

우리나라 외환시장 오퍼레이션의 행태 및 환율변동성 완화 효과*

최경욱** · 박준서***

본 연구는 우리나라의 외환시장 오퍼레이션이 시장안정화를 위한 역풍정책(leaning against the wind) 방식이었는지, 환율변동성에는 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하였다. 전자를 위해서 중앙은행의 손실함수를 활용하여 1994년부터 2018년까지의 월별 명목환율과 외환보유액 증감 간의 관계를 분석하였다. 후자를 위해서는 1999년 1월부터 2018년 12월까지의 월별 시장 오퍼레이션 추정치 및 여타 통제변수를 활용하여 2SLS 회귀분석 및 분위회귀분석을 실행하였다. 실증분석 결과 우리나라 외환시장 오퍼레이션은 역풍정책 방식으로 실행되었음을 알 수 있었고, 환율질상 또는 절하에 대한 비대칭성은 시장 상황에 따라 변하였던 것으로 확인되었다. 또한 우리나라 외환시장 오퍼레이션은 환율변동성을 완화시키는 효과가 있는 것으로 나타났다.

핵심주제어: 외환시장 오퍼레이션, 역풍정책, 환율변동성 완화, 손실함수, 2SLS 회귀분석
경제학문헌목록 주제분류: C13, E31, F41

* 이 논문은 한국은행 경제연구원의 BOK 경제연구에 게재되었던 동일 제목의 working paper(No. 2020-4)를 수정한 것이다. 이 논문의 연구 내용은 저자의 개인 의견이며, 한국은행의 공식 견해와 무관함을 밝힌다.

** 교신저자, 서울시립대학교 경제학부 교수, 전화: (02) 6490-2064, E-mail: kwchoi@office.uos.ac.kr

*** 주저자, 서울시립대학교 경제학부 박사과정 수료, 전화: (02) 759-5782, E-mail: anyal35@uos.ac.kr

논문투고일: 2020. 4. 10 수정일: 2020. 6. 11 게재확정일: 2020. 6. 27

I. 서론

외환시장 오퍼레이션의 동기는 크게 위기 시에 대비한 예비적 동기, 균형환율로의 회귀, 환율변동성 완화를 통한 시장안정 등이 있다. 예비적 동기의 대표적 예로 외환위기를 경험한 아시아 국가들의 외환보유액 축적을 들 수 있다. 외환보유액 축적은 위기 시 환율 압력에 대비하는 보험 역할을 할 수 있으나, 보유액 축적규모가 커질 경우 재원 및 자산운용에 있어서 고비용과 비효율적 자본 배분 등의 비판이 제기된다. 한편, 환율이 경제 여건에 비추어 과대 또는 과소평가되었다고 판단할 경우 중앙은행은 동 불균형을 교정하기 위해 외환시장에 참여하는데, 균형환율의 산출과 오퍼레이션 목표의 달성 가능성 등에 의문이 제기될 수 있고 나아가 수출 가격경쟁력 유지를 위한 중상주의 정책으로 흐르기 쉽다. 환율변동성 완화는 중앙은행들이 가장 많이 주장하는 외환시장 오퍼레이션의 동기로서 환율변동에 대한 불확실성을 감소시켜 경제안정화를 유도하는 데 목적이 있으나, 빈번한 오퍼레이션은 시장의 자율적 조정 기능을 약화시키고 리스크를 제한함으로써 투기적 포지션을 확대시킬 가능성이 있다. 하지만 현실에 있어서는 중앙은행의 외환시장 오퍼레이션이 특정 목적만을 위해 실행되는 것은 아니며 경제 상황에 따라 복합적으로 발생하기 마련이다. 이에 따라 일국의 외환시장 오퍼레이션이 어떤 목적을 주목표로 하여 일관성 있게 실행되어지고 있는지가 타 국가와의 관계에서 매우 중요한 문제로 떠오르게 되는 것이다.

따라서 특정 국가가 표방하는 외환시장 오퍼레이션의 동기와 이를 둘러싼 이해관계 국가가 갖는 인식의 차가 클 경우 상호간 심각한 마찰의 원인이 될 수 있기 때문에 외환시장 오퍼레이션의 형태와 환율에 미치는 영향을 정확히 규정하고 분석할 필요가 있다. 대표적인 예로 미재무부는 1988년 10월부터 대미 무역수지 흑자가 상당한 국가들의 경제 여건, 환율조작 여부 등에 대한 조사보고서를 작성하여 상원 및 하원 앞으로 제출하여 왔는데, 우리나라는 이때부터 환율정책과 관련하여 미국과 양자 간 협의를 진행해 오고 있다. 2016년 4월부터는 한국, 중국, 독일, 일본 등 주요 대미 무역수지 흑자 국가들을 환율 관찰 대상국으로 지정하고 요건 충족 시 환율조작국으로 지정할 수 있음을 적시하였다. 이에 따라 그동안 외환시장 오퍼레이션의 수출 가격경쟁력 유지 목적 및 불투명성 등의 이유로 미국으로부터 환율정책과 관련한 압박을 받아오던 우리나라 외환당국(한국은행 및 외국환평형기금)도 투명성 제고 차원에서 2019년 3월 및 9월 말에는 외

환시장 오퍼레이션의 반기규모(순액기준)를 발표하고 2019년 12월 말부터는 분기 자료를 발표하기로 하였다.

외환시장 오퍼레이션의 역사를 간략히 살펴보면, 1970년대 초 브레튼우즈 체제가 무너지고 변동환율제로 전환되면서 서구 국가들이 80년대 중·후반 대규모로 외환시장에 참여하였다. 미국의 경우 유가폭등, 높은 인플레이션 및 국제수지 악화 등으로 미달러화 약세 압력이 거세짐에 따라 1978년 11월 미달러화 지지를 위한 300억 달러의 기금을 조성하고 이후 타국 중앙은행들과의 공조 오퍼레이션 등을 통해 외환시장에 참여하였다. 이후 많은 국가들이 수출의 가격경쟁력 확보, 외환보유액의 축적 등을 목적으로 외환시장에 참여하여 왔는데, Bresser Pereira (2004a)는 특히 자국 화폐가치의 상대적 저평가를 동아시아 국가들의 성장전략에 있어 중요한 요소였던 것으로 보았다. 글로벌 금융위기 이후에는 급격한 자본이동이 환율경로를 통하여 금융 및 실물경제에 미치는 부정적 영향을 차단하고자 각국 중앙은행들이 금융안정에 중점을 두며 외환시장에 참여하여 왔다. 국내 경제의 규모가 작고 선진국들에 비해 상대적으로 외환시장이 미성숙한 신흥국들은 외환시장 오퍼레이션을 매우 중요한 정책 수단으로 적극적으로 활용하여 온 것이다. 이와 같이 2000년대 들어 자본이동의 영향이 이슈가 되면서 신흥국 사례를 대상으로 한 연구가 활발히 이루어졌고 Fratzscher *et al.*(2015), Domanski *et al.*(2016) 등은 신흥국의 외환시장 오퍼레이션을 금융안정 측면에 있어서 독립된 정책 수단으로 재평가하였다.

그러나 아직도 무역과 관련하여서는 환율정책이 수출 가격경쟁력 위주로 이슈가 되고 있어서, 시장안정화 목적의 오퍼레이션이 필요한 경우에도 이를 제대로 실행하기 어려운 상황이 야기될 수도 있다. 따라서 최근 우리나라의 외환시장 오퍼레이션 행태와 원달러 환율에 미친 영향이 수출 가격경쟁력 유지를 위한 목적으로 행해지고 있었는지 아니면 일시적 환율충격에 대응한 시장안정화에 있었는지를 실증적으로 확인하는 것은 향후 환율정책과 관련한 대응 방향 설정에 있어 상당한 의미가 있다고 할 수 있다.

