환율기대과 통화정책*

남광희**

<요 약>

본 연구는 유위험 이자율평형조건이 성립하지 않을 경우 중앙은행의 최적 통화정책의 효과에 대하여 분석하였다. 유위험 이자율평형조건에 대한 기존 연구에 따르면 위험프리미엄 충격이 지속적이거나, 또는 미래 환율에 대한 기대가 합리적이지 않을 때 유위험 이자율평형조건이 성립하지 않는 것으로 판명되었다. 따라서 본 연구에서는 새케인지안 확률적 동학에 기반한 소규모개방경제 모형을 설정하고, 모형경제의 모의실험을 통하여 앞서 언급한 조건들이 모형경제에 적용되면 경제의 변동성이 어떻게 달라지는가를 통하여 최적 통화정책의 효과를 실증분석하였다.

모의실험 결과에 따른 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 재량체제에 비해 공약체제하에서 경제의 변동성이 낮다는 사실을 발견하였다. 이러한 사실은 위험프리미엄의 지속성과 관계없이 성립하였고, 또한 환율에 대한 기대가 합리적이거나 비합리적이거나 관계없이 성립하였다. 둘째, 위험프리미엄 충격의 지속성이 강해질수록 모형경제의 변동성이 증가하며, 공약체제가 변동성을 감소시키는데 재량체제보다 우월성이 더 높아진다. 우리나라처럼 환율에 가해지는 위험프리미엄의 지속성이 강한 경제일수록 환율 변동을 통하여 경제전반에 변동성을 파급하는 영향이 훨씬 클 수 있다는 점을 감안하여 중앙은행 통화정책의 신뢰성을 높이는 것이 통화정책의 유효성을 높일 수 있다는 사실을 확인할 수 있다.

셋째, 기대형성에 따라 환율의 변동성이 변하며, 이에 따라 모형경제 전체의 변동성도 크게 좌우된다. 즉, 환율의 변동성을 감소시키는 기대는 경제전반의 변동성도 감소시키는 역할을 하였다. 예를 들어, 적응적 기대의 경우 미래 명목환율을 기대할 때 전기 기대했던 명목환율을 반영하는 비율이 높아질수록, 시차분포 기대의 경우도 미래 명목환율을 예측할 때 전기 환율에 대해 반영하는 정도가 높아질수록, 그리고 균형회귀 기대의 경우도 명목환율의 변동성을 감소시키는 방향으로 기대가 작용할 때, 명목환율 및 실질환율의 변동성이 감소하고, 경제전반의 변동성도 감소하였다.

넷째, 중앙은행이 산출갭의 변동성에 대한 중요도를 높여서 산출갭의 변동성을 감소시키는 대신 인플레이션의 변동성을 높이게 비용을 비교해보면, 환율에 대한 합리적 기대보다는 비합리적 기대의 경우가 더 높게 나왔다.

* 한국금융학회 2014년 하계 학술대회 발표를 위해 작성되었다.

** 국민대학교 국제통상학과 교수, E-mail: knam@kookmin.ac.kr

I. 서론

우리나라처럼 대외의존도가 높고 자본유출입에 대해서도 개방적인 소규모개방경제에서는 해외경제가 국내경제에 미치는 영향이 심대하다는 것은 주지의 사실이다. 따라서 통화정책의 효과를 분석할 때도 개방경제의 특성을 충분히 고려하여 분석하여야 할 것이다. 특히 개방경제에서 해외충격은 환율이라는 연결고리를 통하여 국내경제에 영향을 끼치게 되므로, 환율을 통하여 국내물가에 미치는 채널 또는 메카니즘에 대한 고려가 더욱 중요하다.

예를 들어 Svensson(2000)은 개방경제에서 환율은 여러 경로를 통하여 국내물가에 영향을 끼친다고 역설한 바 있다. 먼저, 환율은 국내재(domestic goods)와 수입재(foreign goods)간의 상대가격에 영향을 끼치고, 따라서 총수요에 영향을 미치고, 나아가 국내물가에 영향을 끼친다. 그리고, 환율은 수입재의 국내가격을 변화시키고, 따라서 국내소비재 가격에 직접적 영향을 미친다. 또한, 환율은 수입 중간재 가격에 영향을 미치고, 따라서 국내기업의 가격결정에 영향을 끼친다. 따라서 개방경제에서 환율은 국내물가에 다양한 경로를 통하여 영향을 미치기 때문에 통화정책의 중요한 지표로 삼아야 한다고 강조하였다.

그런데 이론적 모형에서 환율이 국내경제와 연결되는 고리는 주로 유위험 이자율평형조건을 통하여 반영된다. 국내외 이자율 차이와 환율의 평가절하는 같아져야 한다는 평형조건이 성립한다고 주장한다. 시장참여자가 위험중립적이고 합리적 기대를 한다면, 미래환율은 현재의 이자율차이를 완전히 제거하는 방향으로 움직일 것이라는 주장이다.

