

통화정책의 장기 유효성 분석: 실질이자율의 비정상 장기 기대 분해를 중심으로*

김 윤 영**

본고는 Kim(2018)을 따라 우리나라의 통화정책이 실질이자율의 장기 기대 또는 예측(Long Run Expectation of Real Interest Rate: RELEX)에 영향을 미치고 이를 통해 다시 실물경제에 유효하게 영향을 미치는 메커니즘이 있는지를 검정·분석하고자 한다. 이를 위한 RELEX의 추정에는 뉴케인지언 이론에 기초한 공적분 벡터 자기회귀(Co-integrated VAR) 모형 내에서 Beveridge-Nelson 추세 분해를 통해 수행된다. 한편, 실질이자율의 추세가 존재하기 위한 전제 조건인 비정상성 검정을 위해서는 Kim(2018)의 2단계 검정을 수행하며 비정상 실질이자율의 장기 기대를 인플레이션, 산출갭 및 이자율의 세 가지 추세로 분해한다. 외환위기 이후 월별 자료를 글로벌 금융위기(이하 위기)를 기점으로 구분하여 분석한 결과, 위기 전후 모두 실질이자율은 비정상이며, 통화정책 충격이 대부분인 이자율 추세는 위기 이후에만 존재하는 것으로 나타났다. 또한 RELEX 상승 충격에 산업생산지수는 초기 유의한 하락 반응을 보였으며, 특히 RELEX 중 이자율 추세 상승 충격이 산업생산지수 하락 반응을 주도하는 것으로 나타났다. 이러한 추정 결과는 우리나라의 통화정책이 실질이자율의 장기 기대에 영향을 미치고 이는 다시 실물경제에 영향을 미치는 메커니즘이 위기 이후 유효하게 작동하고 있음을 시사하는 것이다.

핵심주제어: 비정상 실질이자율, 2-단계 검정, 뉴케인지언 모형, 장기 기대, 통화정책 효과
경제학문헌목록 주제분류: M60

I. 도입

글로벌 금융위기 직후 전 세계적으로 낮은 장단기 이자율 유지를 위한 다양한(전통 및 비전통적) 통화정책을 실시함에도 불구하고 경기 회복이 지연됨에 따라, 통화정책의 유효성에 대한 관심이 다시 높아지고 있다.¹⁾ 이와 관련하여 본고는

* 나보타스장학회(www.navotas.or.kr)와 두 분 심사자의 제언에 깊이 감사드립니다. 이 연구는 2017학년도 단국대학교 대학연구비 지원으로 연구되었습니다.

** 단국대학교 무역학과 교수, 전화: (031) 8005-3402, E-mail: yunyeongkim@dankook.ac.kr
논문투고일: 2019. 6. 10 수정일: 2019. 6. 20 게재확정일: 2019. 7. 27

Kim(2018)을 따라 우리나라의 통화정책이 실질이자율의 장기 기대 또는 예측에 영향을 미치고 이를 통해 다시 실물경제에 유효하게 영향을 미치는 메커니즘이 있는지를 검정·분석하고자 한다.

이러한 통화정책의 유효성 분석에 RELEX가 중요한 의미를 갖는 논거로 Kim(2018)은 다음의 두 가지 이유를 들고 있다. 먼저, Woodford(2005)는 통화정책은 현재 이자율 변동 수준보다는 시장의 미래 이자율 기대에 영향을 미치는 경우에만 충분히 유효함을 강조하고 있다. 이는 경제에 중요한 투자나 자산가격이 현재와 미래의 이자율로 할인된 현재가치에 의해 결정되기 때문이다. 이는 예를 들어 이자율이 미래에 급격히 상승된다면 기업에게 투자보다 은행예치가 더 유리해질 수 있기 때문이다. 이 논리를 좀 더 확장하면 통화정책이 시장의 미래 실질이자율 기대 또는 예측에 영향을 미치는지가 보다 중요할 수 있다. 왜냐하면 합리적 경제 주체의 경우 명목이자율보다는 실질이자율을 기준으로 경제활동을 할 것이기 때문이다.

다음으로 통화정책의 효과는 실질이자율의 정상성 등 통계적 성질과도 관련이 있다는 점이다. Fama(1975)는 실질이자율을 상수항으로 간주하고 있는데 이 경우 통화정책은 실질이자율을 변화시킬 수 없게 된다. 그러나 Nelson and Schwert(1977)와 Garbade and Watchel(1978)에 따르면 실질이자율은 상수항이 아니라 적분된 I(1) 과정이다. Rose(1988)에 따르면 실질이자율은 단위근을 가진 I(1) 과정인데 이는 Fisher 방정식에서 명목이자율이 I(1)이고 인플레이션이 I(0)이기 때문이다. Walsh(1987) 역시 실질이자율을 단위근 과정으로 보고 있다. 그런데 인플레이션율은 자주 실증적으로 I(1) 과정으로 검정되기도 한다. 이 경우 만일 명목이자율과 인플레이션이 공적분되어 있다면 실질이자율은 I(0)로 간주될 수 있다. 이렇게 공적분을 통해 실질이자율의 비정상성(Non-stationarity)을 검정하는 접근법의 예로는 MacDonald and Murphy(1989), Mishkin(1992), Wallace and Warner(1993), Crowder and Hoffman(1996), Koustas and Serletis(1999), Rapach and Weber(2004) 등이 있다. 그런데 Walsh(1987) 등에 따르면, 실질이자율이 비정상인 경우 실질이자율의 지속적인 추세 변화(persistent shift)를 유발하는 요인에는 일시적인 변화(temporary change)를 유발하는 요인들과는 다른 통화정책적 대응을 필요로 한다. 이는 실질이자율의 비정상성 여부가 통화정책이 실물경제에

1) 김남현·이근영(2018)에 따르면 국내 정책 불확실성에 대한 양의 충격이 거시 및 금융 변수에 미치는 부정적인 영향은 경기가 상승할 때보다 하강할 때 더욱 커진다.

유효하게 영향을 미칠 수 있는지 여부에 밀접히 관련되어 있기 때문이다. 이를 좀 더 구체적으로 설명하면 만일 실질이자율이 상수(constant) 또는 정상시계열(stationary process)이라면, 통화정책의 변화 충격은 실질이자율의 RELEX를 변화시킬 수 없다. 그러나 만일 실질이자율이 비정상시계열(Non-stationary process)이라면, 통화정책의 변화 충격은 실질이자율이 포함하는 추세(trend, 이는 실질이자율의 RELEX에 해당)에 영향을 미치고 다시 이에 의존하는 투자나 자산가격에 유효하게 영향을 미칠 수 있게 된다. 결론적으로 통화정책의 장기 효과는 통화정책이 비정상 실질이자율의 RELEX에 영향을 미칠 수 있는지 여부가 결정하게 된다.²⁾

이에 따라 본고는 Kim(2018)을 따라 우리나라 통화정책을 통한 이자율 충격이 실질이자율의 RELEX에 동태적으로 어떤 영향을 미치고 있는지를 VAR 모형을 통해 분석하고자 한다. 여기서 가장 중요한 RELEX는 Juselius(2008), Kim(2018) 등을 따라 이자율, 인플레이션 및 산출갭 등 뉴 케인지언 모형 변수들로 구성된 공적분된 I(1)인 VAR 모형에서 Beveridge Nelson 분해를 통해 구해진다. 여기서 Beveridge Nelson 분해 추세는 실질이자율에서 순환변동치를 제거한 장기 미래 이자율의 조건부 기대로서 최적 예측치로 간주된다.

한편, 본고의 VAR 모형 체계는 뉴케인지언 모형을 포함할 정도로 일반성을 가지고 있어 모형설정의 타당성이 있다. 여기서 실질이자율의 장기 예측치는 산출갭과 인플레이션 충격으로 구성된 부분과 이와 독립적인 통화정책의 이자율 충격을 포함한 부분으로 분해한다. 이러한 분해의 추정은 직교 사영(projection)을 통해 이루어지며 이를 통하여 실질이자율의 장기 예측에서 통화정책의 비중이 얼마나 큰지를 파악할 수 있다.

마지막으로 외환위기 이후 월별 자료를 글로벌 금융위기를 기점으로 구분하여 분석한 결과, 위기 전후 모두 실질이자율은 비정상이며, 통화정책 충격이 대부분인 이자율 추세는 위기 이후에만 존재하는 것으로 나타났다. 또한 RELEX 상승 충격에 산업생산지수는 초기 유의한 하락 반응을 보였으며, 특히 RELEX 중 이자율 추세 상승 충격이 산업생산지수 하락 반응을 주도하는 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 통화정책이 실질이자율의 장기 기대에 영향을 미치고 이는 다시 실물경제에 영향을 미치는 메커니즘이 글로벌 금융위기 이후 유효하게 작동하고 있음을 시사하는 것이다. 이런 실증분석 결과는 한국전쟁 이후 미국의 월별 자료를 이용하여 분석한 Kim(2018)이 미국 실질이자율에 비정상성이 있음을 발견하

2) 자세한 내용은 본문의 III절의 후반부 논의를 참조하라.

고 동태분석한 결과와 유사한 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 뉴케인지언 모형 하에서의 인플레이션, 산출갭 및 이자율의 공적분 VAR 모형을 유도한다. 제Ⅲ절에서는 비정상 실질이자율의 RELEX 추출을 다룬다. 제Ⅳ절에서는 한국 자료를 통한 실증분석 결과를, 제Ⅴ절은 결론을 도출한다.

Ⅱ. 뉴케인지언 모형 하에서의 인플레이션, 산출갭 및 이자율의 공적분 VAR 모형

본 절에서는 먼저 비정상 실질이자율의 구성 요소를 분해하기 위한 전 단계로서 이자율과 인플레이션으로 이루어진 뉴케인지언 모형,³⁾ 특히 Cochrane(2016)이 도입한 가격경직성을 고려한 최적화 모형을 다음과 같이 제시한다.

$$g_t = E_t g_{t+1} - \sigma(i_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (1)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} - \kappa g_t \quad (2)$$

여기서 E_t 는 t 기의 정보를 이용한 조건부 기대, g_t 는 t 기 산출갭, i_t 는 t 기 명목 이자율, π_t 는 t 기 인플레이션율을 나타낸다. 식 (1)은 기간 간 대체 조건(c.f., Cochrane, 2016, 식 (8))이며 식 (2)는 필립스 곡선이다.

한편, 조건부 기대의 정의에 의해 다음과 같은 분해가 주어진다.

$$g_{t+1} = E_t g_{t+1} + \delta_{t+1}^g \quad (3)$$

$$\pi_{t+1} = E_t \pi_{t+1} + \delta_{t+1}^\pi \quad (4)$$

여기서 δ_{t+1}^g 와 δ_{t+1}^π 는 t 기에 예측되지 못한 산출갭과 인플레이션에 대한 충격을 나타낸다. 한편, 식 (3)과 (4)를 식 (1)과 (2)에 삽입하면 다음의 동태방정식을 얻을 수 있다.

