



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사학위논문

금융실효환율과 글로벌 금융위기  
이후 한국의 통화정책 반응함수의  
변화

2020년 2월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

조철훈

## 국 문 초 록

본 논문은 환율 변동이 한국은행의 기준금리 결정에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 세계 경제의 글로벌화가 진행됨에 따라 금융부문의 연계도 급속하게 증가하였다. 이에 따라 환율이 무역 환경을 변화시켜 경제에 영향을 주는 경로만이 아니라 대외 자산과 부채의 가치에 영향을 미쳐 경제에 영향을 주는 경로의 중요성도 커졌다. 이에 본 논문에서는 기존에 사용된 원/달러환율, 무역실효환율만이 아니라 최근에 월별 자료로 구축된 금융실효환율을 처음으로 사용하여 우리나라의 통화정책 반응함수를 추정하였다. 본 논문의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째로, 통상적인 테일러를 형태에 환율을 포함해 추정한 결과, 기준금리는 인플레이션 압력, 총생산 갭, 환율에 모두 유의하게 반응하는 것으로 나왔다. 둘째로, 여러 환율 중 금융실효환율의 변화에 가장 민감하게 반응하는 것으로 추정되었다. 셋째로, 미국의 정책금리인 연방기금금리와 불확실성을 통제해서 추정할 경우 환율의 유의성이 사라지는 것으로 추정되었다. 이는 한국은행이 환율에 직접적으로 반응한 것이 아니라 불확실성과 미국연방기금금리에 대해 반응한 것으로 보인다. 넷째로, 금융위기 이후에는 불확실성과 미국기준금리를 통제해도 환율은 유의미한 변수로 추정되었다. 이는 금융위기 이후에는 한국은행이 기준금리 결정에 환율의 변동을 직접적으로 참고했다는 것을 시사한다. 다섯째로 금융위기 이후에 한국은행의 기준금리가 무역실효환율과 금융실효환율에 서로 다른 방향으로 반응한 것으로 추정되었다.

주요어: 통화정책, 테일러 룰, 환율, 금융실효환율, 무역실효환율, 글로벌 불확실성, 글로벌 금융위기

학번: 2016-20170

## 목 차

제 I 장 서론 .....	1
제 II 장 데이터 및 환율지수 설명 .....	4
제 III 장 분석방법론 .....	12
제 IV 장 분석 결과 .....	15
제 V 장 강건성 검토 .....	26
제 VI 장 결론 .....	27
참고문헌 .....	30
부록 1: 모형의 선택 .....	33
영문초록 .....	34

## 표 목 차

<표 1> 환율지수 무역가중치 .....	7
<표 2> 대외투자 통화별 비중 .....	11
<표 3> 외국인투자 통화별 비중 .....	11
<표 4> OLS 추정결과 .....	16
<표 5> Shadowrate과 VIX지수를 추가한 결과 .....	19
<표 6> “불확실성” 및 “환율” 언급 빈도수 및 전체 분량 당 빈도수 .....	22
<표 7> 금융위기 이후 기간 (2008.10-2014.10)에 대한 추정 .....	23
<표 8> OLS와 GMM 추정결과 비교 .....	27
<부록 표> 모형의 선택 .....	33

## 그림 목 차

<그림 1> 콜금리와 기준금리 .....	5
<그림 2> 기준금리와 Shadowrate .....	6
<그림 3> Shadowrate과 연방기금금리 .....	6
<그림 4> BIS Broad 환율과 금융실효환율 .....	10
<그림 5> 금융실효환율과 VIX지수 .....	21
<그림 6> 달러, 위안화, 엔화 환율 .....	25

## I. 서론

우리나라와 같은 소규모 개방경제 국가에서 환율 변동의 영향은 그 중요성이 매우 높다. 환율의 변동은 수출과 수입을 변화시켜 무역수지 변화를 통해 경제에 영향을 줄 수 있다. 또한, 최근에는 대외금융자산과 대외금융부채에 영향을 미쳐 경제에 영향을 주는 경로의 중요성도 커졌다. 한편, 환율은 사람들의 경제 예측에 대한 정보도 담고 있다. 예를 들어, 세계 경제의 불확실성이 증가할 것으로 예상되면, 해외투자자들은 우리나라에 투자한 자본을 회수하는 경향이 있다. 이렇듯, 한국은행이 기준금리를 결정할 때, 환율의 움직임을 무시하는 것은 어려우며 현실적으로도 그렇지 않은 것으로 보인다.

글로벌 금융위기는 세계 경제에 막대한 영향을 주었다. 금융시장이 대혼란에 빠지고 오랜 기간 동안 세계 경제가 침체에 빠질 정도의 영향을 줄 수 있는 위기였지만, 미국 정부와 연방준비은행의 적극적인 대처로 위기를 잘 극복한 것으로 평가된다. 이렇게 세계 경제가 위기를 극복하는 과정에서 세계 경제의 구조가 바뀌었다는 지적이 있다.<sup>1)</sup> 우리나라의 경우도 글로벌 금융위기 이후에 중앙은행의 행태 변화가 있는 것으로 보인다. 그 증거로 한국은행에 의사록에 나타난 변화를 언급할 수 있다. 금융위기 이후, 한국은행 의사록에 대외 불확실성과 관련된 언급이 확연히 증가하였다. 또한, 금융위기 이전에는 금융통화위원회 의결사항에 환율에 대한 언급이 거의 없었지만, 금융위기 이후로는 매번 환율에 대해 언급하는 것을 확인할 수 있다. 이렇듯, 금융위기는 세계 경제뿐만 아니라 우리 경제에도 구조적 변화를 몰고 왔으며, 한국은행의 기준금리 결정 방

---

1) El-Erian, Mohamed(2010), Navigating the New Normal in Industrial Countries, 15 December 2010. pp 12-20

식에도 영향을 미친 것으로 보인다.

이러한 배경을 고려하여, 본 논문에서는 두 가지 질문에 대한 답을 하고자 한다. 첫 번째는, 한국은행의 기준금리 결정이 환율의 변동에 반응하는지에 대해 알아보고 두 번째는, 글로벌 금융위기 이후로 기준금리가 환율에 반응하는 방식이 달라졌는지 여부이다.

먼저, 첫 번째 질문에 대한 답을 얻기 위해, 선행연구의 방법을 따라서 통상적인 테일러 룰(Taylor Rule)의 확장된 형태로 환율을 포함한 통화정책 반응함수를 추정하였다. 우리나라는 개방도가 높고 경제와 여러 국가와 무역을 하고 있다. 또한, 자산과 부채도 다양한 통화로 구성되어 있어 양자 간 환율보다는 실효환율을 사용하는 것이 적절하다. 이에 따라 국제결제은행에서 발표한 BIS실효환율지수와 최근에 김소영, 이윤석, 민경희(2016)에서 구축한 금융실효환율지수를 사용하였다. 또한, BIS실효환율지수, 금융실효환율지수 뿐만 아니라 원/달러, 원/위안, 원/엔 환율도 사용하였다. 다음으로 환율뿐만 아니라 불확실성지수(VIX지수)와 미국 연방기금금리를 대신하는 Shadowrate을 변수에 포함하여 통화정책 반응함수를 추정하였다. 두 번째 질문에 답하기 위해, 한국은행 통화신용정책 보고서와 금융통화위원회 의결사항에서 관련 증거를 수집하였다. 그리고 금융위기 이후 기간에 대해서 앞선 방법과 동일하게 통화정책 반응함수를 추정하였다.

환율을 포함한 통화정책 반응함수를 추정한 선행논문으로 Eichengreen(2004)는 우리나라 통화정책에서 환율의 역할을 강조하였다. 신관호(2006)에서는 외환위기 이후 2005년까지의 기간에서 비록 유의성은 약하나 실질환율의 변동이 기준금리 결정에 영향을 주는 것으로 추정되었다. 박원암(2010)에서는 1999년부터 2009년까지의 기간에서 마찬가지로 실질환율의 변동이 기준금리 결정에 영향을 주는 것으로 추정되었

다. 광노선, 김원혁(2016)에서도 실질환율의 변동에 한국은행 기준금리가 반응하는 것으로 추정되었으며, 이러한 경향이 금융위기 이후에 더 커진 것으로 추정되었다. 통화정책 추정에 관한 방법론은 Clarida, Gali, Gertler(1998), 광노선, 김원혁(2016)에서 사용했던 모형과 GMM추정 방법을 참고하였으며, Coibion et al.(2011), Orphanides, Athanasios (2004)에서는 통상최소제곱법(OLS)으로 테일러 룰을 추정한 방법을 참고하였다. 결과 분석에서 통상최소제곱법(OLS)을 사용한 이유는 Carlos et al. (2018)에서 언급이 있었듯이, 통화정책 충격과 x변수(인플레이션, 산출량 갭, 환율지수)의 상관관계가 크지 않다면 통화정책의 내생성의 크기는 작을 수 있고 이럴 경우에는 GMM으로 추정하는 것보다 OLS로 추정하는 것이 더 효율적인 추정이 될 수 있다는 결과 때문이다.