그러나 실증분석에서 유위험 이자율평형조건을 지지하는 연구결과는 많지 않다. 예를 들면, Backus, Gregory and Telmer(1993), Froot and Frankel(1989), McCallum(1994) 등 많은 기존 연구에서 유위험 이자율평형조건이 만족되지 않는다는 결론을 내리고 있다.[1] 이처럼 유위험 이자율평형조건이 성립되지 못하는 원인에 대해서는 지속적이거나 가변적인 위험프리미엄이 거론된다. 신용위험도가 높은 국가에 대해 위험회피적인 시장참가자들은 더 높은 투자수익률을 요구하게 되면, 위험프리미엄이 지속적이거나 가변적으로 되기 때문이라고 해석한다. 또 다른 이유로는 시장참가자들이 환율에 대한 기대를 합리적으로 형성하지 못하면 합리적 기대하에서 도출한 유위험 이자율평형조건이 성립하지 못한다고 해석한다.[2]

---

1) 이들은 주요 선진국 통화에 대해 유위험평형조건을 실증분석한 결과 평가절하와 국내외 이자율 격차 간의 음(−)의 관계를 발견하였다.

2) 유위험 이자율평형조건이 성립되지 않는 근거로 거래비용의 존재(Hollifield and Uppal, 1997;

따라서 본 연구에서는 지속적인 위험프리미엄이 존재하고 환율에 대한 기대가 비합리적이어서 유위험 이자율평형조건이 성립하지 않을 때, 통화정책의 효과가 어떻게 달라지는가를 규명하고자 한다. 이를 위하여 최근에 활발히 이용되고 있는 새케인지안 확률적 동학모형에 소규모 개방경제 구조를 가진 모형경제를 설정하고자 한다. 지속적인 위험프리미엄 충격을 고려하고, 환율에 대한 기대가 합리적인 경우와 비합리적인 경우 - 적응적 기대, 시차분포 기대 및 균형회귀 기대 -를 모두 고려하고자 한다.

이러한 접근으로 연구한 예로는 외국의 예로는 Leitmo & Soderstrom(2005)이 있고, 국내 연구로는 김근영(2010)이 있다. Leitmo & Soderstrom(2005)은 비합리적 기대하에서 위험프리미엄이 지속적일 때 중앙은행의 이자율정책이 인플레이션과 산출갭 이외에 환율에 추가적으로 대응하는 것이 효과적인가에 대해 연구하였다. 이들의 실증분석 결과에 따르면 환율에 추가적으로 대응하는 통화정책의 편익이 크지 않다는 사실을 발견하였다. 한편, 김근영(2010)은 우리나라에서 유위험 이자율평형조건이 성립하지 않는다는 실증분석을 제시하고, 이를 반영하기 위해 비합리적 기대 등에 의해 시장참여자가 환율을 예상할 때 통화정책의 유효성을 평가하였다. 적응적 또는 추세편승적 기대하에서는 인플레이션에 대한 산출갭의 상대적 변동성이 확대된다는 실증분석 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 재량체제와 공약체제의 최적 통화정책을 분석하였다. 예를 들어 Leitmo & Soderstrom(2005)과 김근영(2010)은 최적 테일러 준칙하에서 환율을 고려하여 통화정책의 효과에 대해 분석하였다. 그러나 본 연구는 중앙은행의 손실함수 최적화 조건으로부터 모형경제의 해법을 도출하였다. 그리고 재량체제와 공약체제의 두 가지 상반된 체제하에서의 최적화 조건을 도출하였다. 둘째, 유위험 이자율평형조건이 성립되지 않는 조건을 모두 고려하였다. 앞서 언급하였듯이 기존 연구에서는 위험프리미엄이 지속적이거나 기대가 비합리적일 경우 유위험 이자율평형조건이 성립되지 않는 대표적인 이유들이다. 따라서 본 연구에서는 두 가지 근거를 모두 고려하는 실증분석을 행하였다. 예를 들어 김근영(2010)은 환율에 대한 비합리적 기대의 경우만 고려하고 지속적인 위험프리미엄으로 인하여 유위험 이자율평형조건이 성립되지 않는 경우를 고려하지 않았다.

Velderlhan, 2006)와 통화당국의 외환시장 개입(Cavoli & Rajan, 2006; Mark & Moh, 2007) 등의 이유가 제시된다.

셋째, 본 연구에서는 다양한 형태의 기대형성에 대하여 실증분석하였다. 예를 들어 Leitmo & Soderstrom(2005)은 소위 추세편승형 기대에 대해 분석하지 않았고, 반면 김근영은 비추세 기대에 분석하지 않았다. 반면 본 연구에서는 두 가지 모두를 고려하는 다양한 시차분포 기대를 고려하였다.
논문의 구성은 다음과 같이 이루어져 있다. 제 II장에서는 새케인지안 확률동학 모형에 기반한 소규모 개방경제 모형을 설정한다. 특히, 환율에 가해지는 위험프리미엄 과정을 설정하고, 환율에 대한 기대가 적응적, 시차분포적, 균형회귀적인 형태로 비합리적으로 형성될 때 환율동학이 구체적으로 어떻게 변하는지를 모형화한다. 그리고 제 III장에서는 모형경제의 모수를 설정하는 캘리브레이션을 한 후, 가상적인 충격과정이 가해질 때 모형경제의 변동성을 측정하는 모의실험을 행하고, 추정결과를 해석한다. 마지막으로 제 IV장에서는 결론을 맺는다.

