

유위험 이자율평형 조건과 최적 통화정책의 효과*

남 광 희**

본 연구는 새 케인지안 확률적 동학에 기반을 둔 소규모 개방경제 모형을 설정하고, 유위험 이자율평형 조건이 성립하지 않을 경우 중앙은행의 최적 통화정책의 효과에 대하여 실증 분석하였다. 특히, 위험 프리미엄 충격이 지속적이거나 외환시장 참가자들의 미래 환율에 대한 기대가 합리적이지 않기 때문에 유위험 이자율평형 조건이 현실적으로 성립하지 않는다는 기존 연구 결과에 착안하여 지속적인 위험 프리미엄 충격 및 환율에 대한 비합리적 기대 유형을 모두 고려하여 모형경제의 변동성 변화를 모의실험하였다.

모의실험을 통해 다음과 같은 결과를 도출하였다. 첫째, 위험 프리미엄 충격의 지속성이 커질수록 모형경제의 변동성이 증가하며 공약체제에서 재량체제보다 변동성이 감소하는 것으로 나타났다. 둘째, 기대 유형에 따라 환율의 변동성이 차이가 나며, 이에 따라 모형경제의 변동성도 크게 달라진다. 즉, 환율의 변동성을 축소시키는 기대 하에서는 경제 전반의 변동성도 낮았다. 셋째, 통화정책이 민간의 기대에 영향을 미치는 공약체제의 경우 중앙은행의 타게팅 정책이 해당 목표변수의 변동성을 줄이는 데 효과적인 것으로 나타났다. 반면, 통화정책이 민간의 기대에 영향을 미치지 못하는 재량체제에서는 환율의 기대 유형에 따라 최적 타게팅 정책이 달라졌다. 이는 재량체제 하에서 중앙은행이 환율의 기대형성 과정을 면밀히 분석하여 이에 적합한 타게팅 정책을 결정해야 함을 시사한다.

핵심주제어: 최적 통화정책, 유위험 이자율평형 조건, 비합리적 기대, 위험 프리미엄, 타게팅 통화정책

경제학문헌목록 주제분류: E42, E52, F31

* 본고는 한국은행 통화정책국의 재정지원을 받아 작성된 외부 연구용역 보고서를 다시 정리한 논문입니다. 그러나 본 연구 내용은 집필자의 개인 의견이며 한국은행의 공식 견해와는 무관합니다. 그리고 논문에 대한 익명의 논평자와 한국금융학회 2014년 정기학술대회 및 한국은행 세미나에서 유익한 논평을 해주신 참가자들에게 감사의 말씀을 드립니다.

** 국민대학교 국제통상학과 교수, 전화: (02) 910-4523, E-mail: knam@kookmin.ac.kr
논문투고일: 2015. 7. 22 수정일: 2015. 8. 30 게재확정일: 2015. 9. 7

I. 서론

우리나라처럼 대외의존도가 높고 자본 유출입에 대해서도 개방적인 소규모 개방경제에서는 해외 경제가 국내 경제에 미치는 영향이 심대하다는 것은 주지의 사실이다. 따라서 통화정책의 효과를 분석할 때도 개방경제의 특성을 충분히 고려하여 분석하여야 한다. 특히, 개방경제에서 해외 충격은 환율이라는 연결고리를 통하여 국내 경제에 영향을 끼치게 되므로, 환율을 통하여 국내 물가에 미치는 채널이나 메커니즘에 대한 고려가 매우 중요하다.

예를 들어, Svensson(2000)은 개방경제에서 환율은 여러 경로를 통하여 국내 물가에 영향을 끼친다고 역설한 바 있다. 먼저, 환율은 국내재와 수입재 간의 상대 가격에 영향을 끼치며, 따라서 총수요에 영향을 미치고, 나아가 국내 물가에 영향을 끼친다. 그리고 환율은 수입재의 국내 가격을 변화시키고, 따라서 국내 소비재 가격에 직접적 영향을 미친다. 또한 환율은 수입 중간재 가격에 영향을 미치고, 이어서 국내 기업의 가격결정에 영향을 끼친다. 따라서 개방경제에서 환율은 국내 물가에 다양한 경로를 통하여 영향을 미치기 때문에 통화정책의 중요한 지표로 삼아야 한다고 강조하였다.

그런데 이론적 모형에서 환율이 국내 경제와 연결되는 고리는 주로 유위험 이자율평형 조건(Uncovered Interest Parity)을 통하여 반영된다. 국내외 이자율 차이와 환율의 평가절하는 같아져야 한다는 평형조건이 성립한다고 주장한다. 즉, 시장참여자가 위험중립적이고 합리적 기대를 한다면, 미래 환율은 현재의 이자율 차이를 완전히 제거하는 방향으로 움직일 것이라는 주장이다. 그러나 실증 분석에서 유위험 이자율평형 조건을 지지하는 연구 결과는 많지 않다. 예를 들면, Backus, Gregory, and Telmer(1993), Froot and Frankel(1989), McCallum(1994) 등 많은 기존 연구에서 유위험 이자율평형 조건이 만족되지 않는다는 결론을 내리고 있다.¹⁾ 이처럼 유위험 이자율평형 조건이 성립되지 못하는 원인에 대해서는 지속적이거나 가변적인 위험 프리미엄이 거론된다. 신용위험도가 높은 국가에 대해 위험회피적인 시장참가자들이 더 높은 투자수익률을 요구하게 되면, 위험 프리미엄이 지속적이거나 가변적으로 되기 때문이라고 해석한다. 또 다른 이유로는 시장참가자들이 환율에 대한 기대를 합리적으로 형

1) 이들은 주요 선진국 통화화에 대해 유위험 이자율평형 조건을 실증 분석한 결과, 평가절하와 국내외 이자율 격차 간의 음(-)의 관계를 발견하였다.

성하지 못하면 합리적 기대 하에서 도출한 유위험 이자율평형 조건이 성립하지 못한다고 해석한다.²⁾

따라서 본 연구에서는 지속적인 위험 프리미엄이 존재하고 환율에 대한 기대가 비합리적이어서 유위험 이자율평형 조건이 성립하지 않을 때, 통화정책의 효과가 어떻게 달라지는가를 규명하고자 한다. 이를 위하여 최근에 활발히 이용되고 있는 새 케인지안 확률적 동학모형(New Keynesian DSGE model)에 기반을 둔 소규모 개방경제 모형을 설정하고자 한다. 지속적인 위험 프리미엄 충격을 고려하고, 환율에 대한 기대가 합리적인 경우와 비합리적인 경우—적응적 기대, 시차분포 기대 및 균형회귀 기대—를 모두 고려하고자 한다.

이러한 접근 방법으로 연구한 예로는 외국의 예로 Leitimo and Söderström (2005)이 있고, 국내 연구로 김근영(2010)이 있다. Leitimo and Söderström(2005)은 비합리적 기대 하에서 위험 프리미엄이 지속적일 때 중앙은행의 이자율정책이 인플레이션과 산출갭 이외에 환율에 추가적으로 대응하는 것이 효과적인가에 대해 연구하였다.³⁾ 이들의 실증 분석 결과에 따르면 환율에 추가적으로 대응하는 통화정책의 편익이 크지 않다는 사실을 발견하였다. 한편, 김근영(2010)은 우리나라에서 유위험 이자율평형 조건이 성립하지 않는다는 실증 분석을 제시하고, 이를 반영하기 위해 비합리적 기대 등에 의해 시장참여자가 환율을 예상할 때 통화정책의 유효성을 평가하였다. 적응적 또는 추세편승적 기대 하에서는 인플레이션에 대한 산출갭의 상대적 변동성이 확대된다는 실증 분석 결과를 발견하고, 통화정책이 산출갭에 대한 대응을 강화하는 것이 바람직하다는 정책적 함의를 제시하였다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 점에서 기존 연구와 차이가 난다. 첫째, 본 연구는 공약체제와 재량체제의 최적 통화정책을 분석하였다. 예를 들어, Leitimo and Söderström(2005)과 김근영(2010)은 최적 테일러 준칙 하에서 환율을 추가적으로 고려한 통화정책의 효과에 대해 분석하였다. 그러나 본 연구는 중앙은

2) 이 밖에도 유위험 이자율평형 조건이 성립되지 않는 근거로 거래비용의 존재(Hollifield and Uppal, 1997; Verdelhan, 2010)와 통화당국의 외환시장 개입(Cavoli and Rajan, 2006; Mark and Moh, 2003) 등의 이유가 제시된다.

3) Leitimo and Söderström(2005)의 추정 결과에 따르면 최적 테일러 준칙의 환율에 대한 반응계수가 음(-)의 값을 가진다. 그러나 이러한 결과는 경제적 직관에 배치된다는 지적을 받고 있으며, 이는 동 논문의 추정 결과에 신뢰성을 떨어뜨리고 있다. 명목환율 또는 실질환율이 평가절하될 때 국내 인플레이션을 자극하기 때문에 중앙은행은 이자율을 상승시킴으로써 이를 상쇄시키려고 할 것이다. 그러나 Leitimo and Söderström(2005)은 최적 테일러 준칙에서 명목환율 또는 실질환율의 반응계수가 모두 음(-)의 값으로 도출되었다.

행의 손실함수 최적화 조건으로부터 모형경제의 해법을 도출하였다. 그리고 공약체제와 재량체제의 두 가지 상반된 체제 하에서의 최적화 조건을 도출하였다. 둘째, 유위험 이자율평형 조건이 성립되지 않는 조건을 모두 고려하였다. 앞서 언급하였듯이 기존 연구에서는 위험 프리미엄이 지속적이거나 기대가 비합리적일 경우 유위험 이자율평형 조건이 성립되지 않는 대표적인 이유들이다. 따라서 본 연구에서는 두 가지 근거를 모두 고려하는 실증 분석을 행하였다. 예를 들어, 김근영(2010)은 환율에 대한 비합리적 기대의 경우만 고려하고 지속적인 위험 프리미엄으로 인하여 유위험 이자율평형 조건이 성립되지 않는 경우를 고려하지 않았다. 셋째, 본 연구에서는 다양한 형태의 기대형성에 대하여 실증 분석하였다. 예를 들어, Leitimo and Söderström(2005)은 소위 추세편승형 기대에 대해 분석하지 않았고, 반면 김근영은 비추세 기대에 대해 분석하지 않았다. 반면 본 연구에서는 두 가지 모두를 고려하는 다양한 시차분포 기대를 고려하였다.

논문의 구성은 다음과 같이 이루어져 있다. 제II절에서는 새 케인지안 확률동학 모형에 기반한 소규모 개방경제 모형을 설정한다. 특히, 환율에 가해지는 위험 프리미엄 과정을 설정하고, 환율에 대한 기대가 적응적, 시차분포적, 균형회귀적인 형태로 비합리적으로 형성될 때 환율동학이 구체적으로 어떻게 변하는지를 모형화한다. 그리고 제III절에서는 모형경제의 모수를 설정하는 캘리브레이션의 한 후, 가상적인 충격 과정이 가해질 때 모형경제의 변동성을 측정하는 모의실험을 행하고, 추정 결과를 해석한다. 마지막으로 제IV절에서는 결론을 맺는다.

