k} + e_{1t} \quad (8)$$

$$x_t = \psi_{21}u_{t-1} + \psi_{22}x_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} A_{2k}\Delta w_{t-k} + e_{2t} \quad (9)$$

여기서 $A_k = (A_{1k}', A_{2k}')$ 이며 $e_t = (e_{1t}', e_{2t}')$ 로 정의한다.

여기서 금리평형 불균형오차를 종속변수로 갖는 식 (8)을 이용하여 이차율 또는 여타 변수의 변동이 무위험 금리평형의 오차와 갖는 (그랜저) 인과 관계가 있는 지를 검정할 수 있다.

한편 위 식 (8)은 불균형 오차를 피설명변수로 하고 있다는 점에서 Engle-Granger의 오차수정모형에서와 다르며, 다른 조건이 동일할 때 자기회귀계수 ψ_{11} 는 불균형오차의 안정성과 관련이 있다. 또한 장기충격행렬(long run impact matrix)을 분해하는 Johansen의 공적분 벡터는 비정상 시차 변수 x_{t-1} 의 계수 ψ_{12} 를 항상 0으로 만듦을 김윤영·박준용(2008)은 보이고 있다. 이에 따라 $H_0: \psi_{12} = 0$ 인 귀무가설을 검정하려면 Johansen 검정의 기각역을 이용할 수 있게 된다.

다음 절에서는 무위험 금리평형이 의미하는 벡터 $\beta \equiv (-1, 1, 1, -1)'$ 보다 일반화된 다른 계수들이 변수 $z_t = (i_t^*, i_t, s_t, f_t)'$ 간의 공적분 관계를 형성할 가능성을 고려하여 추정된 공적분 불균형 오차와 관련된 동태분석 방법에 대해 논의하고자 한다.

2.3 추정된 공적분 불균형 오차를 이용한 동태분석

무위험 금리평형을 나타내는 벡터 $\beta \equiv (-1, 1, 1, -1)'$ 는 모형 변수들 간의 공적분 추정 계수로 대체될 수 있다.⁷⁾ 가령 $\beta_1 i_t^* + \beta_2 i_t + \beta_3 s_t + \beta_4 f_{t+1}$ 가 I(0) 즉 정상인 경우 국내외 이차율과 현·선물환율이 장기균형을 의미하는 공적분 관계를 형성하며 이들 변수들이 장기 균형관계에 있는 것으로 해석할 수 있다. 이 경우 균형 벡터는 정규화(즉 $\beta_1 = 1$ 로 제약)된 추정치 $\hat{\beta} = (1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3, \hat{\beta}_4)'$ 를 사용하게 되며 공적분 불균형 오차($\hat{u}_t = \hat{\beta}' z_t$)를 정의한다.

이 경우 식 (4)의 변환행렬과 변환 변수는 다음과 같이 바뀌어 주어지게 된다.

7) 이는 일반화된 구매력평가설과 유사한 개념이 될 것이다.

$$\hat{T} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & \hat{\beta}_1 & \hat{\beta}_2 & \hat{\beta}_3 \end{pmatrix}, \quad \hat{w}_t \equiv \hat{T}z_t = (x_t', \hat{u}_t)'$$

마지막으로 변환 VAR 모형 (4)는 다음과 같이 수정되게 된다.⁸⁾

$$\hat{w}_t = \Psi \hat{w}_{t-1} + \sum_{k=1}^{p-1} \Lambda_k \Delta \hat{w}_{t-k} + \hat{e}_t \quad (10)$$

한편 Kim (2009)은 추정된 공적분 벡터를 (10)과 같이 쓴 후의 F-통계량이 추정량의 초일치성 때문에 그렇지 않는 모형 (8)와 같은 모형에서의 검정통계량과 동일한 극한분포를 가짐을 보이고 있다.

다음 장에서는 위 식 (4) 또는 (10)의 형태로 정의된 변환 오차수정모형을 이용하여 실증분석을 수행하고자 한다.

2.4 공적분 제약 하의 동태분석

변수 w_t 로 구성된 VAR 모형 (4)를 통한 충격반응분석은 변환행렬 (3)을 구성하는 벡터 $\beta \equiv (-1, 1, 1, -1)'$ 가 공적분 벡터가 아니더라도 가능하다. 그러나 벡터 β 를 추정하는 경우 추정량의 일치성을 위하여 공적분의 존재를 가정하는 것이 필요하고 이는 2.2절에도 언급된 $\psi_{12} = 0$ 의 제약조건과 함께 오차 u_t 가 정상변수임을 가정함과 같은 것이다. 이와 같은 제약 조건을 부과할 경우 Kim and Park (2008), Kim (2008, 2009)에 따르면 식 (8)과 (9)가 정상인 변수 u_t 와 Δx_t 들로 구성된 VAR(p) 모형임을 다음과 같이 보일 수 있으며 이를 이용하여 표준적인 충격반응분석 등을 수행할 수 있다.

즉 식 (8)에서 $\psi_{12} = 0$ 라는 제약조건을 부과하면 식 (8)의 좌변은 u_t 이며 우변은 계수를 정리하면 u_t 와 Δx_t 의 시차변수들과 오차항으로 구성된 식으로 나타내어진다. 다음으로 $\psi_{22} = I$ 임을 간단히 확인할 수 있으며 이를 이용하여 식 (9)의 우변의 x_{t-1} 를 좌변으로 이항할 수 있다. 그러면 식 (9)의 종속변수는 Δx_t 로 주어지며 우변은 계수를 정리하면 u_t 와

8) 따라서 충격반응분석은 식 (4) 또는 식 (10)을 이용하여 수행되게 된다.

Δx_t 의 시차변수들과 오차항으로 구성된 식으로 볼 수 있다.

결국 종합적으로 벡터 β 가 공적분 관계를 나타낸다는 전제하에 $\psi_{12}=0$ 의 제약조건이 부과될 경우 식 (8)과 (9)는 정상인 변수 u_t 와 Δx_t 들로 구성된 VAR 모형으로 해석될 수 있으며 이를 이용하여 충격반응분석 등을 수행할 수 있다.

3. 실증 분석

본장의 실증 분석에서 추정 기간은 송치영·김경수 (2008) 등에서의 같이 외환위기 이후인 2000. 3. 22 ~ 2008. 6. 25간의 일별자료를 사용하였는데 이는 구조변동가능성을 고려하여 외환위기 기간과 최근의 글로벌 금융위기 기간을 제외한 것이다.⁹⁾ 자료는 국내금리는 91일물 CD(도표내 표기: cd)금리로 한국은행 경제통계시스템에서, 해외금리는 3개월물 LIBOR(도표내 표기: libor)금리로서 국제금융센터 통계자료에서, 3개월 만기 원/달러 현물 및 선물 환율은 Bloomberg에서 습득하였다.