II, 모형

1. 모형경제의 기본구조

모형경제는 새케인지안 거시동학 모형을 기반으로 설정하였다. 독점적 경쟁구조와 가격경직성의 특성을 지닌 새케인지안 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 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$y_t = E_t y_{t+1} - \alpha_r (i_t - E_t \pi^d_{t+1}) + \alpha_q q_t + \alpha_{y^*} y^*_t + u^y_t \qquad (1)$$

여기서 y_t는 산출갭, i_t는 명목이자율, π^d_t는 국내 재화의 가격으로만 구성된 물가지수의 변화율, 즉 국내재 인플레이션(domestic inflation)율, q_t는 실질환율, y^*_t는 해외 산출갭, u_t는 수요충격을 각각 나타낸다. 그리고 수요충격(u^y_t)는 다음과 같은 AR(1)과정을 따른다고 가정한다.

$$u^y_t = \rho_y u^y_{t-1} + \epsilon^y_t \,, \qquad (2)$$

여기서 $0 \leq \rho_y \leq 1$이며 ϵ_t^y는 평균이 0이고 분산이 σ_y^2인 i.i.d 확률변수(random variable)이다.
위 식과 같은 형태의 새케인지안 IS곡선에 대해서는 여러 기존 연구(예, Gali & Monacelli; 2005, Faia & Monacelli; 2008) 에서 발견할 수 있다. 소비에 대한 최적화조건으로부터 오일러방정식을 도출하고, 자원제약식을 이용하여 산출(output)로 표현하면, 현재소비는 미래소비와 이자율간의 함수로 표현된다. 그리고 가격이 신축적인 경우 잠재적 산출(potential output)과의 차이를 구하면, 산출갭은 미래 산출갭에 대한 예상과 양(+)의 관계를 가지는 반면, 실질이자율과 자연 실질이자률(natural rate of real interest)과는 음(−)의 관계를 가지는 함수로 표현된다. 한편, 소규모 개방경제인 경우 자연 실질이자율은 실질환율과 해외소득의 함수이므로, 결국 식 (2)와 같이 산출갭은 미래 산출갭에 대한 예상, 실질이자율, 실질환율, 해외소득의 함수로 나타나게 된다.
한편, 필립스곡선은 아래와 같이 표현된다.

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

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

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

여기서 $0 \leq \rho_\pi < 1$이며 ϵ_t^π는 평균이 0이고 분산이 σ_π^2인 i.i.d 확률변수이다.
기업의 엇갈리는 가격책정(staggered price setting) 메가니즘에 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 이를 필립스곡선의 설명변수로 포함시켰다. 이러한 설정은 Fuhrer & Moore 류의 임금·가격설정 방식을 통하여 도출할 수 있다. 또한 Leitmo & Soderstrom(2005)도 유사한 필립스곡선을 이용한 바 있다.
한편, 소규모 개방경제에서 수입재 물가(p_t^m)는 다음과 같이 결정된다.

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

여기서 p_t^*는 해외물가수준, s_t는 명목환율, λ는 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(CPI inflation)은 아래와 같다.

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

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

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

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

$$y_t^* = \rho_{y^*}y_{t-1}^* + \epsilon_t^{y^*} , \qquad (8)$$

여기서 $0 \le \rho_{y^f} < 1$이며 $\epsilon_t^{y^*}$는 평균이 0이고 분산이 $\sigma_{y^*}^2$인 i.i.d 확률변수이다. 그리고 해외 이자율은 다음과 같은 테일러준칙을 따른다고 가정한다.

$$i_t^* = \psi_{\pi^*}\pi_t^* + \psi_{y^*}y_t^* \qquad (9)$$

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,

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \qquad (10)$$

2. 유위험 이자율평형조건

많은 새케인지안 개방경제모형에서는 환율과 이자율간의 관계를 유위험 이자율평형조건(Uncovered Interest Rate Parity)이 성립하는 것으로 취급한다. 그러나 앞서 살펴본 바와 같이 많은 실증분석 결과에 따르면 유위험 이자율평형조건이 만족하지 않는 것으로 나타난다. 이러한 유위험 이자율평형조건의 실패에 대해 환율 프리미엄의 시간에 따른(time-varying) 또는 지속적(persistent) 변화가 이유로 제시되고 있다. 또한 환율 기대의 비합리성(Non-rational expectation)도 또 다른 이유로 제시된다. 본 모형에서는 이러한 이유들로 인해 유위험 이자율평형조건이 성립하지 않는 경우 최적 통화정책이 어떻게 달라지는가를 알아보고자 한다. 이를 고려하기 위해 먼저 합리적 기대하의 유위험 이자율평형조건을 다음과 같이 설정한다.

$$E_t s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^* - u_t^s \qquad (11)$$

여기서 u_t^s는 위험 프리미엄이며 다음과 같은 AR(1)과정을 따른다고 한다.

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

여기서 $0 \leq \rho_{\pi^f} < 1$이며 ϵ_t^s는 평균이 0이고 분산이 σ_s^2인 i.i.d 확률변수이다.
환율 기대에 대한 메카니즘과 관련해서는 Frankel & Froot(1987)이 제시한 세 가지의 비합리적 기대를 고려한다. 즉, 적응적 기대(Adaptive Expectations), 시차분포 기대(distributed-lag expectations), 균형회귀 기대(Equilibrium Regressive Expectations)이다. 먼저 적응적 기대가 적용될 경우 유위험 이자율평형조건에 대해 알아보고자 한다. 경제주체들이 환율에 대해 적응적으로 기대할 경우, 환율에 대한 새로운 정보를 천천히 갱신하게 되므로 환율에 대한 기대는 다음과 같다.