한편, 우리나라 외환시장 오퍼레이션 행태 및 효과에 대한 기존 국내 연구는 대부분 1997년 12월 자유변동환율제 도입 이전 기간을 대상으로 이루어진 것이다. 외환위기 직후 이환호·윤경석(2001), 유상대(2003)의 연구 결과도 그 이전 연구 결과와 마찬가지로 외환시장 오퍼레이션을 통해 원달러 환율절하 등 외환당국이 원하는 방향으로 환율이 움직였음을 보여주고 있다. 그러나 국내적으로는 자유변동환율제로 이행되고 국제적으로는 자본이동이 활발해지고 시장의 힘이

커진 2000년 이후 최근까지의 기간 중에도 외환시장 오퍼레이션의 목적이 시장 안정화였는지, 소기의 목적은 달성했는지에 대한 분석은 사례를 찾아보기 어렵다.

상기와 같은 배경 하에 본고에서는 2000년 이후 기간을 포함한 우리나라의 외환시장 오퍼레이션이 시장안정화 및 환율변동성에 미친 영향을 종합적으로 실증 분석하고 있다. 전자를 위해서 기존 연구의 형태 모형과 달리 중앙은행의 손실함수(loss function)를 활용하여 1994년부터 2018년까지의 월말 명목환율과 외환보유액 증감 간의 관계를 보다 정교하게 분석하였다. 후자를 위해서는 1999년부터 2018년까지의 월중 시장 오퍼레이션 추정치 및 포트폴리오 투자흐름 등 여타 통제변수를 활용하여 도구변수를 이용한 2SLS(two-stage least squares) 회귀분석 및 분위회귀분석(quantile regression)을 실행하였다. 이를 통해 환율의 변동성 구간별 외환시장 오퍼레이션의 시장안정화 효과를 분석하였다. 실증분석 결과, 첫째 우리나라 외환시장 오퍼레이션은 역풍정책 방식으로 실행되었음을 알 수 있었고, 환율절상 또는 절하에 대한 비대칭성은 시장 상황에 따라 변화했던 것으로 확인되었다. 둘째, 우리나라 외환시장 오퍼레이션은 환율변동성을 완화시킨 것으로 나타났으며, 변동성이 큰 구간에서 효과가 보다 뚜렷하였다. 본고의 연구 결과는 글로벌 금융위기 이후 외환시장 오퍼레이션이 자본이동 관리의 정책 수단으로 재조명되는 최근 연구흐름과 결을 같이 하며 외환시장 오퍼레이션의 금융안정 목적과도 부합하는 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. II절에서 외환시장 오퍼레이션의 전달경로 및 유효성 등에 관한 연구흐름을 살펴보았다. III절에서는 2000년대 이후 외환시장 오퍼레이션 관련 환경 변화 및 환율충격에 대한 각 대응수단별 장단점을 살펴보고, IV절에서는 중앙은행의 손실함수를 이용하여 우리나라 외환시장 오퍼레이션의 비대칭성 여부를 평가하고, 아울러 도구변수를 사용한 2SLS 기법을 활용하여 외환시장 오퍼레이션이 환율변동성에 미친 영향을 분석하였다. 끝으로 V절에서는 실증분석 결과를 토대로 결론 및 시사점을 정리하였다.

II. 선행연구 개관

외환시장 오퍼레이션¹⁾이 환율에 미치는 영향과 관련하여 전달경로, 시장 오퍼

1) 여기서 외환시장 오퍼레이션은 불태화 조치가 후속되는 경우를 의미한다. 본원통화의 증감이 초래되어 태화하는 경우는 통화정책에 가깝다 할 수 있다.

레이션 방법, 시장 오퍼레이션의 유효성 여부 등에 대해 많은 연구들이 있어 왔으나 아직까지 이에 대한 학계의 통일된 최종적 견해는 정립되어 있지 않다. 이는 각국의 환율 및 통화 정책 체계, 외환시장 성숙도, 변화무쌍한 국제 금융시장 환경, 연구방법론 차이, 분석 데이터의 한계 등에 기인하는바 어찌면 당연한 현상일 수 있다. 여기서는 그동안 선행연구들의 흐름을 간략히 설명함으로써 우리나라의 외환시장 오퍼레이션에 대해 보다 입체적으로 이해하고 평가하는 데 도움이 되고자 한다.

1. 전달경로

외환시장 오퍼레이션이 환율에 미치는 경로는 크게 포트폴리오 밸런싱 경로(portfolio balancing channel)와 신호경로(signalling or expectation channel)로 나누어진다. 포트폴리오 밸런싱 경로는 중앙은행의 외환매입 또는 매도가 국내외 자산의 상대적 수급 및 기대수익률에 영향을 주어 환율에 영향을 미친다는 것이다. Kearney and McDonald(1986)는 1973년에서 1983년까지의 파운드화/미달러화 환율을 대상으로 시뮬레이션을 실행한 결과, 국내외 채권의 불완전 대체성만으로도 외환시장 오퍼레이션이 환율에 유효한 영향을 미친다고 하였다. 그러나 2000년대 이후 외환시장의 규모가 급속히 커지면서 동 채널이 제대로 작동할지에 대한 의문이 제기되고 있다. 다만 Galati and Melick(2002), Humpage(2003) 등은 자국 채권과 해외 채권의 대체성이 낮고 국내 채권시장 규모에 비하여 상대적으로 큰 규모의 외환보유액을 보유하고 있는 신흥국의 경우에는 포트폴리오 밸런싱 경로가 보다 유효한 것으로 평가하였다.

신호경로는 중앙은행이 일반 시장참가자들보다 거시경제에 대한 정보 우월성을 가지고 있음을 전제로 하며, 외환시장 오퍼레이션이 미래의 통화정책 방향에 대한 정보를 제공함으로써 환율에 영향을 주게 된다는 것이다. Mussa(1981)는 중앙은행이 손실 가능성을 무릅쓰고 외환의 오픈포지션을 취하는 것이 시장참가자들의 신뢰에 영향을 주어 신호경로가 작동한다고 하였다. 그러나 신호경로에 대한 실증적 증거를 찾아내기 어렵고 동 채널이 지속적으로 유효하려면 통화정책의 적합한 변화가 수반되어야 한다는 점에서 이에 기반한 외환시장 오퍼레이션은 독립적인 정책 수단이 되기 어렵다는 비판적 견해가 있다. Canales-Kriljenko *et al.*(2003)는 신흥국의 경우 외환시장의 역사가 짧고 중앙은행에 대한 신뢰도가 대체로 낮아 신호효과가 미미하다고 하였으나, Tapia and Tokman(2004)은 신호

효과가 있다는 입장인 반면 Domaç and Mendoza(2002)는 없다는 입장인 등 연구자들에 따라 실증분석 결과가 상반되게 나오고 있어 실제로 신흥국 중앙은행의 정책전달 능력이 떨어지는 것인지는 불분명하다.

비교적 최근에는 신흥국의 경우 강력한 보고의무를 기반으로 한 중앙은행의 정보우위와 시장 오퍼레이션 사실을 전파하는 외환딜러의 역할 등에 주목하는 주문흐름 경로(order-flow channel)가 주목²⁾받고 있다. Chutasripanich and Yetman(2015)은 외환시장 오퍼레이션의 효과와 관련하여 포트폴리오 밸런싱 경로 및 주문흐름 경로의 경우 오퍼레이션 규모가 상당히 커야 하는 반면 신호채널의 경우에는 실증 증거를 찾기 어렵다는 입장이다. 우리나라의 경우 외환보유액 규모, 외국환은행들의 보고의무, 상세한 오퍼레이션 내용의 비공개 등을 감안할 때 아직까지는 포트폴리오 밸런싱 경로와 주문흐름 경로를 기반으로 한 설명이 보다 적합한 것으로 보인다.