먼저 모형 변수들의 정상성 검증을 위해 이들 변수들에 대한 단위근 검정(ADF 및 KPSS test)¹⁰⁾을 한 결과 부록의 <부표 1>에서 보듯, LIBOR금리와 로그변환 현물(도표내 표기: spot) 및 선물(도표내 표기: forward)환율의 경우 5% 유의수준에서, CD금리의 경우 1% 유의수준에서 각각 단위근의 존재를 기각할 수 없었다. 이는 물론 기존의 다른 연구에서의 분석 결과들과 일치하는 것이다.

여기서 <부표 2>의 무위험 금리평형오차를 나타낸 그래프를 보면 전형적인 비정상 시계열의 형태를 갖고 있음을 알 수 있으며 ADF 검정에서도 단위근의 존재를 1% 유의수준에서 기각할 수 없었다. 다음으로 무위험 금리평형 오차 단일 변수의 AR(4) 모형¹¹⁾을 추정하여 보았으며 그 결과는 아래 <표 1>에 나타나 있다. 여기서 1기 시차항의 계수 값은 0.989로서 여타 시차항의 계수에 비해 큰 값을 가지고 있어 변수의 변동을 임의보행(random walk) 모형으로도 근사할 수 있을 것으로 판단된다.¹²⁾

9) Eviews 5.1을 모형분석에 사용하였다.

10) ADF 검정의 낮은 power를 보완하기 위하여 KPSS 검정을 추가로 실시하였다.

11) 모형 시차는 아래 분석하는 VAR 모형과의 비교를 위하여 4로 설정하였다.

12) 상수항(drift)을 추가하여도 분석하였으나 상수항의 추정치가 0에 가까웠으며 통계적 유의성도 매우 낮았다.

<표 1> 무위험 금리평형오차 자기회귀방정식의 추정결과

모형	추정계수	표준오차	t-값
u_{t-1}	0.989***	0.032	30.31
u_{t-2}	-0.127***	0.042	-3.001
u_{t-3}	-0.031	0.024	-1.299
u_{t-4}	0.169***	0.008	19.21
R^2 :	0.999	D.W.:	2.04

주 1) *** 표시는 1% 수준에서 유의함을 나타냄

그러나 이와 같은 단일 변수 분석은 금리 환율 등 여타 변수들이 제외되어 있어 모형 설정오류를 가질 수 있으므로 아래에서는 모형 변수들을 동시에 고려하는 VAR 분석을 실시하고자 한다. 여기서 모형의 시차는 Akaike 및 Schwarz 기준을 모두 고려하여 $p=4$ 로 선택하였다.

먼저 공적분의 존재 여부를 확인하기 위한 Johansen 검정 결과 Trace 및 Maximum Eigenvalue 통계량 모두 아래 <표 2>에서 보듯 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하고 있다. 이는 김윤영·박준용 (2008)에 따르면 귀무가설 $H_0 : \psi_{12} = 0$ 을 기각할 수 없다는 것을 동일하게 의미한다.

<표 2> Johansen 공적분 검정 결과

Model	Trace		Maximum Eigenvalue	
	Trace Statistic	p-value	Maximum-Eigenvalue Statistic	p-value
None	70.0** (40.1)	0.000	50.8** (24.1)	0.000
At most 1	19.1 (24.2)	0.193	17.7 (17.7)	0.051
At most 2	1.44 (12.3)	0.983	1.44 (11.2)	0.972
At most 3	0.01 (4.1)	0.944	0.01 (4.1)	0.944

주: 1) ()안의 숫자는 5% 유의수준의 기각역을 나타냄

2) *는 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄

따라서 2.4절에서 제시된 대로 정상인 변수 u_t 와 Δx_t 들로 구성된 VAR(4) 모형을 이용하여 무위험 금리평형오차와 여타변수 들 간의 충격반응 관계를 살펴보았다. 구조모형의 식별순서는 해외금리, 국내금리, 원/달러 현물환율 및 무위험 금리 평형 오차의 순서로 하였다.¹³⁾

분석결과를 나타낸 <부록 2-A>의 그래프를 보면 무위험 금리평형오차는 해외금리의 인상 충격에는 음의 방향으로, 국내 금리의 인상 충격에는 양의 방향으로 확대되는 것으로 나타났다. 그러나 선물환율과 현물환율의 인상 충격에는 무위험 금리평형오차가 큰 반응을 보이지는 않는 것으로 나타났다. 역으로 무위험 금리평형오차의 충격이 대내외 금리와 현물 및 선물환율에 미치는 영향은 매우 작은 것으로 나타났다.¹⁴⁾

다음으로 구조 모형의 식별 순서가 달라지는 경우의 강건성 검증을 위해 해외금리, 원/달러 현물환율, 국내금리 및 무위험 금리 평형 오차의 순서로도 유사한 충격반응분석을 하였으나 충격반응분석 결과는 크게 달라지지 않았다.

이와 더불어 무위험 금리평형을 위의 2.3절에서와 같이 일반화된 벡터 $\hat{\beta} = (1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3, \hat{\beta}_4)'$ 로 정의하여 불균형 오차를 추정한 후 동일한 충격반응분석을 실시하였다. 분석결과를 나타낸 <부록 2-B>를 보면 국내외 금리 충격이 무위험 금리평형오차에 미치는 영향의 경우 이론적으로 주어진 벡터 $\beta = (-1, 1, 1, -1)'$ 를 사용한 경우에 비해 부호는 동일하나 반응 정도는 낮아진 것으로 나타났다.¹⁵⁾ 여기서도 구조 모형의 식별 순서가 달라지는 경우의 강건성 검증을 위해 해외금리, 원/달러 현물환율, 국내금리 및 무위험 금리 평형 오차의 순서로도 유사한 충격반응분석을 하였으나 결과는 크게 달라지지 않았다.

한편 예측오차의 분산분해도 실시하였으며 그 결과는 위의 충격반응 분석의 결과를 뒷받침 하는 것으로 나타났다. 부록의 도표를 보면 이론적 불균형 오차 또는 추정 불균형 오차를 막론하고 불균형 오차 자체의 충격을 제외(추정된 경우)하고 가장 낮은 비중을 차지하는 것은 환율 부문인 것으로 나타났다. 이런 결과는 식별 순서를 바꾸더라도 바뀌지 않는 것으로 나타났다

이와 같은 충격반응 분석과 분산분해 결과는 외환위기 이후 무위험 금리 평형으로 부터의 이탈은 환율이 아니라 주로 금리 부문에서 비롯된 충격에 따른 것이라는 점을 알 수 있는데, 이는 환율정책 보다는 통화정책 측면에서 무위험 금리평형의 불균형을 확대시킬 개연성 있다는 점을 의미한다.¹⁶⁾

13) 이와 같은 순서는 (i) 우리경제가 소규모 개방경제로서 해외금리가 국내금리에 일방적으로 영향을 미치고 (ii) 금리 차에 따라 발생하는 단기 자본이동이 현물환율에 영향을 미치며 (iii) 선물환율이 현물환율을 추수한다는 관측에 기반한 것이다.