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

여기서 η_A는 정보를 갱신하는 속도를 나타내며, $0 < \eta_A < 1$이다.
적응적 기대하의 무위험 이자율평형조건은 다음과 같이 표현된다. 즉,

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

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 (11)의 유위험 이자율평형조건에 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 기대하에서는 경제주체들은 현재기와 전기의 환율사이의 가중 평균(weighted average)로 다음기 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_D는 전기 환율에 대해 환율 기대의 반응정도를 나타낸다. 만약 η_D가 양(+)의 값을 가진다면, 경제주체들이 전기 환율의 방향과 반대 방향으로 환율이 움직일 것이라고 기대한다는 것을 의미한다. 반대로 η_D가 음(−)의 값을 가진다면, 경제주체들이 전기 환율의 방향과 같은 방향으로 환율이 움직일 것이라고 기대한다는 것을 의미한다. 김근영(2010)은 이를 추세편승형 기대(bandwagon expectations)라고 칭하였다.
이제 시차분포 기대하의 유위험 이자율평형조건은 식 (11)에 시차분포 기대하의 미래 환율에 대한 기대를 대입하면 다음과 같은 형태이다.

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

균형회귀 기대하에서는 명목환율이 균형환율 수준으로 수렴할 것으로 기대된다. 그리고 균형환율 수준에서는 구매력평가설(purchasing power parity)이

성립되므로, 균형 실질환율 $\bar{q}_t = 0$이고, 균형 명목환율은 다음과 같다.

$$\bar{s}_t = p_t - p_t^*. \tag{19}$$

그리고 균형회귀 기대하에서 미래 명목환율에 대한 기대는 균형 명목환율과 현재 명목환율의 가중평균으로 결정된다. 즉,

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

여기서 η_E는 균형회귀 기대하에서 균형환율을 반영하는 비율을 의미한다.
이제 균형회귀 기대하에서 유위험 이자율평형조건을 이용하여 명목환율을 정리하면 다음과 같다.

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

3. 중앙은행 최적 통화정책의 해법

앞 장에서 설정한 모형경제를 다음과 같은 상태공간형태(state-space form)로 나타낼 수 있다.

$$\begin{bmatrix} z_{1t+1} \\ E_t\, z_{2t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix} + B i_t + \begin{bmatrix} \epsilon_{t+1} \\ \mathbf{0}_{n_2 \times 1} \end{bmatrix} \tag{22}$$

여기서 모형내의 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_t를 미래예상변수 z_{2t}로 삼고 나머지 변수들은 선결변수, z_{1t}로 취급하였다.
한편 위의 식은 모형경제를 대변하는 식인 동시에 중앙은행의 손실최소화 문

제에서 제약조건으로 작용한다. 그리고 이자율 i_t는 도구변수(instrument variable)로서 역할하며 ϵ_t는 선결변수로서 모형에 포함된 외부충격의 교란항이다. 그리고 정책당국의 손실함수(loss function)는 다음과 같은 형태로 표현할 수 있다.

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

먼저 재량체제에서 최적 통화정책의 해법에 대해 알아보고자 한다. 재량체제에서 중앙은행은 매기 최적 통화정책을 선택할 수 있다. 반면 민간경제주체는 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 경제상태를 나타내는 식 (22)의 제약하에서 손실함수를 나타내는 식 (23)을 최소화하기 위해 이자율을 선택하는 문제로 귀착된다.

재량체제하에서 중앙은행의 도구변수인 이자율, i_t는 선결변수만의 함수로 나타난다. 그리고 미래예상변수도 선결변수만의 함수로 나타난다. 즉,

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

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

반면 공약체제하에서 중앙은행은 민간주체의 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.

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

이 때 이자율뿐만 아니라 선결변수와 미래예상변수에 대해서도 손실함수 최소

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

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

III. 모형의 추정

1. 캘리브레이션(calibration)

앞 장에서 설정한 모형경제에 대해 모의실험을 하기 위해 모형경제의 모수 값을 정하고자 한다. 모형경제에 쓰일 모수들의 값은 <표 1>에 제시되어 있다. 먼저, IS곡선에서 실질이자율에 대한 계수(α_r)은 기간간 대체율(rate of intertemporal substitution)을 의미하므로 DSGE모형에서 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.[3)]

환율전가율(λ)은 김용복·곽법준(2009)이 외환위기 이후 기간을 대상으로 조사한 수입가격전가율의 추정치, 0.871을 사용하였다. 그러나 환율전가율을 통하여 해외물가가 국내물가에 미치는 효과에 대한 영향이 크기 때문에 민감도 검사를 위해 다른 값들도 사용하였다.

중앙은행 손실함수에 쓰인 모수들은 다음과 같이 정했다. 할인율(β)은 분기모형에서 대부분 적용되는 0.99의 값을 주었고, 이자율변동에 대한 비중($\omega_{\Delta i}$)은 기존의 다른 연구를 따라 0.25의 값을 주었다.[4)] 또한 산출갭에 대한 비중(ω_y)에 대해서는 1의 값을 기준 값으로 주었다. 그러나 인플레이션과 산출갭에 대한 중앙은행의 선호에서의 비중에 따라 최적통화정책의 효과가 어떻게 달라지는가를 모의실험할 때는 그 값을 다양하게 다르게 주었다.

해외경제의 이자율정책을 대변하는 해외 테일러준칙과 관련된 계수는 다음과

3) 실질환율에 대한 수출의 탄력성 값은 김용복·곽법준(2009)이 추정한 0.451의 값을 이용하였다.
4) 예를 들어, Leitmo & Soderstrom, 등이 있다.