3) Clarida *et al.*(1999), Bernanke and Woodford(2005) 및 Gali(2008) 등도 뉴케인지언 모형 하에서의 통화정책에 대해 다루고 있다.

$$\sigma\pi_{t+1} + g_{t+1} = g_t + \sigma i_t + \sigma\delta_{t+1}^\pi + \delta_{t+1}^g \quad (5)$$

$$\beta\pi_{t+1} = \pi_t + \kappa g_t + \beta\delta_{t+1}^\pi \quad (6)$$

다음으로 명목이자율이 아래 방정식으로 결정된다고 가정한다.⁴⁾

$$i_{t+1} = -\phi_1\pi_{t+1} - \phi_2g_{t+1} + \psi_1\pi_t + \psi_2g_t + \psi_3i_t + \omega_1\delta_{t+1}^\pi + \omega_2\delta_{t+1}^g + \mu_{t+1} \quad (7)$$

여기서 μ_{t+1} 은 명목이자율에 대한 예측되지 못한 충격(예를 들어, 예측되지 못한 통화정책 또는 위험 프리미엄 충격 등)을 나타내며 $E_t\mu_{t+1} = 0$ 이다. 마지막으로 동태방정식 (5)~(7)을 종합·정리하면, 다음의 VAR(1) 모형이 주어진다.

$$\begin{pmatrix} \beta & 0 & 0 \\ \sigma & 1 & 0 \\ \phi_1 & \phi_2 & 1 \end{pmatrix} Z_{t+1} = \begin{pmatrix} 1 & \kappa & 0 \\ 0 & 1 & \sigma \\ \psi_1 & \psi_2 & \psi_3 \end{pmatrix} Z_t + \begin{pmatrix} \beta & 0 & 0 \\ \sigma & 1 & 0 \\ \omega_1 & \omega_2 & 1 \end{pmatrix} \zeta_{t+1} \quad (8)$$

여기서 $Z_{t+1} = (\pi_{t+1}, g_{t+1}, i_{t+1})'$, $\delta_{t+1} \equiv (\delta_{t+1}^\pi, \delta_{t+1}^g)'$ 및 $\zeta_{t+1} \equiv (\delta_{t+1}', \mu_{t+1})'$ 으로 정의된다. 다음으로 구조 오차항 ζ_{t+1} 의 통계분포에 대해 다음을 가정한다.

[가정 2.1] $(\zeta_{t+1})_{t=1}^n$ 은 다음과 같이 독립 동일 정규분포(i.i.d.n)를 가진다.⁵⁾

$$\zeta_{t+1} \sim iidn \left[0, \begin{pmatrix} \Sigma_\pi & \Sigma_{\pi g} & 0 \\ \Sigma_{g\pi} & \Sigma_g & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_\mu \end{pmatrix} \right].$$

4) 테일러 준칙(예를 들면, Clarida *et al.*, 1999) 등을 고려한 것이다.

5) 일반적인 구조 VAR 모형 분석의 경우 구조 오차항 ζ_{t+1} 의 분산이 대각행렬이라는 가정(c.f., Watson, 1994)을 하게 되며, 이는 [가정 2.1]에서 $\Sigma_{\pi g} = 0$ 인 제약조건으로 나타난다. 따라서 $\Sigma_{\pi g} \neq 0$ 일 가능성을 인정하는 [가정 2.1]은 이보다 약한 것이지만 이 경우 인플레이션과 산출갭의 구조 충격은 식별되지 않음을 의미한다. Kim(2018, Lemma 3.1)에 따르면 이렇게 완화된 가정을 하더라도 이자율 충격을 인플레이션과 산출갭의 충격(펀더멘탈 충격으로 호칭)의 사영잔차(projection residual)에서 추정하므로 일치추정량을 얻는데 문제가 없다.

한편, 위의 VAR 모형 (8)은 다음의 구조형(structural) VAR(1) 모형으로 표현될 수 있다.

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \phi_1 - \omega_1 & \phi_2 - \omega_2 & 1 \end{pmatrix} Z_{t+1} = \begin{pmatrix} \frac{1}{\beta} & \frac{\kappa}{\beta} & 0 \\ -\frac{\sigma}{\beta} & 1 - \frac{\sigma\kappa}{\beta} & \sigma \\ \frac{\sigma\omega_2 - \omega_1 + \beta\psi_1}{\beta} & \frac{(\sigma\omega_2 - \omega_1)\kappa + \beta(\psi_2 - \omega_2)}{\beta} & \psi_3 - \sigma\omega_2 \end{pmatrix} Z_t + \zeta_{t+1} \quad (9)$$

Sims(1980)의 방식에 따른 구조 VAR 모형 (9)의 축차(recursive) 구조는 인플레이션, 산출갭 및 명목이자율(또는 산출갭, 인플레이션 및 명목이자율)로 주어진다. 이러한 식별 순서는, 첫째 통화정책이 주로 결정하는 명목이자율이 즉시 산출갭과 인플레이션에 영향을 미치지 못하는 것과 관련이 있는데 이는 표준적인 가격경직성과 정책효과 시차를 반영한 것이다. 그러나 산출갭과 인플레이션은 명목이자율에 즉시 영향을 미칠 수 있는데, 이는 미래의 단기 이자율 기대치는 즉시 변화될 수 있기 때문이다. 이자율의 기대 이론에 따르면, (장기) 이자율은 미래의 단기 이자율 평균 기대치에 시간불변(time invariant)인 기간 프리미엄을 합하여 주어진다. 인플레이션과 산출갭은 위의 뉴케인지언 모형구조 하에서 서로 동시(instant) 상관관계가 없다.

마지막으로 모형 (9)는 축약형 VAR(1) 모형으로 다음과 같이 쓸 수 있다:

$$Z_{t+1} = \Pi_1 Z_t + v_{t+1} \quad (10)$$

여기서

$$\Pi_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \phi_1 - \omega_1 & \phi_2 - \omega_2 & 1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \frac{1}{\beta} & \frac{\kappa}{\beta} & 0 \\ -\frac{\sigma}{\beta} & 1 - \frac{\sigma\kappa}{\beta} & \sigma \\ \frac{\sigma\omega_2 - \omega_1 + \beta\psi_1}{\beta} & \frac{(\sigma\omega_2 - \omega_1)\kappa + \beta(\psi_2 - \omega_2)}{\beta} & \psi_3 - \sigma\omega_2 \end{pmatrix}$$

이며

$$v_{t+1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ \phi_1 - \omega_1 & \phi_2 - \omega_2 & 1 \end{pmatrix}^{-1} \zeta_{t+1} \quad (11)$$

이다.

식 (10)의 시차를 Juselius(2008), Kim(2018) 등을 따라 일반화하면 다음과 같이 확장된 축약형 VAR 모형이 주어진다.

$$\Delta Z_t = \Phi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Phi_k \Delta Z_{t-i} + v_t \quad (12)$$

한편, $\Phi = \alpha\beta'$ 이며 $\beta = (-\gamma', 1)'$ 는 공적분 벡터인 경우 식 (12)는 다음과 같은 오차수정 모형(Error Correction Model: ECM)이 된다.

$$\Delta Z_t = \alpha u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Phi_k \Delta Z_{t-i} + v_t \quad (13)$$

VAR 모형 (13)에서 산출갭과 인플레이션을 포함한 Z_t 가 I(1)인지 여부는 VAR 모형 (12)의 계수들에 의해 주어진 특성근(eigen-value)의 절댓값이 1을 초과하는지에 의해 결정된다.⁶⁾ 그런데 VAR 모형 (12)의 계수들은 뉴케인지언 모형 (1)과 (2)의 모수 σ , β 그리고 κ 와 이자율 결정 동태방정식 (7)의 계수들에 의해 결정된다. Juselius(2008)도 미국과 유로지역의 분기 자료를 이용한 실증분석에서 산출갭이 I(1)이라는 추정 결과를 제시하고 있다.⁷⁾

여기서 $x_t = (\pi_{t+1}, g_t)'$ 로 정의할 때 $\beta = (-\gamma', 1)'$ 가 공적분 벡터인 경우 공

6) 이론적으로 또는 초장기적으로 산출갭이 I(0)이어서 산출이 잠재 산출 수준으로 회귀하는 메커니즘이 존재하는지의 여부에 대하여 판단하는 것은 본고의 범위를 벗어나는 것이다. 다만 실증적으로 산출갭이 경제안정기에는 I(0)이지만 상대적으로 불안정한 시기에는 I(1)의 특성을 보일 수 있다. 케인스가 장기에서는 “우리 모두가 죽는다”라는 선언으로 경제의 자연스러운 장기 조정을 주장한 고전학파에 맞서 단기의 중요성을 강조했다는 점을 감안하면, 이러한 분석도 그 의의를 갖는 것으로 판단된다. 더구나 본고의 IV절 실증분석에서 실질이자율의 불안정성 여부 판단에 산출갭은 영향을 미치지 않는 것으로 나타나 산출갭이 I(0) 또는 I(1)인지 여부는 본고의 주목적에 영향을 미치지 않고 있다.

7) “However, the empirical results of section 5 show that unit-roots cannot be rejected in output gap measures for samples of up to 30 years of quarterly data(Juselius, 2008, p. 8).”

적분 오차는 아래와 같이 주어진다.

$$u_t \equiv \beta' Z_t \equiv i_t - \gamma' x_t \quad (14)$$

다음으로 실질이자율의 정상성을 위한 Kim(2018)의 충분조건을 제시한다. 이를 설명하기 위하여 다음의 Fisher 방정식을 먼저 정의한다.

$$i_t = r_t + E_t \pi_{t+1} \quad (15)$$

여기서 r_t 는 t 기의 실질이자율이다. 한편, 이런 가정 하에서 Kim(2018, Proposition 2.4)은 실질이자율이 I(1)이기 위한 충분조건을 실질이자율의 다음과 같은 분해에서 유도하고 있다.

$$r_t = i_t - E_t \pi_{t+1} = i_t - \gamma' x_t + \gamma^* x_t - (E_t \pi_{t+1} - \pi_{t+1}) \quad (16)$$

여기서 식 (16)의 첫 번째 식은 식 (15)에서 유도되며, $\gamma^* \equiv \gamma - (1, 0)' \equiv (\gamma_1, \gamma_2)' - (1, 0)'$ 로 정의된다.

식 (16)에서 실질이자율 r_t 가 I(1)이기 위해서는 $\gamma^* x_t$ 가 I(1)이어야 하는데, 이는 Kim(2018)에 따르면 식 (4)에서 $E_t \pi_{t+1} - \pi_{t+1} = \delta_{t+1}^\pi$ 인데 [가정 2.1]에 의해 이는 I(0)이며 식 (14)에서 주어진 $u_t \equiv i_t - \gamma' x_t$ 가 공적분 오차로 정의상 I(0)이기 때문이다.