본 논문의 선행연구와 다르게 기여한 점은 다음과 같다. 첫째로, 본 논문에서는 처음으로 금융실효환율지수를 통화정책 반응함수 추정에 사용하였다. 금융실효환율지수의 변동은 기존 분석에 자주 사용되던 무역실효환율, 원/달러 환율의 변동과는 다른 의미가 있다. 둘째로, 한국은행의 기준금리 결정 방식 및 행태 변화에 대한 발견을 하였다. 한국은행의 기준금리 결정에는 인플레이션, 산출량 갭, 불확실성, 미국연방기금금리가 영향을 미치고 금융위기 이후에는 환율에도 직접적으로 반응하는 것으로 나타났다. 마지막으로 실증적 증거와 서술적 증거(narrative evidence)를 동시에 활용하여 이를 뒷받침하였다. 서술적 증거로는 한국은행 통화신용정책보고서와 금융통화위원회 의사록을 이용하였다.

제II장에서는 데이터 및 환율지수에 관해서 설명하고 제III장에서는 분석방법론에 대해 설명한다. 제VI장에서는 분석 결과를 언급하고 제V장에서는 GMM추정으로 강건성 검토를 한다. 제VI장에서는 결론을 제시한다.



## II. 데이터 및 환율지수 설명

### 1. 데이터

본 연구의 분석기간은 금융실효환율지수가 구축된 2002년 11월부터 2014년 11월까지의 월별 자료를 사용하였다. 통화정책의 정책변수로는 콜금리를 사용하였다. 한국은행 금융통화위원회에서 사용하는 정책금리는 1998년 10월부터 2008년 2월까지의 콜금리이고 2008년 3월부터 현재까지는 7일물 RP금리를 기준금리로 사용하고 있다. 그러므로 본 논문의 분석기간 정책금리가 콜금리와 7일물 RP(환매조건부증권)금리 두 가지로 통일되지 않는 문제가 있다. 그러나 <그림 1>에서 보는 것처럼 콜금리와 기준금리(7일물 RP금리)의 차이는 매우 작고 이러한 차이는 분석에 큰 영향을 주지 않을 것이므로 본 논문에서는 콜금리를 정책변수로 통일해서 사용하였다. 인플레이션은 한국은행의 소비자 물가 지수의 연도별 변화율을 구하여 사용하였다. 미래 인플레이션은 기댓값 대신에 1년 뒤의 실제 값을 사용하였다.<sup>2)</sup> 총생산값을 추정하기 위해 통계청에서 발표되는 월별 자료인 산업생산지수(Industrial production Index)을 사용하였다. 산업생산지수에 Hodrick-Prescott filtering을 적용하여 추세를 구한 후, 산업생산지수에서 이 값을 차분함으로써 총생산값을 계산하였다. 콜금리의 환율에 대한 반응을 구하기 위해 사용되는 환율지수로는 BIS(Bank for International Settlements, 국제결제은행)환율지수와 금융실효환율지수를 사용하였다. 또한, 원/달러, 원/엔, 원/위안 환율도 사용하였다. 사용한 환율에 대한 자세한 설명은 다음 절에서 비교적 자세히

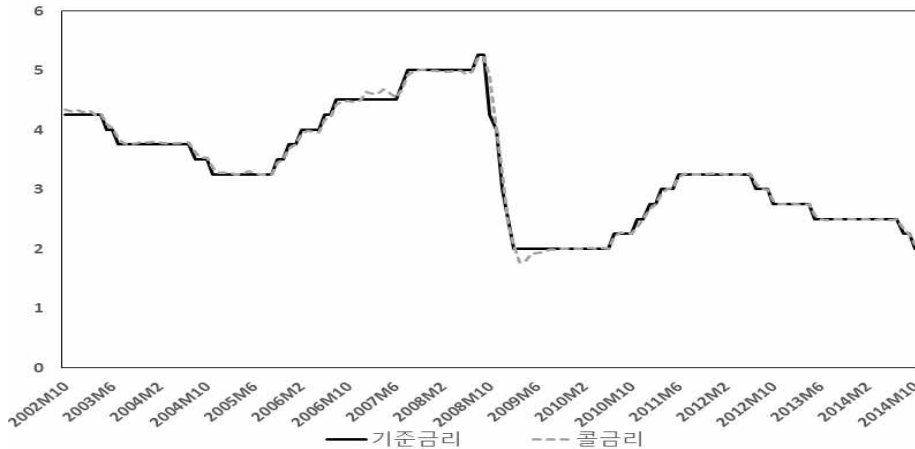
---

2) 이 경우 미래 인플레이션에 대한 오차는  $\epsilon_t$ 에 포함된다. 자세한 설명은 clarida et al(1998)을 참고

다루었다.

<그림 1> 한국의 콜금리와 기준금리 추이

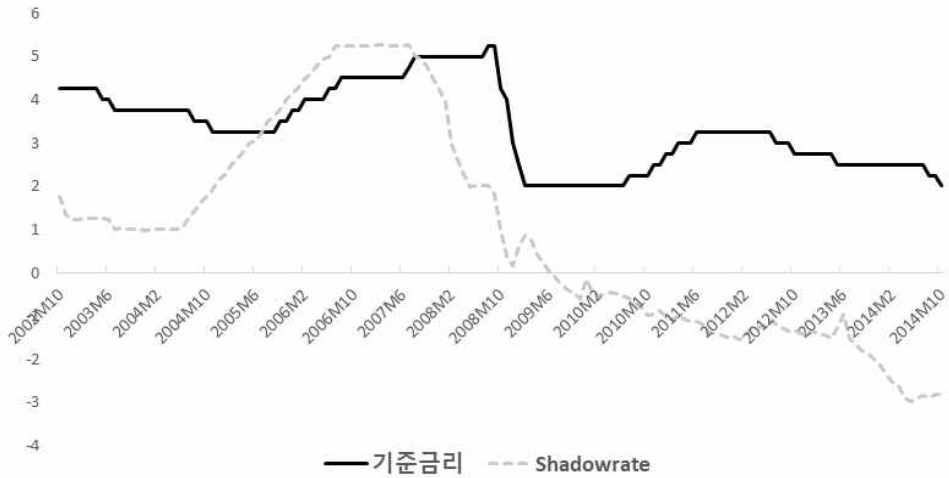
(단위: %)



한편, 우리나라의 경우 미국 금리와 경제 상황에 대한 영향을 많이 받는다고 보는 것이 현실적이다. <그림 2>에서 보듯이 우리나라 금리와 미국 금리가 비슷하게 움직이는 것을 볼 수 있다. 이에 미국 연방 기금 금리를 반영하기 위하여 Wu and Xia(2016)가 구축한 Shadow Federal Funds Rate을 사용하였다. 미국 연방 기금 금리 대신에 Shadow Federal Funds Rate을 사용한 이유는 미국 금리가 2008년 12월 0~0.25%로 유지된 이후로, 미국은 연방기금금리 대신에 대규모 자산 매입 등을 통한 양적완화 정책을 사용하였다. 양적완화와 같은 비전통적 통화정책의 효과를 반영하기 위하여 Wu and Xia(2016)는 shadowrate을 도출하였고 이를 정책분석에 이용할 수 있음을 보였다. <그림 3>에서 확인할 수 있듯이 연방기금금리가 0%에 머문 이후에도 shadowrate은 계속 하락하는 것을 볼 수 있다.