14) 이와 같은 추정 결과는 환율정책 보다는 통화정책과 해외 금리 변동이 더 무위험 금리평형의 불균형을 유발하는 요인을 나타낸다.

15) 이는 무위험 금리평형을 직접 사용하여 무위험 금리평형을 계산할 경우 추정된 공적분관계로부터 정의된 불균형 오차를 사용한 경우와 비교하여 충격반응을 과대 평가할 여지가 있다고 해석할 수도 있다. 그러나 이에 대한 구체적인 결론 도출은 추가 연구를 필요로 한다.

16) 이의 요인으로는 제도적으로 외환위기 이후 자율변동환율제가 실시되면서 외환·환율 정책 측면에서의 정부개입이 줄어든 것을 지적할 수 있다. 정부 개입으로 인한 시장 왜곡(즉, 무위험 금리평형 불균형의

다음으로 여타 경제변수들이 무위험 금리평형오차와 그랜저 인과관계를 갖는 지도 검토하였다. 이는 2.4절에서 논의된 대로 $\psi_{12} = 0$ 라는 제약조건을 부과하면 식 (8)에서 정상변수 $(\Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2}, \Delta x_{t-3})$ 의 계수들이 0인지를 각각 확인하는 것이다.

이에 따라 아래 <표 3>에서는 금리평형 오차 방정식의 시차 오차를 제외한 정상변수들의 추정계수들에 대한 통계적 유의성을 동시에 검토하는 F-검정값을 나타내었다. 여기서 이들 변수들의 계수가 모두 0이라는 귀무가설은 1%의 유의수준에서 모두 기각되고 있는 것을 알 수 있다. 이는 국내외의 시차 금리 변동과 현물환율의 시차 변동률이 통계적으로 유의하게 금리평형 오차에 영향을 미치고 있음을 나타낸다.¹⁷⁾

<표 3> 무위험 금리평형오차 방정식의 추정결과

공적분배터 도출	이론값			추정값		
	추정계수	표준오차	p-값	추정계수	표준오차	p-값
F 통계량	7.18**	(9,929)	0.000	2.79**	(9,929)	0.003
Chi-square	64.7	9	0.002	25.1	9	0.003

주 1) ** 표시는 1% 수준, * 표시는 5% 수준에서 유의함을 나타냄

마지막으로 아래 <표 4>는 무위험 금리평형오차 방정식의 추정 결과를 나타내고 있다. 여기서 주요한 결과중 하나는 현물환율의 시차 변동률은 국내외 금리들의 변동에 비해 상대적으로 추정 계수의 유의성(t-통계량 기준) 이 상대적으로 낮다는 점이다. 즉 금리평형의 불균형 오차는 환율 보다는 금리의 변동으로 발생하였다는 것으로 이는 위의 충격반응 분석에서 환율 충격이 무위험 금리평형 오차에 미치는 반응이 매우 작았던 것과 일치하는 것이다.

금리 부문의 충격이 왜 중요한지는 추가적인 분석을 필요로 하지만 여기에는 우리경제의 신용 리스크 등이 일부 작용하였다고 추정할 수 있으며¹⁸⁾ 금리 충격으로 인해 발생한 불균형이 재정거래 등으로 쉽게 해소되지 못하는 제약조건이 우리 금융시장에 존재할 수 있다는 해석도 가능하다.¹⁹⁾

확대)의 여지가 그만큼 축소된 것이다.

17) 이는 충격반응분석과는 상이한 결과이다.

18) 이러한 신용리스크가 상대적으로 적은 유로시장(euro market)에서 무위험 금리평형이 성립하고 있다는 Taylor (1987), Clinton (1988) 등의 실증분석 결과와 상응하고 있다고 볼 수 있다.

19) 송치영·김경수 (2008)는 무위험 금리차가 20bp 이상일 경우에만 재정거래가 발생하는 것으로 분석하고 있다.

< 표 4 > 무위험 금리평형오차 방정식의 추정결과

공적분벡터 도출 모형 변수	이론값			추정값		
	추정계수	표준오차	t-값	추정계수	표준오차	t-값
u_{t-1}	0.999**	0.001	1,536	0.962**	0.007	122.3
Δu_{t-1}	-2.533**	1.111	-2.279	-0.561**	0.032	-17.0
Δcd_{t-1}	2.561**	1.112	2.301	0.540**	0.229	2.351
$\Delta \text{libor}_{t-1}$	-2.834**	1.110	-2.551	-0.372	0.211	-1.758
Δspot_{t-1}	0.536**	0.223	2.398	0.011	1.185	0.009
Δu_{t-2}	-2.404*	1.187	-2.024	-0.339**	0.035	-9.694
Δcd_{t-2}	2.633*	1.188	2.216	0.347*	0.235	1.480
$\Delta \text{libor}_{t-2}$	-2.385*	1.187	-2.009	-0.340	0.232	-1.464
Δspot_{t-2}	0.279	0.224	1.246	1.018	1.189	0.856
Δu_{t-3}	-3.646**	1.071	-3.404	-0.144**	0.031	-4.558
Δcd_{t-3}	3.822**	1.071	3.566	0.201	0.278	0.723
$\Delta \text{libor}_{t-3}$	-3.736**	1.071	-3.487	-0.338	0.211	-1.600
Δspot_{t-3}	-0.005	0.222	-0.023	2.092	1.180	1.772
Adjusted R ²	0.999			0.946		
D.W.	1.994			2.096		

주 1) ** 표시는 1% 수준, * 표시는 5% 수준에서 유의함을 나타냄

4. 결론 및 시사점

본고에서는 외환위기 이후 우리나라의 무위험 금리 평형조건의 불균형 오차와 국내외 금리 및 현·선물환율 개별충격과의 동태적 상관관계를 살펴보았다. 이를 위하여 무위험 금리평형을 구성하는 변수들을 개별적으로 모두 고려한 VAR 모형에서 유도된 변환 오차수정모형을 도입하였다.

충격반응, 그랜저 검정 등의 분석 결과 2000년대 들어 우리나라의 무위험 금리평형 불균형 오차는 환율 보다는 주로 국내의 금리 부분에서의 충격에서 유발되는 것으로 나타났다. 또한 국내의 금리 및 현·선물환율 간의 장기 공적분 관계의 추정계수로 정의된 불균형 오

차를 이용하여 동일한 동태분석을 실시한 경우와 구조모형의 식별 순서를 바꾼 경우에도 유사한 결과가 도출되었다.

이와 같은 분석결과에 따르면 환율·외환 정책 보다는 통화정책과 해외 금리 변동이 더 무위험 금리평형의 불균형을 유발하는 요인이 될 수 있으므로 통화당국의 기준금리 결정시 이를 고려해야 할 것으로 판단된다.