II. 모형

1. 모형경제의 기본 구조

모형경제는 새 케인지안 확률동학 모형을 기반으로 설정하였다. 독점적 경쟁 구조와 가격경직성의 특성을 지닌 새 케인지안 모형은 두 개의 식으로 축약하여 나타낼 수 있다. 즉, 산출갭이 실질이자율과 음(-)의 관계를 가지는 IS곡선과 인플레이션이 산출갭과 양(+의 관계를 가지는 필립스곡선이다. 먼저 IS곡선은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$y_t = E_t y_{t+1} - \alpha_r (i_t - E_t \pi_{t+1}^d) + \alpha_q q_t + \alpha_y y_t^* + u_t^y \quad (1)$$

여기서 y_t 는 산출갭, i_t 는 명목이자율, π_t^d 는 국내 재화의 가격으로만 구성된 물가지수의 변화율, 즉 국내재 인플레이션(domestic inflation)율, q_t 는 실질환율, y_t^* 는 해외 산출갭, u_t^y 는 산출갭 충격을 각각 나타낸다. 그리고 산출갭 충격(u_t^y)은 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$u_t^y = \rho_y u_{t-1}^y + \epsilon_t^y \quad (2)$$

여기서 $0 \leq \rho_y \leq 1$ 이며 ϵ_t^y 는 평균이 0이고 분산이 σ_y^2 인 i.i.d 확률변수(random variable)이다.

위 식과 같은 형태의 새 케인지안 IS곡선에 대해서는 여러 기존 연구(예: Gali and Monacelli, 2005; Faia and Monacelli, 2008)에서 발견할 수 있다. 소비에 대한 최적화 조건으로부터 오일러방정식을 도출하면, 현재 소비는 미래 소비와 이자율 간의 함수로 표현된다. 그리고 자원제약식을 이용하여 소비를 산출(output)로 변환한다. 한편, 가격이 신축적인 경우 잠재적 산출(potential output)과의 차이를 구하면, 산출갭은 미래 산출갭에 대한 예상과 양(+의) 관계를 가지는 반면, 실질이자율과 자연 실질이자율(natural rate of real interest)의 갭과는 음(-)의 관계를 가지는 함수로 표현된다. 한편, 소규모 개방경제인 경우 자연 실질이자율은 실질환율과 해외 소득의 함수이므로, 결국 식 (2)와 같이 산출갭은 미래 산출갭에 대한 예상, 실질이자율, 실질환율, 해외소득의 함수로 나타나게 된다.

한편, 필립스곡선은 아래와 같이 표현된다.

$$\pi_t^d = \beta_\pi E_t \pi_{t+1}^d + (1 - \beta_\pi) \pi_{t-1}^d + \beta_y y_t + u_t^\pi \quad (3)$$

여기서 u_t^π 는 비용충격을 나타내며 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$(4)$$

여기서 $0 \leq \rho_\pi < 1$ 이며 ϵ_t^π 는 평균이 0이고 분산이 σ_π^2 인 i.i.d 확률변수이다.

기업의 엇갈리는 가격책정(staggered price setting) 메커니즘에 의해 국내재 인플레이션은 산출갭과 기대인플레이션의 함수로 나타난다. 본 모형에서는 전방적(forward-looking) 요소뿐만 아니라 후방적(backward-looking) 요소를 가미하여 현재 국내재 인플레이션에 과거 국내재 인플레이션도 영향을 주도록 필립스곡선의 설명변수에 포함시켰다. 이러한 설정은 Fuhner and Moore(1995) 류의 임금·가격설정 방식을 통하여 도출할 수 있다. 또한 Leitemo and Söderström (2005)도 유사한 필립스곡선을 이용한 바 있다.⁴⁾

한편, 소규모 개방경제에서 수입재 물가(p_t^m)는 다음과 같이 결정된다고 가정한다.

$$p_t^m = p_{t-1}^m + \lambda(p_t^* + s_t - p_{t-1}^m) \quad (5)$$

여기서, p_t^* 는 해외 물가수준, s_t 는 명목환율, λ 는 환율전가율(rate of exchange pass-through)을 나타낸다. 따라서 수입재 인플레이션(imported inflation)은 $\pi_t^m = (1-\lambda)\pi_{t-1}^m + \lambda(\pi_t^* + \Delta s_t)$ 와 같으므로 소비자물가 인플레이션(aggregate CPI inflation)은 아래와 같다.

$$\pi_t = \kappa \pi_t^d = (1-\kappa)\pi_t^m \quad (6)$$

여기서 κ 는 소비에서 국내재가 차지하는 비중을 의미한다. 한편, 해외 인플레이션은 아래와 같은 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$\pi_t^* = \rho_\pi \pi_{t-1}^* + \epsilon_t^{\pi^*} \quad (7)$$

여기서 $0 \leq \rho_\pi < 1$ 이며 $\epsilon_t^{\pi^*}$ 는 평균이 0이고 분산이 σ_π^2 인 i.i.d 확률변수이다. 또한 해외 산출(foreign output)은 다음과 같은 AR(1) 과정을 따르는 것으로 가정한다.

4) Fuhner and Moore 방식이 아니라 Calvo 방식에 partial indexation rule이 추가되는 경우에도 유사한 필립스곡선이 도출될 수 있다.

$$y_t^* = \rho_y y_{t-1}^* + \epsilon_t^y \tag{8}$$

여기서 $0 \leq \rho_y < 1$ 이며 ϵ_t^y 는 평균이 0이고 분산이 σ_y^2 인 i.i.d 확률변수이다. 그리고 해외 이자율은 다음과 같은 테일러 준칙(Taylor Rule)을 따른다고 가정한다.

$$i_t^* = \psi_\pi \pi_t^* + \psi_y y_t^* \tag{9}$$

여기서 ψ_π 는 해외 중앙은행이 자국의 인플레이션에 대해 이자율을 반응하는 정도, ψ_y 는 해외 중앙은행이 자국의 산출갭에 대해 이자율을 반응하는 정도를 각각 의미한다. 그리고 실질환율은 다음과 같이 정의한다. 즉,

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \tag{10}$$

2. 유위험 이자율평형 조건

많은 새 케인지안 개방경제 모형에서는 환율과 이자율 간의 관계를 유위험 이자율평형 조건이 성립하는 것으로 취급한다. 그러나 앞서 살펴본 바와 같이 많은 실증 분석 결과에 따르면 유위험 이자율평형 조건이 만족하지 않는 것으로 나타난다. 이러한 유위험 이자율평형 조건의 실패에 대해 환율 프리미엄의 시간에 따른(time-varying) 또는 지속적(persistent) 변화가 이유로 제시되고 있다. 또한 환율 기대의 비합리성(non-rational expectations)도 또 다른 이유로 제시된다. 본 모형에서는 이러한 이유들로 인해 유위험 이자율평형 조건이 성립하지 않는 경우 최적 통화정책이 어떻게 달라지는가를 알아보려고 한다. 이를 고려하기 위해 먼저 합리적 기대 하의 유위험 이자율평형 조건을 다음과 같이 설정한다.^{5) 6)}

5) 본 모형에서는 유위험 이자율평형 조건이 성립하는가를 1기간에 국한하여 판단하고 있다. 그러나 만약 단기에는 성립하지 않지만, 장기에 걸쳐 유위험 이자율평형 조건이 성립한다면 위 식 (11)과는 달리 몇 기의 시차를 두고 성립하는가를 따져야 할 것이다. 그러나 본 모형에서는 1기의 시차 내에 성립하는가를 기준으로 판단하고자 한다.
 6) 글로벌 금융위기 이후 미국의 양적완화 정책으로 제로금리 제약(zero lower bound) 하에서 통화정책 및 유위험 이자율평형 조건의 성립 여부도 다시 따져보아야 한다는 논의들이 있다(예: Kiley, 2013).

$$E_t \hat{s}_{t+1} - s_t = i_t - i_t^* - u_t^s \quad (11)$$

여기서 u_t^s 는 위험 프리미엄이며 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다고 한다.⁷⁾

$$u_t^s = \rho_s u_{t-1}^s + \epsilon_t^s \quad (12)$$

여기서 $0 \leq \rho_s < 1$ 이며 ϵ_t^s 는 평균이 0이고 분산이 σ_s^2 인 i.i.d 확률변수이다. 환율 기대에 대한 메커니즘과 관련해서는 Frankel and Froot(1987)이 제시한 세 가지 종류의 비합리적 기대를 고려한다.⁸⁾ 즉, 적응적 기대(adaptive expectations), 시차분포 기대(distributed-lag expectations), 균형회귀 기대(equilibrium regressive expectations)이다. 먼저 적응적 기대가 적용될 경우 유위험 이자율평형 조건에 대해 알아보고자 한다. 경제 주체들이 환율에 대해 적응적으로 기대할 경우, 환율에 대한 새로운 정보를 천천히 갱신하게 되므로 환율에 대한 기대형성은 다음과 같이 이루어진다.⁹⁾

$$E_t s_{t+1}^A = \eta_A E_{t-1} s_t^A + (1 - \eta_A) s_t \quad (13)$$

여기서 η_A 는 정보를 갱신하는 속도를 나타내며, $0 < \eta_A < 1$ 이다. 적응적 기대 하의 무위험 이자율평형 조건은 다음과 같이 표현된다. 즉,

$$E_t s_{t+1}^A - s_t = i_t - i_t^* - u_t^s \quad (14)$$

7) 위험 프리미엄이 단순한 AR(1) 형태일 때 모형의 해가 존재하지 않는 비결정성(indeterminacy)의 문제가 발생할 수 있다. 예를 들어, Schmitt-Grohe and Uribe(2003)에서 위험 프리미엄이 debt elastic interest rate의 형태를 가지지 못하면 이런 문제가 발생하는 것으로 알려져 있다.

8) 본 모형에서는 환율에 대한 비합리적 기대를 고려할 때, 외환시장에 대하여 국한하였다. 즉, 외환시장에서 환율에 대한 기대가 비합리적이라 하더라도, 경제 주체들은 소비, 생산, 투자 등의 다른 경제 행위에서는 합리적 기대에 따라 행동한다고 가정하였다. 모형의 완결성을 높이기 위해서는 비합리적 기대형성이 외환시장에만 국한되지 않고 경제 주체의 행위 전체에 적용되어야 할 것이다. 예를 들어, 비합리적 기대를 적용하여 모형 전체를 설정하는 시도는 Evans and Honkapohja(2001)에서 찾을 수 있다.

9) 환율에 대한 비합리적 기대가 1차 근사(first order approximation)로는 고려하지 못하는 비선형의 문제가 존재할 수 있다. 따라서 비합리적 기대로 인한 2차(second order) 상에 나타날 수 있는 변동성이 상대적으로 커질 수 있다.