이러한 접근은 단순히 이자율과 인플레이션 간의 공적분 여부가 실질이자율의 정상성을 결정하는 요소였던 이전의 접근법(예를 들면, Rapach and Weber, 2004)과 비교하여, 식 (16)에서 $\gamma^* = 0$ 의 가정, 즉 $\gamma_1 = 1$ 인지와 $\gamma_2 = 0$ (즉, 인플레이션 공적분 계수가 1이며 산출갭이 실질이자율에 영향을 미치고 있는지)를 추가로 검증하는 면에서 다르다.

III. 비정상 실질이자율의 장기 기대 추출 및 검증

본 절에서는 비정상 실질이자율의 확률적 추세 추출 및 검증, 그리고 실질이

자율의 분해를 수행하고자 한다. 이를 위해 먼저 식 (16)에서 $\gamma^* x_t$ 가 유일하게 I(1)인 부분인 것을 고려하여 인플레이션과 산출갭의 벡터인 x_t 의 Beveridge-Nelson 분해 추세를 추출하기 위해서는 x_t 의 차분, 즉 Δx_t 를 오차항 (e_t)의 이동평균(moving average) 형태로 표현하는 것이 필요하다. 이를 위하여 먼저 Kim(2018)을 따라 공적분된 I(1)인 VAR 모형 (12)를 Δx_t 와 공적분 오차로 구성된 I(0)인 VAR 모형으로 변환하고자 한다. 이 작업을 위해 먼저 공적분 벡터 β 를 예(columns)로 하는 다음과 같은 3×3 비특이 정방행렬을 먼저 정의하기로 하자.

$$T \equiv \begin{pmatrix} I_2 & 0 \\ -\gamma' & 1 \end{pmatrix} \tag{17}$$

여기서 이 행렬 T 를 변수 Z_t 의 좌측에 곱할 경우, 변수 Z_t 는 다음과 같이 x_t 와 식 (14)에서 정의된 공적분 오차 u_t 로 구성된 다음과 같은 새 변수 w_t 로 변환된다.

$$w_t \equiv TZ_t = (x_t, u_t)' \tag{18}$$

여기서 식 (17)의 변환행렬 T 를 식 (12)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.

$$w_t = A_1 w_{t-1} + \dots + A_k w_{t-k} + e_t$$

또는

$$w_t = \Psi w_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} A_i \Delta w_{t-i} + e_t \tag{19}$$

여기서 $A_i = T\Phi_i T^{-1}$; $i=1, 2, \dots, k$ 및 $\xi_{\gamma t} = \xi_t - \gamma' \delta_t$, $e_t = T v_t = (\delta_t', \xi_{\gamma t}')$ 이며 $\Psi = \sum_{i=1}^k A_i$ 이고 $A_i = -(A_{i+1} + A_{i+2} + \dots + A_{i+k})$ 이다.⁸⁾

마지막으로 Kim(2018)에 따르면 위 식 (19)는 다음과 같이 I(0)인 공적분 오차를 포함한 안정변수 시계열 $w_{\Delta t} = (\Delta x_t, u_t)'$ 의 VAR 모형으로 변환될 수 있다.

$$w_{\Delta t} = \sum_{i=1}^k \Psi_i w_{\Delta t-i} + e_t; \tag{20}$$

여기서 $\Psi_i \equiv \begin{pmatrix} \psi_{11i} & \psi_{12i} \\ \psi_{21i} & \psi_{22i} \end{pmatrix}$ 이다.

그런데 식 (20)에서 공적분 벡터 γ 가 알려져 있지 않은 경우 Johansen(1991)의 방법을 따라 완전정보최우추정법(FIML)으로 $\hat{\gamma}$ 와 같이 추정되며 장기 불균형 오차는 $\hat{u}_t = y_t - \hat{\gamma}'x_t$ 으로 정의된다. 다음으로 모형 (20)의 VMA 형태는 L을 시차연산자로 정의하면 다음과 같이 주어진다.

$$\begin{aligned} w_{\Delta t} &= (I - \sum_{i=1}^k L^i \Psi_i)^{-1} e_t \\ &= \begin{pmatrix} I_2 - \sum_{i=1}^{k-1} \psi_{11i} L^i & - \sum_{i=1}^k \psi_{12i} L^i \\ - \sum_{i=1}^{k-1} \psi_{21i} L^i & 1 - \sum_{i=1}^k \psi_{22i} L^i \end{pmatrix}^{-1} e_t \equiv \begin{pmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{pmatrix}^{-1} e_t \\ &= \begin{pmatrix} (A_{11}(L) - \frac{A_{12}(L)A_{21}(L)}{A_{22}(L)})^{-1} & -A_{11}(L)^{-1}A_{12}(L)(A_{22}(L) - A_{21}(L)A_{11}(L)^{-1}A_{12}(L))^{-1} \\ -\frac{A_{21}(L)}{A_{22}(L)}(A_{11}(L) - \frac{A_{12}(L)A_{21}(L)}{A_{22}(L)})^{-1} & (A_{22}(L) - A_{21}(L)A_{11}^{-1}A_{12}(L))^{-1} \end{pmatrix} e_t \\ &\equiv \begin{pmatrix} \theta_{11}(L) & \theta_{12}(L) \\ \theta_{21}(L) & \theta_{22}(L) \end{pmatrix} e_t \end{aligned} \tag{21}$$

여기서 $A_{11}(L)$, θ_{11} 은 2X2; $A_{12}(L)$, θ_{12} 은 2X1; $A_{21}(L)$, θ_{21} 은 1X2; $A_{22}(L)$, θ_{22} 은 1X1인 행렬 또는 스칼라이다.

즉, 식 (21)을 통하여 Δx_t 를 오차항 (e_t)의 MA 형태로 다음과 같이 표현하는 것이 가능하다.

$$\Delta x_t = \sum_{i=0}^{\infty} (\theta_{11i} L^i \delta_t + \theta_{12i} L^i \xi_{\gamma t}) \tag{22}$$

8) Hsiao(1983) 따르면 VAR 모형 (12), 오차수정 모형 (13) 및 모형 (19)는 정규성 가정 하에 관측적으로 동일(observationally equivalent)한 모형이 된다.

여기서 식 (21)의 세 번째와 다섯 번째 등식으로부터 다음 행렬 관계들이 정의된다.

$$\begin{pmatrix} A_{11}(1) & A_{12}(1) \\ A_{21}(1) & A_{22}(1) \end{pmatrix} \equiv \begin{pmatrix} I_2 - \sum_{i=1}^{k-1} \psi_{11i} & - \sum_{i=1}^k \psi_{12i} \\ - \sum_{i=1}^{k-1} \psi_{21i} & 1 - \sum_{i=1}^k \psi_{22i} \end{pmatrix} \quad (23)$$

$$\theta_{11}(1) \equiv \left(A_{11}(1) - \frac{A_{12}(1)A_{21}(1)}{A_{22}(1)} \right)^{-1} \quad (24)$$

$$= A_{22}(1)(A_{11}(1)A_{22}(1) - A_{12}(1)A_{21}(1))^{-1}$$

$$\theta_{12}(1) \equiv -A_{11}(1)^{-1}A_{12}(1)(A_{22}(1) - A_{21}(1)A_{11}(1)^{-1}A_{12}(1))^{-1} \quad (25)$$

최종적으로 임의의 t 기 x_t 의 Beveridge-Nelson 분해는 식 (22)로부터 다음과 같이 주어진다.

$$x_t = \sum_{i=1}^t \Delta x_i + x_0 = x_0 + \theta_{11}(1) \sum_{i=1}^t \delta_i + \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^t \xi_{\gamma i} + \eta_t - \eta_0 \quad (26)$$

여기서 $\xi_{\gamma j} = \xi_j - \gamma' \delta_j$, $\sum_{i=1}^t j^{1/2} |\theta_{1lj}| < \infty; l = 1, 2$ 로 정의되며 $\eta_t - \eta_0$ 는 $I(0)$ 인 안정적인 시계열이다.

마지막으로 실질이자율의 비정상 부분에 식 (26)을 삽입하면 이의 Beveridge-Nelson 분해는

$$\gamma^* x_t = \gamma^* x_0 + trend_t + \gamma^* (\eta_t - \eta_0) \quad (27)$$

으로 주어진다. 여기서 $trend_t = \gamma^* \left[\theta_{11}(1) \sum_{i=1}^t \delta_i + \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^t \xi_{\gamma i} \right]$ 로 정의된다.

다음으로 식 (27)의 추세($trend_t$)를 x_t 에 대한 충격에 의한 부분과 이와는 독립적인 나머지 부분으로 분리하고자 한다. 이를 위하여 식 (27)의 우변항에서 추세 부분 $trend_t$ 중 $\sum_{i=1}^t \xi_{\gamma i}$ 부분은 다음과 같이 다시 쓴다.

$$\sum_{i=1}^t \xi_{\gamma i} = \sum_{i=1}^t (\xi_{\gamma i} - \Lambda \delta_i) + \Lambda \sum_{i=1}^t \delta_i \quad (28)$$

여기서 2×1 벡터인 $\Lambda \equiv (E(\delta_i \delta_i'))^{-1} E \delta_i' \xi_{\gamma i}$ 은 사영(projection) 계수⁹⁾이며 정의상 $E(\xi_{\gamma i} - \Lambda' \delta_i) \delta_i = 0$ 이다. 그런데 Kim(2018, Lemma 3.1)에 따르면 [가정 2.1]과 같은 분산의 block-diagonal 구조 하에서 $\xi_{\gamma i} - \Lambda' \delta_i = \mu_i$ 이며 이는 δ_i 와 독립이다.¹⁰⁾ 한편, 식 (27)은 나머지 순환 부분이 [가정 2.1] 하에서 기댓값이 0인 $I(0)$ 이므로, $x_0 = 0$ 의 가정 하에 식 (28)로부터 다음과 같은 형태의 실질이자율에 대한 장기 예측이 주어진다.

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_i r_{t+j} = \gamma^{*'} \left([\theta_{11}(1) + \theta_{12}(1)\Lambda] \sum_{i=1}^t \delta_i + \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^t \mu_i \right) \quad (29)$$

한편, 식 (29)는 실질이자율의 장기 예측이 존재하기 위해 먼저 $\gamma^* \neq 0$ 이어야 함을 나타낸다. 또한 $\theta_{12}(1) \equiv \sum_{i=1}^{\infty} \theta_{12i} = 0$ 인 경우에도 실질이자율 내에 $I(1)$ 인 이자율 구조 충격으로 구성된 추세(즉, $\gamma^{*'} \theta_{12}(1) \sum_{i=1}^{\tau} \mu_i$)는 존재하지 않는데 이 조건은 등식 (23)과 (25)로부터 귀무가설 $H_0 : \sum_{i=1}^k \psi_{12i} = 0$ 으로 쓸 수 있다.