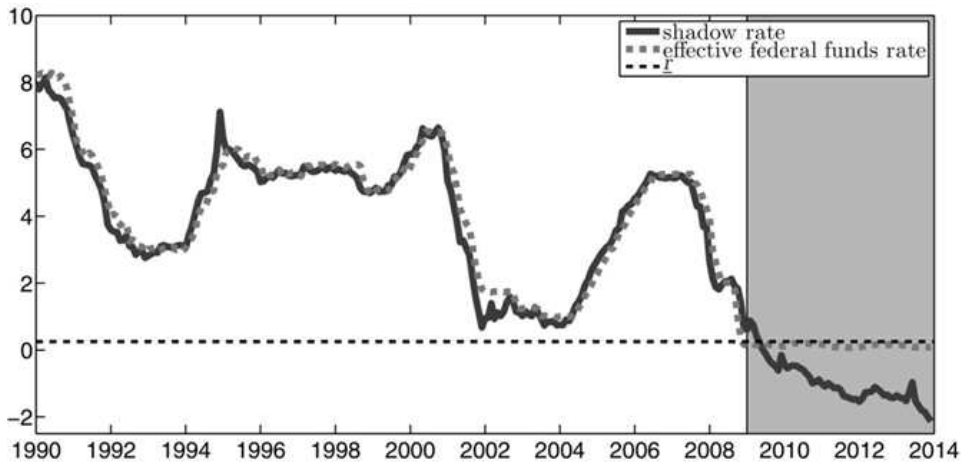
<그림 2> 기준금리와 shadowrate 추이

(단위: %)



<그림 3> Shadowrate과 연방기금금리

(단위: %)



자료: Wu and Xia(2016)

주식시장이 글로벌 불확실성에 대한 정보를 담고 있다고 보고 본 논문에서는 불확실성을 대표하는 지수로 VIX지수(Volatility Index)를 사용하였다. VIX지수는 시카고옵션거래소에서 발표하는 지수로, S&P 500 지수

옵션의 향후 30일간의 변동성에 대한 시장의 기대를 나타내는 지수이다. VIX지수가 최고치에 이른다는 것은 투자자들의 불안심리가 극도에 달했다는 것을 의미한다.

## 2. BIS 환율지수와 금융실효환율 지수

본 연구에서는 테일러 룰에 환율이 반응하는 요소를 추가하였다. 추정에 사용되는 환율로는 BIS 환율지수, 금융실효환율 지수, 원/달러 환율, 원/엔 환율, 원/위안 환율을 사용하였다. 원/달러, 원/엔 환율은 한국은행에서 자료를 받았고 원/위안 환율은 하나은행에서 자료를 받아 사용하였다. 한편, 우리나라는 여러 국가와 경제 활동을 하고 있으므로, 당연한 가지 환율로 우리나라의 환율을 대표할 수는 없다. 따라서 연구 목적에 따라 여러 환율들을 가중 평균하여 구한 환율지수를 사용하는 것이 적합하다.

<표 1> BIS 환율지수 무역가중치

기간	(단위: %)				
	미국	일본	유로지역	중국	기타
2002~2004	19.3	20	14.5	16.9	29.3
2005~2007	15.5	18.1	14.8	21.6	30
2008~2010	12.9	16.1	13.6	27.1	30.3
2011~2013	12.7	14.1	12.7	30.4	30.1
2014~2016	14	10.9	12.8	33.3	29

자료: BIS Trade Weights

자주 사용되는 환율지수로는 BIS 환율지수와 금융실효환율지수가 있다. BIS 환율지수는 국제결제은행(Bank for International Settlements)에서

발표하는 환율지수로 무역 가중치를 이용하여 구한 환율지수를 계산하였다. 따라서 BIS 환율지수는 무역과 관련된 분석을 할 때 사용하는 것이 적절하다. BIS 환율지수에서 사용되는 무역가중치는 <표 1>와 같다.

금융실효환율지수는 대외 금융 자산과 대외 금융 부채의 각 항목의 외환별 가중치를 사용하여 구한 환율지수이다. 따라서 금융실효환율지수는 환율의 변화가 국제 투자 포지션과 자본의 유출입에 미치는 영향을 분석하는 것에 적합하다. Lane and Shambaugh(2010)는 금융실효환율지수의 구축 방법을 제시하고 1990~2004년에 대해서 우리나라를 포함한 여러 국가들의 연도별 금융실효환율지수를 구축하였다. 본 논문에서는 월별자료를 이용하므로 김소영,이윤석,민경희(2017)가 2002년 10월부터 2014년 10월까지 구축한 월별 금융실효환율지수를 받아서 사용하였다. Lane and Shambaugh(2010)와 김소영,이윤석,민경희(2017)에서 금융실효환율지수 구축에 사용한 계산식은 다음과 같다.

$$I_{t+1}^A = I_t^A(1 + \sum \omega_{j,t}^A \times \% \Delta E_{j,t+1}); \quad I_{t+1}^L = I_t^L(1 + \sum \omega_{j,t}^L \times \% \Delta E_{j,t+1}) \quad (1)$$

$$\omega_{j,t}^A = \sum_{k=1}^N \lambda^{Ak} \omega_{j,t}^{Ak}; \quad \omega_{j,t}^L = \sum_{k=1}^N \lambda^{Lk} \omega_{j,t}^{Lk} \quad (2)$$

여기서  $I_t^A$ 와  $I_t^L$ 은 각각 자산(A)과 부채(L)의 환율지수를 나타낸다. 첨자 j는 각 통화를 의미하고 첨자 K는 대외투자와 외국인투자 항목들을 의미한다.  $\lambda^{Ak}$ 와  $\lambda^{Lk}$ 는 각각 대외투자와 외국인투자의 각 항목(K)들의 부문별 비중을 나타낸다. 즉, 위식을 통해 환율지수를 구하려면, 먼저 개별항목(k)들의 부문별 비중( $\lambda_t^{Ak}$ ,  $\lambda_t^{Lk}$ )과 통화별 비중( $\omega_{j,t}^{Ak}$ ,  $\omega_{j,t}^{Lk}$ )을 이용하여 자산과 부채 전체의 통화 비중( $\omega_t^{Ak}$ ,  $\omega_t^{Lk}$ )을 구한다. 이제 이를 가중치

( $\Sigma\omega_{j,t}^A, \Sigma\omega_{j,t}^L$ )로 이용하여 각 해당 통화에 해당하는 원화 대 해당통화 환율 변동률( $\% \Delta E_{j,t+1}$ )과 곱함으로써 환율지수를 구할 수 있다.

$$I_{t+1}^N = I_t^N(1 + \% \Delta I_{t+1}^A s_t^A - \% \Delta I_{t+1}^L s_t^L) \quad (3)$$

$$I_{t+1}^{AGG} = I_t^{AGG}(1 + \Sigma\omega_{j,t}^{AGG} \times \% \Delta E_{j,t+1}) \quad (4)$$

$$\omega_{j,t}^{AGG} = \sum_{k=1}^N \lambda_t^{(A+L)k} \omega_{j,t}^{(A+L)k} \quad (5)$$

비슷한 방법으로 식(3), 식(4), 식(5)를 이용하여 순 대외자산 환율지수(Net index), 총 대외자산 환율지수(Aggregate index)를 구할 수 있다. 나머지 첨자와 지수는 위와 동일하고  $s_t^A$ 와  $s_t^L$ 은 각 환율지수에 대외투자자와 외국인투자가 총투자에서 차지하는 비중을 나타낸다.

<그림 4>에는 BIS환율지수와 금융실효환율지수(총 대외자산, Aggregate index)가 동시에 그려져 있다. <그림 4>에서 알 수 있듯이, BIS환율지수와 금융실효환율지수가 서로 반대방향으로 움직인다. 이는 BIS환율지수의 증가는 우리나라 원화가치의 평가 절상(환율 하락)을 의미하는 반면, 금융실효환율지수의 증가는 원화가치의 평가 절하(환율 상승)을 의미하기 때문이다. 그러므로 분석에서 부호로 인한 혼란을 막고 분석의 편의를 위해, BIS환율지수에 (-1)을 곱한 값을 제시하였다. 금융실효환율지수로는 총대외자산(Aggregate index)환율지수를 사용하였다.