이제 식 (13)을 시차 연산자(lag operator)를 이용하여 다시 쓰면 다음과 같다.

$$E_t s_{t+1}^A = \frac{1 - \eta_A}{1 - \eta_A L} s_t \quad (15)$$

위 식을 식 (14)의 유위험 이자율평형 조건에 대입하면 다음 식을 얻는다.

$$s_t = s_{t-1} = -\frac{1}{\eta_A} (i_t - i_t^*) + (i_{t-1} - i_{t-1}^*) + \frac{1}{\eta_A} u_t^s - u_{t-1}^s \quad (16)$$

시차분포 기대 하에서 경제 주체들은 현재기와 전기의 환율 사이의 가중평균 (weighted average)으로 다음 기 환율을 기대하게 된다. 따라서 환율 동학은 다음과 같이 변경된다.

$$E_t s_{t+1}^D = \eta_D s_{t-1} + (1 - \eta_D) s_t \quad (17)$$

여기서 η_D 는 전기 환율에 대해 환율 기대의 반응 정도를 나타낸다. 만약 η_D 가 양(+)의 값을 가진다면, 경제 주체들이 전기 환율의 방향과 반대 방향으로 환율이 움직일 것이라고 기대한다는 것을 의미한다. 반대로 η_D 가 음(-)의 값을 가진다면, 경제 주체들이 전기 환율의 방향과 같은 방향으로 환율이 움직일 것이라고 기대한다는 것을 의미한다. 김근영(2010)은 이를 추세편승형 기대 (bandwagon expectations)라고 칭하였다.

이제 시차분포 기대 하의 유위험 이자율평형 조건을 이용하여 명목환율을 정리하면 다음과 같다.

$$s_t = s_{t-1} - \frac{1}{\eta_D} (i_t - i_t^* - u_t^s) \quad (18)$$

균형회귀 기대 하에서는 명목환율이 균형환율 수준으로 수렴할 것으로 기대된다. 그리고 균형환율 수준에서는 구매력 평가설(purchasing power parity)이 성립되므로, 균형 실질환율 $\bar{q}_t = 0$ 이고, 균형 명목환율은 다음과 같다.

$$\bar{s}_t = p_t - p_t^* \quad (19)$$

그리고 균회귀 기대 하에서 미래 명목환율에 대한 기대는 균형 명목환율과 현재 명목환율의 가중평균으로 결정된다. 즉,

$$E_t s_{t+1}^E = \eta_E \bar{s}_t + (1 - \eta_E) s_t \quad (20)$$

여기서 η_E 는 균회귀 기대 하에서 균형환율을 반영하는 비율을 의미한다. 이제 균회귀 기대 하에서 유위험 이자율평형 조건을 이용하여 명목환율을 정리하면 다음과 같다.

$$s_t = p_t - p_t^* - \frac{1}{\eta_E} (i_t - i_t^* - u_t^s) \quad (21)$$

3. 중앙은행 최적 통화정책의 해법

앞 절에서 설정한 모형경제를 다음과 같은 상태공간 형태(state-space form)로 나타낼 수 있다.

$$\begin{bmatrix} z_{1t+1} \\ E_t z_{2t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix} + B i_t + \begin{bmatrix} \epsilon_{t+1} \\ 0_{n_2 \times 1} \end{bmatrix} \quad (22)$$

여기서 모형 내의 변수는 현재기가 될 때 이미 결정되는 선결변수(predetermined variable)와 미래에 대한 기대에 따라 결정되는 미래예상변수(forward-looking variable)로 구분할 수 있다. 선결변수를 포함하는 벡터는 z_{1t} , 미래예상변수를 포함하는 벡터는 z_{2t} 로 표기되었다. 본 모형에서는 y_t , π_t^d , q_t 를 미래예상변수 z_{2t} 로 삼고 나머지 변수들은 선결변수 z_{1t} 로 취급하였다.

한편, 위의 식은 모형경제를 대변하는 식인 동시에 중앙은행의 손실 최소화 문제에서 제약조건으로 작용한다. 그리고 이자율 i_t 는 도구변수(instrument variable)로서 역할하며 ϵ_t 는 선결변수로서 모형에 포함된 외부 충격의 교란항이다. 그리고 정책당국의 손실함수(loss function)는 다음과 같은 형태로 표현할 수 있다.¹⁰⁾

$$\begin{aligned}
 E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t L_t &= E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\pi_t^2 + \omega_y y_t^2 + \omega_{\Delta i} \Delta i_t^2) \\
 &= E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (z_t' Q z_t + 2z_t' U i_t + i_t' R i_t)
 \end{aligned}
 \tag{23}$$

먼저 재량체제에서 최적 통화정책의 해법에 대해 알아보려고 한다. 재량체제에서 중앙은행은 매기 최적 통화정책을 선택할 수 있다. 반면 민간 경제 주체는 통화정책에 신뢰를 두지 못하며, 통화정책은 민간의 기대에 영향을 미치지 못한다. 결국 중앙은행은 민간의 기대를 주어진 것으로 받아들이고 최적 정책을 찾고자 한다. 따라서 중앙은행의 최적화 문제는 경제 상태를 나타내는 식 (22)의 제약 하에서 손실함수를 나타내는 식 (23)을 최소화하기 위해 이자율을 선택하는 문제로 귀착된다.

재량체제 하에서 중앙은행의 도구변수인 이자율, i_t 는 선결변수만의 함수로 나타난다. 그리고 미래예상변수도 선결변수만의 함수로 나타난다. 즉,

$$i_t = -F_D z_{1t}, \quad z_{2t} = C_D z_{1t}
 \tag{24}$$

여기서 행렬 F_D 는 정책반응함수의 계수들을 나타낸다. 즉, 최적 정책반응함수에서 이자율은 선결변수들의 선형함수 형태로 표현된다. 그리고 행렬 C_D 는 미래예상변수가 선결변수와 선형 연결되는 형태를 나타낸다.

반면 공약체제 하에서 중앙은행은 민간 주체의 기대에 영향을 미칠 수 있다. 즉, 민간의 기대가 자신이 취한 정책에 따라 달라진다. 따라서 중앙은행은 자신의 손실함수 최소화 문제를 풀 때 미래예상변수가 자신의 통화정책에 따라 바뀔 수 있다는 사실을 감안한다.

따라서 중앙은행 최적화 문제의 제약조건은 식 (22)로 표현된 경제구조 대신 다음과 같이 변형된 조건이 사용된다.

10) Svensson(2000), Rudebusch(2000) 등 기존 연구에서도 중앙은행이 이자율 변동을 가능한 완만하게(smoothing) 조정하고자 하는 항목을 사용하였다. Weerapana(2000)는 개방경제 모형에서 이를 포함시키지 않을 경우 환율 변동이 국내 경제에 미치는 충격을 완화하기 위해서는 수용하기 힘든 정도의 과도한 이자율 조정이 필요하다고 주장하였다. 또한 Woodford(1999)는 이자율의 급격한 조정은 통화당국의 신뢰성을 훼손시키기 때문에 중앙은행은 이자율을 완만하게 조정하고자 한다고 주장하였다.

$$\begin{bmatrix} z_{1t+1} \\ z_{2t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix} + B i_t + \begin{bmatrix} \epsilon_{t+1} \\ z_{2t+1} - E_t z_{2t+1} \end{bmatrix} \quad (25)$$

이때 이자율뿐만 아니라 선결변수와 미래예상변수에 대해서도 손실함수 최소화를 위해 선택하게 된다. 그리고 선결변수뿐만 아니라 미래예상변수에 대한 라그랑지 승수(ρ_{2t})도 경제의 상태를 결정한다. 왜냐하면 미래예상변수에 대한 라그랑지 승수는 중앙은행이 과거 자신이 행한 통화정책에 대한 약속을 의미하기 때문이다. 따라서 이자율과 미래예상변수는 선결변수와 미래예상변수에 대한 라그랑지 승수의 함수로 나타난다.

$$i_t = -F_C \begin{bmatrix} z_{1t} \\ \rho_{2t} \end{bmatrix}, \quad z_{2t} = C_C \begin{bmatrix} z_{1t} \\ \rho_{2t} \end{bmatrix} \quad (26)$$

III. 모형의 추정

1. 캘리브레이션(calibration)

앞 절에서 설정한 모형경제에 대해 모의실험을 하기 위해 모형경제의 모수값을 정하고자 한다. 모형경제에 쓰일 모수들의 값은 <표 1>에 제시되어 있다. 먼저, IS곡선에서 실질이자율에 대한 계수(α_r)는 기간 간 대체율(rate of intertemporal substitution)을 의미하므로 DSGE 모형에서 일반적으로 사용하는 값인 1/2의 값을 주었다. IS곡선에서 실질환율에 대한 계수(α_q)는 GDP에서 수입이 차지하는 비중과 실질환율에 대한 수출의 탄력성을 고려하여 0.170의 값을 주었다.¹¹⁾

필립스곡선에서 미래 인플레이션 기대를 반영하는 정도를 나타내는 계수(β_π)는 0.5의 값을 주었다. 이 값은 임금계약이 두 기간에 걸쳐 유효하고 절반의 기업이 매기 임금협상을 갱신하는 경우, Fuhrer and Moore(1995) 류의 가격책정 메커니즘이 적용될 때 미래 인플레이션 기대를 반영하는 정도를 나타낸다.¹²⁾

11) 실질환율에 대한 수출의 탄력성 값은 김용복·곽법준(2009)이 추정한 0.451의 값을 이용하였다.

12) Leitemo and Söderström(2005)도 동일한 값을 활용한 바 있다.

그리고 필립스곡선에서 산출갭의 계수(β_y)는 McCallum and Nelson(1999)과 마찬가지로 0.086의 값을 주었다.

환율전가율(λ)은 김용복·곽법준(2009)이 외환위기 이후 기간을 대상으로 조사한 수입가격전가율의 추정치 0.871을 사용하였다. 그러나 환율전가율을 통하여 해외 물가가 국내 물가에 미치는 효과에 대한 영향이 크기 때문에 민감도 검사를 위해 다른 값들도 사용하였다.¹³⁾ 그리고 소비에서 국내재가 차지하는 비중(κ)은 0.65의 값을 주었다.

중앙은행 손실함수에 쓰인 모수들은 다음과 같이 정했다. 할인율(β)은 분기 모형에서 대부분 적용되는 0.99의 값을 주었고, 이자율 변동에 대한 비중($\omega_{\Delta i}$)은 기존의 다른 연구를 따라 0.25의 값을 주었다.¹⁴⁾ 또한 산출갭에 대한 비중(ω_y)에 대해서는 1의 값을 기준 값으로 주었다. 그러나 인플레이션과 산출갭에 대한 중앙은행의 선호에서의 비중에 따라 최적 통화정책의 효과가 어떻게 달라지는가를 모의실험할 때는 그 값을 다르게 주었다.