2. 오퍼레이션 방법

외환시장 오퍼레이션 방법으로는 준칙 오퍼레이션(rule-based)과 재량적 오퍼레이션(discretionary)이 있다. 대체로 일시적인 충격에 대한 대응은 재량적 오퍼레이션이 효과적이고, 장기적 관점에서는 정책당국의 신뢰성 및 오퍼레이션의 투명성을 바탕으로 한 준칙을 기반으로 오퍼레이션하는 것이 바람직하다는 견해이다. Krugman(1991), Basu(2012) 등은 중앙은행에 대한 신뢰를 바탕으로 한 준칙에 따른 오퍼레이션을 지지하였으며 Vitale(2002), Canales-Kriljenko *et al.*(2003), King(2003) 등은 시장에 예상치 못한 충격을 주는 것이 효과적이라며 재량적 오퍼레이션을 지지하였다. 한편, Fatum and King(2005), Adler and Tovar(2011) 등은 준칙 오퍼레이션이나 재량적 오퍼레이션이냐는 것보다는 환율의 과대평가(over-valuation) 여부가 중요하다고 하였다. Sarno and Taylor(2001)도 재량에 기반한 비밀스러운 오퍼레이션이 효과성에 있어서 크게 중요하지는 않다는 입장이다. 우리나라의 외환시장 오퍼레이션은 일시적인 환율충격 완화에 중점을 둔 재량적 오퍼레이션에 가깝다.

2) Humpage(2003).

3. 유효성

1980년대 연구 결과는 대체로 외환시장 오퍼레이션의 유효성이 없다는 쪽³⁾이었으나, 1990년대 이후에는 이전에 비해 보다 구체적인 자료 입수가 가능해지고 새로운 방법론 등이 적용되면서 유효성을 지지하는 연구 결과⁴⁾가 많이 나오고 있다.

선진국의 외환시장 오퍼레이션에 대한 연구 결과는 연구자마다 상이한 방법론 및 일반적 환율결정 모델의 부재 등으로 외환시장 오퍼레이션의 유효성 여부에 대한 견해가 엇갈리고는 있으나, 대체적인 견해는 통화정책 체계나 오퍼레이션 사실의 공포 여부 등에 따라 오퍼레이션 효과가 상당히 다르고 자국통화의 약세보다 강세를 방어하는 경우에 더 효과적⁵⁾이며, 외환시장이 성숙할수록 오퍼레이션 효과가 적고,⁶⁾ 시장 오퍼레이션 효과는 환율수준의 변화⁷⁾보다는 환율변동성에 있어서 더욱 뚜렷이 나타난다⁸⁾는 것이다. Bofinger and Wollmershaeuser(2001), Goldstein(2002), Truman(2003) 등은 외환시장 오퍼레이션이 소규모 개방경제가 직면하는 과도한 환율변동성을 완화시킴으로써 인플레이션과 실물경제 간의 안정된 관계를 유도하였다고 평가한 반면, Galati *et al.*(2005)는 옵션 정보를 이용하여 분석한 결과 대체로 중앙은행의 외환시장 오퍼레이션이 환율의 평균 또는 분산에 통계적으로 체계적인 영향을 끼치지 않는다고 결론지었다. Vitale(2002)는 외환시장 오퍼레이션이 체계적인 정책효과를 얻지는 못하나 외환시장 참가자와 임금결정자의 환율수준에 대한 불확실성을 줄여주면서 경제를 안정화시키는 역할을 한다고 하였다.

한편, Canales-Kriljenko *et al.*(2003), Guimarães and Karacadağ(2004) 등은 신흥국의 경우 외환시장 규모 대비 오퍼레이션 규모의 상대적 크기, 국제 자본시장 접근에 대한 자본통제의 존재, 엄격한 보고의무, 기초 경제 여건 및 주문흐름

3) Almekinders(1995), Edison(1993).

4) Dominguez and Frankel(1993), Reitz(2002), Fatum and Hutchison(2003), Disyatat and Galati(2005), Kearns and Rigibon(2005).

5) Barabas(2003), Domaç and Mendoza(2002).

6) Rhee and Song(1999).

7) Rhee and Song(1999), Domaç and Mendoza(2002), 유상대(2003), Tapia and Tokman(2004) 등은 외환시장 오퍼레이션이 환율수준에 영향을 미친다고 보았고, Sahadevan(2001), Pattanaik and Sahoo(2002), Abenoja(2003), Guimarães and Karacadağ(2004) 등은 뚜렷한 효과가 없다고 보았다.

8) Domaç and Mendoza(2002), Pattanaik and Sahoo(2002), Abenoja(2003), Ito(2003), Égert and Komárek(2005).

에 대한 중앙은행의 정보우위 존재 등으로 선진국에 비해 외환시장 오퍼레이션의 효과가 보다 큰 것으로 평가하였다. Domaç and Mendoza(2002)는 멕시코와 터키의 외환시장 오퍼레이션 자료를 분석하여 오퍼레이션 규모가 크고 빈도가 높을수록 환율변동성이 축소된 것을 확인하였으며, Disyatat and Galati(2005)와 Geršl and Holub(2006)은 2001~2002년 중 체코의 외환시장 오퍼레이션 자료를 이용하여 외환시장 오퍼레이션은 체코 코로나 환율의 수준 및 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미치기는 하였으나 그 효과는 단기적이며 경제적으로 큰 의미는 없었다고 하였다.

유상대(2003)는 1999년 6월에서 2002년 4월 중 일별 자료를 활용하여 매매 오퍼레이션 및 구두 오퍼레이션이 원달러 환율변화율 및 원달러 외환옵션의 내재 변동성에 미치는 영향을 분석하였는데, 시장 오퍼레이션의 대응함수와 시차 모형을 적용하였으며 변수로는 매매 오퍼레이션, 구두 오퍼레이션, 주가수익률, 콜금리 및 각 변수의 시차변수를 이용하였다. 분석 결과 매매 오퍼레이션은 정책당국의 의도대로 환율 방향을 변화시켰으며 환율의 기대변동성을 확대시킨 것으로 나타났다.

4. 새로운 연구흐름

1990년대까지는 오퍼레이션 자료의 입수 문제 등으로 주로 선진국의 외환시장 오퍼레이션을 대상으로 연구가 이루어졌으나, 2000년대 들어서는 신흥국의 외환시장 오퍼레이션에 대한 연구가 활발히 진행되었으며 글로벌 금융위기 이후로는 관심의 초점이 외환시장 오퍼레이션이 갖는 금융안정 및 자본이동 관리의 정책 수단 측면으로 옮겨갔다.

Domaç and Mendoza(2002)는 외환시장 오퍼레이션이 특정 환율수준 유지와 같은 목표를 달성하려는 것이 아니라면 물가안정목표제 하에서 인플레이션과 금융안정에 대한 일시적 환율충격의 부정적 영향을 조정하는 데 있어 유용한 역할을 한다고 하였다. Newman, Potter, and Wright(2011)는 1989~2010년 중 호주 중앙은행의 외환시장 오퍼레이션이 환율에 미치는 영향을 분석한 결과 외환시장이 성숙하고 자본이동이 자유로운 경우 외환시장 오퍼레이션의 효과는 매우 단기적이거나, 시장기능이 제대로 작동하지 않는 경우 외환시장 오퍼레이션은 매우 중요한 시장안정화 역할을 한다고 주장하였다. Montoro and Oritz(2013)는 외환시장 오퍼레이션이 경제 주체들 간 정보가 상이할 경우 환율과 기초 경제 여건

간의 연결을 강화하는 효과적 수단이라고 평가하였으며, Chutasripanich and Yetman(2015)은 글로벌 금융위기 이후 급격한 자본유입으로 인한 통화절상 압력, 자본 배분의 왜곡, 인플레이션 조절 능력의 저하, 중앙은행 독립성에 대한 위협 등이 아시아 중앙은행들로 하여금 외환시장 오퍼레이션을 적극적으로 실행하게끔 만든 계기로 보았다.