같이 정하였다. 인플레이션에 대한 반응계수(ψ_{π^*})는 1.5의 값을 산출갭에 대한 반응계수(ψ_{y^*})는 0.5의 값을 주었다. 이들 값들은 미국의 테일러준칙을 설명할 때 자주 사용되는 값들이다.[5)]

나머지 모수 값들은 한국은행의 New BOK-DSGE모형에 사용된 추정치를 사용하였다.[6)] 다만, BOK-DSGE모형은 모형에 사용된 충격이 17개에 달하는데 비해 본 모형은 5개에 불과하여, 모형전체의 변동성이 작다. 그래서 본 모형의 변동성이 과거(2001년 1사분기부터 2013년 4사분기) 우리나라 산출갭의 변동성과 비슷하도록 BOK-DSGE모형에 사용되었던 표준편차를 일정하게 조정하였다.

5) Krugman & Wells(2012) Ch.15 참조.

6) 2007년 BOK-DSGE모형을 최근 재정비하면서 2001년 1사분기부터 2013년 4사분기 동안을 자료를 이용하여 Bayesian 추정방법을 이용하여 새케인지안류의 확률적 동학모형의 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 해외수요 관련 계수	0.376
β_π	필립스곡선 미래 인플레이션 기대 관련 계수	0.5
β_y	필립스곡선 기울기	0.086
λ	환율전가율	0.871
β	중앙은행 손실함수 할인율	0.99
ω_y	중앙은행 손실함수 산출갭 비중	1
$\omega_{\Delta i}$	중앙은행 손실함수 이자율변동 비중	0.25
ψ_{π^*}	해외 테일러준칙 인플레이션 반응계수	1.5
ψ_{y^*}	해외 테일러준칙 산출갭 반응계수	0.5
ρ_s	위험프리미엄충격 AR(1) 계수	0.896
ρ_y	수요충격 AR(1) 계수	0.768
ρ_π	비용충격 AR(1) 계수	0.351
ρ_{y^*}	해외 수요충격 AR(1) 계수	0.914
ρ_{π^*}	해외 인플레이션충격 AR(1) 계수	0.613
σ_s^2	위험프리미엄충격 교란항 분산	3.745
σ_y^2	수요충격 교란항 분산	1.086
σ_π^2	비용충격 교란항 분산	0.199
$\sigma_{y^*}^2$	해외 수요충격 교란항 분산	0.068
$\sigma_{\pi^*}^2$	해외 인플레이션충격 교란항 분산	0.554

2. 모의실험

본 절에서는 앞에서 설정한 모형경제에 가상적인 충격이 가해지는 경우 모형경제의 변동성이 어떻게 달라지는가에 대해 모의실험한다. 모형경제에 가해지는 외부충격은 다섯가지이다. 위험프리미엄, 수요, 비용, 해외수요 및 해외 인플레이션 충격이다. 이러한 충격들이 가해질 때 중앙은행은 식 (22)와 같은 경제구조의 제약하에서 식 (23)의 손실함수를 최소화하는 최적 통화정책을 모색하게 된다.

2.1 위험 프리미엄 지속성에 대한 모의실험

모의실험 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 각 칸에는 주요 거시경제 변수들의 변동성이 표준편차로 기록되어 있다. <표 1>의 모수 값들을 이용한 벤치마크 모의실험 결과는 표의 다섯 번 째 칸에 제시되어 있다. 다른 칸의 값들은 위험프리미엄 충격의 지속성(ρ_s)의 벤치마크 값인 0.896이 아닌 경우이다. 즉, 위험프리미엄의 지속성으로 인해 유위험 이자율평형조건이 성립하지 않는 경우 모형경제의 변동성이 어떻게 달라지는가를 분석할 수 있다. 또한 본 연구에서는 최적 통화정책의 해법에 대해 재량체제와 공약체제의 두 가지 경우를 고려하였고, 그 결과도 표에 같이 제시되어 있다. 또한 표에 기록된 loss는 손실함수의 값을 나타내며, $\mathcal{L}_0 = Var(\pi_t) + \omega_y Var(y) + \omega_{\Delta i} Var(\Delta i)$ 를 계산한 값이다.

모의실험 결과를 통하여 얻을 수 있는 사실은 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 재량체제에 비해 공약체제하에서 경제의 변동성이 낮다는 사실이다. 이는 기존의 이론적, 실증적 연구에서도 밝혀졌듯이 공약체제하에서는 중앙은행의 통화정책이 민간의 기대에 영향을 끼쳐 통화정책의 효과가 재량체제에 비해 우월하다.[7] 이러한 사실을 본 모형에서도 다시 한 번 확인할 수 있다.

둘째, 위험프리미엄 충격의 지속성이 강해질수록 모형경제의 변동성이 증가하며, 공약체제가 변동성을 감소시키는데 재량체제보다 우월한 정도가 더 높아진다. 위험프리미엄 충격의 AR(1)지수가 0.1에서 0.99로 높아질수록 모형경제의 변동성이 재량체제와 공약체제 모두 증가한다. 특히 위험프리미엄 AR(1)지수가 0.99인 경우 위험프리미엄 충격이 비정상적(non-statationary) 과정에 근

7) 대표적인 연구로 Clardia, Gali & Gertler(1999)을 들 수 있다.

접하게 되면 모형의 변동성이 기하급수적으로 증가함을 알 수 있다. 그리고 Leitmo & Soderstrom(2005)이 미국경제에 대해 위험프리미엄 AR(1)계수로 0.3을 사용했고, 본 연구에서는 우리나라에 대해 0.896을 사용했으므로 두 경우를 비교해보는 것이 현실 경제에 주는 시사점이 다음과 같다. 두 가지 경우를 비교했을 때 우리나라 경제는 환율에 가해지는 위험프리미엄의 지속성이 강하기 때문에 환율 변동을 통하여 경제전반에 변동성을 파급하는 영향이 훨씬 클 수 있다는 점을 인식해야 할 것이다.