해외 경제의 이자율정책을 대변하는 해외 테일러 준칙과 관련된 계수는 다음과 같이 정하였다. 인플레이션에 대한 반응계수(ψ_{π^*})는 1.5의 값을 산출갭에 대한 반응계수(ψ_y)는 0.5의 값을 주었다. 이들 값들은 미국의 테일러 준칙을 설명할 때 자주 사용되는 값들이다.¹⁵⁾

나머지 모수 값들은 한국은행의 New BOK-DSGE 모형에 사용된 추정치를 사용하였다.¹⁶⁾ 다만, BOK-DSGE 모형은 모형에 사용된 충격이 17개에 달하는데 비해 본 모형은 5개에 불과하여, 모형 전체의 변동성이 작다. 그래서 본 모형의 변동성이 과거(2001년 1사분기부터 2013년 4사분기) 우리나라 산출갭의 변동성과 비슷하도록 BOK-DSGE 모형에 사용되었던 표준편차를 일정하게 조정하였다.

13) 환율전가율 조정에 의한 모의실험은 아래의 결과에 질적인 차이를 발생시키지 않았다.

14) Woodford(2002)가 밝혔듯이 중앙은행은 금융시장 안정을 꾀하기 위해 이자율을 평형화(smoothing)하거나 관성화(inertia)하려고 이자율 변화도 중앙은행 손실함수의 목적변수로 포함시키는 경향이 있다. 이를 반영하기 위해 본 모형은 Leitemo and Söderström(2005)과 동일한 모수 값을 이용하였다.

15) Krugman and Wells(2012), Ch.15 참조.

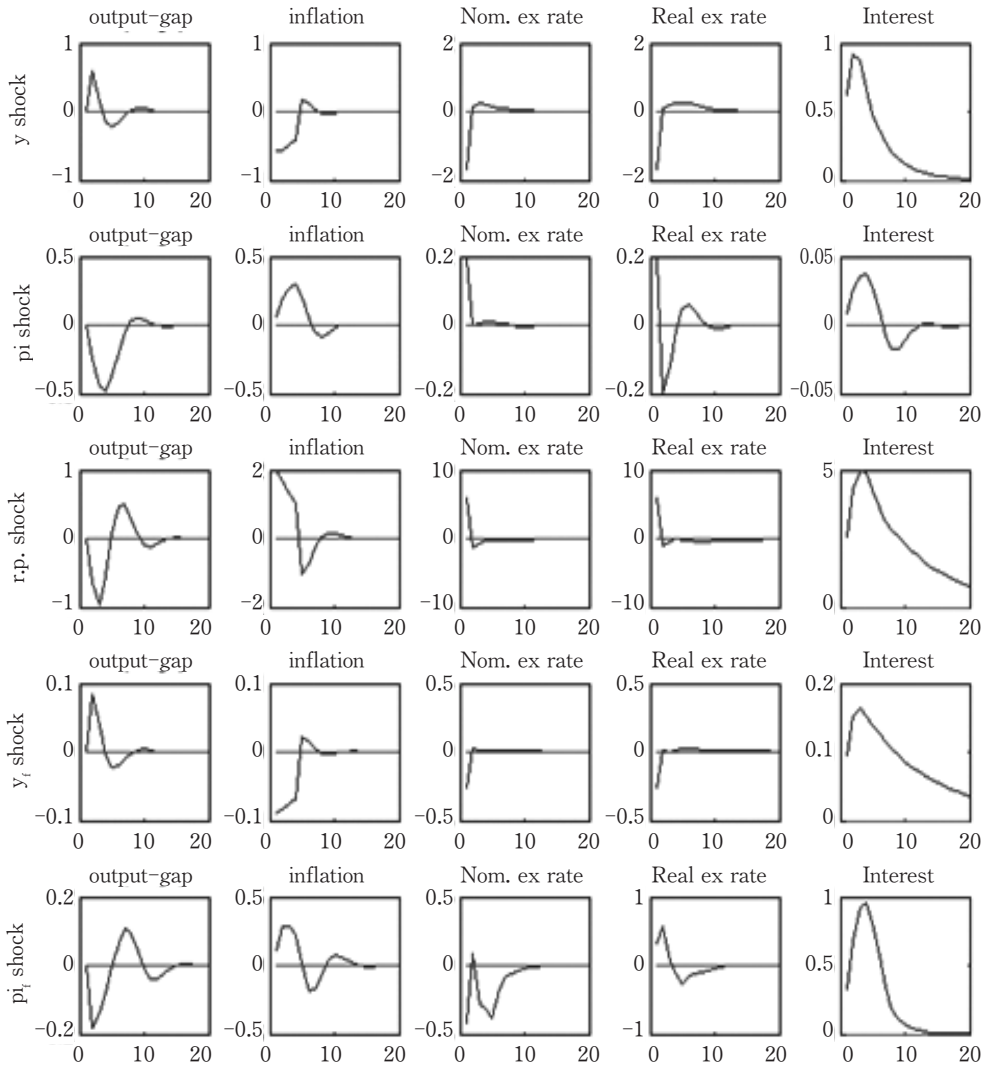
16) 2007년 BOK-DSGE 모형을 최근 재정비하면서 2001년 1사분기부터 2013년 4사분기 동안 자료를 이용하여 Bayesian 추정 방법을 이용하여 새 케인지안 류의 확률적 동학모형에 사용된 모수 값들을 추정하였다.

〈표 1〉 모수의 값

모수	정의	값
α_r	IS곡선 실질이자율 관련 계수	1/2
α_q	IS곡선 실질환율 관련 계수	0.170
α_{y^*}	IS곡선 해외 소득 관련 계수	0.376
β_π	필립스곡선 미래 인플레이션 기대 관련 계수	0.5
β_y	필립스곡선 기울기	0.086
λ	환율전가율	0.871
κ	소비에서 국내재가 차지하는 비중	0.65
β	중앙은행 손실함수 할인율	0.99
ω_y	중앙은행 손실함수 산출갭 비중	1
$\omega_{\Delta i}$	중앙은행 손실함수 이자율 변동 비중	0.25
ψ_π^*	해외 테일러 준칙 인플레이션 반응계수	1.5
ψ_{y^*}	해외 테일러 준칙 산출갭 반응계수	0.5
ρ_s	위험 프리미엄 충격 AR(1) 계수	0.896
ρ_y	산출갭 충격 AR(1) 계수	0.768
ρ_π	비용충격 AR(1) 계수	0.351
ρ_{y^*}	해외 소득 충격 AR(1) 계수	0.914
ρ_π^*	해외 인플레이션 충격 AR(1) 계수	0.613
σ_s^2	위험 프리미엄 충격 교란항 분산	3.745
σ_y^2	산출갭 충격 교란항 분산	1.086
σ_π^2	비용충격 교란항 분산	0.199
$\sigma_{y^*}^2$	해외 소득 충격 교란항 분산	0.068
σ_π^{*2}	해외 인플레이션 충격 교란항 분산	0.554

2. 모의실험

본 항에서는 앞에서 설정한 모형경제에 가상적인 충격이 가해지는 경우 모형경제의 변동성(volatility)이 어떻게 달라지는가에 대해 모의실험한다. 모형경제에 가해지는 외부 충격은 다섯 가지 종류이다. 산출갭, 비용, 위험 프리미엄, 해외 소득 및 해외 인플레이션 충격이다. 이러한 충격들이 가해질 때 중앙은행은 식 (22)와 같은 경제구조의 제약 하에서 식 (23)의 손실함수를 최소화하는 최적



〈그림 1〉 충격반응함수

통화정책을 모색하게 된다.

모형경제의 전반적인 충격전달 경로를 파악하기 위해, 외생충격에 대한 반응 함수를 살펴보자.¹⁷⁾ 〈그림 1〉에 충격반응함수가 제시되어 있다. 각 줄에는 앞에서 언급한 다섯 가지 충격이 고려되었다. 산출갭, 비용, 위험 프리미엄, 해외 소득, 해외 인플레이션 충격의 순서이다. 이에 대한 변수들의 반응이 산출갭,

17) 〈표 1〉의 모수 값 하에서 통화정책이 공약체제를 따르는 경우의 충격반응함수이다.

인플레이션, 명목환율, 실질환율 및 이자율의 순서대로 칸에 제시되어 있다.

먼저, 산출갭 충격이 모형경제에 가해지게 되면 초기에는 산출갭이 증가하고, 동시에 명목 및 실질환율이 절상됨에 따라 인플레이션이 감소하는 모습을 보이게 됨을 알 수 있다. 그러나 10분기 정도가 지나면 원래 상태로 복귀하는 모습을 보인다.

그리고 비용충격이 가해지게 되면, 산출갭이 감소하는 동시에 인플레이션이 증가하게 된다. 한편, 명목환율과 실질환율이 절하된다. 위험 프리미엄 충격에 대해서는 명목환율과 실질환율이 평가절하되고 인플레이션이 증가하며 산출갭이 감소하게 된다. 해외 소득 충격이 가해지는 경우 산출갭이 증가하고 인플레이션이 감소하면서, 명목환율과 실질환율이 절상하게 된다. 그리고 해외 인플레이션 충격이 가해지면, 인플레이션이 증가하지만 산출갭은 감소하게 된다. 명목환율은 평가절상되지만 실질환율은 평가절하되는 반응을 보이다가 10분기 이후는 원래 상태로 복귀하는 반응을 보인다.

(1) 위험 프리미엄 지속성에 대한 모의실험

모의실험 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 각 칸에는 주요 거시경제변수들의 변동성이 표준편차를 기준으로 기록되어 있다. <표 2>의 다섯 번째 칸에는 <표 1>의 모수 값들을 이용하여 벤치마크 모의실험 결과가 제시되어 있다.¹⁸⁾ 다른 칸의 값들은 위험 프리미엄 충격의 지속성(ρ_s)의 벤치마크 값인 0.896이 아닌 경우이다. 즉, 위험 프리미엄의 지속성으로 인해 유위험 이자율평형 조건이 성립하지 않는 경우 모형경제의 변동성이 어떻게 달라지는가를 분석하였다. 또한 본 연구에서는 최적 통화정책의 해법에 대해 공약체제와 재량체제의 두 가지 경우를 고려하였고, 그 결과는 표에 같이 제시되어 있다.¹⁹⁾ 한편, $\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$ 는 $Var(\pi_t) + \omega_y Var(y) + \omega_{\Delta i} Var(\Delta i)$ 를 계산한 손실함수의 값을 표시한다.

18) 위험 프리미엄에 대한 충격 과정에 대하여 다른 자료를 이용하여 강건성 검증(robustness test)을 하였으나 이하 모의실험 결과와 질적 차이를 보이지 않았다. 위험 프리미엄에 대한 자료를 우리나라의 CDS(5년물) 프리미엄(기간: 2003년 1사분기부터 2014년 3사분기까지, 출처: Bloomberg)을 이용하여 AR(1) 과정을 추정한 결과 AR(1) 계수는 0.907의 값을, 오차항의 표준편차 값은 0.303의 값으로 나타났다. 이러한 값은 본문의 모의실험에 사용된 모수 값에 비해 지속성과 변동성이 더 높은 것이다(제III절 1항의 캘리브레이션에서 밝혔듯이 원래의 오차항의 분산 값을 모형경제의 전체 변동성이 실제 경제의 그것과 유사한 변동성을 가지게끔 조정하였음). 또한 오차항의 분산 값을 더 작은 값으로 적용하여 모의실험 하더라도 이하의 모의실험 결과에 질적 차이를 초래하지 않았다.