Blanchard, Adler, and Filho(2015)는 소규모 개방경제인 선진국 및 신흥국 26개국을 floater와 intervener로 구분하여 1990~2013년 중 글로벌 자본유입의 환율에 대한 국가별 영향을 VAR 모형으로 측정하여 분석한 결과, 대규모 외환시장 오퍼레이션이 글로벌 자본유입에 따른 환율절상폭을 축소하고 이에 따라 예상절하폭도 감소시켜 자본유출을 감소시켰다고 하였다. 즉, 외환시장 오퍼레이션은 자본유입이 환율을 매개로 거시경제에 미치는 영향을 관리하는데 유용한 정책 수단이 될 수 있다는 것이다. 아울러 분석 대상 국가들은 글로벌 충격에 따른 환율변동에 대응함에 있어 이자율 정책에 의지하지 않았다고 하였다. Adler, Lisack, and Mano(2015)는 1996~2013년 중 52개국의 월별 데이터를 이용하여 도구변수 패널분석을 실행한 결과, 외환시장 오퍼레이션은 환율수준에 경제적 의미가 있는 수준의 영향을 미친 것을 확인하였다. 구체적으로는 GDP의 1%에 해당하는 외환매입이 명목환율과 실질환율을 각각 1.7~2.0%, 1.4~1.7% 절하시키는 것으로 나타났다. 한편, Blanchard(2016)는 선진국 통화정책으로 인한 자본유입이 신흥국 금융시스템 안정에 영향을 미칠 경우 이를 방어하기 위해서는 환율변동성을 제한하는 외환시장 오퍼레이션보다는 자본유입 자체를 제한하는 자본통제(capital control)가 더 효과적인 정책 수단이라는 의견을 제시하였다.

글로벌 금융위기 이후 중앙은행들은 자본이동의 영향을 완화하기 위해 현물환 및 외환파생상품 시장을 통해 외환시장에 활발히 참가⁹⁾하였으며, 국제 금융시장 충격의 파급효과(spillover effect)로 인해 국내 경제의 안정성이 위협받을 경우 외환시장 오퍼레이션을 통화정책을 보완할 수 있는 추가적 정책 수단으로 활용할 수 있다는 데에 주목하였다.¹⁰⁾ 학계에서는 중앙은행 외환시장 오퍼레이션의 유효성에 대해 회의적 견해가 지속되어 왔으나, Fratzscher *et al.*(2015)가 1995~2011년 중 33개 선진국 및 신흥국의 오퍼레이션 자료를 분석한 결과, 특히 신흥국 중앙은행들의 외환시장 오퍼레이션이 유효한 것으로 나타났으며 글로벌 금융위기 이후 외환시장 오퍼레이션은 통화정책과는 별개의 자본이동 관리 수단으로

9) Domanski, Kohlscheen, and Moreno(2016).

10) Cavallino(2019).

재조명 받고 있다.

III. 외환시장 환경 변화 및 정책 수단 평가

본 절에서는 2000년대 들어 우리나라의 외환시장 오퍼레이션 환경이 수출 가격경쟁력 유지가 정책의 우선순위를 차지했던 과거 1980~1990년대와 달리 어떻게 변화하였는지 살펴보고, 외환시장 오퍼레이션 이외의 정책 수단들에 대해 간략한 평가를 해보았다.

1997년 외환위기와 2000년대 무역 및 국제 자본이동의 급격한 확대 이후 우리나라 환율정책의 우선순위가 과거 고도성장기의 수출 가격경쟁력 유지에만 머물 수는 없게 되었다. 우리나라는 대만, 홍콩, 싱가포르 등과 함께 1970년대부터 수출주도 성장전략을 구사하면서 환율정책을 성장의 지렛대로 삼아 왔다. 수출의 가격경쟁력을 유지하기 위해 은행 간 외환시장에 빈번히 참여하여 원화의 실질 실효환율을 안정화¹¹⁾하려 하였고, 원화가치의 절하 시보다 절상 시에 보다 공격적으로 외환시장에 참여하는 등 비대칭적 오퍼레이션을 실행¹²⁾한 것으로 평가되었다. 이러한 배경으로 인해 한국과 대만은 1988년 10월 미국의 환율보고서가 처음 나온 이후 계속하여 미재무부와 환율정책에 대한 양자 간 협의를 해오고 있다.

한편, WTO 창설과 세계화 흐름으로 인해 2000년대 들어 국제무역 및 자본이동이 확대되었고, 우리나라의 경우 <그림 1>과 같이 경상수지 흑자 및 증권투자 유입이 장기적으로 지속됨에 따라 1997년 외환위기 직후와 2007~2008년 글로벌 금융위기를 제외하고는 원달러 환율이 추세적 절상 압력을 받았다. 1997년과 1998년 자유변동환율제 및 물가안정목표제¹³⁾가 각각 도입됨에 따라 통화정책은 장기적 관점에서 인플레이션, 생산량 등에 초점을 두게 되었고, 환율충격에 대한 대응은 외환보유액 축적, 글로벌 금융안전망 구축, 외환 건전성 제도 운용, 외환시장 오퍼레이션 등을 통해 이루어져야 하는 환경이 형성되었다. 이후 외환당국이 외화 유동성 축적과 자본유입의 충격을 흡수하기 위해 외환시장에 지속적으로 참여해 오며 따라 1998년 말 520억 달러였던 한국의 외환보유액 잔액은 2018년 말 현재 4,037억 달러에 이르렀다.

11) Dornbusch and Park(1999).

12) Rhee and Song(1999).

13) 자유변동환율제도는 1997년 12월부터, 물가안정목표제도는 1998년부터 시행되었다.

지금까지의 환율충격 시 대응 수단에 대하여 하나씩 간략히 살펴보면, 첫째 통화정책적 대응은 물가안정목표제 도입 이후 선택하기 어려운 수단이 되었다. Geršl and Holub(2006)에 따르면 수익률 차에 대한 단기 자본이동의 탄력성이 순간 무한대에 가까워 환율을 관리하려는 노력은 소용이 없어져 물가안정목표제 하에서의 환율 제도는 기본적으로 순수 자유변동환율제이어야 하고, 실제로 1990년대에 자유변동환율제를 채택한 다수 국가들이 물가안정목표제를 채택하였다. 이에 대해 Bofinger and Wollmershaeuser(2001), Goldstein(2002) 등은 물가안정목표제 하에서도 외환시장 오퍼레이션이 환율의 지나친 변동성을 감소시킴으로써 인플레이션과 생산 갭 간의 안정된 관계를 이끌 수 있다고 주장하였다.

둘째, 외환보유액 축적을 통해 위기 시 미달러화 등 국제 유동성을 신속히 공급하여 외환시장을 안정화하는 것이다. 최재용·우승준(2013)은 외환보유액 증가에 따른 금융안전망 제공이 해당 국가의 대외 신인도를 높여 대외충격에 대한 완충역할을 하게 되는 긍정적 효과가 있다고 하였으나 적정 보유액 수준과 관련한 보유비용 문제, 외환보유액 축적을 위해서는 지속적인 외환시장 오퍼레이션이 필요한 점, 위기 시 외환보유액의 급격한 감소 자체가 위기를 증폭시킬 수 있다는 점 등의 비판이 있다.

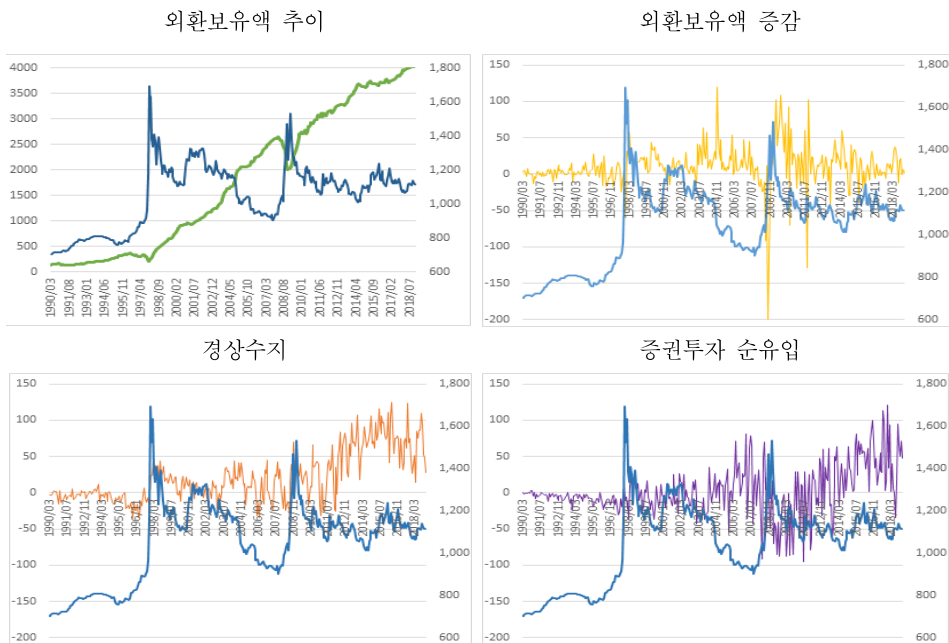
셋째, 국제기구를 중심으로 한 글로벌 금융안전망과 각 경제블록의 지역 금융안전망을 구축하여 위기 시 공동 대응을 하는 것이다. IMF, ASEAN+3(한국, 중국 및 일본) 등이 국제 및 지역 금융안전망을 구축하여 운영하고 있으나 실제 위기 발생 시 신속한 유동성 지원 가능성, 재원의 충분성, 수혜국에 대한 낙인효과 등과 관련한 논란이 지속되고 있다. 미달러화의 최종 공급자인 미연준은 도덕적 해이 등을 이유로 ECB, 영란은행 등 일부 선진국 이외는 미달러화 유동성 라인을 상설화하지 않고 있다. 과거 글로벌 금융위기 시 신흥국에 대해서는 선별적으로 미달러화 통화스왑을 체결한 바 있다.