마지막으로 식 (29)와 같이 RELEX가 $I(1)$ 인 추세를 포함하는 것은 통화정책의 유효성 검정과 관련하여 중요한 시사점을 갖는다. 좀 더 구체적으로 이를 설명하면 이자율을 변화시키는 통화정책 충격 μ_i 가 발생했을 때 RELEX의 반응 정도는 식 (29)에 의해 다음과 같이 주어진다.

$$\partial \lim_{j \rightarrow \infty} E_i r_{t+j} / \partial \mu_i = \gamma^{*'} \theta_{12}(1) \quad (30)$$

만일 실질이자율이 상수이거나 안정 시계열이라면 식 (30)의 값은 0이 되며 통화정책 충격은 RELEX를 변화시킬 수 없게 된다. 이는 다시 RELEX에 의존하는 투자나 자산가격의 변동도 없게 됨을 시사하며, 이러한 의미에서 통화정책의

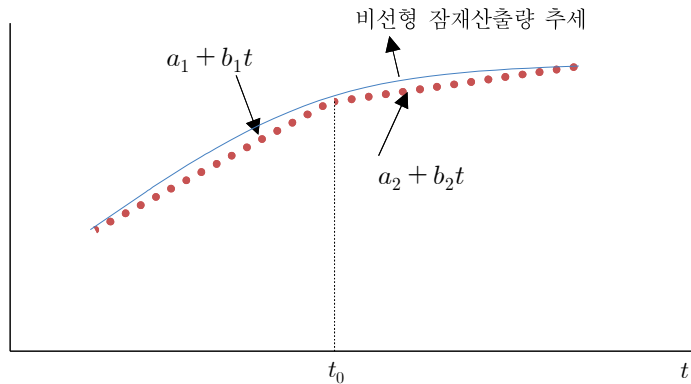
9) Λ 는 OLS로 추정된다.
 10) 여기서 μ_i 는 식 (7)와 같이 이자율에 대한 구조충격항이다.

유효성은 제한되게 된다.

IV. 한국 자료를 통한 실증분석

본 절에서는 전장에서 제시한 이론 모형에 따라 우리나라 자료에 대한 실증분석을 실시하기로 한다. 실증분석 변수로는 Kim(2018)을 참조하여 이자율은 국제 1년물, 산출을 나타내는 변수로 산업생산지수(계절조정)는 자연로그로 변환하였으며, 인플레이션은 소비자물가지수를 전년도 값의 로그 변환 차이 값에 100을 곱한 값으로 하였다. 자료원은 한국은행의 경제통계시스템(<http://ecos.bok.or.kr>)이며 분석기간과 주기는 외환위기로 인한 구조변동 가능성을 회피하기 위하여, 외환위기 기간을 제외한 2000년 1월에서 2018년 5월까지 월별로 하였다.

<그림 1> 비선형 잠재산출량의 선형 근사(n=2)



주: t_0 는 구조변동 발생시점을 나타낸다.

<표 1> Chow Breakpoint 검정 결과

F-통계량	266.1969	Prob. F(2,217)	0.0000
로그 우도비	273.9002	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Wald 통계량	532.3939	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

주: 귀무가설은 ‘2008년 12월에 선형 모형의 구조변동이 발생하지 않음’.

산출갭 추정을 위한 잠재산출량의 추정은 선형 추세를 이용하는 방법, Hodrick-Prescott 필터링을 이용하여 비선형 추세를 경제이론적인 근거 없이(atheoretically) 이용하는 방법 등 여러 가지가 있을 수 있다. 이러한 여건에서 대안으로 경제이론적 근거를 가미하는 방법은 구조변동 여부를 검정하여 잠재산출량의 변화를 반영하는 것이다. 이 경우 (예를 들어) 비선형 잠재산출량을 다음과 같은 부분 선형 모형으로 근사하는 것이다.

$$y_t^* \equiv \sum_{i=1}^n 1_{[A_i \ni t]} (a_i + b_i t) \quad (31)$$

식 (31)에서 y_t^* 는 t기의 잠재산출량이며 A_i 는 전체 기간을 분할하는 구간을 나타내고 $1_{[A_i \ni t]}$ 는 $A_i \ni t$ 인 경우에만 1이며 다른 구간에서는 0의 값을 갖는 지표함수(index function)이다. <그림 1>은 n=2인 경우 비선형 잠재산출량을 근사하는 경우를 나타낸다.

여기서 유의하여야 할 점은 좀 더 많은 선형 구간(n)을 설정하면 좀 더 세밀하게 비선형 잠재산출량을 근사할 수 있으나 이 경우 표본의 수가 줄어들어 통계적 신뢰도가 떨어진다는 단점이 있다. 이에 따라 본고에서는 글로벌 금융위기 기간인 2008년 12월을 구조변동 시점으로 하여 Chow Breakpoint 검정을 통하여 구조변동 여부를 확인하였다. 그 결과 <표 1>에서 보듯 1% 유의수준에서 구조변동이 없다는 귀무가설이 기각되었다.

한편, 산출갭은 실제산출과 잠재산출의 차이를 나타내며¹¹⁾ 본고에서 산출갭은 다음과 같이 로그변환 산업생산지수를 글로벌 금융위기 기점을 전후로 구분하여 시간 추세(t)에 대한 회귀분석 잔차로 추정하였다.¹²⁾

11) 산출갭 추정과 관련된 논의에 대해서는 De Brower(1998)를 참조하기 바란다. Hodrick-Prescott 필터도 산출갭을 추정하기 위해 사용되나 유연화 가중치(smoothing weight)의 선정이 자의적이며 이에 따라 산출갭이 달라진다는 비판이 있다.

12) 한편, 본고에서는 강건성 검증을 위해 Hodrick-Prescott 필터를 사용한 분석도 추가하였으며, 표준적인 $\lambda=14,400$ 의 경우 Hodrick-Prescott 필터 모형은 본고의 선형 분할근사 모형의 경우와 매우 유사한 추정 결과를 나타냈다. 참고로 부록의 '추정 모형별 산출갭 비교' 그래프를 보면 두 가지 추정 방법이 매우 유사한 산출갭 추정 결과를 보이고 있음을 알 수 있다. 이와 같은 두 모형의 유사성은 <그림 2>에서 보는 것처럼 산출량 추이 자체가 글로벌 금융위기 이전과 이후 모두 선형에 가까워, Hodrick-Prescott 필터를 통해 추출된 잠재산출 추세 역시 선형성(linearity)을 보이는데 기인한 것으로 보인다. 한편, $\lambda=\infty$ 의 경우 Hodrick-Prescott 필터로 얻어지는 추세는 본고와 같이 선형이다. 따라서 Hodrick-Prescott 필터로 얻어지는 순환 부분이 반드시 I(0)인 것은 아닌데, 이는 선형추세를 제거

〈글로벌 금융위기 이전〉

$$y_t^* = 4.0533 + 0.0038*t$$

(0.0041) (0.0001)

$$Adjusted R^2 = 0.9689$$

〈글로벌 금융위기 이후〉

$$y_t^* = 4.2558 + 0.0019*t$$

(0.0086) (0.0001)

$$Adjusted R^2 = 0.9253$$

위 식에서 () 안은 표준오차이다. 이러한 잠재성장 산출치는 연율로 표시하면 글로벌 금융위기 이전과 이후 각각 4.6% 및 2.3%의 성장률 저하를 나타내는데 이는 우리나라의 잠재성장률이 하락하였다는 기존의 견해와 일치하는 것이다. 한편, 잠재산출과 산출갭을 나타낸 다음 <그림 2>를 보면 2008년 글로벌 금융위기 기간 중 산출갭이 급격히 하락하였음을 보여 주고 있다. 또한 2013년 이후 산출갭이 현재까지 지속적인 하락세를 보여 주고 있음도 특기할 만하다.

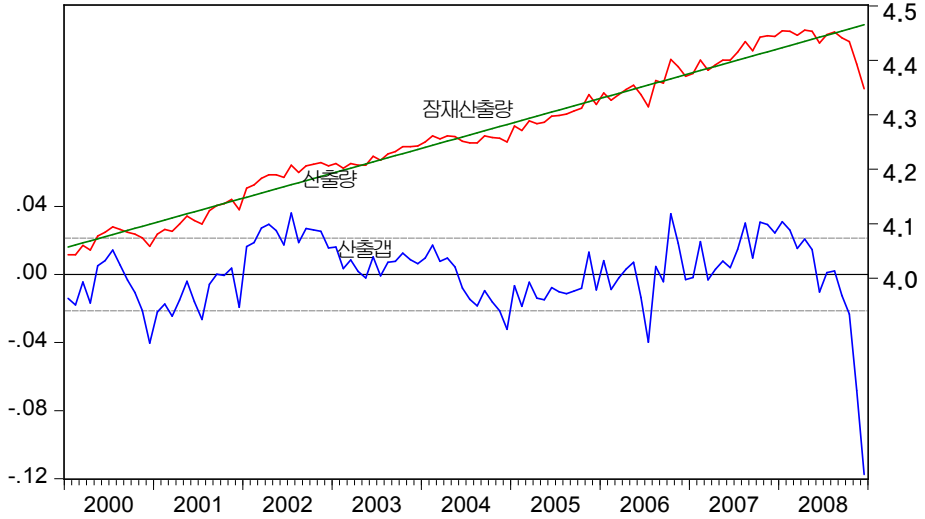
이들 모형 변수들에 대한 통상적인 단위근 검정(ADF 및 Elliot Rothenber Stock Point Optimal 검정) 결과, 다음 <표 2>에서 보듯 대부분 단위근이 존재한다는 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각할 수 없는 것으로 나타났다. 다만, 산출갭의 경우 글로벌 금융위기 이후 ADF 검정은 5% 수준에서 단위근의 존재를 기각하나 Elliot-Rothenberg-Stock Point Optimal 검정은 동일 수준에서 채택하고 있어 상반된 결과를 보이고 있다.¹³⁾¹⁴⁾

한 나머지 부분에 I(1)인 확률적 추세(stochastic trend)가 존재할 수 있기 때문이다. 실제로 Nelson and Plosser(1982)는 GDP를 포함한 대부분의 거시경제변수들에 이러한 I(1)인 확률적 추세가 존재함을 보였다.