19) 공약체제와 재량체제를 구분하는 방식은 제II절 3항 ‘중앙은행 최적 통화정책의 해법’을 참조하시오.

〈표 2〉 모형경제의 변동성(ρ_s 의 변화에 따른)

공약체제					
	ρ_s				
	0.1	0.3	0.6	0.896	0.99
y	1.131	1.149	1.225	1.858	2.686
π	1.508	1.660	2.075	3.599	5.085
π^d	1.039	1.084	1.269	2.244	3.332
Δs	3.154	3.438	4.120	6.383	8.564
q	4.097	4.366	5.341	13.856	61.672
Δq	3.193	3.475	4.149	6.389	8.564
i	2.696	3.003	4.331	12.778	52.911
Δi	1.163	1.394	2.009	3.567	4.704
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	3.893	4.560	6.814	19.587	38.601
재량체제					
	ρ_s				
	0.1	0.3	0.6	0.896	0.99
y	1.072	1.088	1.084	1.225	1.718
π	1.647	1.807	2.273	3.999	5.650
π^d	1.170	1.217	1.364	1.838	2.343
Δs	3.197	3.495	4.188	6.469	8.686
q	4.090	4.408	5.486	14.074	61.762
Δq	3.230	3.541	4.247	6.504	8.691
i	3.104	3.370	4.638	12.991	52.994
Δi	5.982	6.457	8.884	25.599	105.835
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	12.806	14.872	26.073	181.327	2,835.1

주: 칸에는 각 변수의 표준편차 값이 기록되어 있다.

모의실험 결과를 통하여 얻을 수 있는 사실은 다음과 같이 정리할 수 있다.²⁰⁾ 위험 프리미엄 충격의 지속성이 강해질수록 모형경제의 변동성이 증가하며, 공

20) 재량체제에 비해 공약체제 하에서 경제의 변동성이 낮다는 사실도 본 모형에서 확인되었다. 이는 기존의 이론적·실증적 연구에서도 밝혀졌듯이 공약체제 하에서는 중앙은행의 통화정책이 민간의 기대에 영향을 끼쳐 통화정책의 효과가 재량체제에 비해 우월하다(대표적인 연구로 Clardia, Gali, and Gertler(1999)를 들 수 있다).

약체제가 변동성을 감소시키는 데 있어서 재량체제보다 우월한 정도가 더 강해진다. 위험 프리미엄 충격의 AR(1)지수가 0.1에서 0.99로 높아질수록 모형경제의 변동성이 재량체제와 공약체제 모두 증가한다. 특히, 위험 프리미엄 AR(1)지수가 0.99인 경우 위험 프리미엄 충격이 비정상적(non-stationary) 과정에 근접하게 되면 모형의 변동성이 급격히 증가함을 알 수 있다. 따라서 환율에 가해지는 위험 프리미엄의 지속성이 강하게 주어지는 우리 경제와 같은 경우에는 환율 변동을 통하여 경제 전반에 변동성을 과급하는 영향이 훨씬 클 수 있다.²¹⁾

(2) 기대형성에 대한 모의실험

이 항에서는 유위험 이자율평형 조건이 성립하지 않는 또 다른 이유인 비합리적 기대가 작동하는 경우에 대해 살펴보고자 한다. 이에 대한 모의실험 결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 표에는 합리적 기대, 적응적 기대, 시차분포 기대 및 균형회귀 기대에 따른 모형경제의 변동성이 차례로 기록되어 있다. 합리적 기대인 경우는 다른 앞 절에서 살펴본 <표 2>의 위험 프리미엄 계수(ρ_s) 값이 0.896인 벤치마크 모의실험 결과이다. 여타 기대에 대한 모의실험 결과는 기대형성을 반영하는 계수 값을 여러 경우로 나누어서 제시하고 있다.

기대형성의 차이에 따른 모의실험 결과에 대해 정리하면 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 기대형성의 차이와 관계없이 재량체제 하의 변동성에 비해 공약체제 하의 변동성이 낮다. 예를 들어, 산출갭과 인플레이션의 표준편차를 동시에 비교해 보거나, 중앙은행의 손실을 비교해 보면 동일한 기대체제 하에서 공약체제의 표준편차나 손실이 재량체제에 비해 작다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 앞서 <표 2>에서 위험 프리미엄의 지속성에 따른 모의실험 결과에서 발견했던 사실과 동일하다. 공약체제는 민간 경제 주체의 기대에 영향을 미침으로써 경제의 변동성을 축소시키는 효과를 발휘한다는 사실을 다시 확인시켜 준다.

둘째, 기대형성에 따라 환율의 변동성이 변하며, 이에 따라 모형경제 전체의 변동성도 크게 좌우되었다. 즉, 환율의 변동성을 감소시키는 기대는 경제 전반의 변동성도 감소시키는 역할을 하였다. 예를 들어, 적응적 기대의 경우 미래 명목환율을 기대할 때 전기 기대했던 명목환율을 반영하는 비율은 식 (13)에서 η_A 의 값으로 나타난다. 이 값이 높아질수록 미래 명목환율을 예측할 때 현재

21) Leitimo and Söderström(2005)은 위험 프리미엄의 AR(1) 계수로 우리의 경우보다 훨씬 낮은 0.3의 값을 이용하였다.

명목환율을 작게 반영한다는 것을 의미하며, 이에 따라 명목환율의 변동성과 실질환율의 변동성도 감소한다.²²⁾ 이러한 명목 및 실질환율의 낮아진 변동성은 산출갭 및 국내재 및 소비자물가 인플레이션의 변동성을 모두 낮추는 효과를 발휘하고 있다.

한편, 시차분포 기대의 경우도 미래 명목환율을 예측할 때 전기 환율에 대해 반영하는 정도가 높아질수록 대체로 명목환율의 변동성이 낮아지고, 이는 경제 전반의 변동성을 낮추는 영향을 보이고 있다. 전기 환율에 대해 반영하는 정도는 식 (17)의 η_D 의 값으로 측정할 수 있다. 벤치마크 값은 0.1의 값을 주었고, 이는 Leitemo and Söderström(2005)과 동일한 수치이다. 이 경우는 현재 기 명목환율이 전기보다 상승(하락)하면 다음 기 명목환율은 반대로 하락(상승)할 것이라는 비추세적 기대를 의미한다. 이에 비해 η_D 가 음(-)의 값을 가지는 경우는 김근영(2010)과 마찬가지로, 현재 기 명목환율이 전기보다 상승(하락)하면 다음 기 명목환율도 상승(하락)할 것이라는 추세적 기대를 의미한다.²³⁾ 따라서 비추세적 기대에 비해 추세적 기대의 경우 명목환율의 변동성이 증가한다.²⁴⁾ 이러한 결과는 <표 3>의 여섯째~여덟째 칸에서 발견할 수 있으며, 추세적 기대일수록 실질환율의 변동성도 증가하고, 경제 전반의 변동성도 증가한다는 사실을 확인하였다.

그리고 균형회귀 기대의 경우도 명목환율의 변동성을 감소시키는 방향으로 기대가 작용할 때, 경제 전반의 변동성도 감소한다는 사실을 발견하였다. 균형회귀 기대에 대한 식 (20)에서 η_E 는 미래 명목환율을 기대할 때 균형 명목환율 수준(\bar{s})을 얼마나 반영하는가를 의미한다. η_E 값이 높아질수록 균형 명목환율 수준을 기대형성에 많이 반영하게 되므로 명목환율의 변동성이 낮아진다. 이와 함께 실질환율의 변동성도 감소하며, 경제 전반의 변동성도 낮아짐을 알 수 있다. 이러한 결과는 <표 3>의 아홉 번째에서 열한 번째 칸에서 확인할 수 있다.

22) 이러한 결과는 통화정책이 재량체제인지 공약체제인지에 관계없이 동일하다.

23) 김근영(2010)은 이를 추세편승형 기대(bandwagon expectation)라고 칭하였다.

24) 공약체제에서 $\eta_D = -0.03$ 일 때 명목환율의 표준편차(5.177)가 $\eta_D = 0.1$ 일 때 명목환율의 표준편차(5.276)보다 약간 낮은 등 반대 경향이 존재하지만 그 정도는 미약하다.

〈표 3〉 환율기대에 따른 모형경제의 변동성

공약 체제	합리적 기대	적응적 기대			시차분포 기대			균형회귀 기대		
		$\eta_A=0.1$	0.5	0.9	$\eta_D=0.1$	-0.01	-0.03	$\eta_E=0.1$	0.5	0.9
y	1.858	2.643	1.607	1.055	2.678	3.069	3.219	1.984	1.163	1.079
π	3.599	3.613	2.521	1.525	3.615	3.510	3.489	3.202	1.887	1.332
π^d	2.244	2.805	2.150	1.168	2.828	2.972	3.012	2.053	1.066	0.852
Δs	6.383	5.446	3.289	2.164	5.276	5.862	5.177	6.751	3.362	2.195
q	13.856	16.651	15.996	10.211	16.636	16.375	16.196	12.809	6.325	4.124
Δq	6.389	5.690	3.572	2.253	5.545	6.176	5.598	6.808	3.324	2.072
i	12.778	17.291	14.655	9.609	17.365	18.007	18.136	13.157	6.759	5.443
Δi	3.567	6.427	3.110	2.041	6.461	8.422	8.636	5.957	2.549	2.054
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	19.587	30.363	11.356	4.482	30.676	39.478	41.185	23.061	6.538	3.994
재량 체제	합리적 기대	적응적 기대			시차분포 기대			균형회귀 기대		
		$\eta_A=0.1$	0.5	0.9	$\eta_D=0.1$	-0.01	-0.03	$\eta_E=0.1$	0.5	0.9
y	1.225	4.004	1.818	1.015	4.055	5.023	5.026	2.727	1.073	1.008
π	3.998	3.890	2.540	1.648	3.892	3.914	3.828	3.733	2.079	1.521
π^d	1.838	3.781	2.669	1.421	3.794	4.235	4.260	2.552	1.192	1.057
Δs	6.469	7.122	3.434	2.161	7.006	11.814	9.481	8.381	3.363	2.184
q	14.07	17.692	16.610	10.327	17.671	18.113	17.510	13.599	6.405	4.139
Δq	6.503	7.171	3.774	2.244	7.064	11.716	9.424	8.289	3.304	2.042
i	12.991	17.530	14.978	9.605	17.594	17.984	18.094	12.931	6.749	5.640
Δi	25.599	34.488	29.770	19.037	34.61	34.938	35.035	25.255	13.219	11.008
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	181.327	328.529	231.328	94.349	331.060	345.730	346.790	180.820	49.161	33.629

주: 칸에는 각 변수의 표준편차 값이 기록되어 있다.