<그림 4> BIS Broad 환율과 금융실효환율



<표2> 대외투자 통화별 비중

(단위: %)

연도	계	미달러	엔화	원화	유로화	홍콩달러	파운드화	위안화
2002	100	85.2	3.3	1.1	7.6	1.4	1.4	0
2003	100	85.9	3.1	1.1	7.1	1.3	1.4	0
2004	100	82.6	4.3	1.4	8.8	1.2	1.7	0
2005	100	82.6	4.1	1.2	9.3	1.2	1.7	0
2006	100	77.7	4.5	1.4	10.5	3.7	2.2	0
2007	100	60	4	2	9	14.6	1.7	8.6
2008	100	69.9	3.8	0.9	7.2	7	0.9	10.3
2009	100	63.4	3.4	1.3	9	9.2	2.3	11.5
2010	100	60.7	4.4	1.4	9.7	7.9	3.6	12.3
2011	100	63.6	4.2	1.5	9	6.1	2.7	13
2012	100	63.3	3.9	1.6	10	5.7	3	12.5
2013	100	60.3	3.8	1.9	10.4	4.8	3.2	15.8
2014	100	61.1	3.4	1.7	10.4	4	2.8	16.5

자료: 김소영, 이윤석, 민경희(2017) KIF 연구보고서

<표3> 외국인투자 통화별 비중

(단위: %)

연도	계	미달러	엔화	원화	유로화	홍콩달러	파운드화	위안화
2002	100	45.3	5.5	48.2	0.7	0	0.3	0
2003	100	39.2	5.4	54	1.1	0	0.3	0
2004	100	35.1	4.5	58.8	1.3	0	0.3	0
2005	100	30.3	3.2	64.5	1.7	0	0.3	0
2006	100	34.5	3.3	59.4	2.4	0	0.4	0
2007	100	35.1	3.2	58.6	2.7	0	0.4	0
2008	100	47.3	5.7	42.7	3.8	0	0.5	0
2009	100	37.6	4	54.3	3.3	0.3	0.4	0
2010	100	32.1	4	60.7	2.5	0.3	0.4	0
2011	100	34	4.4	58.6	2.1	0.3	0.4	0.3
2012	100	30.5	3.6	63.3	1.9	0.3	0.3	0.2
2013	100	28.9	2.2	65.9	2.2	0.3	0.3	0.3
2014	100	30.1	1.5	64.8	2.6	0.3	0.3	0.5

자료: 김소영, 이윤석, 민경희(2017) KIF 연구보고서



### Ⅲ. 분석방법론

통화정책 반응함수 모형은 Clarida et al.(1998), Coibion et al.(2011), 광노선,김원혁(2016)에서 사용한 모형을 참고하였다. 중앙은행이 정책금리 목표  $i_t^*$ 을 정하기 위한 통화정책 반응함수로는 식(1)과 같은 형태를 가정했다. 여기서  $\bar{i}$ 는 장기 명목이자율이고  $\pi_{t+n}$ 은 t기와 t+n기 사이의 인플레이션을,  $y_t$ 는 총생산량,  $e_t$ 는 환율,  $\Omega_t$ 는 정보집합을 나타낸다. 또한,  $\pi^*, y^*$ 는 각각 목표 인플레이션율과 잠재총생산량을 의미한다. 식(1)는 테일러 준칙 형태 통화정책 반응함수에 환율로 인해 반응하는 요소를 추가하였다.

$$i_t^* = \bar{i} + \beta(E[\pi_{t+n}|\Omega_t] - \pi^*) + \gamma(E[y_t|\Omega_t] - y^*) + \xi E[e_t|\Omega_t] \quad (1)$$

한편, 식(1)은 중앙은행이 기준금리를 서서히 조정하는 행태를 잘 반영하지 못하고 있다. 중앙은행은 기준금리를 급격히 조정하지 않고 서서히 조정한다. 중앙은행이 기준금리를 서서히 조정하는 이유로는 금융시장의 안정성 도모, 급격한 정책 변화로 인한 신뢰성 상실의 방지, 정책 변화에 대한 신뢰 확보의 필요성을 언급할 수 있다.<sup>3)</sup> 중앙은행이 금리를 서서히 조정하는 행태를 반영하기 위해서 중앙은행은 t기에 목표로 정하는 기준금리  $i_t$ 를 식(2)와 같은 방식으로 조정한다고 가정한다. 여기서  $\rho_1 + \rho_2 \in [0,1]$ 는 중앙은행이 기준금리를 서서히 조정하는 정도를 나타내고  $v_t$ 는 기준금리에 대한 외생적 충격을 나타낸다.

---

3) 자세한 내용은 Goodfriend(1991) 참고.

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)i_t^* + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad \rho_1 + \rho_2 \in [0, 1], v_t \sim i.i.d. \quad (2)$$

이제,  $\alpha = \bar{i} - \beta\pi^*$ ,  $x_t = y_t - y_t^*$  라고 두고 모형의 추정을 위해 식(1)과 식(2)을 결합하면 식(3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)(\alpha + \beta E[\pi_{t+n}|\Omega_t] + \gamma E[x_t|\Omega_t] + \xi E[e_t|\Omega_t]) + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + v_t \quad (3)$$

관측되지 않는 기대변수를 제거하고 실현된 변수로 표현하기 위해서 식(3)을 간단한 조작을 통해 식(4)와 같은 형태로 변형시킬 수 있다. 그러면 오차항은 식(5)와 같이 나타낼 수 있다. 오차항은 현재의 정보집합에서 평균이 0이고 인플레이션, 산출량, 환율의 예측오차와 외생적 교란항  $v_t$ 의 선형결합으로 표시된다.

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)(\alpha + \beta\pi_{t+n} + \gamma x_t + \xi e_t) + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$\epsilon_t = -(1 - \rho_1 - \rho_2)[\beta(E[\pi_{t+n}|\Omega_t] - \pi_{t+n}) + \gamma(E[x_t|\Omega_t] - x_t) + \xi(E[e_t|\Omega_t] - e_t)] - v_t \quad (5)$$

본 논문에서는 결과분석을 위해 모수  $\alpha, \beta, \gamma, \xi, \rho_1, \rho_2$ 를 통상최소제곱법(Ordinary Least Squares, OLS)로 추정하였다. 통상최소제곱법으로 통화정책 반응함수의 모수를 추정할 경우, 그 모수는 불일치 추정량(inconsistent estimates)일 가능성이 있다. 이는 중앙은행이 통화정책 충격과 내생적 관계가 있는 인플레이션, 총생산 갭, 환율지수에 반응하기 때문이다. 내생성 문제는 독립변수와 교란항 사이에 구조적 관계가 있을 때 발생한다. 이러한 통화정책의 내생성 문제를 해결하기 위해서 도구변수

추정법(Instrumental Variable Estimation)등 다른 방법이 사용되나, 본 논문에서는 추정치의 편향(Bias) 가능성에도 불구하고 통상최소제곱법을 사용하였다. 통화정책 충격과 독립변수(인플레이션, 총생산 갭, 환율지수)의 상관관계가 크지 않다면 추정치의 편향(endogeneity bias)의 크기는 작기 때문이다. 만약 그럴 경우, GMM등 다른 방법으로 추정을 하는 것보다 OLS로 추정을 하는 것이 효율적일 수 있다.<sup>4)</sup> 강건성 검사에서는 GMM 방법을 이용하여 추정한 결과를 OLS로 추정한 결과와 비교하여 보고하였다. 두 추정방법이 유사한 결과를 도출하는 것을 확인할 수 있다.

식(4)에서 추가적으로 중앙은행이 통화정책에 중요한 영향을 끼치는 변수로  $z_t$ 를 고려하면,  $z_t$ 를 식(4)에 추가함으로써 식(6)과 같은 형태의 식을 도출할 수 있다. 본 논문에서는  $z_t$ 에 해당하는 변수로 Shadow Federal Funds Rate과 VIX지수를 사용하였다.

$$i_t = (1 - \rho_1 - \rho_2)(\alpha + \beta\pi_{t+n} + \gamma x_t + \xi e_t + \eta z_t) + \rho_1 i_{t-1} + \rho_2 i_{t-2} + \epsilon_t \quad (6)$$

---

4) 자세한 내용은 Carlos Calvalho, Fernanda Nechio, and Tlago Tristao. (2018)을 참고.

## IV. 분석결과

### 1. 전체기간에 대한 분석 결과

전체 기간(2002년 11월~ 2014년 11월)을 대상으로 통화정책 반응함수를 추정하였다. 통화정책 반응함수 모형은 인플레이션과 총생산 갭을 각각 12개월 뒤의 미래에 실현된 값과 현재 기에 실현된 값 중 어느 것을 사용하는지 여부에 따라 미래 전망형(forward-looking), 혼합형(mixed), 현재 기간(contemporaneous)형으로 나눌 수 있다. 본 절의 분석에서는 식(7)과 같이 인플레이션과 총생산 갭 모두 현재 기에 실현된 값을 사용하는 현재 기간형 테일러 모형(contemporaneous taylor rule)을 추정하였다. 현재 기간형 테일러 모형이 본 절의 분석에서 채택하는 기준으로는 AIC와 BIC을 사용하였다.<sup>5)</sup>

$$\begin{aligned} call_t = & constant + (1 - \rho_1 - \rho_2)(\phi_\pi \pi_t + \phi_y y_t + \phi_e e_t) \\ & + \rho_1 call_{t-1} + \rho_2 call_{t-2} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

추정한 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 추정 결과, 우리나라의 기준금리 결정에 인플레이션, 총생산 갭, 환율이 모두 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 박원암(2010)의 결과와 동일하다.<sup>6)</sup> 식(7)의 추정에서 사용한 환율로는 BIS환율지수, 금융실효환율지수, 원/달러 환율, 원/엔 환율, 원/위안 환율이 있다. 각 환율마다 단위가 다르므로 각 환율에 자연로그를 취해서 추정을 하였다.