<표 2> 모형경제의 변동성(ρ_S의 변화에 따른)

재량체제					
	ρ_s				
	0.0	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
Loss	12.806	14.872	26.073	181.327	2835.1
공약체제					
	ρ_s				
	0.0	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
Loss	3.893	4.560	6.814	19.587	38.601

2.2 기대형성에 대한 모의실험

다음으로는 유위험 이자율평형조건이 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, 균형회귀 기대에 따른 모형경제의 변동성이 차례로 기록되어 있다. 합리적 기대인 경우에는 벤치마크 모수 값들이 적용되었고, 여타 기대에 대해서는 기대를 반영하는 계수 값을 달리하는 경우에 대해서 결과가 제시되어 있다.

기대형성의 차이에 따른 모의실험 결과에 대해 정리하면 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 기대형성의 차이와 관계없이 재량체제하의 변동성에 비해 공약체제하의 변동성이 낮다. 예를 들어, 산출갭과 인플레이션의 표준편차를 동시에 비교해보거나, 중앙은행의 손실을 비교해보면 동일한 기대체제하에서 공약체제의 표준편차나 손실이 재량체제에 비해 작다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 앞서 <표 2>에서 위험프리미엄의 지속성에 따른 모의실험 결과에서 발견했던 사실과 동일하다. 공약체제는 민간 경제주체의 기대에 영향을 미침으로서 경제의 변동성을 축소시키는 효과를 발휘한다는 사실을 다시 한 번 확인시켜준다.

둘째, 기대형성에 따라 환율의 변동성이 변하며, 이에 따라 모형경제 전체의 변동성도 크게 좌우되었다. 즉, 환율의 변동성을 감소시키는 기대는 경제전반의 변동성도 감소시키는 역할을 하였다. 예를 들어, 적응적 기대의 경우 미래 명목환율을 기대할 때 전기 기대했던 명목환율을 반영하는 비율은 식 (13)에서 η_A의 값으로 나타난다. 이 값이 높아질수록 미래 명목환율을 예측할 때 현재 명목환율을 작게 반영한다는 것을 의미하며, 이에 따라 명목환율의 변동성과 실질환율의 변동성도 감소한다.[8] 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 경제전반의 변동성을 낮추는 영향을 보이고 있다. 전기 환율에 대해 반영하는 정도는 식 (17)의 η_D의 값으로 측정할 수 있다. 벤치마크 값은 0.1의 값을 주었고, 이는 Leitmo & Soderstrom(2005)과 동일한 수치이다. 이 경우는 현재기 명목환율이 전기보다 상승(하락)하면 미래 명목환율은 반대로 하락(상

8) 이러한 결과는 통화정책이 재량체제인지 공약체제인지에 관계없이 동일하다.

승)할 것이라는 비추세적 기대를 의미한다. 이에 비해 η_D가 음(−)의 값을 가지는 경우는 김근영(2010)과 마찬가지로, 현재기 명목환율이 전기보다 상승(하락)하면 미래 명목환율도 상승(하락)할 것이라는 추세적 기대를 의미한다.[9] 따라서 비추세적 기대에 비해 추세적 기대의 경우 명목환율의 변동성이 증가한다.[10] 이러한 결과는 <표 3>의 여섯~여덟째 칸에서 발견할 수 있으며, 비추세적 기대일수록 실질환율의 변동성도 증가하고, 경제전반의 변동성도 증가한다는 사실을 확인하였다.

9) 김근영( )은 이를 추세편승형 기대(bandwagon expectation)이라고 칭하였다.
10) 공약체제의 경우 η_D=−0.03일 때 명목환율의 표준편차(5.177)가 η_D=0.1일 때 명목환율의 표준편차(5.276)보다 약간 낮은 경우도 있다.

<표 3> 환율기대에 따른 모형경제의 변동성

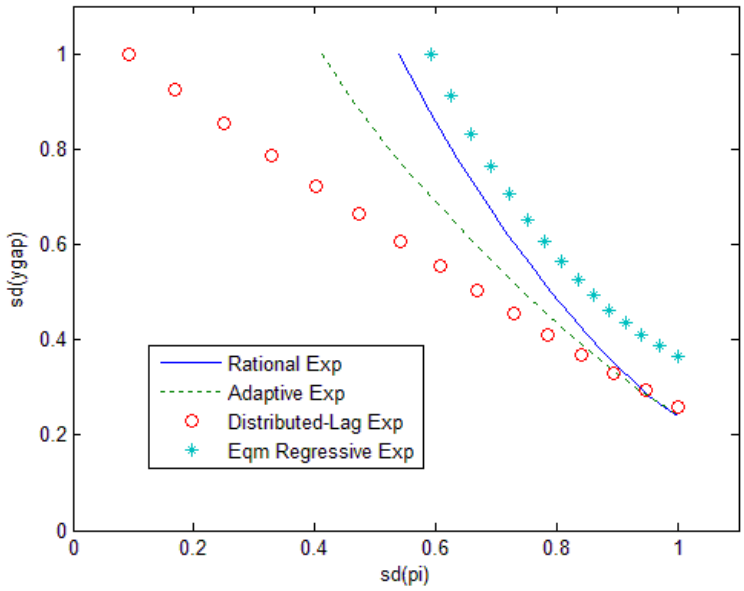
재량체제	합리적기대	적응적기대			시차분포기대			균형회귀기대		
		η_A=0.1	0.5	0.9	η_D=0.1	-0.01	-0.03	η_E=0.1	0.5	0.9
y	1.225	4.004	1.818	1.015	4.055	5.023	5.026	2.727	1.073	1.008
π	3.998	3.890	2.540	1.648	3.892	3.914	3.828	3.733	2.079	1.521
π^d	1.838	3.781	2.669	1.421	3.794	4.235	4.260	2.552	1.192	1.057
Δs	6.469	7.122	3.434	2.161	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
Loss	181.327	328.529	231.328	94.349	331.060	345.730	346.790	180.820	49.161	33.629