(3) 환율을 추가적으로 고려하는 타게팅에 대한 모의실험

앞 절에서 행한 인플레이션 타게팅에 추가하여 환율을 타게팅 대상변수로 포함하는 통화정책 운영 방식에 대하여 모의실험을 행하고자 한다. 구체적으로는 중앙은행의 손실함수에서 앞서 고려했던 인플레이션(π), 산출갭(y) 및 이자율 변화(Δi)에 추가하여 명목환율 변화(Δs), 실질환율 수준(q) 및 실질환율 변화

(Δq) 등을 고려하는 타게팅 정책이 모형경제의 변동성을 얼마나 완화시켜 줄 수 있는지를 살펴본다.

본 항에서는 네 가지 타게팅 정책을 비교하고자 한다. 첫째, 앞서 살펴보았던 인플레이션 타게팅 정책이다. 인플레이션, 산출갭 및 이자율 변화가 중앙은행 손실함수에 포함된다. 둘째, 명목환율 변화 추가 타게팅 정책이다. 첫 번째 인플레이션 타게팅 정책의 손실함수 대상변수에 명목환율 변화(Δs)가 추가된다. 셋째, 실질환율 수준 추가 타게팅 정책이다. 첫 번째 인플레이션 타게팅 정책의 손실함수에 실질환율 수준변수(q)가 대상 변수로 추가된다. 넷째, 실질환율 변화 추가 타게팅 정책이다. 인플레이션 타게팅 정책의 손실함수에 실질환율 변화 (Δq)가 추가된다. 이들 네 가지 타게팅 정책에 대하여 <표 4>~<표 7>의 칸에 손실함수 값이 순서대로 기록되어 있다.²⁵⁾

모형경제의 변동성을 측정하기 위한 손실함수 값도 다섯 가지가 기록되어 있다. $\mathcal{L}_{\pi y}$ 는 인플레이션과 산출갭의 분산만을 고려한다. $\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$ 는 인플레이션, 산출갭 및 이자율 변화의 분산을 포함한다. $\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta s}$, $\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$ 및 $\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$ 는 앞의 $\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$ 에 추가하여 명목환율 변화(Δs), 실질환율 수준(q) 및 실질환율 변화(Δq)의 분산을 각각 고려한다.²⁶⁾

타게팅 정책의 효과는 모형경제의 변동성을 얼마나 완화시켜 주는가에 달려 있다. 그래서 <표 4>~<표 7>에는 타게팅 정책 가운데 손실함수 값이 가장 작은 경우에 대해 숫자를 굵게 표시해 두었다.

모의실험을 통하여 알 수 있는 사실을 요약하면 다음과 같다.²⁷⁾ 첫째, 공약체제는 타게팅 변수의 변동성을 최소화하는 데 효과적이었다. 즉, 타게팅 정책이 자신의 손실함수를 가장 최소화시키는 유효한 정책이었다. 인플레이션 타게팅 정책은 자신의 타게팅 대상 변수인 인플레이션, 산출갭 및 이자율 변화를 포함한 손실함수 값($\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$)이 가장 작게 나왔다. 또한 환율을 추가한 타게팅 정책도 자신의 타게팅 대상 변수를 고려한 손실함수 값에서는 가장 작게 나오는 유효

25) 손실함수의 환율에 대한 가중치는 1로 주어졌다. 따라서 인플레이션 및 산출갭에 대한 가중치와 동일하여 환율에 대한 상대적 가중치가 높다고 볼 수도 있다. 그러나 환율에 대한 가중치를 더 작은 값으로 주더라도 이하의 모의실험에서 얻는 추정 결과의 질적 차이를 유발하지는 않는다.

26) <표 4>의 주석 2)에 구체적인 계산식이 정의되어 있다.

27) 실질환율 수준 타게팅의 경우 모형경제의 변동성이 기대체제와 기대계수 값에 따라 심한 기복을 보인다. 또한 경우에 따라 모형경제의 해가 도출되지 않는 등의 문제를 나타내고 있다. 따라서 실질환율 수준 타게팅의 경우는 기대체제와 매개변수 값에 민감한 결과를 보이기 때문에, 실제 운영에 있어서는 주의를 기울일 필요가 있다고 판단된다.

〈표 4〉 환율 추가 타게팅에서 모형경제의 변동성

합리적 기대	공약체제				재량체제			
	IT	$\omega_{\Delta s}=1$ 추가	$\omega_q=1$ 추가	$\omega_{\Delta q}=1$ 추가	IT	$\omega_{\Delta s}=1$ 추가	$\omega_q=1$ 추가	$\omega_{\Delta q}=1$ 추가
$\mathcal{L}_{\pi y}$	16.406	19.842	24.652	19.573	17.493	16.685	63.590	16.930
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	19.587	27.019	28.715	26.138	181.313	204.176	119.541	195.701
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta s}$	60.330	50.330	54.115	50.494	223.166	231.857	158.829	224.332
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$	211.566	203.917	200.566	203.127	379.398	389.153	300.033	380.384
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$	60.409	51.234	53.923	51.064	223.613	232.395	152.306	224.485

주: 1) IT는 인플레이션, 산출갭 및 이자율 변화에 대하여 타게팅하는 정책을 의미한다. $\omega_{\Delta s}=1$, $\omega_q=1$, 및 $\omega_{\Delta q}=1$ 은 IT에 추가하여 명목환율 변화, 실질환율 수준 및 실질환율 변화에 대해서도 각각 타게팅하는 정책을 의미한다.

$$\begin{aligned}
 2) \mathcal{L}_{\pi y} &= \text{Var}(\pi_t) + \omega_y \text{Var}(y_t) \\
 \mathcal{L}_{\pi y \Delta i} &= \text{Var}(\pi_t) + \omega_y \text{Var}(y_t) + \omega_{\Delta i} \text{Var}(\Delta i_t) \\
 \mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta s} &= \text{Var}(\pi_t) + \omega_y \text{Var}(y_t) + \omega_{\Delta i} \text{Var}(\Delta i_t) + \omega_{\Delta s} \text{Var}(\Delta s_t) \\
 \mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q &= \text{Var}(\pi_t) + \omega_y \text{Var}(y_t) + \omega_{\Delta i} \text{Var}(\Delta i_t) + \omega_q \text{Var}(q_t) \\
 \mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q} &= \text{Var}(\pi_t) + \omega_y \text{Var}(y_t) + \omega_{\Delta i} \text{Var}(\Delta i_t) + \omega_{\Delta q} \text{Var}(\Delta q_t)
 \end{aligned}$$

한 정책이었다.²⁸⁾ 따라서 중앙은행의 목표가 인플레이션, 산출갭 및 이자율 변화 등의 변동성을 완화시키는 데 국한하지 않고, 환율의 변화까지 고려한다면 환율을 추가적으로 타게팅하는 정책이 손실함수를 최소화시키는 유효한 정책운영 방식이 될 수 있다고 판단된다. 특히, 해외 충격이 환율을 통해 전파되는 우리 경제와 같은 소규모 개방경제에서는 환율체제 붕괴에 대한 우려(fear of floating)가 존재하기 때문에, 환율을 추가적으로 고려한 타게팅 정책이 기존의 인플레이션 타게팅 정책에 비해 장점이 있다고 판단된다.²⁹⁾

둘째, 재량체제 하에서는 타게팅 정책이 효과적으로 발휘되지 않고 있다. 달리 말해, 타게팅 정책의 대상 변수로 이루어진 손실함수 값이 다른 타게팅 정책에 비해 높은 경우가 종종 발생하였다. 이는 공약체제에 비해 통화정책에 대

28) 예를 들어, 명목환율 변화 추가 타게팅 정책은 $\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$ 에 추가하여 명목환율 변화의 분산을 고려한 $\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta s}$ 를 기준으로 가장 유효한 타게팅 정책이었다. 또한 실질환율 수준 추가 타게팅 및 실질환율 변화 추가 타게팅도 각각의 손실함수 대상 변수를 기준으로 한 손실함수 값인 $\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$ 및 $\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$ 에서 가장 작은 값을 기록하였다.

29) Calvo and Reinhart(2002)가 변동환율제를 표방하고 있는 신흥국들의 환율이 실제로는 유연하게 변동하지 않고 둔감한 현상을 발견한 이후, 이러한 현상을 통칭하여 fear of floating이라고 한다. 이러한 현상의 이유로는 신흥국의 부채가 달러화(liability dollarization)로 되어 있거나, 외환위기사 해외자금 조달이 어렵다는 사실들이 거론된다.

〈표 5〉 환율 추가 타게팅에서 모형경제의 변동성

합리적 기대	공약체제				재량체제			
	IT	$\omega_{\Delta s}=1$ 추가	$\omega_q=1$ 추가	$\omega_{\Delta q}=1$ 추가	IT	$\omega_{\Delta s}=1$ 추가	$\omega_q=1$ 추가	$\omega_{\Delta q}=1$ 추가
$\eta_A=0.1$								
$\mathcal{L}_{\pi y}$	20.035	21.274	83.361	21.791	31.166	32.491	59.477	37.869
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	30.363	34.819	97.977	35.032	328.530	327.438	365.727	335.301
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta s}$	60.026	44.389	104.191	44.962	379.258	344.046	420.981	360.370
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$	307.620	266.015	140.064	263.737	641.550	602.811	768.254	637.466
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$	62.743	48.795	102.359	48.322	379.965	349.362	420.028	364.428
$\eta_A=0.5$								
$\mathcal{L}_{\pi y}$	8.937	8.909	47.519	9.326	9.762	10.640	58.849	10.626
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	11.356	12.886	54.307	13.082	231.329	236.874	370.989	242.247
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta s}$	22.173	20.036	59.642	20.367	243.125	245.992	389.353	252.478
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$	267.230	240.162	73.088	234.570	507.248	506.869	1,132.355	533.396
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$	24.115	22.171	58.141	21.877	245.576	249.288	387.392	255.764
$\eta_A=0.9$								
$\mathcal{L}_{\pi y}$	3.440	3.345	9.812	3.398	3.749	3.722	6.466	3.721
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	4.482	5.010	11.995	5.004	94.349	96.576	45.653	103.779
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta s}$	9.168	8.521	15.442	8.589	99.019	100.433	50.013	107.696
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$	108.751	101.990	20.868	102.466	200.990	204.099	66.996	223.348
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$	9.560	8.987	15.582	8.918	99.385	100.846	50.212	108.092

주: 재량체제 하의 적응적 기대 조정계수가 $\eta_A=0.1$ 인 경우에는 $\omega_q=0.1$ 인 경우에 대해 모의 실험한 결과이다.

한 민간인 신뢰가 낮기 때문에 정책의 실효성이 떨어짐을 나타낸다. 그리고 우리가 고려한 네 가지 타게팅 정책 가운데 어떤 정책도 다른 타게팅 정책에 비해 우위에 있는 정책은 발견되지 않았다. 합리적 기대 하에서는 실질환율 수준 추가 타게팅의 손실함수 값이 낮게 나왔다. 그러나 적응적 기대 하에서는 인플레이션 타게팅, 명목환율 변화 추가 타게팅 및 실질환율 수준 추가 타게팅의 손실함수 값이 적응적 기대 계수 값에 따라 가장 낮게 나타났다.