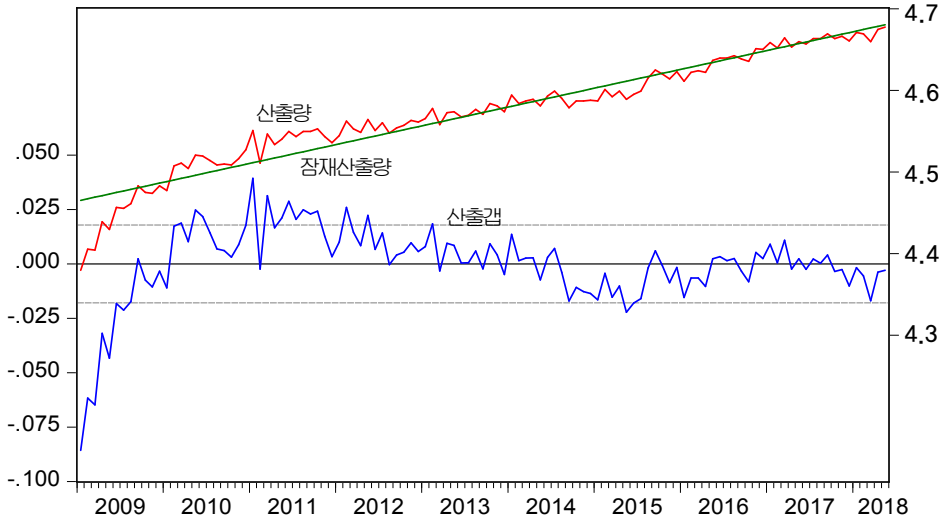
- 13) 산출갭의 통계적 안정성 여부는 이론적인 것보다 실증적인 측면이 더 중요한 것으로 보인다. 만일 실질산출량이 제도적 요인 또는 불완전 경쟁 등에 의해 단기 조정이 지연된다면 I(1)의 성격을 지닐 수 있다. 한편, Hodrick-Prescott 필터를 사용한 산출갭에 대한 단위근 검정 결과는 <표 2>에 표시된 바와 같이 본고의 선형 분할근사 모형의 경우와 유사한 것으로 나타났다.
- 14) 이러한 단위근 검정 결과는 Phillips-Perron 검정 등 검정 방법을 달리 하더라도 크게 달라지지 않았다. 특히, 인플레이션이 물가안정목표제를 실시하는 경우에도 비정상성을 갖는 것을 배제할 수 없는 것은 물가안정목표제가 기본적으로 인플레이션의 상한을 제약하는 것이지만 상한 이하에서의 인플레이션의 급격한 변동(예: 유가 등 통제가 어려운 해외 요인의 충격에 기인한 변동)까지 통제하는 것은 아니기 때문이다.

<그림 2> 산출과 산출갭의 그래프

a. 글로벌 금융위기 이전



b. 글로벌 금융위기 이후



<표 2> 단위근 검정 결과

		이자율		산출갭 ³⁾		인플레이션	
		위기 전	위기 후	위기 전	위기 후	위기 전	위기 후
ADF	수준	0.016	0.767	0.401 (0.092)	0.000 (0.000)	0.310	0.386
	차분	0.000	0.000	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000	0.000
Elliot Rothenberg Stock Point Optimal	수준	81.02	12.75	4.452 (3.774)	67.29 (21.54)	3.379	12.03
	차분	1.732	4.336	1.087 (1.066)	2.140 (1.633)	0.705	1.536

- 주: 1) P-값 기준이며 귀무가설은 “H0: 단위근이 존재한다”임.
 2) 상수항 추가 기준.
 3) () 안은 Hodrick-Prescott 필터를 사용($\lambda = 14,400$)한 경우.
 4) Elliot-Rothenberg-Stock 검정의 5% 수준 기각값은 3.177, 1% 수준 기각값은 1.946이며 이를 초과하면 단위근의 존재를 기각할 수 없음.

다음으로 인플레이션, 산출갭 및 명목이자율 등 3개 변수로 이루어진 VAR 모형의 차수 선정에 위하여 정보기준을 <표 3>과 같이 계산하였다. 그 결과 VAR 모형의 차수로 SC 기준보다 좀 더 일반화된 차수를 보인 AIC 기준을 따라 글로벌 금융위기 이전의 경우 2, 글로벌 금융위기 이후의 경우 5를 선택하였다.¹⁵⁾¹⁶⁾

<표 3> VAR 모형 시차 선정기준

a. 글로벌 금융위기 이전

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	34.852	NA	0.000	-0.724	-0.639	-0.690
1	237.324	386.537	0.000	-5.121	-4.783*	-4.984*
2	250.500	24.256	1.09e-06*	-5.215*	-4.625	-4.978
3	257.837	13.006	0.000	-5.178	-4.334	-4.838
4	264.091	10.661	0.000	-5.116	-4.018	-4.673
5	267.421	5.449	0.000	-4.987	-3.636	-4.442
6	281.144	21.51980*	0.000	-5.094	-3.490	-4.448
7	289.948	13.206	0.000	-5.090	-3.232	-4.341
8	294.700	6.804	0.000	-4.993	-2.882	-4.143

- 15) VAR 모형의 시차를 달리하더라도 분석 결과의 근본적 차이는 발생하지 않았다. Hodrick-Prescott 필터를 사용한 산출갭에 대한 VAR 모형의 시차 선정도 선형 분할근사 모형의 경우와 동일한 결과를 보였다.
 16) 이번 장의 여타 동태 분석도 두 모형이 매우 유사한 추정 결과를 보여 이하 본문에서는 중복성을 감안 Hodrick-Prescott 필터를 사용한 경우의 결과를 보고에서 제외하였다.

b. 글로벌 금융위기 이후

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	113.140	NA	0.000	-2.098	-2.022	-2.067
1	421.485	593.197	0.000	-7.800	-7.496	-7.677
2	446.682	47.034	0.000	-8.108	-7.577*	-7.893*
3	453.851	12.973	0.000	-8.073	-7.315	-7.766
4	466.096	21.457	0.000	-8.135	-7.149	-7.736
5	476.598	17.804*	5.76e-08*	-8.163*	-6.951	-7.672
6	480.487	6.370	0.000	-8.066	-6.626	-7.483
7	483.193	4.279	0.000	-7.947	-6.278	-7.271
8	492.342	13.941	0.000	-7.949	-6.054	-7.181

주: 1) * 표시는 각 기준에 의해 선택된 시차를 나타냄.
 2) LR: LR 검정통계량(5% 수준), FPE: 최종 예측 오차, AIC: Akaike 정보기준, SC: Schwarz 정보기준, HQ: Hannan-Quinn 정보기준.

다음으로 글로벌 금융위기 전 VAR (2), 글로벌 금융위기 전 VAR (5) 모형을 기초로 Johansen 공적분 검정을 실시한 결과 <표 4>에서 보듯 Trace 검정은 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 글로벌 금융위기 이전과 이후 모두에서 5% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타났다. Max-Eigen 검정의 경우, 글로벌 금융위기 이후 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하고 있다. 또한 글로벌 금융위기 이전 공적분 관계가 많아야 2개 존재한다는 귀무가설도 5% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타났다.¹⁷⁾

이러한 검정 결과를 감안하여 본고에서는 1개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 보고 추가 분석을 실시하였다.

<표 4> Johansen 공적분 검정 결과

a. 글로벌 금융위기 이전

공적분 개수 가설	Trace		Max-Eigen	
	통계량	p-값 ²	통계량	p-값 ²
None	30.216	0.045	16.793	0.182
At most 1	13.423	0.100	7.773	0.402
At most 2	5.650	0.017	5.650	10.017

주: 1) *과 **는 5% 및 1% 수준 귀무가설 기각을 나타낸다.
 2) MacKinnon-Haug-Michelis(1999) p-값을 나타낸다.

17) 이에 따라 Max-Eigen 검정의 경우도 글로벌 금융위기 이전과 이후 모두에서 공적분의 존재 자체를 기각하지 않는다는 점에서 Trace 검정과 맥을 같이한다.

b. 글로벌 금융위기 이후

공적분 개수	Trace		Max-Eigen	
	통계량	p-값 ²	통계량	p-값 ²
None	52.143	0.000	32.170	0.001
At most 1	19.973	0.010	17.349	0.016
At most 2	2.624	0.105	2.624	0.105

주: 1) *과 **는 5% 및 1% 수준 귀무가설 기각을 나타낸다.
 2) MacKinnon-Haug-Michelis(1999) p-값을 나타낸다.

다음으로 이자율의 장기 균형관계를 파악하기 위하여 공적분 벡터를 아래 <표 5>와 같이 FIML로 추정하였다. 이를 바탕으로 공적분 오차를 계산하였다.

<표 5> Johansen 공적분 계수 추정 결과

a. 글로벌 금융위기 이전

이자율	인플레이션	산출갭
1	1.068	-42.21
	(0.421)	(23.47)

주: 1) 괄호 내는 표준오차임.
 2) VAR 모형 및 공적분 관계에 상수항 가정 시 추정 결과.

b. 글로벌 금융위기 이후

이자율	인플레이션	산출갭
1	1.468	-219.9
	(0.441)	(38.60)

주: 1) 괄호 안은 표준오차임.
 2) VAR 모형 및 공적분 관계에 확정적 추세가 없음 가정 시 추정 결과.

다음으로 식 (22)에 주어진 변환 오차수정 모형을 <표 6>과 같이 추정하였으며 이는 실질이자율 추세 추정과 검정에 쓰이게 된다.

<표 6> 변환 오차수정 모형의 추정 결과

a. 글로벌 금융위기 이전

	Δ인플레이션		Δ산출갭		U	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
상수항	0.140	0.084	0.008	0.344	0.571	0.216
Δ인플레이션(-1)	0.644	0.535	-0.012	0.259	0.368	0.499
Δ산출갭(-1)	-15.943	0.563	0.172	0.643	5.695	0.768
U(-1)	0.112	0.590	0.009	0.275	0.904	0.041
U(-2)	-0.098	0.641	-0.010	0.206	0.030	0.944
조정된 R ²	0.060		0.038		0.774	
Durbin-Watson 통계량	1.986		1.874		1.922	

주: Δ는 변수의 차분을 나타냄.

b. 글로벌 금융위기 이후

	Δ인플레이션		Δ산출갭		U	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
상수항	0.189	0.015	-0.011	0.000	2.567	0.000
Δ인플레이션(-1)	-0.699	0.148	0.000	0.975	-1.428	0.597
Δ인플레이션(-2)	-0.029	0.953	-0.002	0.845	0.580	0.834
Δ인플레이션(-3)	-0.589	0.219	0.037	0.002	-9.148	0.001
Δ인플레이션(-4)	-0.464	0.286	0.001	0.906	-0.804	0.742
Δ산출갭(-1)	105.044	0.1334	-0.518	0.7664	348.041	0.375
Δ산출갭(-2)	-19.733	0.7843	0.770	0.6699	-215.485	0.596
Δ산출갭(-3)	60.240	0.3873	-4.690	0.0083	1123.584	0.005
Δ산출갭(-4)	110.175	0.0802	0.271	0.8624	82.618	0.814
U(-1)	0.482	0.1322	0.002	0.8401	1.712	0.340
U(-2)	-0.605	0.2517	0.005	0.7311	-2.328	0.432
U(-3)	0.354	0.5003	-0.026	0.0536	6.251	0.036
U(-4)	0.213	0.6587	0.023	0.0594	-4.861	0.076
U(-5)	-0.485	0.0893	-0.001	0.8653	-0.350	0.827
조정된 R ²	0.184		0.479		0.342	
Durbin-Watson 통계량	2.022		1.990		1.980	

주: Δ는 변수의 차분을 나타냄.