넷째, 외환 건전성 제도는 거래한도 설정, 부담금 부과 등을 통해 급격한 자본 유출입을 예방하는 것이다. 이러한 목적으로 2010년 우리나라는 선물환포지션 규제, 외환 건전성 부담금 부과, 외국인 채권투자 과세 환원 등의 거시 건전성 제도를 도입·운용하였다. 그러나 근래 IMF가 자본이동 관리정책의 일환으로 외환 건전성 제도는 물론 자본통제까지 효과성 측면에서 긍정적 입장¹⁴⁾을 보이고 있는 것과는 달리, 2016년 OECD는 선물환포지션 규제를 자유로운 자본이동을 제한하는 조치로 보고 자본이동 자유화 규약 부속서의 유보조항으로 삼입하였다.

14) Blanchard(2016).

끝으로 외환시장 오퍼레이션은 외환당국이 외환시장의 수요공급에 직접적인 영향을 미쳐 환율수준 또는 환율변동성을 의도하는 방향으로 이끌어가는 것이다. 그러나 2000년대 이후 자본자유화 흐름으로 전 세계 외환시장 규모가 급격한 확대됨에 따라 외환당국의 외환시장 오퍼레이션이 과거와 같은 효과¹⁵⁾를 기대하기도 어려우며, ‘환율조작’으로 대변되는 미국의 거센 통상 압력이 지속되고 있어 우리나라 외환시장 오퍼레이션에 대한 외부의 인식을 변화시켜야만 하는 상황이다.

<그림 1> 원달러 환율과 외환보유액, 경상수지, 증권투자 유입액 추이



주: 외환보유액, 경상수지, 증권투자 순유입은 좌측(억 달러), 원달러 환율은 우측.

통화정책도 이론적으로는 환율충격에 대한 대응 수단이 될 수 있으나, 변동성이 심한 환율 움직임에 일일이 이자율 정책을 사용하기에는 현실적 어려움이 크다. 우리나라의 경우 이미 상당한 규모의 외화유동성을 보유하고 있어 추가적인 보유액 축적을 정책 목적으로 삼기에는 적당하지 않다. 글로벌 금융안정망의 경우도 낙인효과, 경제 주권의 침해 등과 같은 우려로 인해 손쉽게 선택할 수 있는

15) 이승호 외(1998), 유상대(2003).

수단은 아니다. 외환 건전성 정책은 OECD 사례와 같이 국제적 동의 내지 승인이 없을 경우 제도 운용에 상당한 제약이 가해질 수밖에 없다. 각각의 대응 수단들은 장단점이 있으나, 경상수지 및 자본유입에 따른 단기적인 환율충격에 대응하여 즉각적 실행과 효과를 기대할 수 있는 정책 수단은 외환시장 오퍼레이션이다. 특히, 글로벌 금융위기 이후 선진국 통화정책 등에 따른 자본유입 충격에 대한 정책 수단으로써 신흥국의 외환시장 오퍼레이션이 재조명되고 있다.

IV. 실증분석

본 절에서는 2000년대 이후 우리나라 외환시장 오퍼레이션의 행태와 원달러 환율의 변동성에 미친 영향을 실증분석을 통해 확인해 보고자 한다. 먼저 중앙은행의 손실함수를 통해 외환보유액 반응함수를 추정하여 우리나라 외환시장 오퍼레이션의 행태를 분석한 후, 외환시장 오퍼레이션이 환율변동성에 미친 영향을 분석하고자 한다. 분석의 목적이 상이하므로 각기 다른 모형을 사용하여 분석하였다.

1. 외환시장 오퍼레이션의 행태

1) 분석모형

외환당국은 전기말의 정보집합을 바탕으로 금기 초에 식 (1)과 같이 미래의 손실규모를 최소화할 수 있는 외환시장 오퍼레이션 규모(R_t : 외환보유액 변동률)를 결정한다. δ 는 할인율이고 L_t 는 기간 중 손실함수이다. 구체적인 손실함수 및 이후 전개 과정은 Srinivasan *et al.*(2009)의 선형지수 모델을 따른다.

$$\min_{(R_t)} E_{t-1} \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^{\tau} L_{t+\tau} \quad (1)$$

식 (2) 손실함수에서 R^* 는 최적외환보유액 변동률, \tilde{e} 는 환율(원/달러)의 변동률, e^* 는 외환당국의 목표환율 변동률이다. $\lambda (> 0)$ 는 상대적 가중치, γ 는 비대칭 선호계수이다. L_t 의 우변이 제곱 형태로 구성된 것은 외환보유액 변동률과 환

율 변동률이 최적 또는 목표수준에서 벗어날수록 손실이 커지도록하기 위한 것이다. 비대칭 선호계수 항을 세제곱 처리한 것은 환율의 특정 방향에 대한 비대칭 선호가 있을 경우 손실이 커지는 것을 반영하기 위함이다. $\gamma = 0$ 이면 외환당국의 손실함수는 대칭적이 되어 원달러 환율의 상승 및 하락에 대한 대응에 있어 차이가 없다고 해석할 수 있다. $\gamma < 0$ 이면 원화절상 시(\tilde{e} 가 음수) 손실함수가 커지게 되어 외환당국은 원화절상 시에 보다 강하게 대응하고, $\gamma > 0$ 이면 원화절하 시(\tilde{e} 가 양수)에 보다 강하게 대응한다.

$$L_t = \frac{1}{2}(R_t - R^*)^2 + \frac{\lambda}{2} \left\{ (\tilde{e}_t - e^*)^2 + \frac{\gamma}{3} (\tilde{e}_t - e^*)^3 \right\} \quad (2)$$

식 (3)에서는 외환시장 오퍼레이션이 환율절상 및 절하의 진폭을 약화시키는 것으로 가정한다. $a_1 > 0$ 이고 ε_t 는 평균 0, 분산 σ^2 인 독립적이고 동일한 분포 (independent and identically distributed)를 갖는 오차항이다.

$$\tilde{e} - e^* = a_0 + a_1 R_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

식 (3)의 제약 하에 식 (2)를 최소화하는 R_t 를 선택하면 식 (4)와 같은 외환보유액 반응함수를 얻는다. 우리나라 외환당국이 특정 목표환율을 갖고 있지 않고 있음을 천명해 온 점을 감안할 때 e^* 는 '0'으로 간주할 수 있다.

$$R_t = R^* - \lambda a_1 E_{t-1} \left\{ \tilde{e}_t + \frac{\gamma}{2} (\tilde{e}_t)^2 \right\} \quad (4)$$

식 (4)에서 기댓값을 실제값으로 치환하여 식 (5)와 같은 실증분석에 적합한 외환보유액 반응함수를 얻게 된다.