한편 무위험 금리 평형조건의 불균형의 형성에는 리스크 프리미엄, 예측오차 등의 요인²⁰⁾도 작용할 수 있으며 본고의 VAR 모형은 이러한 요인들을 금리와 환율 등의 선형 시차변수로 설명하고 있다고 할 수 있다. 그런데 투자자들이 느끼는 위험은 경제변수의 변동성(volatility)과 관련이 있으므로 본고의 선형모형을 확장하여 시차 2차 적률(second moments)을 설명변수로 추가하여 그 결과를 보는 것도 매우 흥미로울 것으로 판단된다. 특히 아직 소규모 개방경제인 우리 여건상 다른 선진국에 비해 이런 방향으로의 연구는 더 타당성을 가진 것으로 판단된다.

■ 참고문헌

- 김윤영, 2009, 근사 글로벌 경제 구조하에서의 달러화 환율 불균형 오차 조정과정 분석, 금융연구, 23권 1호, 49-74.
- 김윤영·박준용, 2008, 오차단위근을 고려한 구매력평가설 검증, 경제분석, 14권 1호, 42-62.
- 류상철·박성진, 2008, 우리나라 외환·통화스왑시장의 효율성 및 안정성 분석, 조사통계월보, 10월호, 54-92.
- 송치영·김경수, 2008, 원/달러 무위험 금리평형 이탈에 대한 실증연구, 응용경제, 10권 3호, 5-32.
- 신성욱·장성우, 2006, 최근 금리재정거래의 현황과 시사점, 외환국제금융 리뷰, 12, 18-42.
- Aliber, R. Z, 1973, The interest parity theorem: A reinterpretation, Journal of Political Economy 81, 1451-1459.
- Bhar, R., S.-J. Kim and T. Pham, 2004, Exchange rate volatility and its impact on the transaction costs of covered interest parity, Japan and World Economy 16, 503-525.

20) Fama (1984), Hodirick and Srivastava (1986) 등 참조.

- Bleman, L., 1991, A model of covered interest rate arbitrage under segmentation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 706–717.
- Clinton, K., 1988, Transactions costs and covered interest parity, *Journal of Political Economy* 96, 358–370.
- Dooley, M. and P. Isard, 1980, Capital controls, political risks and deviations from interest rate parity, *Journal of Political Economy* 88, 370–384.
- Fama, E., 1984, Forward and spot exchange rate, *Journal of Monetary Economics* 36, 697–703.
- Frenkel, J. A. and R. M. Levich, 1977, Transaction costs and interest arbitrage: Tranquil versus turbulent periods, *Journal of Political Economy* 85, 1209–1226.
- Hodrick, R. and S. Srivastava, 1986, The covariation of risk premiums and expected future spot exchange rates, *Journal of International Money and Finance* 5, S5–30.
- Kim, Yun–Yeong, 2008, Comparison of the disequilibrium error dynamics for the won–dollar foreign exchange rate before and after financial crisis, *Journal of Economic Theory and Econometrics* 19(4).
- Kim, Yun–Yeong, 2009, Dynamic analyses for cointegration disequilibrium error via transformed VAR model, Manuscript.
- Kim, Yun–Yeong and Joon Y. Park, 2008, Testing purchasing power parity in transformed ECM with nonstationary disequilibrium error, *Economic Papers* 11(2).
- Otari, I. and S. Tiwari, 1981, Capital controls and interest parity: The Japanese experiences 1978–81, *IMF Staff Papers* 28., 793–815.
- Taylor, M. P., 1987, Covered interest parity: high frequency, high quality data study, *Economica* 54, 429~438.

부 록

<부표 1>

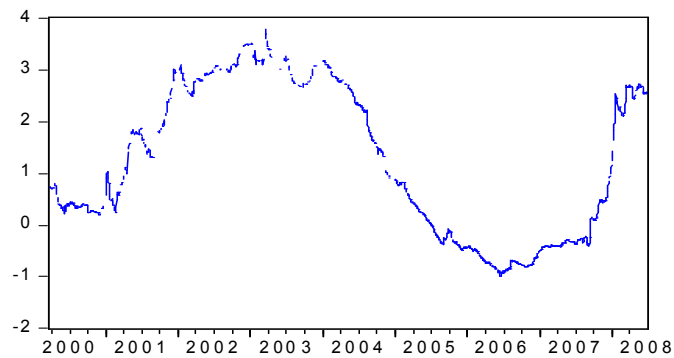
모형변수의 단위근 검정 결과

검정법	ADF (AIC)	ADF (SIC)	KPSS
LIBOR 금리	-1.278 (0.641)	-0.840 (0.806)	1.208 (0.463)
CD 금리	-1.486 (0.540)	-3.145 (0.023)	2.349 (0.463)
로그-현물환율	-0.936 (0.771)	-0.845 (0.805)	4.925 (0.463)
로그-선물환율	-1.393 (0.586)	-1.474 (0.546)	5.170 (0.463)
무위험 금리평형 오차	-0.372 (0.911)	-0.372 (0.911)	1.955 (0.463)