5) 모형 선택에 관한 테이블과 AIC, BIC 값은 부록에 첨부.

6) 박원암(2010)에 따르면 “우리나라의 물가안정목표제는 물가뿐만 아니라 산출량의 안정을 도모하고 환율에 직접적으로 반응하는 매우 유연한 형태로 운용되었다”

<표 4> 기본모형 OLS 추정결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
종속변수	콜금리				
환율	BIS 실효환율	금융 실효환율	원/달러 환율	원/엔 환율	원/위안 환율
$\phi_\pi$	0.414*** (0.106)	0.557*** (0.155)	0.432*** (0.142)	0.352*** (0.121)	0.160 (0.128)
$\phi_y$	22.26*** (8.005)	32.09*** (12.04)	29.34*** (11.16)	18.60** (9.082)	24.70** (9.546)
환율	-8.996*** (1.244)	-15.71*** (3.074)	-11.13*** (2.064)	-4.293*** (0.692)	-5.928*** (0.968)
$\rho_1$	1.416*** (0.0714)	1.460*** (0.0695)	1.422*** (0.0744)	1.520*** (0.0686)	1.466*** (0.0698)
$\rho_2$	-0.486*** (0.0678)	-0.510*** (0.0676)	-0.476*** (0.0715)	-0.585*** (0.0661)	-0.527*** (0.0672)
상수항	-2.801*** (0.500)	3.699*** (0.683)	4.292*** (0.831)	2.089*** (0.474)	1.988*** (0.377)
관측수	145				
$R^2$	0.991	0.991	0.990	0.990	0.991

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

분석 결과, 금융실효환율의 변화에 대해 기준금리가 가장 크게 반응하는 것으로 나타났다. 금융실효환율 1% 증가에 대해 기준금리를 약 0.15 퍼센트 포인트 인하하는 것으로 추정되었다. 원/달러 환율과 BIS 실효환율의 1% 증가에 대해서는 기준금리가 각각 약 0.11, 0.08 퍼센트 포인트 인하하는 것으로 나타났다. 원/엔, 원/위안 환율의 1% 증가에 대해서는 기준금리를 각각 약 0.04, 0.06 퍼센트 포인트 인하하는 것으로 추정되었

다. 만약 중앙은행이 환율 안정에 신경을 쓴다면 이는 이론적 예측과는 다른 결과이다. 중앙은행은 환율의 급격한 상승을 막기 위해서 기준금리를 인상으로 대응할 것이다. 기준 금리를 인상함으로써 외화유입을 유도하여 다시 환율 하락을 통해 환율 안정을 달성할 수 있다. 그러나 본 논문에서는 추정에 사용한 모든 환율의 상승(평가 절하)에 대해서 기준금리를 인하하는 것으로 추정되었다. 이는 환율이 글로벌 불확실성을 반영하고 있어 나타나는 현상인 것으로 보인다. 환율 상승이 글로벌 불확실성으로 인해 기인한 것이라면, 중앙은행이 이에 선제적으로 대응하고자 기준 금리를 낮출 수 있다.<sup>7)</sup> 이에 대한 보다 자세한 분석은 다음 분석에서 하고자 한다. 이자율 평탄화 계수는 0.938~0.948 범위에서 유의하게 추정되었다. 이는 한국은행이 금융시장의 안정성, 급격한 정책 변화로 인한 신뢰성 확보 및 신뢰성 상실의 방지를 위해 이자율을 급격하게 변화시키지 않고 매우 서서히 변동시켰다는 것을 의미한다.

---

7) 분석기간 전체에 걸쳐 금융통화위원회 의사록, 통화신용정책보고서, 연차보고서 등의 보고서에서 거의 매번 한국은행이 대외 불확실성에 반응한다고 언급되어 있다. 몇 개를 소개하면 다음과 같다.

(향후 통화정책 운영방안)

“국내외 경제여건의 불확실성이 여전히 높은 점을 감안하여 정책여건 변화 추이를 예의 주시하면서 그로 인한 부정적 영향을 최소화할 수 있도록 통화신용정책을 운영해 나갈 것이다. 아울러 통화신용정책의 유효성을 보다 제고하기 위해 재정·외환·금융감독 정책과의 조화적 운영(policy mix)을 계속 도모할 것이다.”

통화신용정책 보고서 2005년 9월

“한국은행은 앞으로 물가안정에 중점을 두면서도 경기, 금융시장 여건 등을 종합적으로 감안하여 통화신용정책을 유연하게 운영할 방침이다. 특히 불확실성이 높은 국제금융시장, 미국경기, 국제유가 등 해외요인의 움직임을 다각적으로 조사·분석하여 정책의 실효성을 유지해 나갈 것이다.”

2008년 3월 통화신용정책 보고서

“금융통화위원회는 다음 통화정책방향 결정시까지 한국은행 기준금리를 현재의 3.25%에서 3.00%로 하향 조정하여 통화정책을 운용하기로 했다. 세계경제를 보면… 중략… 유로지역 재정위기를 둘러싼 높은 불확실성, 국제금융시장 불안 및 주요국 경제의 부진 가능성 등으로 성장의 하방 위험이 더욱 커지고 있는 것으로 판단된다.”

금융통화위원회 주요 의결사항 제 13차 (2012.07.12)

## 2. 미국 연방준비제도 정책금리와 글로벌 불확실성을 고려한 추정 결과

우리나라의 통화정책은 미국 연방준비제도 정책금리에 영향을 받고 있다고 보는 것이 현실적일 것이다. 미국의 연방준비제도의 정책 금리 결정에 우리나라를 포함한 대다수의 국가가 영향을 받고 있으므로, 미국 연방준비제도의 정책 금리 결정은 곧 국제 금융 시장의 정책금리 방향을 결정하는 지표라고 할 수 있다. 따라서 우리나라의 통화정책은 국제적 정책 공조 또는 국제적 자본 이동에 대한 대응으로써 미국 연방준비제도의 정책금리에 반응을 하는 것이다.

또한, 개방도가 높은 우리나라의 특성상 세계 경제의 상황에 많은 영향을 받는 것은 당연하다. 세계 경제 상황이 호황일 경우, 이들 국가에 우리나라가 수출하는 상품이 늘어남으로써 세계 경제 호황의 효과를 누릴 수 있다. 그러나, 반대의 경우는 다른 나라에 비해 더 큰 영향을 받는다. 이는 비단 수출뿐만 아니라 금융시장의 경우도 마찬가지이다. 우리나라의 금융시장의 경우 다른 선진국들에 비해 외국인 투자자의 비중이 큰 편이다. 그러므로 금융 시장 또한 상품시장과 같이 세계 경제의 호황 또는 불황에 많은 영향을 받는 상황에 놓여 있다. 따라서 세계 경제의 불확실성이 증가할 경우, 외국인 투자자들이 빠지고 상품의 수출도 위축되므로 우리 경제는 다른 선진국가들에 비해 세계 경제 불확실성에 더 민감한 반응을 보이고 있다.

이번 분석에서는 이러한 배경을 바탕으로 미국의 연방 준비제도 정책금리와 세계 불확실성을 적절히 반영하는 지표를 추가하여 통화정책 반응함수를 추정하였다. 추정한 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 인플레이션과

총생산 갭에 대한 반응계수는 앞의 추정값과 비슷하게 나왔다. 즉, 한국은행은 인플레이션 압력과 총생산 갭에 대하여 적절히 반응을 하였다고 평가할 수 있다. shadow rate에 대해서는 금리를 인상하는 방향으로 유의하게 반응하였다.