$$R_t = c + \alpha \tilde{e}_t + \beta (\tilde{e}_t)^2 + v_t \quad (5)$$

식 (5)에서 c 는 상수항, $\alpha = -\lambda a_1$, $\beta = -\lambda a_1 \gamma / 2$ 이며, 최종적 관심변수인 $\gamma = 2\beta / \alpha$ 이다. 식 (5)에서 $(\tilde{e}_t)^2$ 이 역할을 하려면 β 값의 '0' 여부를 검정하면 되는데 이는 곧 γ 값의 '0' 여부를 검정하는 것과 동일하다. γ 값이 '0'이 아닌 것으로

로 나타나면 외환당국이 환율절상(절하)에 대하여 비대칭적인 반응을 한다는 것을 의미한다. 실증분석 결과 α 값이 마이너스로 나타나면 식 (3)에서 가정한 바와 같이 외환당국이 환율절상 및 절하의 폭을 완화시키는 역풍정책 방식의 시장 오퍼레이션을 행한 것으로 해석할 수 있다. α 가 마이너스 값을 가지면 환율이 절상($\tilde{e}_t < 0$)될 경우 외환당국이 절상폭을 완화시키기 위해 외환매입 오퍼레이션을 실행함에 따라 외환보유액이 증가($R_t > 0$)하기 때문이다.

2) 데이터

분석 대상 기간은 1994년 1월부터 2018년 12월까지이다. 종속변수로는 외환보유액 월중 증감률($R_t = \Delta \log \text{외환보유액} * 100$)을 외환시장 오퍼레이션 규모의 대응변수로 사용하였고, 설명변수로는 월말 원달러 명목환율의 변동률($\tilde{e}_t = \Delta \log e_t * 100$)과 동 변동률의 제곱값($(\tilde{e}_t)^2$)을 사용하였다. 환율변동과 외환시장 오퍼레이션 간의 내생성 문제를 처리하기 위해 명목환율의 변동률에 대한 도구변수로 R_t 및 e_t 의 시차변수(각각 lag1~lag12), 미연방기금금리(EFFR)의 현재값 및 시차변수(lag1~lag12)를 이용하였다. 외환보유액과 원달러 환율 데이터는 한국은행 경제통계시스템에서, 미연방기금금리는 세인트루이스 연준 홈페이지에서 구하였다. 식 (5)의 계수 α , β 는 GMM(Generalized Method of Moments) 모형으로 추정하였으며, 표준오차 추정 시 Newey-West 공분산 행렬을 이용하였다. γ 값 표준오차는 델타 방식(delta method)으로 추정하였으며, 도구변수 사용에 따른 과대 식별의 유효성은 J-test(Hansen's test)를 통해 검정하였다.

<표 1> 단위근 검정 결과를 보면, 변수 R , \tilde{e} , $(\tilde{e})^2$ 는 ADF, Phillips-Perron 검정에서 1% 유의수준에서 귀무가설(H_0 : 단위근 존재)을 기각하였으며 KPSS 검정의 경우에도 귀무가설(H_0 : 단위근 없음)을 기각할 수 없었다. 변수 EFFR의 경우도 ADF 검정에서 1% 유의수준 하에서 귀무가설(각각 H_0 : 단위근 존재)을 기각하였다.

데이터 분포를 보면, 변수 R 과 \tilde{e} 의 경우 표준편차가 평균값에 비해 크게 나타나는데, 이는 두 변수가 평소에는 별다른 변화가 없다가 외환위기나 글로벌 금융위기 같은 금융시장 혼란기에 환율이 큰 폭 상승하고 이에 대한 대응으로 외환시장 오퍼레이션이 이루어지면서 외환보유액이 상대적으로 크게 감소하는 데 기인하는 것으로 보인다. 이는 변수 R 의 왜도가 마이너스이고 변수 \tilde{e} 의 왜도는

플러스로 나오는 것으로 확인된다. 변수 R , \tilde{e} 및 $(\tilde{e})^2$ 등은 첨도가 매우 높아 관측치들이 평균값 주위에 집중되어 있는 반면 변수 EFFR은 평균과 표준편차의 값이 비슷하고 왜도 및 첨도도 상대적으로 낮은 수준이어서 관측치들이 넓게 펼쳐져 있는 분포를 갖고 있다.

<표 1> 데이터 특성(1994년 1월~2018년 12월)

a. 단위근 검정 (상수+추세)

| 변수 | ADF | Phillips-Perron | KPSS | 변수 | ADF | Phillips-Perron | KPSS |
|-----------------|-------------|-----------------|-----------|-------------|-------------|-----------------|-----------|
| R | -7.477a(5) | -12.850a(5) | 0.103d(2) | \tilde{e} | -17.913a(0) | -17.903a(5) | 0.034d(0) |
| $(\tilde{e})^2$ | -13.007a(5) | -13.213a(5) | 0.099d(2) | EFFR | -4.043a(8) | -2.115d(8) | 0.173b(5) |

- 주: 1) R : 외환보유액 변화율(%), \tilde{e} : 원/달러 환율의 변화율(%), EFR: 미 유효연방기금금리(%).
- 2) a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 H_0 (귀무가설)을 기각한다. d는 기각 못함을 나타낸다.
- 3) KPSS 검정의 귀무가설(단위근 없음)은 ADF 및 Phillips-Perron 검정의 귀무가설(단위근 존재)과 반대이다.
- 4) () 안은 검정 시 사용한 lag length이다. ADF 검정은 VAR모형의 lag length 선택기준, Phillips-Perron 검정은 $\text{int}\{4(T/100)^{(2/9)}\}$ 선택기준, KPSS는 SIC 기준으로 선정된 maximum lags 내에서 order가 낮은 기준으로 lag length를 정하였다.

b. 분포(관측치=345)

| 변수 | 평균 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 | 변수 | 평균 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 |
|-----------------|-------|-------|-------|--------|-------------|------|------|------|-------|
| R | 0.98 | 3.25 | -1.13 | 17.13 | \tilde{e} | 0.13 | 3.77 | 2.80 | 32.85 |
| $(\tilde{e})^2$ | 14.22 | 80.77 | 14.36 | 235.95 | EFFR | 2.88 | 2.36 | 0.26 | 1.73 |

3) 분석 결과

<표 2>를 보면 J-test 결과 모든 기간별 분석 대상 기간에 걸쳐 도구변수의 과대 식별이 유효하며, α , β , γ 의 계수도 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

우선 α 값이 모두 음(-)으로 나타남에 따라 우리나라의 외환시장 오퍼레이션 방식은 대체적으로 특정 목표환율을 추구하기보다는 환율의 급격한 변동을 완화하기 위한 역풍정책 방식이었던 것으로 해석할 수 있다.

둘째, 외환위기 이전(1994. 1~1997. 9)과 외환위기 이후 글로벌 금융위기 이전(1999. 3~2007. 7)과 같이 심각한 금융위기가 발생하지 않은 기간에는 γ 가 0보다

작은 것으로 나타나 이 시기에는 환율절상 시 더 강하게 반응한 것으로 나타났다. 특히, 외환위기 이후 수년간은 경제위기 극복, 경상수지 흑자 확대 등으로 원화절상 압력이 높았을 뿐만 아니라 외환보유액 축적의 시급성도 높았던 것이 비대칭계수 γ 의 값이 높은 원인이 된 것으로 보인다. 반면 외환위기나 글로벌 금융위기가 포함되어 있는 기간의 경우에는 γ 가 0보다 큰 것으로 나타나 환율의 급격한 절하 시 더 강하게 반응하는 것으로 나타났다.