주 : ()는 ADF 검정의 경우 p-값, KPSS 검정의 경우 5% 기각역을 표시

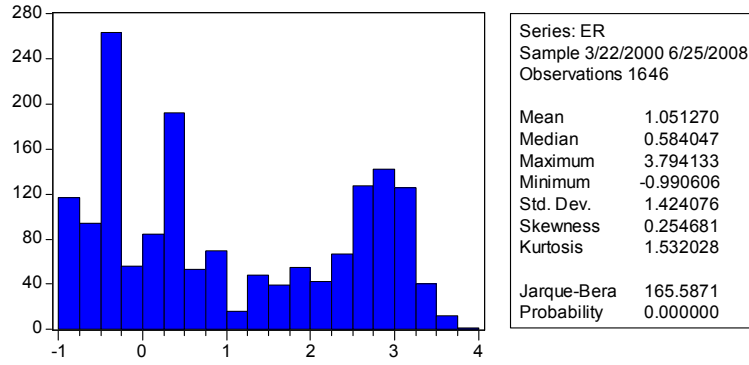
<부표 2>

무위험 금리평형 오차의 그래프



<부표 3>

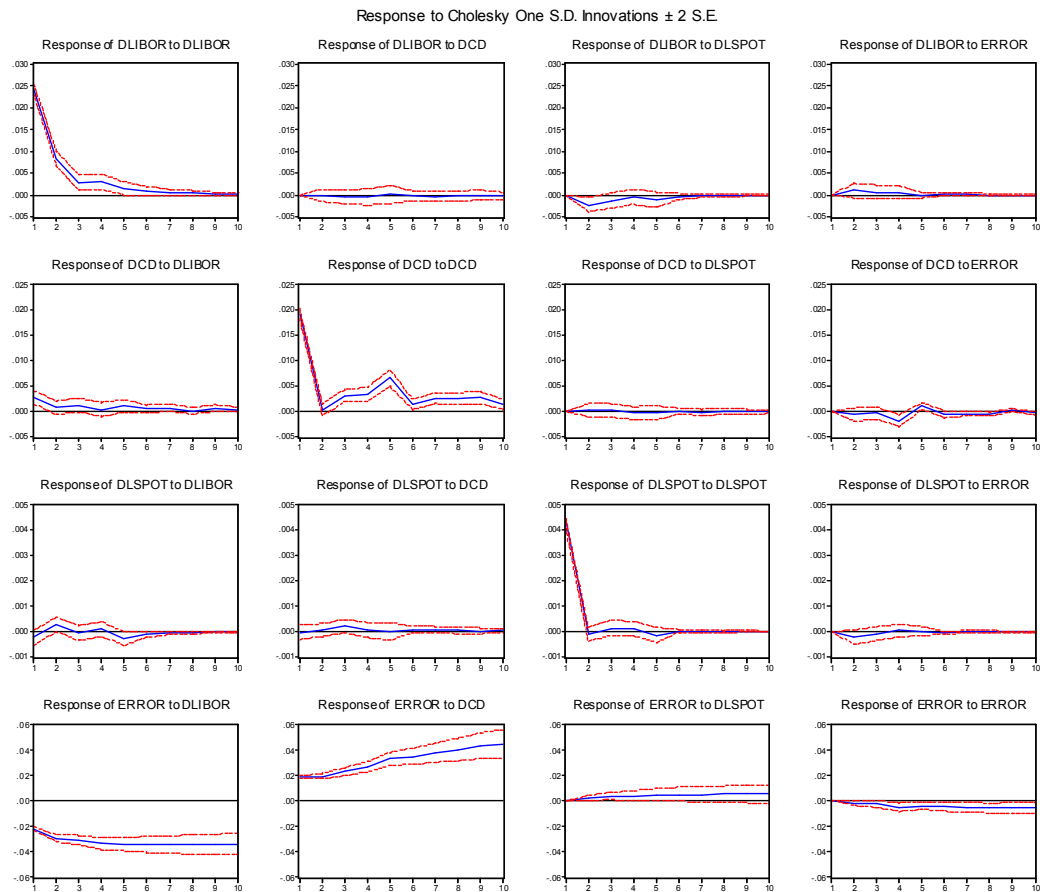
무위험 금리평형 오차의 분포도 및 통계량



<부록 2>

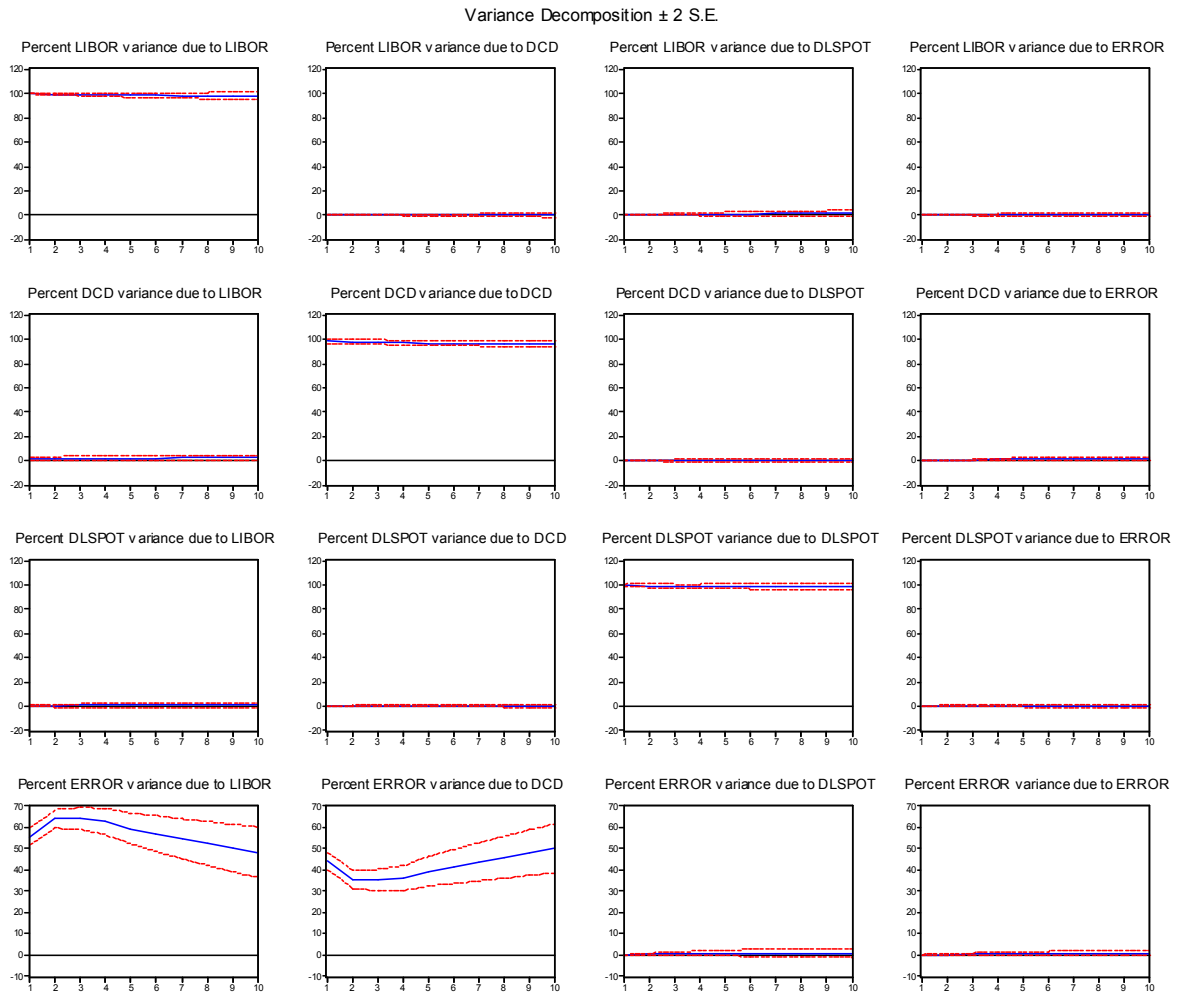
A. 충격반응함수 및 분산 분해 (CIP 계수이용)