<표 5>Shadowrate과 VIX지수를 추가한 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
종속변수			콜금리		
환율	BIS 실효환율	금융 실효환율	원/달러 환율	원/엔 환율	원/위안 환율
$\phi_{\pi}$	0.503*** (0.152)	0.568*** (0.190)	0.488*** (0.142)	0.482*** (0.160)	0.471** (0.184)
$\phi_y$	26.12** (10.09)	29.89** (11.80)	25.71*** (9.454)	26.21** (11.38)	28.59** (11.82)
환율	-4.383 (3.068)	-5.491 (4.455)	-4.573** (2.064)	-0.847 (1.433)	-0.129 (2.929)
shadow rate	0.137 (0.114)	0.180* (0.102)	0.190*** (0.0651)	0.229** (0.108)	0.276* (0.165)
VIX	-0.0677** (0.0336)	-0.0828** (0.0334)	-0.0645** (0.0272)	-0.0900** (0.0363)	-0.102** (0.0437)
$\rho_1$	1.399*** (0.0721)	1.411*** (0.0699)	1.377*** (0.0722)	1.425*** (0.0691)	1.428*** (0.0704)
$\rho_2$	-0.458*** (0.0702)	-0.463*** (0.0694)	-0.439*** (0.0704)	-0.481*** (0.0684)	-0.480*** (0.0694)
상수항	-1.038 (0.939)	1.486 (1.021)	2.170** (0.958)	0.524 (0.602)	0.225 (0.769)
관측수			145		
R-square	0.991	0.991	0.991	0.991	0.991

Standard errors in parentheses

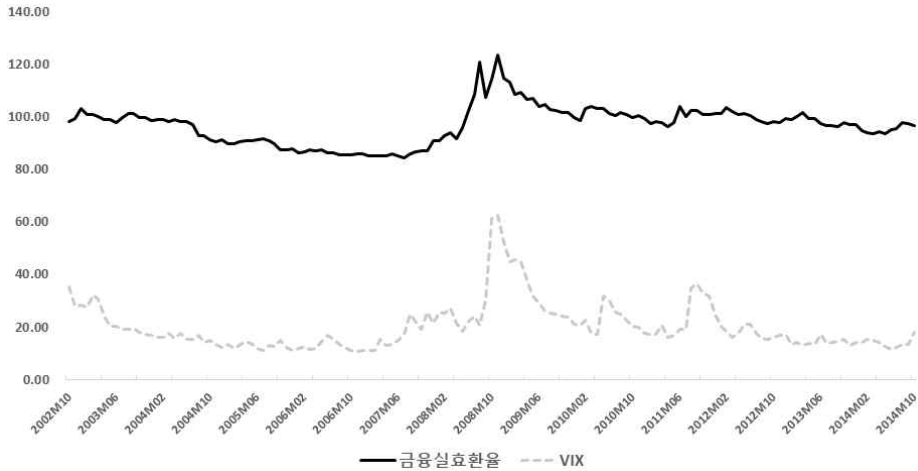
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



미국의 금리 인상과 우리나라의 금리 인상은 관련이 있으며, 미국의 금리가 1% 포인트 인상하면 우리나라의 금리는 0.18~0.28% 포인트 인상을 하는 것으로 추정되었다. 글로벌 불확실성에 대한 대리변수로는 VIX지수를 사용하였다. 글로벌 불확실성이 증가할 때, 한국은행은 기준금리를 인하하는 방향으로 반응하는 것으로 추정되었다. 이는 한국은행이 글로벌 불확실성 증가에 대비하여 선제적으로 대응을 하는 것으로 해석을 할 수 있다.

한편, Shadowrate과 VIX지수를 추정에 포함시킬 경우, 원/달러를 제외한 모든 환율의 유의성이 사라지는 것을 발견할 수 있다. 이는 shadow rate으로 미국 금리 인상으로 인한 환율 변동이 금리에 미치는 영향을 통제하고 VIX지수로 불확실성이 환율에 영향을 미쳐서 금리에 영향을 주는 경로를 통제할 경우, 환율에 대한 유의성이 사라지는 것을 의미한다. 즉, 앞서 추정된 결과에서 환율이 미국 금리 인상효과와 불확실성 증가에 대한 효과를 반영한다고 해석할 수 있다. 다시 말해서, 중앙은행은 환율의 변동을 직접적으로 고려하는 것이 아니라 세계 경제의 불확실성과 미국 금리에 반응을 하는 것이다. 또한, 앞의 분석에서 다른 환율지수에 비해서 금융실효환율의 계수의 값이 크게 나왔다. 이는 금융실효환율이 글로벌 불확실성과 미국의 금리 인상에 더 민감하게 반응을 하는 지표인 것을 시사한다. 이는 금융실효환율이 BIS실효환율에 비해 달러 비중이 더 크고, 금융부문을 더 잘 반영하므로 불확실성에 민감하게 반응할 수 있다는 것을 고려할 때 타당한 해석으로 보인다. <그림 5>에서 보듯이 금융실효환율과 VIX지수의 움직임이 상당히 유사한 것을 알 수 있다.

<그림 5>금융실효환율과 VIX지수



### 3. 금융위기 이후 기간에 대한 추정결과

2008년 9월 15일 리만브라더스의 파산으로 촉발된 글로벌 금융위기는 전 세계 경제에 큰 파급효과를 가져왔다. 우리나라도 글로벌 금융위기의 영향을 피해 갈 수 없었다. 금융위기가 우리 경제에 여러 경로를 통해 영향을 미쳤고 이에 따라 한국은행의 행태에도 변화를 가져왔을 가능성이 있다.

<표 6>을 보면 알 수 있듯이, 금융위기 이후에 한국은행 통화신용정책 보고서<sup>8)</sup>에서 단어 “불확실성”의 등장 빈도가 이전 시기에 비해 확연히 증가한 것을 알 수 있다. 또한 한국은행 금융통화위원회 의결사항에 “환율”에 대한 언급 횟수도 금융위기 전후로 급증한 것을 볼 수 있다. 한편, 금융위기 이후에 통화신용정책보고서와 의결사항의 분량이 늘어서 단어의 등장빈도가 증가했을 가능성이 있다. <표6>에서는 이러한 지적에 대응하

8) 한국은행은 국회제출 법정보고서인 통화신용정책보고서를 통해 연 4회 통화신용정책을 설명하게 되어 있다.

기 위해서 등장 빈도수 옆에 전체 분량 당 빈도수를 제시하였다. 이는 실제로 글로벌 금융위기 이후에 한국은행의 행태 변화가 있다는 것을 반영하고 있다.

따라서 이번 절에서는 금융위기 이후의 기간(2008.10~2014.10)에 대하여 통화정책 반응함수를 추정하였다. 기간을 2008년 9월 기준으로 나눈 것은 선행논문 김경원,문규현(2010), 박원암(2010), 홍정효(2011), 김종선(2014)에 방식을 따른 것이다.

<표 6> “불확실성” 및 “환율” 언급 빈도수 및 전체 분량 당 빈도수

자료	통화신용정책보고서				금융통화위원회 의결사항			
	“불확실성”				“환율”			
연도	상반기		하반기		상반기		하반기	
2004			7	0.078			3	0.231
2005	4	0.047	7	0.089	3	0.214	2	0.182
2006	2	0.022	6	0.062	2	0.167	2	0.105
2007	8	0.089	2	0.024	2	0.118	2	0.154
2008	11	0.111	11	0.110	2	0.077	2	0.074
2009	7	0.064	10	0.085	11	0.297	12	0.286
2010	19	0.176	18	0.162	6	0.353	3	0.167
2011	5	0.043	18	0.168	8	0.533	6	0.462
2012	33	0.231	25	0.205	7	0.250	7	0.583
2013	34	0.227	35	0.276	8	0.320	8	0.571
2014	27	0.190	12	0.086	10	0.476	9	0.360

자료: 한국은행

글로벌 금융위기 이후 기간(2008.10~2014.10)에 대해서 추정한 결과가 <표 7>에 제시되어 있다. 금융위기 이후 기간에 대해서 추정한 경우, 한국은행이 다시 환율의 변동에 유의하게 반응하는 것으로 추정되었다. 이는 <표 6>의 금융통화위원회 의결사항의 단어 “환율” 언급빈도에서 알 수 있듯이, 금융위기 기간 이후에 통화정책이 환율의 변동을 직접적으로 고려하기 시작한 것으로 보인다. 또한, 금융실효환율의 계수의 크기가 커

진 것은 발견할 수 있다. 한국은행이 글로벌 금융위기 이후에 대외 불확실성을 더 면밀히 주시하고 있는 것을 고려하면, 금융실효환율의 계수의 크기가 커진 것은 금융실효환율이 금융부문의 불확실성 정도를 잘 반영하고 있는 것으로 생각할 수 있다.