<표 2> 외환보유액 반응함수 추정

| 기간 | c | α | β | $\gamma = 2\beta/\alpha$ | J(37) |
|--|------------------|-------------------|-------------------|--------------------------|------------------|
| 외환위기 이전 (1994. 1~1997. 9) | 1.159 (0.000) | -1.502 (0.000) | 0.109 (0.000) | -0.146 (0.000) | 9.382 (1.000) |
| 외환위기 및 이후 (1997. 10~2018. 12) | 1.639 (0.000) | -0.451 (0.000) | -0.007 (0.000) | 0.029 (0.003) | 23.42 (0.914) |
| 외환위기 이후 (1999. 3~2018. 12) | 1.338 (0.000) | -0.244 (0.000) | -0.017 (0.000) | 0.143 (0.000) | 26.16 (0.830) |
| 외환위기 이후, 글로벌 금융위기 이전 (1999. 3~2007. 7) | 1.266 (0.000) | -0.248 (0.000) | 0.016 (0.036) | -0.268 (0.068) | 16.32 (0.996) |
| 글로벌 금융위기 및 이후 (2007. 8~2018. 12) | 0.513 (0.000) | -0.244 (0.000) | -0.011 (0.000) | 0.092 (0.000) | 19.36 (0.979) |
| 글로벌 금융위기 이후 (2009. 3~2018. 12) | 0.581 (0.000) | -0.330 (0.000) | -0.011 (0.000) | 0.068 (0.000) | 18.65 (0.985) |
| 환율 관찰 대상국 지정 이후 (2016. 4~2018. 12) | 0.405 (0.000) | -0.084 (0.000) | -0.031 (0.000) | 0.730 (0.000) | 7.362 (1.000) |

주: 1) () 안은 p -value.

2) J 통계량은 과대 식별이 유효하다는 귀무가설을 기각할 수 없음을 나타냄.

3) γ 의 표준오차는 delta method로 계산.

4) 환율 관찰 대상국 지정 이후 통계량은 33개 관찰수로 계산.

셋째, 미재무부의 환율보고서에 우리나라가 환율 관찰 대상국으로 지정된 2016년 4월 이후에는 α 의 절댓값도 그 이전에 비해 상당히 작아진 데다 γ 의 값도 이전에 비해 큰 양(+)의 값이 나타났다. 외환시장 오퍼레이션의 정도도 이전에 비해 축소된 데다 환율절하 시에 이전보다 더 강하게 반응하고 있음을 의미하는 것이다. 이는 2016년 이후 외환시장에 큰 충격이 없었는 데다 외환당국이 오퍼레이션 최소화, 미국의 환율보고서, 자료 공개 등 여러 요인을 고려한 결과일

가능성이 크다.

결론적으로 외환위기 이후 외환시장 오퍼레이션의 최우선 정책목표는 금융안정 관점에서 외환시장을 안정화하는 데 있었다고 볼 수 있다.

2. 환율변동성에 미친 영향

1) 분석모형

외환시장 오퍼레이션이 환율에 미치는 영향을 분석할 때 가장 유의해야 할 점은 내생성 문제(endogeneity or reverse causation)이다. 이러한 문제를 해결하기 위해 본고에서는 Ito(2003), Geršl and Holub(2006)의 분석 모형을 준용하여 외환시장 오퍼레이션이 환율변동성에 미치는 영향을 추정하였다.

$$Vol_t = \alpha + \beta \widehat{FXI}_t + \gamma Vol_{t-1} + \delta' X_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$FXI_t = a + b \Delta S_{t-1} + c FXI_{t-1} + v_t \quad (7)$$

우선 식 (7)과 같이 중앙은행의 반응함수를 만들고 이를 통해 추정한 외환시장 오퍼레이션 규모 \widehat{FXI}_t 를 식 (6)에 대입하여 금기 원달러 환율 움직임이 외환시장 오퍼레이션에 미치는 영향을 배제하였다. Geršl and Holub(2006)은 식 (7)에 전기 환율절상률(Δs_{t-1}) 및 전기 외환시장 오퍼레이션 규모(FXI_{t-1})와 함께 전기 환율과 전기 목표환율 간의 차이를 포함하였으나, 중앙은행이 내부적으로 어떠한 특정 목표환율을 가지고 있는지 알 수 없으며 우리나라가 물가안정목표제 하에서 자유로운 환율변동을 지향하고 있는 점을 감안하여 본고에서는 이를 제외하였다. 식 (6)에서 X_t 는 원달러 환율 움직임과 관련되는 통제변수 벡터이다. 동 분석의 관심은 회귀계수 β 의 부호와 통계적 유의성에 있다. β 의 값이 0보다 작으면 미달러화 매입 오퍼레이션으로 인해 원달러 환율의 변동성이 완화된 것임을 의미한다.

본고의 목적은 실제 오퍼레이션 자료가 아닌 외환보유액의 월중 증감액을 이용하는 점, 분석 목적이 외환당국의 시장 오퍼레이션 결과가 어떠한지를 분석하는 데 있는 점 등을 감안하여 환율변동성¹⁶⁾을 월평균 일일 환율변동폭(%)으

16) 우리나라의 연구 자료에서도 환율변동성을 GARCH(1,1) 모형(이승호 외, 1999)으로 구하거

로 정의하였다. 한편, 부수적으로 환율변동성에 대한 시장참가자들의 기대에 미친 영향도 살펴보기 위하여 옵션 내재변동성을 종속변수로 한 분석 결과도 보여준다. 변동성의 크기에 따른 오퍼레이션 효과를 측정하기 위해 분위회귀분석도 추가하였다.

2) 데이터

분석기간은 1999년 1월부터 2018년 12월까지이다. 종속변수로는 원달러 환율 변동성(KRWvol 및 Ovol)을 두고 설명변수로는 외환보유액 월중 증감액을 외환 시장 오퍼레이션 규모의 대응변수(FXI)로 사용하였다. 원달러 환율변동성은 일일 원달러 환율변동폭의 월평균(KRWvol)과 일일 원달러 환율 3개월 만기 옵션 내재변동성의 월평균(Ovol)을 사용하였다. 원화절상률(ΔS_t)¹⁷⁾은 전기환율에서 금기 환율을 차감한 후 이를 금기환율로 나눈 후 100을 곱하였다. 외환보유액의 월중 증감에는 구성통화의 대미달러 환율환산액, 운용수익 등이 포함되어 있어 실제 시장 오퍼레이션 규모와는 괴리가 있을 수 있다. 통제변수로는 환율결정 요인 분석 시 주로 사용되는 글로벌 위험지수의 증감(VIXcha), 우리나라 3개월물 CD금리와 미달러화 3개월물 LIBOR금리 간 차이(Interest), 한미 간 2010년 기준 인플레이션을 차이(Inflation) 등을 사용하였고, 상품수지(Trade) 및 외국인 포트폴리오 투자(FPI)를 추가하여 기타 영향을 통제하도록 하였다. FXI는 IMF IRFLC 통계, Ovol은 Bloomberg, VIXcha는 시카고옵션거래소(CBOE) 통계, Inflation은 IMF IFS 통계를 사용하였고 원달러 환율, Interest, Trade, FPI는 한국은행 경제 통계시스템(ECOS) 통계를 사용하였다.

<표 3>에 따른 단위근 검정 결과를 보면 ΔS_t , FXI, VIXcha, FPI 등은 ADF, Phillips-Perron 검정에서 1% 유의수준에서 귀무가설(H_0 : 단위근 존재)을 기각하였고 KPSS 검정에서도 귀무가설(H_0 : 단위근 없음)을 기각할 수 없어서 단위근 문제는 없다. 변수 KRWvol, Trade는 ADF, Phillips-Perron 검정에서 각각 10%, 1% 유의수준에서 귀무가설(H_0 : 단위근 존재)을 기각하였다. 변수 Ovol과

나 옵션상품의 내재변동성(유상대, 2003)을 이용하였으나, 두 분석 모두 매입·매도 오퍼레이션 총액이나 일별 자료를 이용하여 분석한 것이다.

17) 원화절상률:
$$\left(\frac{\frac{1}{S_t} - \frac{1}{S_{t-1}}}{\frac{1}{S_{t-1}}} \right) * 100 = \frac{S_t S_{t-1} \left(\frac{1}{S_t} - \frac{1}{S_{t-1}} \right)}{S_t S_{t-1} \left(\frac{1}{S_{t-1}} \right)} * 100 = \frac{S_{t-1} - S_t}{S_t} * 100(\%)$$

Inflation의 경우 10%, 5% 유의수준에서 귀무가설(H_0 : 단위근 존재)을 기각하였다. 변수 Interest는 단위근이 존재하나, 대부분 연구 자료에서도 그대로 사용되고 있으므로 이에 따른다.