반면, 시차분포 기대 하에서는 명목환율 변화 추가 타게팅이 전반적으로 손실함수 값이 가장 낮게 나왔다. 그러나 균형회귀 기대 하에서는 네 가지 타게

〈표 6〉 환율 추가 타게팅에서 모형경제의 변동성

시차분포 기대	공약체제				재량체제			
	IT	$\omega_{\Delta S}=1$ 추가	$\omega_q=1$ 추가	$\omega_{\Delta q}=1$ 추가	IT	$\omega_{\Delta S}=1$ 추가	$\omega_q=1$ 추가	$\omega_{\Delta q}=1$ 추가
$\eta_D=0.1$								
$\mathcal{L}_{\pi y}$	20.241	21.631	84.043	22.160	31.600	33.133	5,810.138	38.747
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	30.676	34.937	98.479	35.178	331.062	329.869	5,810.269	337.928
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta S}$	58.513	44.538	104.584	45.117	380.149	346.585	5,810.821	363.285
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$	307.416	266.417	141.216	264.128	643.340	605.036	5,813.467	639.638
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$	61.421	49.044	102.802	48.565	380.975	351.967	5,810.577	367.342
$\eta_D=-0.01$								
$\mathcal{L}_{\pi y}$	21.745	25.304	89.117	25.660	40.562	38.326	10,502.213	43.338
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	39.478	42.725	106.379	43.124	345.726	344.056	10,782.798	348.827
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta S}$	73.846	51.919	111.780	52.558	485.305	360.503	12,711.794	374.347
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$	307.606	267.261	156.155	265.203	673.812	606.320	19,673.445	633.199
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$	77.620	57.048	110.567	56.503	482.996	365.849	11,885.405	377.873
$\eta_D=-0.03$								
$\mathcal{L}_{\pi y}$	22.538	26.100	90.060	26.418	39.926	39.350	7,179.358	44.234
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	41.185	44.195	107.683	44.651	346.789	346.932	7,438.194	351.263
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta S}$	67.985	53.327	113.067	53.978	436.690	363.192	8,780.357	376.523
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$	303.495	267.442	158.980	265.407	653.388	606.894	13,637.501	632.942
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$	72.528	58.598	112.009	58.039	435.616	368.591	8,214.286	380.041

주: 재량체제 하의 적응적 기대 조정계수가 $\eta_A=0.1$ 인 경우에는 $\omega_q=0.9$ 인 경우에 대해 모의 실험한 결과이다.

팅이 균형회귀 기대 계수 값에 따라 손실함수 값의 최저치가 달리 나왔다.

셋째, 앞에서 살펴본 공약체제와 재량체제 하에서 타게팅 정책의 효과에 대해 살펴본 결과에 따르면, 공약체제에서는 중앙은행 자신이 타게팅을 목표로 한 변수의 변동성을 완화시키는 데 효과적이며, 이러한 결과는 기대형성 과정에 관계없이 성립하였다. 즉, 공약체제 하에서 중앙은행은 환율시장 참가자들의 기대형성에 관계없이, 자신이 목표로 하는 타게팅 변수의 변동성을 최대한 축소시킬 수 있었다. 따라서 어떤 변수를 대상으로 타게팅을 정할지가 중요하며, 환율시장의 기대형성에 따라 타게팅 정책을 결정할 필요가 없다고 볼 수 있다.

〈표 7〉 환율 추가 타게팅에서 모형경제의 변동성

균형회귀 기대	공약체제				재량체제			
	IT	$\omega_{\Delta s}=1$ 추가	$\omega_q=1$ 추가	$\omega_{\Delta q}=1$ 추가	IT	$\omega_{\Delta s}=1$ 추가	$\omega_q=1$ 추가	$\omega_{\Delta q}=1$ 추가
$\eta_E=0.1$								
$\mathcal{L}_{\pi y}$	14.190	14.584	48.571	14.643	21.374	20.105	891.488	22.104
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	23.061	28.367	62.542	28.162	180.823	190.048	942.813	187.990
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta s}$	68.641	35.701	68.255	35.966	251.073	202.252	1,133.211	204.654
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$	187.144	158.629	114.265	158.602	365.746	334.303	1,764.481	341.939
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$	69.411	38.213	67.900	37.972	249.540	204.378	1,059.553	206.003
$\eta_E=0.5$								
$\mathcal{L}_{\pi y}$	4.914	4.581	8.348	4.580	5.477	5.219	21.697	5.420
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	6.538	8.705	12.006	8.560	49.161	53.505	51.585	52.895
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta s}$	17.842	14.212	18.180	14.262	60.473	60.206	64.987	60.055
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$	46.545	43.777	40.023	43.851	90.192	90.259	105.295	90.501
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$	17.587	14.194	17.900	14.144	60.080	59.959	62.526	59.688
$\eta_E=0.9$								
$\mathcal{L}_{\pi y}$	2.940	2.852	3.668	2.847	3.332	3.243	5.450	3.282
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}$	3.994	4.533	5.218	4.479	33.629	34.450	32.356	34.528
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta s}$	8.811	8.142	9.009	8.173	38.399	38.366	37.526	38.565
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^q$	21.003	20.495	19.706	20.514	50.766	50.792	51.393	51.053
$\mathcal{L}_{\pi y \Delta i}^{\Delta q}$	8.289	7.711	8.513	7.682	37.802	37.822	36.532	37.954

반면, 재량체제 하에서는 환율의 기대형성 과정에 따라 최적 타게팅 정책이 달라지기 때문에 중앙은행은 주요 경제 변수의 변동성을 완화시키기 위해서는 우선 환율시장 참가자의 기대형성 과정이 어떻게 결정되는가를 사전에 면밀히 살핀 뒤에, 타게팅 정책을 결정하는 것이 필요하다. 예를 들어, 시차분포 기대의 경우 명목환율 변화 추가 타게팅 하에서 거의 모든 손실함수 값이 가장 낮게 나타났다. 따라서 환율시장의 기대형성이 시차분포적이라면 명목환율 변화를 포함시키는 타게팅 정책이 여타 타게팅 정책에 비해 우월하다고 볼 수 있다.

IV. 결론

본 연구는 새 케인지안 확률적 동학에 기반을 둔 소규모 개방경제 모형을 설정하고, 유위험 이자율평형 조건이 성립하지 않을 경우 중앙은행의 최적 통화정책의 효과에 대하여 실증 분석하였다. 특히, 위험 프리미엄 충격이 지속적이거나 외환시장 참가자들의 미래 환율에 대한 기대가 합리적이지 않기 때문에, 유위험 이자율평형 조건이 현실적으로 성립하지 않는다는 기존 연구 결과에 착안하여 지속적인 위험 프리미엄 충격 및 환율에 대한 비합리적 기대 유형을 모두 고려하여 모형경제의 변동성 변화를 모의실험하였다.

모의실험을 통해 다음과 같은 결과를 도출하였다. 첫째, 위험 프리미엄 충격의 지속성이 커질수록 모형경제의 변동성이 증가하며 공약체제에서 재량체제보다 변동성이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 우리나라와 같이 환율 위험 프리미엄의 지속성이 강한 경제에서 환율 변동이 경제 전반의 변동성에 과급되는 영향이 훨씬 클 수 있음을 의미하며, 통화정책의 신뢰성 제고를 통해 정책의 유효성을 높일 수 있음을 시사한다.

둘째, 기대 유형에 따라 환율의 변동성이 다르며, 이에 따라 모형경제의 변동성도 크게 달라진다. 즉, 환율의 변동성이 낮은 기대는 경제 전반의 변동성도 낮추게 된다. 환율의 기대 유형별로 보면, 적응적 기대의 경우 미래 명목환율 기대에서 전기의 명목환율 기대를 반영하는 비율이 높을수록 명목 및 실질환율의 변동성이 줄어들고, 경제 전반의 변동성도 감소하였다. 시차분포 기대에서는 미래 명목환율 예측에서 전기 환율을 반영하는 정도가 높을수록 명목 및 실질환율의 변동성이 줄어들고, 경제 전반의 변동성을 낮추는 경향을 보인다. 또한 균형회귀 기대에서는 명목환율의 변동성을 줄이는 방향으로 기대가 작용할 때, 경제 전반의 변동성도 감소한다는 사실을 발견하였다.

셋째, 통화정책이 민간의 기대에 영향을 미치는 공약체제의 경우 기대 유형에 관계없이 타게팅 목표변수의 변동성을 줄이는 데 효과적이었다. 즉, 공약체제 하에서는 환율의 기대 유형과 관계없이 특정 변수 타게팅이 다른 변수 타게팅에 비해 그 목표변수의 변동성을 완화시키는 데 성공적이었다.

반면, 통화정책이 민간의 기대에 영향을 미치는 못하는 재량체제 하에서는 환율의 기대 유형에 따라 최적 타게팅 정책이 달라졌다. 즉, 특정 변수 타게팅이 목표변수의 변동성을 완화시키는데 다른 변수 타게팅에 비해 성공적이지 않

있다. 이는 재량체제 하에서 중앙은행이 경제 변수의 변동성을 완화시키기 위해 환율의 기대형성 과정을 면밀히 분석하여 이에 적합한 타게팅 정책을 결정해야 함을 시사한다.

참 고 문 헌

- 김근영, “환율동학에 대한 기대와 통화정책의 유효성,” 한국은행 금융경제연구원, 『금융경제연구』 제436호, 2010.
- 김용복·곽법준, “환율 변동이 실물경제에 미치는 영향—수출, 수입 및 투자부문을 중심으로,” 한국은행 금융경제연구원, 『금융경제연구』 Working Paper 제378호, 2009.
- 배병호, “경제전망 및 정책분석을 위한 New BOK-DSGE모형 구축 결과,” 『조사통계월보』, 한국은행, 2014. 5.
- 하의현, “환율불확실성과 해외 요인의 상호관계에 관한 연구: 금융위기 전후 비교 분석,” 『한국경제연구』 제32권 제4호, 2014, 45~68.
- Backus, D. K., A. W. Gregory, and C. I. Telmer, “Accounting for Forward Rates in Markets for Foreign Currency,” *Journal of Finance*, 48(5), 1993, 1887~1908.
- Ball, L., “Policy rules for open economies,” in Taylor, J. B.(ed.), *Monetary Policy Rules*, Chicago: The University of Chicago Press, 1999, 127~156.
- Calvo, G. and C. Reinhart, “Fear of Floating,” *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 2002, 379~408.
- Cavoli, T. and R. Rajan, “Capital Inflows Problem in Selected Asian Countries in the 1990s Revisited: The Role of Monetary Sterilization,” *Asian Economic Journal*, 20(4), 2006, 409~423.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, “The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, 1999, 1661~1707.
- Evans, G. W. and S. Honkapohja, *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton University Press, 2001.
- Faia, E. and T. Monacelli, “Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy with