<표 7>금융위기 이후 기간(2008.10-2014.10)에 대한 추정

	(1)	(2)	(3)
종속변수		콜금리	
환율	BIS 실효환율	금융 실효환율	원/엔 환율
$\phi_{\pi}$	0.511*** (0.133)	0.640*** (0.186)	0.318** (0.125)
$\phi_y$	19.82*** (6.797)	24.46** (9.457)	19.36*** (5.930)
환율	7.352* (3.996)	-15.21* (8.329)	3.209*** (1.004)
shadow rate	-0.425* (0.226)	0.264 (0.292)	-0.371** (0.147)
VIX	-0.0786*** (0.0251)	-0.0601* (0.0308)	-0.0514** (0.0204)
$\rho_1$	1.273*** (0.0911)	1.244*** (0.0868)	1.220*** (0.0847)
$\rho_2$	-0.385*** (0.0908)	-0.328*** (0.0849)	-0.341*** (0.0828)
상수항	4.055* (2.156)	6.087** (2.409)	-2.488*** (0.900)
관측수		73	
R-square	0.980	0.981	0.982

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

또한, 이 기간에 BIS 환율지수와 금융실효환율의 변동에 대해서 기준금리가 서로 다른 방향으로 반응을 하는 것으로 추정되었다. BIS 환율의 1% 증가에 대해서는 기준금리를 0.07 퍼센트 포인트만큼 인상하고 금융실효환율의 1% 증가에 대해서는 기준금리를 0.15 퍼센트 포인트만큼 인하하는 것으로 추정되었다.

이렇게 반응이 다르게 나타나는 것은 두 환율지수를 구성하는 통화의 비중이 다르기 때문이다. 3절의 <표 1>, <표 2>, <표 3>으로 봤을 때, BIS 실효환율이 금융실효환율에 비해 우리나라의 무역과 밀접한 관계에 있는 국가 화폐인 위안화와 엔화 비중이 크고 금융부문에 자주 사용되는 화폐인 달러화의 비중이 낮은 것을 알 수 있다. 따라서 이 기간에 각 환율에 대해서 한국은행의 대응과 고려사항이 다를 경우에 두 환율의 방향이 다르게 나타날 가능성이 있다.

금융위기 이후 기간에 대해서 우리나라와 무역관계가 큰 미국, 중국, 일본 화폐에 대한 환율이 <그림 6>에 나타나 있다. 이 기간 동안 다른 국가들의 환율에 비해 일본의 엔화 환율이 급격하게 하락하는 것을 볼 수 있다. 이는 이 기간에 아베노믹스로 표현되는 정책 중에 하나로 일본 중앙은행이 엔화의 가치를 의도적으로 낮춰서인 것으로 보인다. 이 기간에 한국은행은 일본의 엔화 약세에 대응하여 기준금리를 인하하였다.<sup>9)</sup> 그 결과, 엔화 비중이 높은 BIS 환율지수는 이 기간의 엔저현상으로 인한 환율 하락에 대해서 기준 금리 인하로 반응을 함으로써 추정결과의 부호가 이전과 다르게 양수로 추정된 것으로 보인다. <표 7>을 보면 환율지표로 원/

---

9) 한국은행 2013년도 연차보고서에서는 다음과 같이 언급되었다. “5월에는...중략... 세계경기의 더딘 회복세, 북한관련 지정학적 리스크, 엔화 약세 등으로 성장의 하방위험이 증대됨에 따라 기준금리를 2.75%에서 2.5%로 25bp 인하하였습니다.” 또한, 아베노믹스가 시행된 2013년, 2014년 기간에 연차보고서에서 엔화에 대한 언급이 각각 23회, 19회 언급이 되었는데, 이는 이전 02년도부터 12년도 기간에 평균 언급횟수인 7회에 비해서 압도적으로 많은 것을 확인할 수 있다.

엔 환율을 사용하여 추정할 경우, 부호가 양수로 나오는 것을 확인할 수 있다. 한국은행은 엔화 약세 등에 따른 수출 둔화 및 경기 둔화 우려에 선제적으로 대응하기 위해 기준금리를 낮춘 것으로 보인다. 반면에 금융실효환율의 경우 엔화 비중이 BIS 환율지수에 비해 상당히 낮으므로 엔저에 대한 한국은행에 대응에 영향을 받지 않은 것으로 추측할 수 있다.

<그림 6> 달러, 위안화, 엔화 환율

(단위 : 원)



## VI. 강건성 검사

강건성 검사에서는 환율을 포함한 테일러 룰 추정을 GMM방법을 사용하여 추정하였다. 본 논문에서는 분석에서 통상최소제곱법(OLS)을 이용하여 추정했는데, 이는 통화정책 충격과  $x$  변수(인플레이션, 총생산 갭, 환율) 사이에 상관관계가 크지 않다면, 통화정책의 내생성의 크기는 작을 수 있고 이럴 경우에 GMM 추정보다 통상최소제곱법(OLS)으로 추정을 하는 것이 비록 약간의 추정 오차는 허용하지만, 더 좋은 추정방법이 될 수 있다는 선행연구의 결과를 따랐기 때문이다. 그러나, 통상최소제곱법(OLS)으로 추정한 결과와 GMM으로 추정한 결과의 차이가 클 경우, 추정 오차의 크기가 클 가능성이 있으므로 통상최소제곱(OLS)로 추정을 하는 것이 적절하지 않을 수 있다. 이를 확인하기 위해 BIS실효환율과 금융실효환율에 대해서 GMM으로 추정한 값과 <표 4> 통상최소제곱법(OLS)으로 추정한 값을 동시에 <표 8>에 제시하였다. GMM추정에서 사용한 도구변수로는 콜금리, 물가상승률, 총생산 갭, 상품가격지수의 변화율, 실효환율의 변화율의 1~6개월 전기 값을 사용하였다.

<표 8> 에서 보듯이 통상최소제곱법으로 추정한 결과와 GMM으로 추정한 결과의 차이가 크지 않은 것을 확인할 수 있다. 통상최소제곱법(OLS)추정과 GMM추정 모두, 기준금리가 인플레이션 압력과 총생산 갭에 대해서 적절히 반응한 것으로 추정되었다. 환율에 대해서도, BIS환율지수보다 금융환율지수에 보다 더 큰 반응을 보인 것으로 추정되었다. 중앙은행이 기준금리를 서서히 조정하는 정도를 나타내는 이자율 평탄화 계수도 최솟값 0.93에서 최댓값 0.953 사이로 중앙은행이 기준금리를 매우 서서히 조정한 것으로 추정되었다.

<표 8> OLS와 GMM 추정결과 비교

	OLS		GMM	
	BIS 실효환율	금융 실효환율	BIS 실효환율	금융 실효환율
$\phi_{\pi}$	0.414*** (0.106)	0.557*** (0.155)	0.521*** (0.110)	0.640*** (0.123)
$\phi_y$	22.26*** (8.005)	32.09*** (12.04)	47.19*** (18.06)	50.97*** (18.64)
환율	-8.996*** (1.244)	-15.71*** (3.074)	-10.44*** (1.460)	-17.10*** (2.605)
$\beta_1$	1.416*** (0.0714)	1.460*** (0.0695)	1.300*** (0.0714)	1.318*** (0.0581)
$\beta_2$	-0.486*** (0.0678)	-0.510*** (0.0676)	-0.353*** (0.0651)	-0.365*** (0.0528)
상수항	-2.801*** (0.500)	3.699*** (0.683)	-2.495*** (0.668)	3.749*** (0.991)
외생성 검정 관측수	145	145	28.6193 (p=0.2801) 121	28.2056 (p=0.2985) 121

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

외생성 검정: 도구변수의 외생성을 검정하는 방법으로 Hansen's J-statistics을 나타내며  $\chi^2(25)$ 분포를 따른다.

## V. 결론

본 논문에서는 환율을 포함한 통화정책 반응함수를 추정하여 환율이 기준금리 결정에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 이전 선행연구에서 자주



사용된 원/달러 환율, 원/위안, 원/엔, BIS실효환율 뿐만 아니라 비교적 최근에 월별자료로 새로 구축된 금융실효환율도 사용하여 통화정책 반응함수 추정에 사용하였다. 먼저 2002년부터 2014년까지의 전체 표본기간을 대상으로 전형적인 테일러 룰 형태에 환율만 포함한 통화정책 반응함수를 추정하였다. 그 후에는 불확실성을 반영하기 위해 VIX지수와 미국 연방기금금리를 반영하기 위한 Shadowrate을 동시에 포함한 통화정책 반응함수를 추정하였다. 마지막으로 금융위기 이후 기간을 대상으로 통화정책 반응함수를 추정하였다.