다음으로 실질이자율의 정상성을 검정하기로 한다. 이와 관련하여 이자율과 인플레이션 간의 공적분 여부가 실질이자율의 정상성을 결정하는 요소였던 이전의 접근법(예: Rapach and Weber, 2004)에 따르면 <표 4>의 Johansen 공적분 추정 결과는 실질이자율이 정상(stationary)임을 시사한다. 그러나 Kim(2018)에 따르면 이 검정만으로는 실질이자율이 정상인지 여부를 확인하기에 충분하지 않으며 새 귀무가설, 즉 $\gamma_1 = 1$ (즉, 인플레이션 공적분 계수가 1인지)과 $\gamma_2 = 0$ (즉, 산출갭이 실질이자율에 영향을 미치고 있는지)을 추가로 검정할 필요가 있다.

<표 7>은 이러한 귀무가설에 대한 실질이자율의 정상성의 우도 검정(Likelihood-Ratio Test) 결과를 나타내고 있으며 글로벌 금융위기 이전과 이후 모두 귀무가설 $H_0: \gamma_1 = 1, \gamma_2 = 0$ 을 5% 수준에서 기각하고 있다. 또한 산출갭의 공적분 계수 γ_2 에 대하여 아무런 제약을 하지 않은 상태에서의 귀무가설 $H_0: \gamma_1 = 1$ 역시 5% 수준에서 기각하고 있다.¹⁸⁾ 이러한 두 가지 검정 결과는 실질이자율이 산출갭의 공적분 계수값과 관계없이 인플레이션 때문에 비정상일 수 있음을 의미하는 것이다.¹⁹⁾

<표 7> 실질이자율의 정상성 우도(LR) 검정 결과

a. 글로벌 금융위기 이전

귀무가설(H_0)	제약된 우도값	LR 통계량	자유도	P-값
$\gamma_1 = 1, \gamma_2 = 0$	258.3412	7.267857	1	0.026412
$\gamma_1 = 1$	258.8522	6.245850	1	0.012448

주: VAR 모형 및 공적분 관계에 상수항 가정 시 검정 결과로 가설적 공적분 벡터는 1로 가정.

b. 글로벌 금융위기 이후

귀무가설(H_0)	제약된 우도값	LR 통계량	자유도	P-값
$\gamma_1 = 1, \gamma_2 = 0$	456.3345	14.88429	1	0.000586
$\gamma_1 = 1$	456.6361	14.28110	1	0.000157

주: VAR 모형 및 공적분 관계에 상수항 가정 시 검정 결과로 가설적 공적분 벡터는 1로 가정.

18) 이는 명목이자율이 인플레이션과 1 대 1의 공적분 관계를 보이지 않는 것을 의미하는데 이를 설명하는 한 가지 경제적 이유는 가격경직성(price rigidity)이다. 즉, 이자율 등 금융 변수는 시장 상황에 따라 비교적 빠르게 조정될 수 있으나 물가와 인플레이션은 케인지안 패러다임에서는 조정속도가 이자율보다 느릴 수 있기 때문이다. 이에 대한 추가 연구는 매우 흥미로운 주제가 될 것으로 판단된다.

19) 따라서 산출갭이 I(1)인지 여부는 실질이자율의 비정상성 최종 판단에 영향을 못 미치고 있다.

다음으로 실질이자율 내에 이자율에 대한 구조 충격 합으로 구성된 이자율 추세가 존재하는지 여부를 검정하기로 한다. 이를 위하여 3절 말미에 서술한 방식대로 식 (29)의 귀무가설 $H_0: \sum_{i=1}^k \psi_{12i} = 0$ 에 대한 $\chi^2_{(2)}$ 검정을 수행한 결과, 검정통계량이 글로벌 금융위기 이전 1.625, 글로벌 금융위기 이후 28.46으로 나타나 글로벌 금융위기 이후에만 5% 수준의 기각값 5.99를 초과하는 것으로 나타났다. 이에 따라 글로벌 금융위기 이후 ‘실질이자율 내에 이자율 추세가 존재한다’는 귀무가설을 5% 수준에서 기각하지 못하고 있다.

다음으로 RELEX는 식 (29)를 이용하여 다음과 같이 인플레이션 추세(INFTREND)와 산출갭 추세(OUTPUTGAPTREND)로 이루어진 펀더멘탈 추세(FUNDTREND) 및 주로 통화정책 충격으로 구성된 이자율 추세(INTTREND)의 합으로 추정하였다.

$$RELEX_t \equiv \lim_{j \rightarrow \infty} E_t r_{t+j} = INTTREND_t + FUNDTREND_t$$

a. 글로벌 금융위기 이전

$$INTTREND_t \equiv 0.0042 \times \sum_{i=1}^t \mu_i;$$

$$FUNDTREND_t \equiv (315.3, -4983)' \times \sum_{i=1}^t \delta_i$$

b. 글로벌 금융위기 이후

$$INTTREND_t \equiv 0.0026 \times \sum_{i=1}^t \mu_i;$$

$$FUNDTREND_t \equiv (1.4283, 56.94)' \times \sum_{i=1}^t \delta_i$$

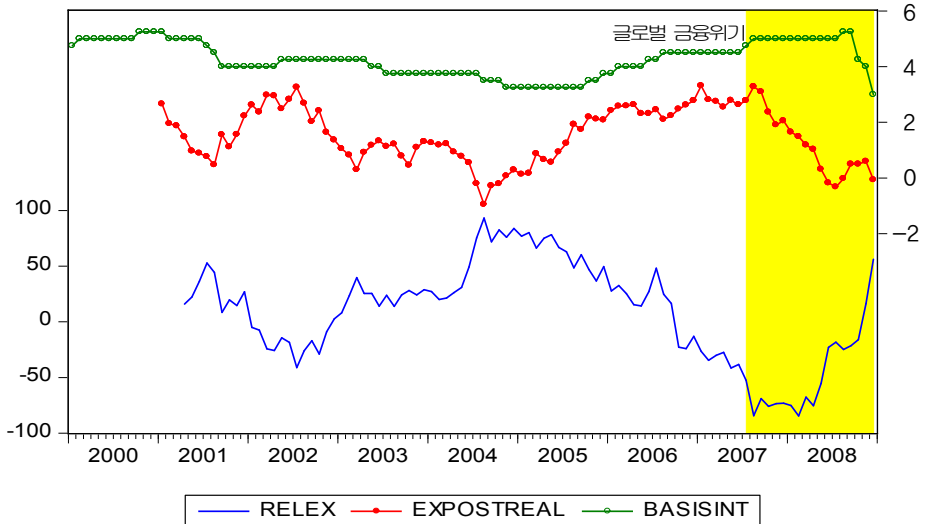
한편, 다음 <그림 3>의 RELEX의 그래프를 보면 2008년 글로벌 금융위기 직전 RELEX가 지속적으로 하락하고 있음을 알 수 있으며 이는 과도한 자산 및 실물 투자가 이루어졌을 가능성²⁰⁾을 시사한다. 반면 글로벌 금융위기 중 급격히 상승하였던 RELEX는 한국은행의 기준금리(BASISINT) 인하와 함께 빠르게 하락

20) <그림 1>에서 보듯 산출갭은 글로벌 금융위기 직전 지속적 상승 기조를 보이고 있다.

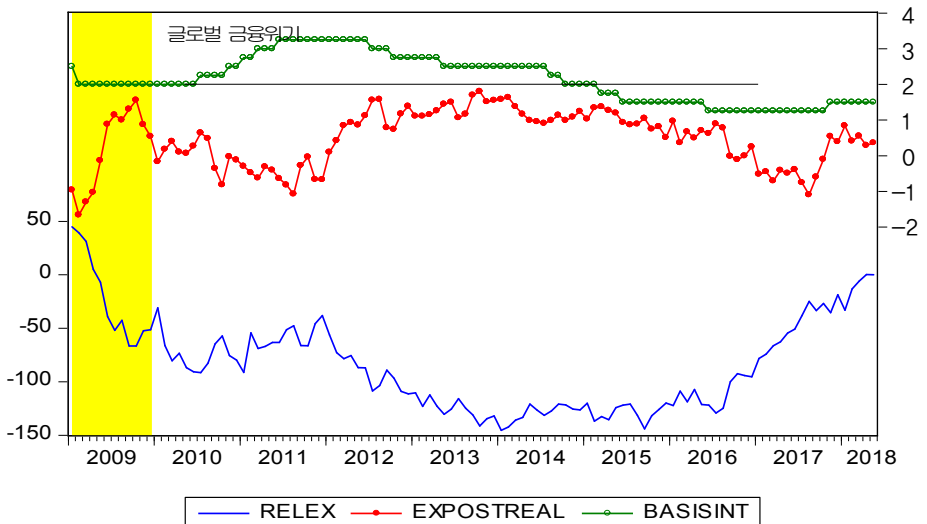
조정되고 있으며, 이는 <그림 2>에서 보이는 산출갭의 상승 등 경기 회복에 기여하였을 것으로 보인다. 반면 2015년 이래 한국은행의 기준금리가 낮은 수준으로 유지됨에도 불구하고 RELEX는 다시 상승 기조를 보이고 있다.

<그림 3> 실질이자율 관련 변수의 그래프

a. 글로벌 금융위기 이전



b. 글로벌 금융위기 이후



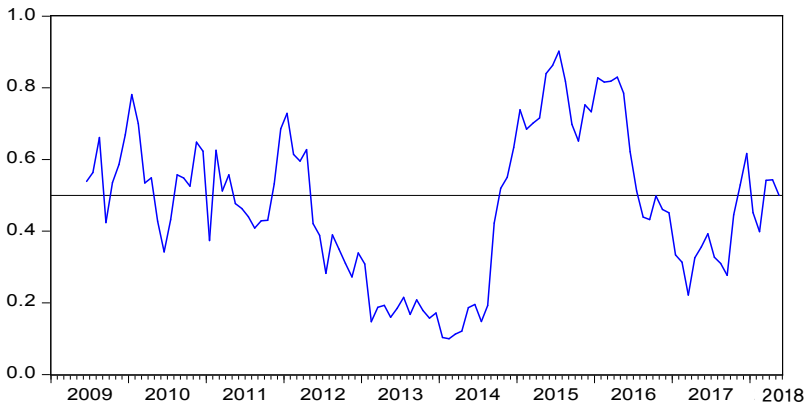
마지막으로 RELEX의 대체변수로 상정될 수 있는 사후적 실질이자율(EXPOSTREAL, 명목이자율-사후적 인플레이션)의 경우 글로벌 금융위기 직전 지속적으로 상승하여, <그림 2>에서 보이는 산출갭의 글로벌 금융위기 직전 지속적 상승 기조를 실질이자율의 추정치로서 제대로 설명하지 못하고 있다.²¹⁾

다음으로 펀더멘탈과 이자율 추세 중 이자율 추세의 상대적 비중을 평가하기 위하여, RELEX 중 이자율 추세(inttrend)가 차지하는 펀더멘탈 추세(fundtrend) 대비 비중을 다음의 산식으로 산출하였다.