공약체제	합리적기대	적응적기대			시차분포기대			균형회귀기대		
		η_A=0.1	0.5	0.9	η_D=0.1	-0.01	-0.03	η_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
Loss	19.587	30.363	11.356	4.482	30.676	39.478	41.185	23.061	6.538	3.994

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

2.3 손실함수의 산출갭 비중에 대한 모의실험

이제는 중앙은행의 최적 통화정책을 시행할 때, 산출갭과 인플레이션에 대한 중요도를 달리하게 되면 모형경제의 변동성이 어떻게 달라지는가에 대해 살펴보고자 한다. 중앙은행이 산출갭과 인플레이션에 대한 중요도를 달리하는 정도는 손실함수에서 산출갭과 인플레이션의 변동성(분산)에 대한 비중을 나타내는 ω_π와 ω_y값으로 나타낼 수 있다. 벤치마크 값은 두 모수 모두 1의 값이 주어졌다. 이제 두 비중의 값의 합은 2로 동일하게 유지하면서 그 비율을 달리하는 모의실험을 하였다.



<그림 1> 효율적 변경곡선

모의실험 결과는 <그림 1>에 제시되어 있다. 그림에는 손실함수의 산출갭−인플레이션 비중의 값을 달리할 때 효율적 변경(efficient frontier)이 그려져 있다.[11], [12]

그림에서 도출할 수 있는 함의는 다음과 같다. 손실함수의 산출갭−인플레이션 간 비중을 달리할 때, 횡축의 인플레이션 변동성과 종축의 산출갭의 변동성간 변화비율을 비교해 보면, 합리적 기대의 경우가 기울기의 절대값이 가장 크다. 균형회귀 기대는 합리적 기대의 경우와 기울기가 그다지 차이나지 않지만, 적응적 기대와 시차분포 기대와는 기울기 차이가 더 난다.

즉, 손실함수에서 산출갭에 대한 중요도를 늘여서 산출갭의 변동성을 감소시키는 효과를 얻을 때 지불해야하는 인플레이션의 변동성이 합리적 기대의 경우 다른 기대의 경우보다 작다는 것을 의미한다. 대신 적응적 기대나 시차분포 기대의 경우는 중앙은행이 산출갭의 변동성 축소를 중요시 할수록 산출갭 변동성을 감소시킬 수 있지만, 그 대신 인플레이션 변동성 증가를 더 많이 초래한다는 사실이다.

이러한 결과는 김근영(2010)이 발견했던 것과는 차이가 난다. 김근영은 테일러준칙에 따라 중앙은행이 최적 통화정책을 수행하는 경우를 분석한 바 있다. 적응적 기대나 추세편승형 기대에 따라 시장참여자들이 환율을 예상하는 경우, 중앙은행은 산출갭에 대한 대응을 강화하는 것이 바람직한 정책이라고 주장하였다.

이러한 상반된 결과가 나온 데는 두 연구에서 다룬 최적 통화정책의 차이에 일부 기인할 수도 있다. 김근영은 최적 테일러준칙을 분석한데 비해 본 연구는 재량체제와 공약체제의 최적통화정책을 분석하였다. 그러나 상반된 결과가 도출된데 대해서는 추가적인 분석을 통하여 규명하는 작업이 요구된다. 따라서 환율에 대한 기대에 따라 중앙은행의 통화정책이 산출갭에 대한 대응을 강화하는 것이 바람직한가에 대해서는 일률적인 판단을 내리기 힘들다고 사료된다.

---

11) 본 모형에서 중앙은행 손실함수에는 산출갭, 인플레이션 뿐만 아니라 이자율 변동도 목적 변수로 포함되어 있다. 그런데 효율적 변경은 산출갭과 인플레이션의 변동성만을 나타낼 수 밖에 없기 때문에 각기 다른 기대형성하의 통화정책의 최적화 정도를 단순비교하면 안되는 문제가 있다. 그래서 위의 효율적 변경은 각 기대형성하에서 구한 산출갭과 인플레이션의 변동성을 표준화(normalization)하여 보여주고 있다. 본 모의실험에서는 중앙은행이 산출갭과 인플레이션의 비중을 달리할 때, 산출갭과 인플레이션간의 일종의 희생비율을 비교하자는데 목적이 있다.

12) 적응적 기대는 반영계수, η_A=0.5, 시차분포 기대는 반영계수, η_D=−0.03, 균형회귀 기대는 반영계수, η_E=0.5의 값을 기준으로 모의실험한 결과이다.