가. 충격 반응 곡선



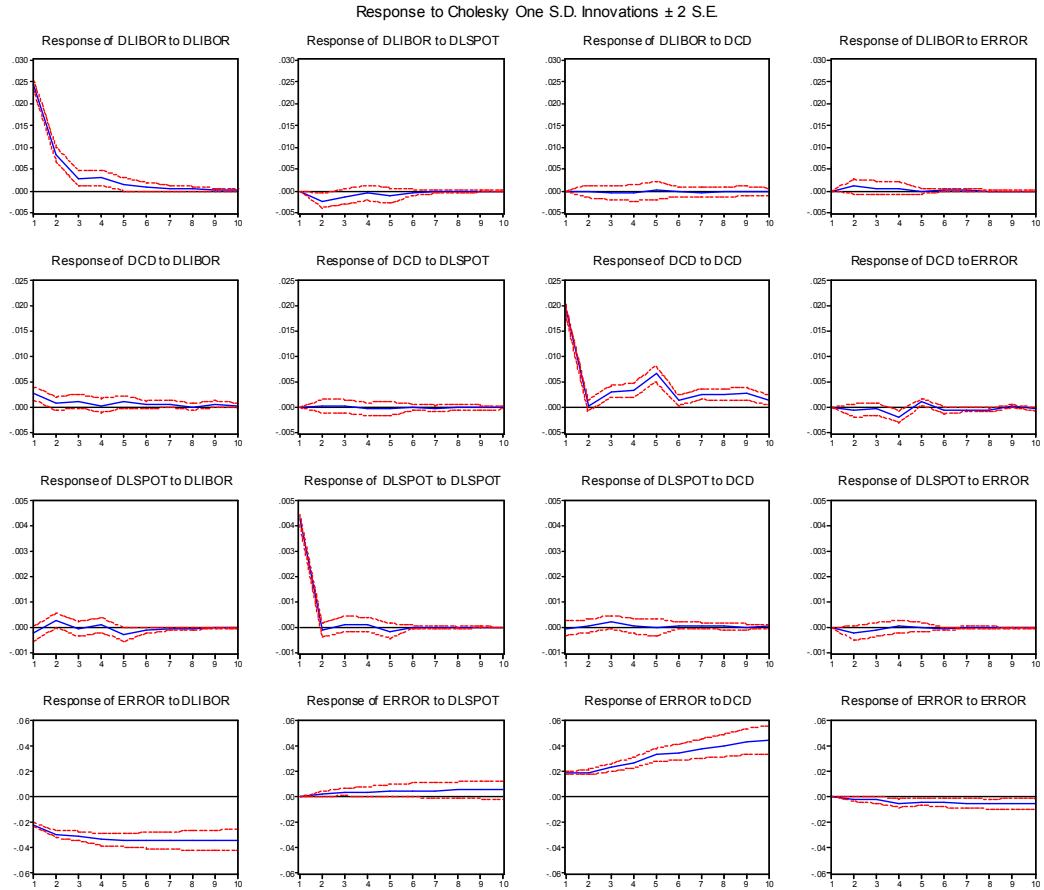
(식별순서: 해외금리 → 국내금리 → 원/달러 현물환율 → 추정 공적분 오차)

나. 분산 분해



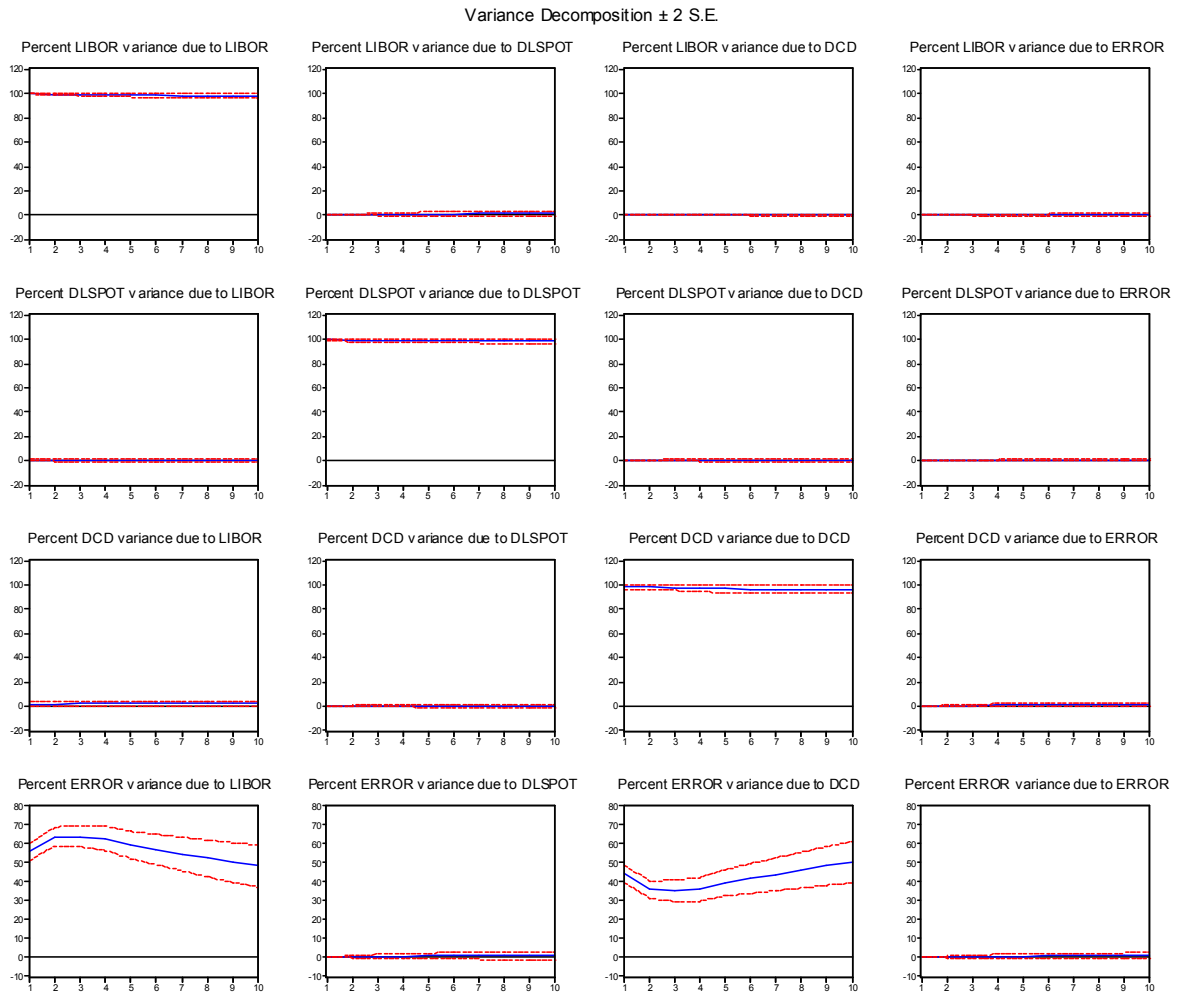
(식별순서: 해외금리 → 국내금리 → 원/달러 현물환율 → 추정 공적분 오차)

가. 충격 반응 곡선



(식별순서: 해외금리 → 원/달러 현물 환율 → 국내금리 → 추정 공적분 오차)