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

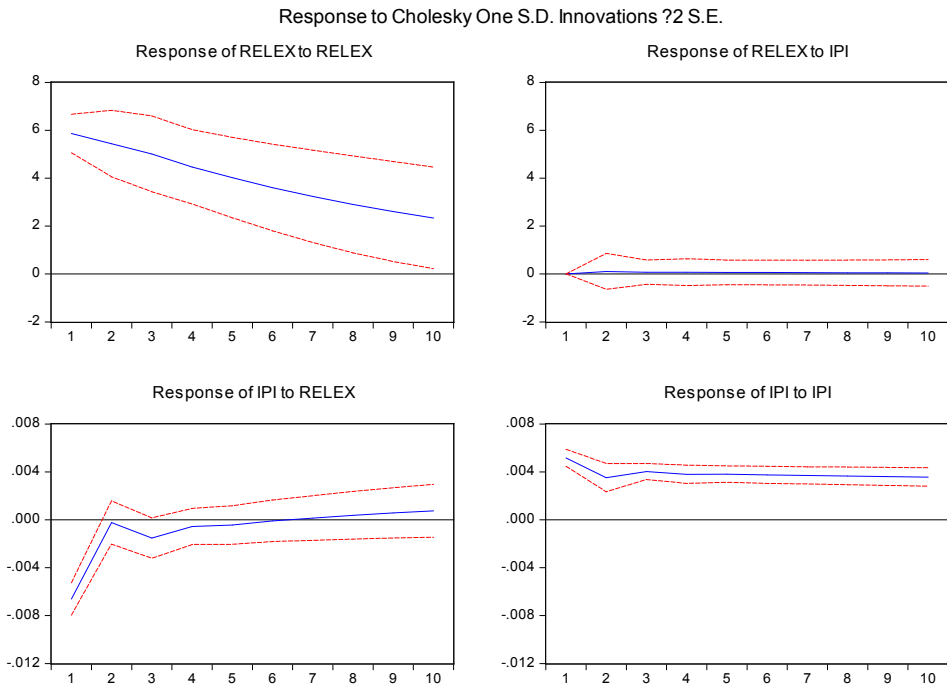
이 비중은 0에서 1의 값을 가지며 1에 가까울수록 이자율 추세의 상대적 비중이 높음을 나타낸다. 그 결과 이자율 추세가 존재하는 것으로 검증된 글로벌 금융위기 이후 이 비중을 나타낸 <그림 4>에서 보듯, 2014~2016년 중 상승했던 RELEX 중 펀더멘탈 추세 대비 이자율 추세의 비중은 최근 다시 낮아진 것으로 보인다.

<그림 4> 실질이자율 구성 추세의 그래프



21) 심사자께서 “2010년 이후 한국은행의 기준금리는 상승 추세를 보이지만, RELEX는 비교적 소폭 상승하였다가 이후 급락하고 있다. 당시 한은의 정책금리 상승 기조에도 불구하고 장기 명목금리는 하락하였으며 2011년 하반기에는 장단기 금리 역전현상까지 일어나 통화정책의 유효성이 저하되었다는 분석들이 많았는데, 이는 <그림 3>에서 해당 기간 동안 나타난 RELEX의 추세로도 설명될 수 있다고 사료된다”라는 제언을 해주셨으며 저자 역시 이런 설명에 동의한다.

<그림 5> RELEX 및 산업생산 VAR 모형의 충격 반응 분석



다음으로 RELEX 중 통화정책 충격이 대부분을 차지할 것으로 예상되는 이자율 추세와 펀더멘탈 추세가 경제에 동태적으로 어떤 영향을 미치는지를 평가하기 위하여, 먼저 RELEX와 산업생산지수(IPI)로 구성된 VAR(2) 모형을 통하여 출레스키 충격 반응 분석을 실시하였다. 그 결과 <그림 5>에서 보듯 RELEX 상승 충격에 산업생산지수는 이론적인 예측과 부합하게 초기 유의한 하락 반응을 보였다.

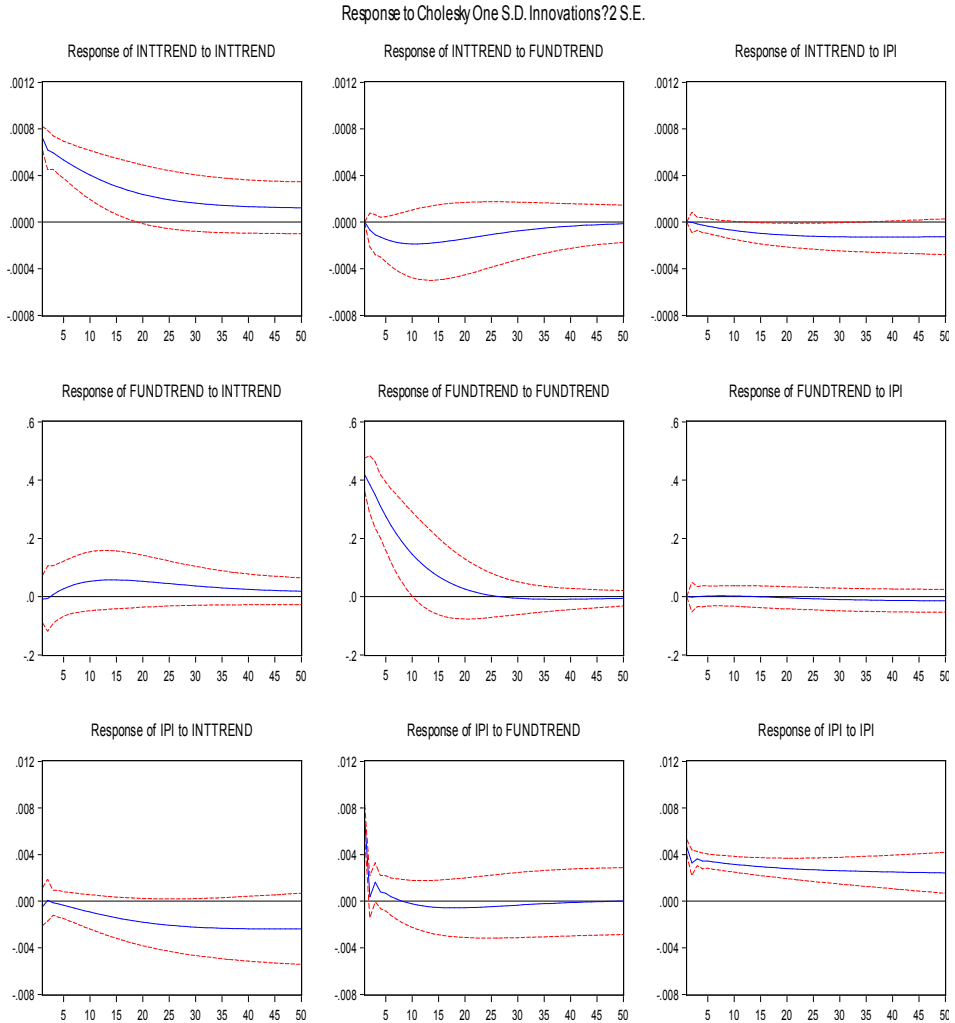
다음으로 RELEX 중 어떤 추세가 산업 생산의 하락 반응을 주도했는지를 보기 위하여, 이자율 추세가 존재하는 것으로 검정된 글로벌 금융위기 이후를 대상으로 이자율 및 펀더멘탈 추세와 산업생산지수를 변수로 한 VAR(2) 모형을 통하여 출레스키 충격 반응 분석을 실시하였다. 그 결과 <그림 6>에서 보듯 RELEX 중 이자율 추세 상승 충격에 산업생산지수는 장기적으로 하락 반응이 확대되는 것으로 나타났다. 반면 펀더멘탈 추세 상승 충격에 산업생산지수는 초기 상승 반응 후 하락 반응을 보였다.²²⁾ 이는 이자율 추세 상승 충격이 RELEX 상

22) 충격 반응 분석 방법을 달리하더라도 분석 결과의 큰 차이는 발견할 수 없었다.

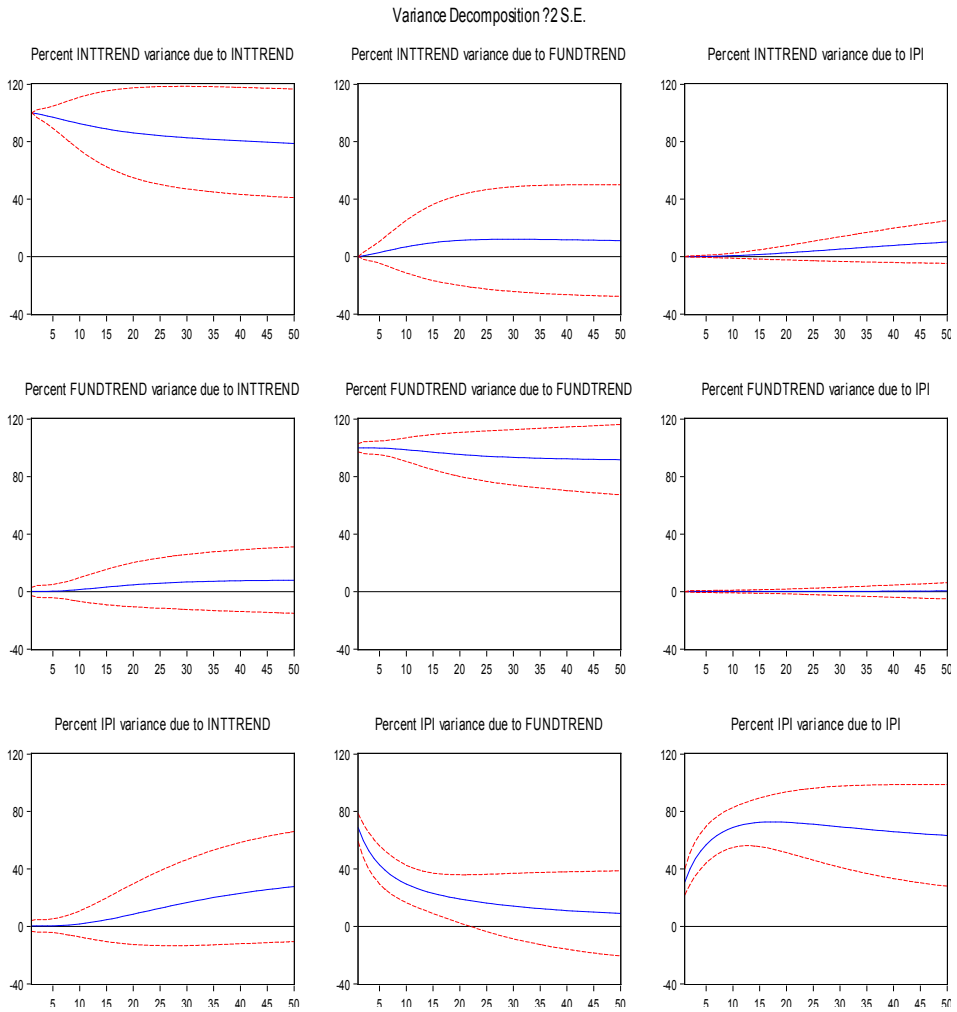
승 충격에 대한 산업생산지수의 하락 반응을 주도하는 것을 의미한다.