- Home Bias,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(4), 2008, 721~750.
- Frankel, J. A. and K. A. Froot, “Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations,” *American Economic Review*, 77(1), 1987, 133~153.
- Froot, K. A. and J. A. Frankel, “Forward Discount Bias: Is It and Exchange Risk Premium?” *Quarterly Journal of Economics*, 104(1), 1989, 139~161.
- Fuhrer, J. and G. Moore, “Inflation Persistence,” *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 1995, 127~159.
- Gali, J. and T. Monacelli, “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy,” *Review of Economic Studies*, 72, 2005, 707~734.
- Hollifield, B. and R. Uppal, “An Examination of Uncovered Interest Parity in Segmented International Commodity Markets,” *Journal of Finance*, 52, 1997, 2145~2170.
- Kiley, Michael T., “Exchange Rates, Monetary Policy Statements, and Uncovered Interest Parity: Before and After the Zero Lower Bound,” Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, 2013.
- Krugman, P. and R. Wells, *Macroeconomics*, 2nd ed., Worth Publishers, 2012.
- Leitemo, K. and U. Söderström, “Simple monetary policy rules and exchange rate uncertainty,” *Journal of International Money and Finance*, 24, 2005, 481~507.
- Mark, N. and Y.K. Moh, “Official Interventions and Occasional Violations of Uncovered Interest Parity in the Dollar-DM Market,” NBER Working Paper No. 9948, 2003.
- McCallum, B., “A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship,” *Journal of Monetary Economics*, 33(1), 1994, 105~132.
- McCallum, B. and E. Nelson, “Nominal Income Targeting in an Open-Economy Optimizing Model,” *Journal of Monetary Economics*, 43(3), 1999, 553~578.
- Schmitt-Grohe, S. and M. Uribe, “Closing Small Open Economy Models,” *Journal of International Economics*, 61, 2003, 163~185.
- Svensson, L., “Open-Economy Inflation Targeting,” *Journal of International Economics*, 50(1), 2000, 155~184.
- Verdelhan, A., “A Habit-Based Explanation of the Exchange Rate Risk Premium,” *Journal of Finance*, 65(1), 2010, 123~146.

Woodford, M., "Optimal Monetary Policy Inertia," *The Manchester School*, 67, 2002,
1~35.

부록: 모형의 해법

모형에 사용된 방정식은 다음과 같다. 본문의 식 (2), (4), (6), (7), (8), (12)가 포함된다. 즉,

$$u_t^y = \rho_y u_{t-1}^y + \epsilon_t^y \quad (2)$$

$$u_t^\pi = \rho_\pi u_{t-1}^\pi + \epsilon_t^\pi \quad (4)$$

$$\pi_t = \kappa \pi_t^d + (1 - \kappa) \pi_t^m \quad (6)$$

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*} \pi_{t-1}^* + \epsilon_t^{\pi^*} \quad (7)$$

$$y_t^* = \rho_y y_{t-1}^* + \epsilon_t^{y^*} \quad (8)$$

$$u_t^s = \rho_s u_{t-1}^s + \epsilon_t^s \quad (12)$$

그리고 실질환율의 변화(Δq_t)에 대한 정의식, $\Delta q_t = q_t - q_{t-1}$ 이 포함된다. 또한 명목환율의 변화(Δs_t)에 대한 방정식이 다음과 같이 포함된다.

$$\Delta s_t = \Delta q_t + \pi_t^d - \pi_t^* \quad (A1)$$

한편, 식 (5)의 수입재 물가에서 도출한 수입재 인플레이션에 대한 아래 식이 이용된다. 즉,

$$\pi_t^m = (1 - \lambda) \pi_{t-1}^m + \lambda (\pi_t^* + \Delta s_t) \quad (A2)$$

또한 해외 이자율에 대한 식 (9)에 식 (7)과 (8)을 대입하면 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$i_t^* = \psi_\pi \rho_{\pi^*} \pi_{t-1}^* + \psi_y \rho_y y_{t-1}^* + \psi_\pi \epsilon_t^{\pi^*} + \psi_y \epsilon_t^{y^*} \quad (A3)$$

q_{t+1}^A 를 $q_{t+1}^A \equiv E_t s_{t+1}^A + p_{t+1}^* - p_{t+1}^d$ 로 정의하고 식 (13)을 이용하면 다음과 같은 식을 도출할 수 있다.

$$q_{t+1}^A = (1 - \eta_A)q_t + \eta_A q_t^A + \rho_{\pi^*} \pi_t^* + \epsilon_{t+1}^{\pi^*} - E_t \pi_{t+1}^d - \epsilon_{t+1}^{\pi^*} \quad (A4)$$

그리고 아래의 두 식

$$y_{t+1} = E_t y_{t+1} + \epsilon_{t+1}^y \quad (A5)$$

$$\pi_{t+1}^d = E_t \pi_{t+1}^d + \epsilon_{t+1}^{\pi^d} \quad (A6)$$

그리고 π_t^d , π_{t-1}^d , π_{t-1}^m , π_t^* , π_{t-1}^* , q_t , i_t 에 대한 항등식이 모형의 시스템에 포함된다. 즉, 이상에서 언급한 20개의 식이 이용된다. 그리고 미래예상(forward-looking) 변수 $E_t y_{t+1}$, $E_t \pi_{t+1}^d$ 에 대한 방정식은 본문에서 언급한 IS곡선에 대한 식 (1)과 필립스 곡선에 대한 식 (3)이 이용된다. 즉,

$$y_t = E_t y_{t+1} - \alpha_r (i_t - E_t \pi_{t+1}^d) + \alpha_q q_t + \alpha_y y_t^* + u_t^y \quad (1)$$

$$\pi_t^d = \beta_{\pi} E_t \pi_{t+1}^d + (1 - \beta_{\pi}) \pi_{t-1}^d + \beta_y y_t + u_t^{\pi} \quad (3)$$

그리고 또 하나의 미래예상변수로 $E_t q_{t+1}$ 에 대한 방정식은 다음과 같이 구한다. 실질환율에 대한 정의식 (10)을 유위험 이자율평형 조건인 식 (11)에 대입하여 구한다. 그리고 명목환율에 대한 기대치는 각각의 기대에 따라 달라지므로 아래와 같은 식 (A7)로 식별한다.

$$E_t \hat{s}_{t+1} = I_R E_t s_{t+1} + I_A E_t s_{t+1}^A + I_D E_t s_{t+1}^D + I_E E_t s_{t+1}^E \quad (A7)$$

여기서 $I_{X=\{R,A,D,E\}}$ 는 지표변수(indicator variable)이며 합리적 기대 하에서 I_R 은 1의 값을 가지며 다른 기대 하에서는 0의 값을 가진다. 마찬가지로 I_A , I_D , I_E 는 적응적 기대, 시차분포 기대, 균형회귀 기대에 대한 지표변수이다. 그리고 적응적, 시차분포 및 균형회귀 기대 하의 명목환율에 대한 기대치는 식 (13), (17), (20)을 이용한다. 이를 정리하면 실질환율에 대한 기대치에 대한 방정식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} I_R E_t q_{t+1} = & \theta_q q_t - I_A \eta_A q_t^A - I_D \eta_D q_{t-1} - I_R E_t \pi_{t+1}^d + I_D \eta_D \pi_t^d \\ & + (I_R \rho_{\pi^*} - I_D \eta_D) \pi_t^* + (i_t - i_t^*) - u_t^s \end{aligned} \quad (A8)$$

여기서 $\Theta_q = I_R + I_A \eta_A + I_D \eta_D + I_E \eta_E$

따라서 선결변수(z_{1t}) 20개와 미래예상변수(z_{2t}) 3개는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} z_{1t} &= \{u_t^y, u_t^r, u_t^s, y_t, \pi_t, \pi_t^d, \pi_{t-1}^d, \pi_{t-2}^d, \pi_{t-1}^m, \pi_{t-2}^m, \\ &\quad y_t^*, \pi_t^*, \pi_{t-1}^*, \pi_{t-2}^*, i_t^*, \Delta s_t, q_t^A, \Delta q_t, q_t, i_t\} \\ z_{2t} &= \{y_t, \pi_t^d, q_t\} \end{aligned}$$

이제 제Ⅲ절에서 언급한 상태공간 형태로 모형을 표현할 수 있다.

$$\begin{bmatrix} z_{1t+1} \\ E_t z_{2t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix} + B i_t + \begin{bmatrix} \epsilon_{t+1} \\ 0_{n_2 \times 1} \end{bmatrix} \quad (22)$$

먼저, 재량체제 하에서 미래예상변수는 선결변수만의 함수로 나타나며, 중앙은행의 도구변수인 이자율, i_t 도 선결변수만의 함수로 나타난다. 즉,

$$z_{2t} = C_D z_{1t}, \quad i_t = -F_D z_{1t}$$

반면 공약체제 하에서 중앙은행은 민간 주체의 기대에 영향을 미치게 되므로, 민간의 기대가 자신이 취한 정책에 따라 달라진다. 따라서 중앙은행은 자신의 손실함수 최소화 문제를 풀 때 미래예상변수가 자신의 통화정책에 따라 바뀔 수 있다는 사실을 감안한다. 따라서 중앙은행 최적화 문제의 제약조건은 식 (22)로 표현된 경제구조 대신 다음과 같이 변형된 조건이 사용된다.

$$\begin{bmatrix} z_{1t+1} \\ z_{2t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix} + B i_t + \begin{bmatrix} \epsilon_{t+1} \\ z_{2t+1} - E_t z_{2t+1} \end{bmatrix}$$

이때 이자율뿐만 아니라 선결변수와 미래예상변수에 대해서도 손실함수 최소화를 위해 선택하게 된다. 그리고 선결변수뿐만 아니라 미래예상변수에 대한 라그랑지 승수(ρ_{2t})도 경제의 상태를 결정한다. 따라서 미래예상변수와 이자율은 선결변수와 미래예상변수에 대한 라그랑지 승수의 함수로 나타난다.

$$z_{2t} = C_c \begin{bmatrix} z_{1t} \\ \rho_{2t} \end{bmatrix}, \quad i_t = -F_c \begin{bmatrix} z_{1t} \\ \rho_{2t} \end{bmatrix}$$

[Abstract]

Uncovered Interest Parity and Optimal Monetary Policy

Kwanghee Nam*

This paper examines the effect of the optimal monetary policy in a small open economy when the uncovered interest parity does not hold. It is known that the uncovered interest parity does not hold when either risk premium shocks are persistent or participants in the foreign exchange market are not rational on the expectation of the future exchange rates.

We built a New-Keynesian dynamic stochastic model either under persistent risk premium shocks or with irrational foreign exchange market participants. From the simulation we find that first, the volatility of the model economy increases as the risk premium shocks become more persistent. Second, the volatilities of both the exchange rate and the overall economy depend on the expectation formation of the exchange rate. Third, the targeting policy succeeds in reducing the volatility of the target variables under the commitment regime while it sometimes fails to reduce that under the discretionary regime.

Keywords: optimal monetary policy, uncovered interest parity, irrational expectations, risk premium, targeting monetary policy

JEL Classification: E42, E52, F31

* Professor, Department of Commerce and Finance, Kookmin University, Tel: +82-2-910-4523, E-mail: knam@kookmin.ac.kr