IV. 결론

본 연구는 유위험 이자율평형조건이 성립하지 않을 경우 중앙은행의 최적 통화정책의 효과가 어떻게 달라지는가에 대하여 분석하였다. 유위험 이자율평형조건에 대한 기존 연구에 따르면 위험프리미엄 충격이 지속적이거나, 또는 미래 환율에 대한 기대가 합리적이지 않을 때 유위험 이자율평형조건이 성립하지 않는 것으로 판명되었다. 따라서 본 연구에서는 새케인지안 확률적 동학에 기반한 소규모개방경제 모형을 설정하고, 모형경제에 대한 모의실험을 통하여 앞서 언급한 조건들이 모형경제에 적용되면 경제의 변동성이 어떻게 달라지는가를 통하여 최적 통화정책의 효과를 실증분석하였다.

모의실험 결과에 따른 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 재량체제에 비해 공약체제하에서 경제의 변동성이 낮다는 사실이다. 이러한 사실은 위험프리미엄의 지속성과 관계없이 성립하였다. 또한 환율에 대한 기대가 합리적이거나 비합리적이거나 관계없이 성립하였다. 이는 기존 연구에서도 밝혀졌듯이 공약체제하에서는 중앙은행의 통화정책이 민간의 기대에 영향을 끼쳐 통화정책의 효과가 재량체제에 비해 우월하다는 사실을 다시 한 번 입증하였다고 볼 수 있다.

둘째, 위험프리미엄 충격의 지속성이 강해질수록 모형경제의 변동성이 증가하며, 공약체제가 변동성을 감소시키는데 재량체제보다 우월한 정도가 더 높아진다. 우리나라처럼 환율에 가해지는 위험프리미엄의 지속성이 강한 경제일수록 환율 변동을 통하여 경제전반에 변동성을 파급하는 영향이 훨씬 클 수 있다는 점을 감안하여 중앙은행 통화정책의 신뢰성을 높이는 것이 통화정책의 유효성을 높일 수 있다는 사실을 확인할 수 있다.

셋째, 기대형성에 따라 환율의 변동성이 변하며, 이에 따라 모형경제 전체의 변동성도 크게 좌우된다. 즉, 환율의 변동성을 감소시키는 기대는 경제전반의 변동성도 감소시키는 역할을 하였다. 예를 들어, 적응적 기대의 경우 미래 명목환율을 기대할 때 전기 기대했던 명목환율을 반영하는 비율이 높아질수록 명목환율 및 실질환율의 변동성이 감소하고, 경제전반의 변동성도 감소하였다. 한편, 시차분포 기대의 경우도 미래 명목환율을 예측할 때 전기 환율에 대해 반영하는 정도가 높아질수록 대체로 명목환율 및 실질환율의 변동성이 낮아지고, 경제전반의 변동성을 낮추는 경향을 보인다.

그리고 균형회귀 기대의 경우도 명목환율의 변동성을 감소시키는 방향으로 기대가 작용할 때, 경제전반의 변동성도 감소한다는 사실을 발견하였다.

넷째, 중앙은행이 산출갭에 변동성에 대한 중요도를 높여서 산출갭의 변동성을 감소시키는 대신 인플레이션의 변동성을 높이게 비용을 비교해보면, 환율에 대한 합리적 기대보다는 비합리적 기대의 경우가 더 높게 나왔다. 이러한 결과는 김근영(2010)의 결과가 차이가 나며, 그 원인에 대해서는 추가연구를 통해 규명할 필요가 있다고 사료된다.

참고문헌

김근영, (2010), "환율동학에 대한 기대와 통화정책의 유효성," 한국은행 금융경제연구원, 금융경제연구 제436호,

김용복·곽법준, (2009), "환율변동이 실물경제에 미치는 영향 - 수출, 수입 및 투자부문을 중심으로," 한국은행 금융경제연구원, 금융경제연구 Working Paper 제 378호

한국은행, 경제전망 및 정책분석을 위한 New BOK-DSGE모형 구축 결과, 한국은행, 2014.

Ball, L., (1999), Policy rules for open economies. In: Taylor, J.B. (Ed.), Monetary Policy Rules. The University of Chicago Press, Chicago, pp. 127-156.

Backus, D.K., A.W. Gregory, and C.I. Telmer, "Accounting for Forward Rates in Markets for Foreign Currency," *Journal of Finance*, 48(5), 1887-1908.

Clarida, R., J. Gali and M. Gertler, (1999) "The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective," *Journal of Eocnomic Literature*, Vol. 37, pp. 1661-1707.

Faia, E., and T. Monacelli, (2008), "Optimal Monetary Policy in a Small Open Economy with Home Bias," Journal of Money, Credit and Banking, 40(4), 721-750.

Frankel, J.A. and Froot, K.A. (1987), "Using survey data to test standard propositions regarding exchange rate expectations," *American Economic Review* 77(1): 133-153.

Froot, K.A., and J.A.Frankel, (1989), "Forward Discount Bias: Is It and Exchange Risk Premium?" *Quarterly Journal of Economics*, 104(1), 139-161.

Gali, J., and T. Monacelli, (2005), "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy," *Review of Economic Studies*, *72*, 707-734.

Krugman, P., and R. Wells, (2012), Macroeconomics, 2nd ed. Worth Publishers.

Leitemo, K., Soderstrom, U., (2005), "Simple monetary policy rules and exchange rate uncertainty," *Journal of International Money and Finance* 24, 481-507.

Mccallum, B., (1994), "A reconsideration of the uncovered interest parity relationship," *Journal Of Monetary Economics,* 33(1).

Svensson, L., (2000), "Open-Economy Inflation Targeting," *Journal of International Economics* 50(1), 155-184.