한편, 산업생산지수의 분산분해 분석에서 아래 <그림 7>에서 보듯 반응 초기에는 이자율 추세보다는 펀더멘탈 추세의 기여도가 높은 비중을 차지하나 후기로 갈수록 이자율 추세의 비중이 확대되는 것으로 나타났다.

<그림 6> 이자율, 펀더멘탈 및 산업생산 VAR 모형의 충격 반응 분석



<그림 7> 이자율, 펀더멘탈 및 산업생산 VAR 모형의 분산분해 분석



V. 결론

본고는 Kim(2018)을 따라 우리나라의 통화정책이 실질이자율의 RELEX에 영향을 미치고 이를 통해 다시 실물경제에 유효하게 영향을 미치는 메커니즘이 있는지를 검정·분석하였다. 이를 위한 RELEX의 추정에는 뉴케인지안 이론에 기초한 공적분 벡터 자기회귀 모형 내에서 Beveridge-Nelson 추세 분해를 통해 수행

되었다. 한편, 실질이자율의 추세가 존재하기 위한 전제조건인 비정상성 검정을 위해서는 Kim(2018)의 2단계 검정을 수행하였으며 비정상 실질이자율의 장기 기대를 인플레이션, 산출갭 및 이자율의 세 가지 추세로 분해하였다.

외환위기 이후 월별 자료를 글로벌 금융위기를 기점으로 구분하여 분석한 결과, 위기 전후 모두 실질이자율은 비정상이며, 통화정책 충격이 대부분인 이자율 추세는 위기 이후에만 존재하는 것으로 나타났다. 또한 RELEX 상승 충격에 산업생산지수는 초기 유의한 하락 반응을 보였으며, 특히 RELEX 중 이자율 추세 상승 충격이 산업생산지수 하락 반응을 주도하는 것으로 나타났다. 이러한 추정 결과는 우리나라의 통화정책이 실질이자율의 장기 기대에 영향을 미치고 이는 다시 실물경제에 영향을 미치는 메커니즘이 위기 이후 유효하게 작동하고 있음을 시사하는 것이다.

마지막으로 좀 더 다양한 산출갭 추정 방식을 통한 실질이자율의 비정상성 검정과 RELEX 추정은 추후 연구과제로 남기기로 한다.

참 고 문 헌

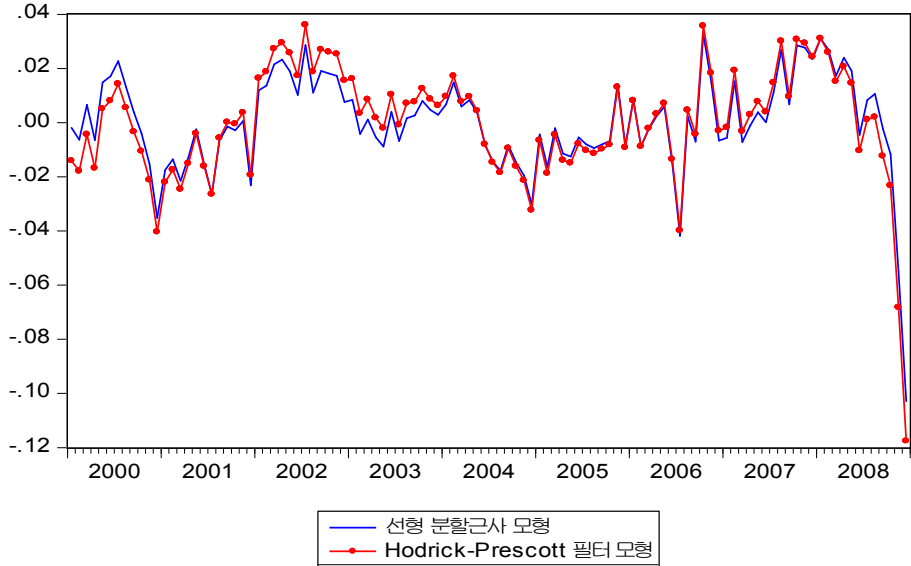
- 김남현 · 이근영, “국내 경제정책 불확실성이 거시 및 금융 변수에 미치는 영향,” 『한국경제연구』 제36권 제2호, 2018, 77~112.
- Bernanke, B. and M. Woodford, “The Inflation Targeting Debate,” Chicago University Press, 2005.
- Beveridge, S. and C. R. Nelson, “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle,” *Journal of Monetary Economics*, 7(2), 1981, 151~174.
- Campbell, Y. and R. Shiller, “Interpreting Cointegrated Models,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988a, 505~522.
- _____, “The Dividend - Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, 1(3), 1988b, 195~228.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective,” *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1999, 1661~1707.

- Cochrane, J., “Do Higher Interest Rates Raise or Lower Inflation?” Faculty Working Paper, University of Chicago, 2016.
- Crowder, W. and D. Hoffman, “The Long-Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited,” *Journal of Money Credit and Banking*, 28(1), 1996, 102~118.
- De Brouwer, G., “Estimating Output Gaps,” Discussion Paper No. 9809, Economic Research Department, Reserve Bank of Australia, 1998.
- Elliott, G., T. Rothenberg, and J. Stock, “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root,” *Econometrica*, 64(4, July), 1996, 813~836.
- Fama, E., “Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation,” *American Economic Review*, 65, 1975, 269~282.
- Gali, J., *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*, Princeton University Press, 2008.
- Garbade, K. and P. Watchel, “Time Variation in the Relationship between Inflation and Interest Rates,” *Journal of Monetary Economics*, 4(4), 1978, 755~765.
- Hsiao, C., “Identification,” *Handbook of Econometrics*, Vol. 1, Ch. 4, 1983, 223~283.
- Johansen, S., “Estimation and Hypothesis Testing of Co-integration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59(6), 1991, 1551~1580.
- Juselius, M., “Testing the New Keynesian Model on U.S. and Euro Area Data,” *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal* 2: 24, 2008.
- Kim, Y.-Y., “Does Monetary Policy Affect Long-Run Expectation of Non-Stationary Real Interest Rates?,” *Applied Economics*, Vol. 50, No. 12, 2018, 1342~1361.
- Koustas, Z. and A. Serletis, “On the Fisher Effect,” *Journal of Monetary Economics*, 44 (1), 1999, 105~130.
- MacDonald, R. and P. Murphy, “Testing for the Long Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation using Co-integration Techniques,” *Applied Economics*, 21(4), 1989, 439~447.

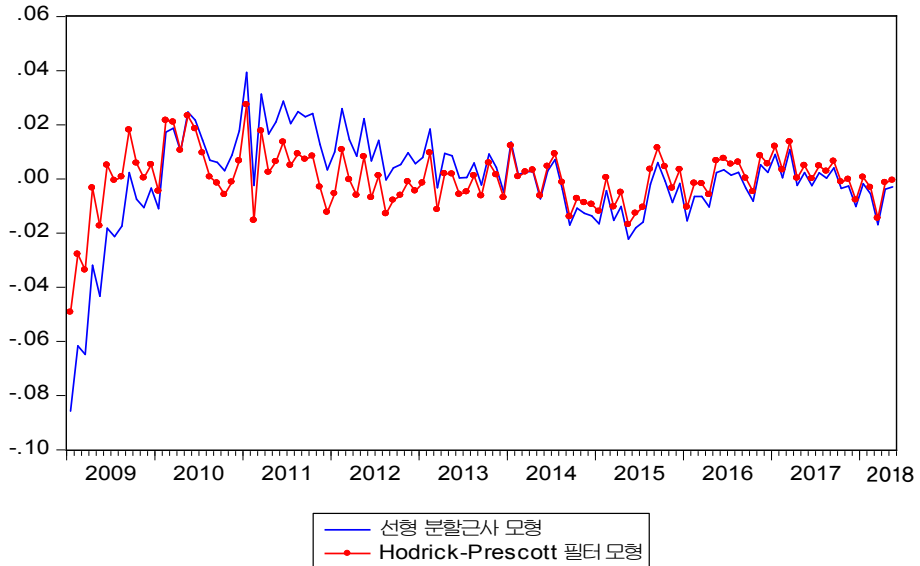
- Mishkin, F. S., "Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates," *Journal of Monetary Economics*, 30(2), 1992, 195~215.
- Nelson, C. and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some evidence and implications," *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 1982, 139~162.
- Nelson, C. and G. Schwert, "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant," *American Economic Review*, 67(3), 1977, 478~486.
- Rapach, D. E. and C. Weber, "Are Real Interest Rates Really Nonstationary? New Evidence from Tests with Good Size and Power," *Journal of Macroeconomics*, 26(3), 2004, 409~430.
- Rose, A. K., "Is the Real Interest Rate Stable?," *Journal of Finance*, 43(5), 1988, 1095~1112.
- Sargent, T. J. and N. Wallace, "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, 83(3), 1975, 241~254.
- Sims, C., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, 1980, 1~48.
- Wallace, M. S. and J. T. Warner, "The Fisher Effect and the Term Structure of Interest Rates: Tests of Co-integration," *Review of Economics and Statistics*, 75(2), 1993, 320~324.
- Walsh, C., "Three Questions Concerning Nominal and Real Interest Rates," *Economic Review: Federal Reserve Bank of San Francisco*, 4, 1987, 5~20.
- Watson, M. W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics*, 18(1), 1986, 49~75.
- _____, "Vector Autoregressions and Cointegration," *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, Ch. 47, 1994, 2990.
- Woodford, M., "Central Bank Communication and Policy Effectiveness," Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City, August 2005, 399~474.

부록: 추정 모형별 산출갭 비교

a. 글로벌 금융위기 이전



b. 글로벌 금융위기 이후



[Abstract]

Two-step Non-stationarity Test and Long-run Expectation Analysis of Real Interest Rate: Focusing on Long Run Effectiveness of Monetary Policy

Yun-Yeong Kim*

This paper analyzes whether the monetary policy of Korea is effective enough to control the long-term expectation (RELEX) of the non-stationary real interest rate, which will determine the discount rate of the future investment return value. This analysis is performed through the Beveridge-Nelson trend decomposition in the Co-integrated VAR model based on the New Keynesian theory. Here, we perform a two-step test of Kim(2018) for non-stationarity test, which is a precondition for the real interest rate trend existence, and decompose the RELEX into three trends: inflation, output gap and interest rate. The analyses of monthly data after the Asian foreign exchange crisis show that RELEX, which rose sharply during the global financial crisis, was adjusted down rapidly after the Bank of Korea lowered the base rate and contributed to the economic recovery represented by the increasing output gap. However, the recent rise in RELEX is likely to be detrimental to economic recovery due to the negative impact on real investment while the recent rise in RELEX is due to the inflationary trend.

Keywords: non-stationary real interest rate, two-step test, New Keynesian model, long-term expectation, monetary policy effect

JEL Classification: M60

* Professor, Dankook University, Department of International Trade, Tel: +82-31-8005-3402, E-mail: yunyeongkim@dankook.ac.kr