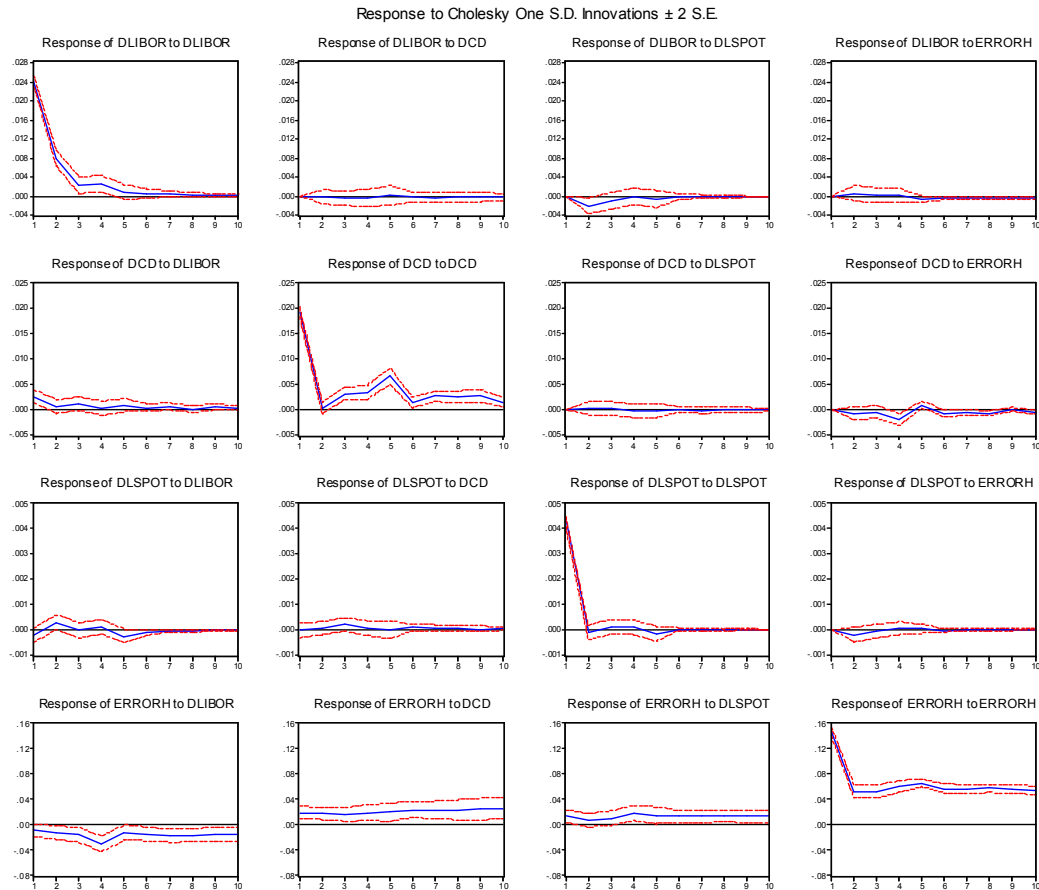
나. 분산 분해



(식별순서: 해외금리→원/달러 현물환율→국내금리→추정 공적분 오차)

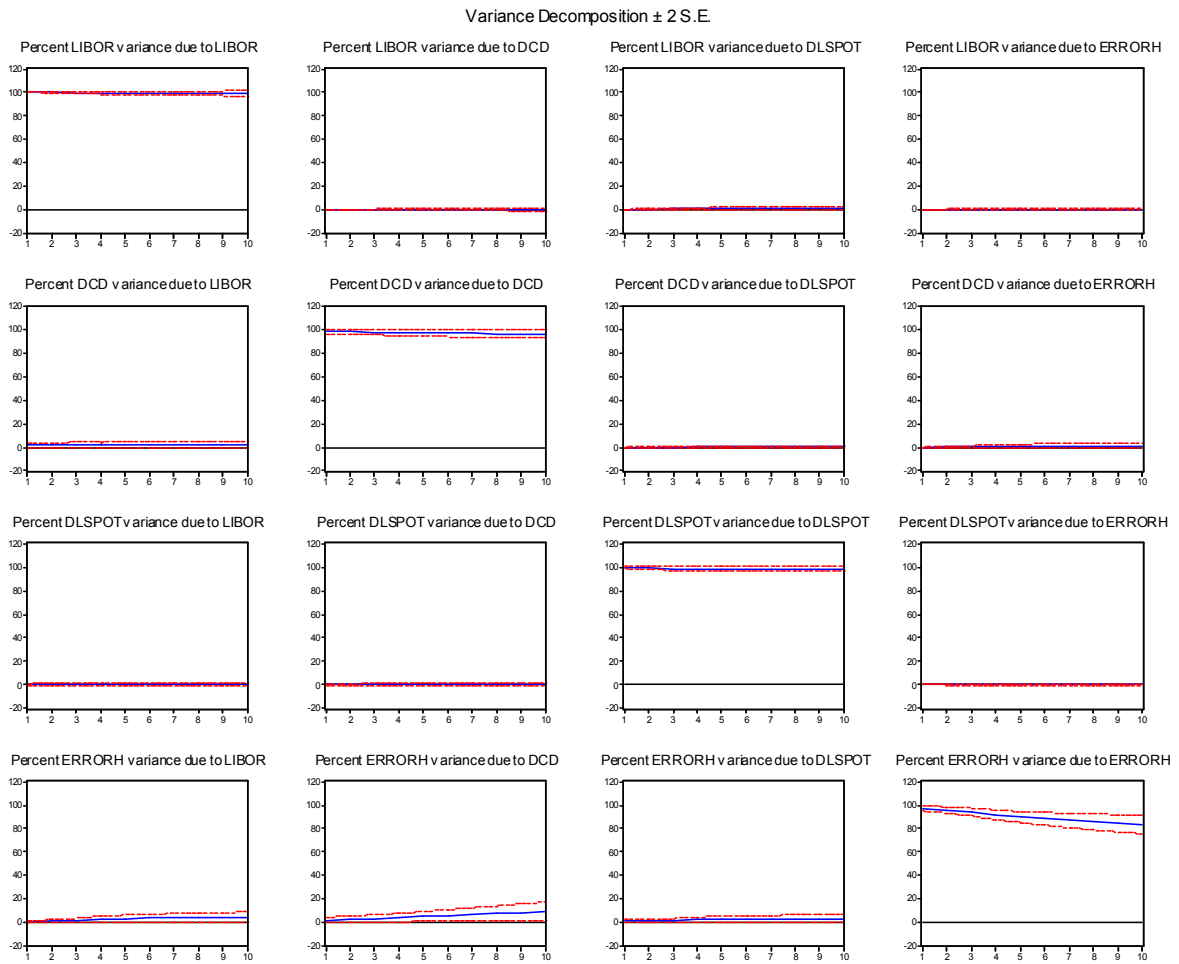
B. 충격반응함수 및 분산분해 (추정 CIP계수 이용)