전체 기간에 대해서 전형적인 테일러 룰 형태에 환율을 포함해 추정한 결과, 기준금리가 여러 환율 중에서 금융실효환율의 변동에 가장 큰 반응을 보였다. 금융실효환율지수가 투자자들의 자산투자 의도에 영향을 주는 지수<sup>10)</sup>로 해석되는 것을 고려하면, 금융실효환율지수는 글로벌 불확실성과 미국 연방기금금리가 기준금리에 미치는 영향에 대한 정보를 다른 환율지수보다 잘 반영하고 있을 가능성이 크다. 따라서 이를 확인하기 위해 테일러 룰에 환율 뿐만 아니라 글로벌 불확실성을 통제하기 위한 VIX지수와 미국 연방기금금리를 통제하기 위한 Shadowrate을 동시에 포함하여 추정하였다. 이렇게 추정할 경우, 기준금리가 환율에 반응하지 않는 것으로 추정되었다. 이는 기준금리가 환율에 직접적으로 반응한 것이 아니라 세계 경제 불확실성과 미국 연방기금금리에 반응했던 것을 시사한다.

금융위기 이후에 한국은행 통화신용정책보고서와 금융통화위원회 의사록에 단어 “불확실성”과 “환율”에 대한 언급이 급격하게 증가한 것을 확인할 수 있었다. 이는 금융위기 이후에 한국은행이 기준금리 결정 과정 행태에 변화가 있었다는 것을 시사한다. 이를 확인하기 위해 금융위기

---

10) Gelman et al. (2014) 참고

이후 기간을 대상으로 환율, VIX지수, Shadowrate을 모두 포함한 통화 정책 반응함수를 추정하였다. 추정 결과, 앞선 결과와 다르게 불확실성과 미국 연방기금금리를 통제했음에도 불구하고 기준금리가 환율 변동에 반응하는 것을 확인하였다. 금융통화위원회 의결사항에도 ‘환율’에 대한 언급이 증가한 것을 고려했을 때, 이는 금융위기 이후에 한국은행이 기준금리 결정 과정에서 환율 변동에 직접적으로 관심을 가진 것을 시사한다.

## 참고문헌

곽노선·김원혁(2016), “글로벌 금융위기 전후 한국의 통화정책 반응함수 추정” 경제학연구 제64 집 제 4호

김경원,문규현(2010), “글로벌 금융위기 전후 미국과 중국 주식시장이 한국 주식시장에 미치는 정보전이 효과 비교” 국제경영연구 21(2), 61-80

김종선(2014), “글로벌 금융위기 전후 원화의 환율변동성이 대일 수출 변화에 미친 영향,” 무역보험연구 15(2) 193-124

김소영·이윤석·민경희(2017), “금융글로벌화와 금융실효환율,” Journal of Economic Theory and Econometrics, Vol. 28, No. 2, Jun. 2017, 84 - 111

박원암(2010), “글로벌 금융위기와 물가안정목표제 평가: 근원인플레이션을 중심으로,” 『한국개발연구』, 32(3), 1-32

신관호(2007), “외환위기 이후 통화 및 환율정책의 평가,” 『경제학연구』 55(4), 275-312

홍정효(2011), “글로벌 금융위기 전후 원달러 현선물시장 수익률 및 거래량간의 선도,” 아태경상저널 3(2), 71-92

한국은행 통화신용정책보고서(2002-2014)

한국은행 금융통화위원회 의결사항 (2002-2014)

Carlos Carvalho, Fernanda Nechio, and Tiago Tristao. (2018) “Taylor Rule Estimation by OLS” Federal Reserve Bank of Sanfrancisco working paper series

Clarida, Richard, Gali and Gertler, Mark(1998), “Monetary Policy Rules in Practice Some International Evidence,” *European Economic Review* 42(6), 1033-67

Coibion, Oliver, and Yuriy Gorodnichenko. 2011. “Monetary Policy, Trend Inflation, and the Great Moderation: An Alternative Interpretation.” *American Economic Review*, 101(1):341-70.

Lane, Philip R., and Jay C. Shambaugh. (2010). “Financial Exchange Rates and International Currency Exposures,” *The American Economic Review* 100(1), 518-840.

Orphanides, Athanasios, (2004). “Monetary Policy Rules, Macroeconomic Stability, and Inflation: A View from the Trenches,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Blackwell Publishing, vol.36(2), pages 151-175, April

Gelman, Maria, Jochem, Axel, Reitz, Stefan, and Taylor, Mark P. 2014. “Real financial market exchange rates and capital flows.” Kiel

Institute for the World Economy Working Paper 1945.

Goodfriend, M., Spring 1991. Interest rate smoothing and the conduct of monetary policy. In: Proc. Carnegie–Rochester Conf. on Public Policy, pp. 7–30.

Wu, J. C. and F. D. Xia, “Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 48, No. 2-3, 2016, pp.253-291

<부록1> 모형의 선택

	미래 전망형(forward-looking) 12개월 뒤 인플레이션, 총생산갭		혼합형(mixed) 12개월 뒤 인플레이션 사용		혼합형(mixed) 12개월 뒤 총생산갭 사용		현재기간(contemporaneous)	
	BIS 실효환 율	금융실 효환율	BIS 실효환 율	금융실 효환율	BIS 실효환 율	금융실 효환율	BIS 실효환 율	금융 실효 환율
$\phi_{\pi}$	0.281* (0.145)	0.371* (0.199)	0.310** (0.133)	0.412** (0.184)	0.426*** (0.112)	0.560*** (0.165)	0.414*** (0.106)	0.557*** (0.155)
$\phi_y$	10.23 (9.495)	13.75 (13.29)	32.83*** (11.31)	45.72*** (17.25)	6.857 (6.576)	9.393 (9.353)	22.26*** (8.005)	32.09*** (12.04)
환율	8.240*** (1.881)	-13.35*** (4.344)	8.623*** (1.745)	-14.52*** (4.172)	8.627*** (1.283)	-14.65*** (3.103)	8.996*** (1.244)	-15.71** (3.074)
$\beta_1$	1.566*** (0.0631)	1.602*** (0.0610)	1.448*** (0.0709)	1.483*** (0.0693)	1.524*** (0.0639)	1.572*** (0.0614)	1.416*** (0.0714)	1.460*** (0.0695)
$\beta_2$	-0.614*** (0.0607)	-0.637*** (0.0600)	-0.499*** (0.0684)	-0.521*** (0.0682)	-0.592*** (0.0600)	-0.621*** (0.0594)	-0.486*** (0.0678)	-0.510** (0.0676)
상수항	-1.737*** (0.424)	2.234*** (0.585)	-1.945*** (0.415)	2.554*** (0.574)	-2.604*** (0.511)	3.357*** (0.696)	-2.801*** (0.500)	3.699*** (0.683)
AIC	-258.60	-255.20	-268.62	-265.26	-263.30	-259.01	-272.1	-268.3
BIC	-240.74	-237.34	-250.76	-247.40	-245.44	-241.15	-254.3	-250.5
Obs.	145	145	145	145	145	145	145	145
R <sup>2</sup>	0.990	0.990	0.991	0.990	0.990	0.990	0.991	0.991

Standard errors in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

## Abstract

# Financial Exchange Rate and the Changes of Korea's Monetary Policy After the Global Financial Crisis

Chul Hoon Jo

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This paper analyzed the effect of the exchange rate fluctuation on the BOK's decision on the benchmark interest rate. As the globalization of the global economy progressed, so did the links in the financial sector. As a results, the importance of the paths in which exchange rates affect the value of external assets and liabilities is enhanced as well as the paths in which they affect the economy by changing the trade environment. In this paper, for the first time, I

used the financial effective exchange rate to estimate monetary policy response function. The main results of this paper are as follows. First, the estimation results showed that the benchmark interest rate was all significantly responsive to inflationary pressure, the gross domestic product gap and the exchange rate. Second, among the various exchange rates, the benchmark interest rate was most responsive to the changes in the financial effective exchange rate. Third, exchange rates are no longer significant variables when federal funds rate and global uncertainty were controlled. This indicates that Bank of Korea do not directly respond to exchange rate but responds to federal funds rate and global uncertainty. Fourth, after the financial crisis, the exchange rate is estimated to be statistically significant variable despite global uncertainty and federal funds rate were controlled. This suggests that after the financial crisis, the Bank of Korea directly referred to changes in the exchange rate in determining the benchmark interest rate. Fifth, after the financial crisis, the Bank of Korea's benchmark interest rate was estimated to have reacted in different directions to the trade and financial effective exchange rates.

**keywords : monetary policy, taylor rule, financial effective exchange rate, BIS effective exchange rate, global financial crisis**

*student number : 2016-20170*