가. 충격 반응 곡선



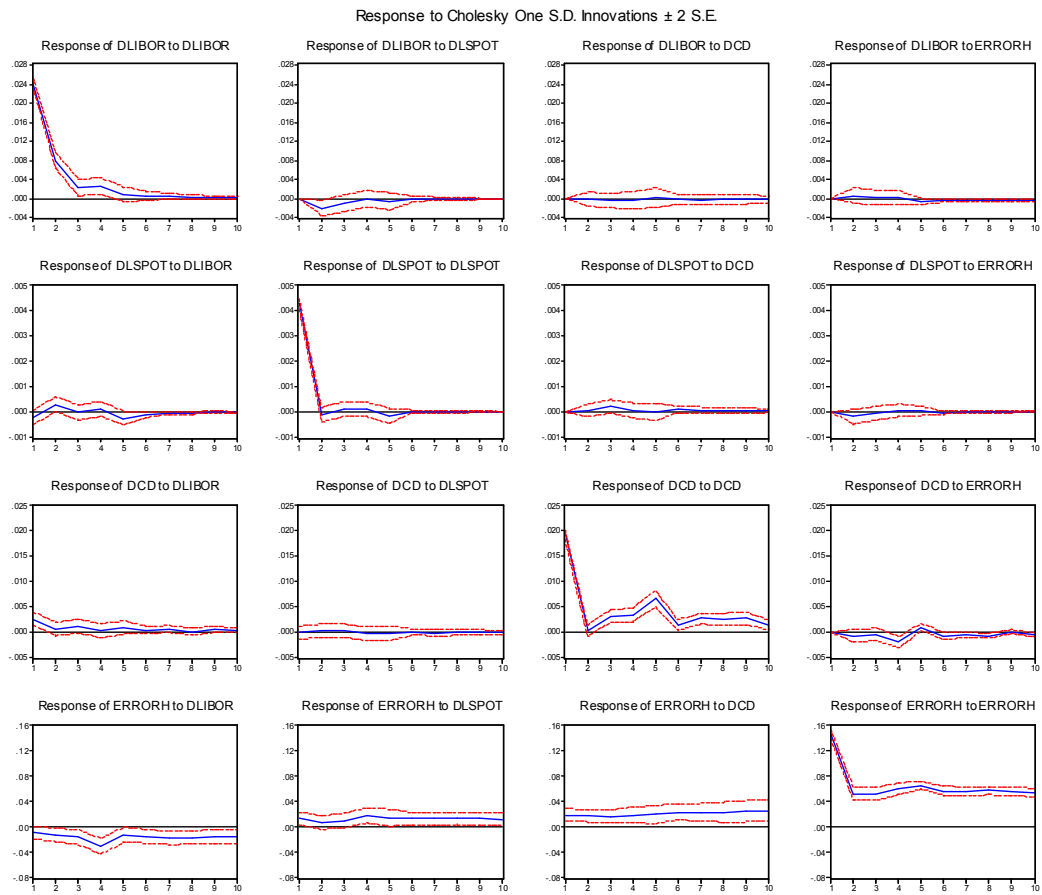
(식별순서: 해외금리→국내금리→원/달러 현물환율→무위험 금리 평형 오차)

나. 분산 분해



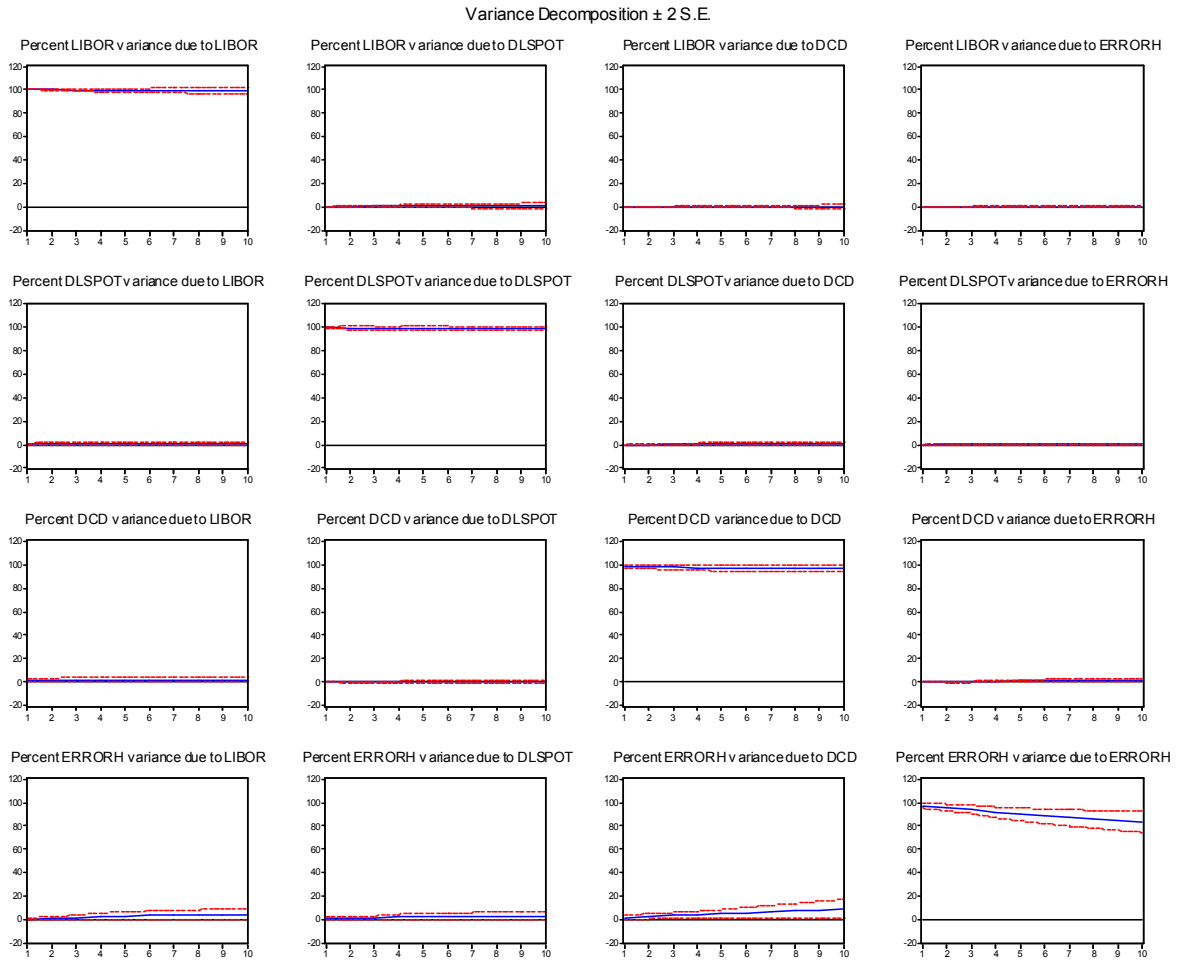
(식별순서: 해외금리→국내금리→원/달러 현물환율→무위험 금리 평형 오차)

가. 충격 반응 곡선



(식별순서: 해외금리→원/달러 현물 환율→국내금리→추정 공적분 오차)

나. 분산 분해



(식별순서: 해외금리→원/달러 현물환율→국내금리→무위험 금리 평형 오차)