<표 3> 데이터 특성(1999. 1~2018. 12)

a. 단위근 검정(상수+추세)

| 종속변수 | ADF | P. Perron | KPSS | 설명변수 | ADF | P. Perron | KPSS |
|--------------|------------|------------|----------|-----------|------------|------------|----------|
| ΔS_t | -16.40a(0) | -16.43a(4) | 0.03d(0) | Interest | -2.15d(12) | -1.25d(4) | 0.37a(4) |
| KRWvol | -6.36a(1) | -7.44a(4) | 0.20b(4) | Inflation | -3.26c(9) | -3.13c(4) | 0.29a(4) |
| Ovol | -3.40c(0) | -3.84b(4) | 0.84a(0) | Trade | -7.97a(0) | -8.02a(4) | 0.61a(4) |
| FXI | -5.82a(3) | -11.29a(4) | 0.07d(0) | FPI | -11.42a(0) | -11.39a(4) | 0.14c(0) |
| VIXcha | -9.98a(2) | -13.55a(4) | 0.02d(0) | | | | |

주: 1) ΔS_t : 원화절상률(명목환율, 월말)=((전기환율 - 금기환율)/금기환율)*100(%), KRWvol: 일일 환율변동폭의 월평균(%), Ovol: 원달러 환율 3개월 만기 옵션의 월평균 내재변동성(%), FXI: 외환보유액 증감액(억 달러), VIXcha: VIX지수의 증감(%p), Interest: 한국 CD 3개월 - 미달러 LIBOR 3개월 이자율(%p), Inflation: 한국과 미국의 전년 동월 대비 소비자물가 상승률 차(2010년 기준, %p), Trade: 상품수지(억 달러), FPI: 외국인 포트폴리오 투자액(억 달러).

2) a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 H_0 (귀무가설)을 기각한다. d는 기각 못함을 나타낸다.

3) () 안은 검정 시 사용한 lag length이다.

b. 분포(관측치=240)

| 변수 | 평균 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 | 변수 | 평균 | 표준편차 | 왜도 | 첨도 |
|--------------|-------|-------|-------|-------|-----------|-------|-------|-------|------|
| ΔS_t | 0.07 | 3.10 | 0.08 | 8.21 | Interest | 1.48 | 1.27 | -0.35 | 1.81 |
| KRWvol | 0.41 | 0.31 | 5.79 | 54.05 | Inflation | 0.25 | 1.26 | 0.79 | 4.09 |
| Ovol | 9.97 | 5.38 | 3.47 | 19.48 | Trade | 43.70 | 36.59 | 0.64 | 2.45 |
| FXI | 14.65 | 36.95 | -1.90 | 19.59 | FPI | 12.24 | 33.61 | 0.12 | 3.19 |
| VIXcha | -0.01 | 3.93 | 2.70 | 20.16 | | | | | |

데이터 분포를 보면, 변수 ΔS_t , FXI, VIXcha 등은 평균에 비해 표준편차가 평균값에 비해 크게 나타나면서 대체로 왜도 및 첨도가 높는데, 이는 관측치가 평

균 주변에 조밀하게 분포되어 있는 가운데 금융위기 시 이상치(outlier)들이 존재하기 때문이다. 변수 $KRWvol$ 은 왜도가 다른 변수에 비해 상대적으로 크게 나타나고 첨도도 높는데 이는 환율변동성을 월평균 환율변동폭(절댓값 추정)으로 정의한 데 기인한다. 변수 $Ovol$ 은 왜도는 평균에 비해 크다 할 수 없으나 첨도가 높다. 변수 $Trade$ 와 FPI 는 첨도는 정규분포에 가까운 수준인데 왜도가 플러스로 나타났다. 이는 지속적인 무역수지 흑자 및 외국인 국내 순투자의 영향 때문이다. 변수 $Interest$ 는 평균과 표준편차의 값이 비슷하고 왜도 및 첨도도 상대적으로 낮은 수준이어서 관측치들이 넓게 펼쳐져 있는 분포를 갖고 있다. 변수 $Inflation$ 은 정규분포에 비해 오른쪽으로 긴 꼬리를 가진 분포를 보이고 있다.

3) 분석 결과

<표 4> 중앙은행의 대응함수를 보면 전월 원화절상률(ΔS_{t-1}) 및 전월 외환시장 오퍼레이션 규모(FXI_{t-1})의 회귀계수가 통계적으로 유의미하고 외환시장 오퍼레이션 규모의 추정치도 자기상관이 없는 것(Durbin Watson 2.08)으로 나타나 환율변동성에 대한 영향을 분석하는데 있어 적절한 것으로 보인다. 대응함수로부터 도출한 외환시장 오퍼레이션 규모 추정치(\widehat{FXI})를 이용하여 <표 5>, <표 6> 및 <그림 2>과 같이 환율변동성에 미친 영향을 분석하였다.

<표 4> 중앙은행의 대응함수(1999. 1~2018. 12)

| FXI_t | 회귀계수 | 표준오차 | 유의수준 |
|------------------|---------|--------|-------|
| ΔS_{t-1} | 2.0508 | 0.8436 | 0.016 |
| FXI_{t-1} | 0.2412 | 0.0706 | 0.001 |
| 상수항 | 10.9516 | 2.4688 | 0.000 |

주: D.W.=2.08, $R^2=0.13$.

<표 5> 외환시장 오퍼레이션이 환율변동률에 미친 영향에 따르면 표본 전체적으로 \widehat{FXI} 의 회귀계수가 음(-)으로 나타났으나 통계적으로 유의미한 결과를 보이지는 않고 있다. 하지만 80분위와 99분위와 같이 변동성이 높은 분위에서는 각각 10%, 1%로 통계적 유의성이 나타나고 있다. 1억 달러 상당의 매입 오퍼레

이선 시 변동성이 80%분위에서는 0.0026%p, 99%분위에서는 0.0089%p가 완화되었다. 변동성이 낮은 시기에는 외환당국이 굳이 오퍼레이션의 필요성이 크지 않으며 외환보유액 확보 등 다른 목적일 경우에는 시장흐름에 대한 영향을 최소화하면서 참여할 것이므로 변동성이 높은 분위에서 보다 뚜렷한 영향을 미치고 낮은 분위에서는 명확히 나타나지 않는 것이 기대에 부합되는 결과이다. 이러한 현상을 살펴보는 것이 분위분석의 목적이라 할 수 있다.

<표 5> 환율변동률에 미치는 영향(1999. 1~2018. 12)

| | Vol_전체 | Vol_20분위 | Vol_40분위 | Vol_60분위 | Vol_80분위 | Vol_99분위 |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| \widehat{FXI} | -0.0022 (0.0014) | -0.0002 (0.0011) | 0.0011 (0.0014) | -0.0008 (0.0011) | -0.0026* (0.0014) | -0.0089*** (0.0025) |
| KRW Vol_{t-1} | 0.6265*** (0.1594) | 0.3839*** (0.0938) | 0.5237*** (0.1137) | 0.6172*** (0.0965) | 0.7494*** (0.1673) | 0.7709*** (0.2116) |
| VIXcha | 0.0333** (0.0147) | 0.0062 (0.0046) | 0.0102* (0.0053) | 0.0113** (0.0047) | 0.0149 (0.0144) | 0.0459*** (0.0094) |
| Interest | 0.0002 (0.0099) | 0.0046 (0.0063) | 0.0021 (0.0092) | -0.0001 (0.0095) | -0.0085 (0.0178) | 0.0118 (0.0341) |
| Inflation | 0.0305* (0.0171) | 0.0173** (0.0085) | 0.0240** (0.0110) | 0.0174 (0.0140) | 0.0329 (0.0233) | 0.0511 (0.0366) |
| Trade | 0.0003 (0.0003) | 0.0009*** (0.0002) | 0.0009*** (0.0003) | 0.0003 (0.0003) | -0.0001 (0.0004) | -0.0002 (0.0012) |
| FPI | 0.0003 (0.0004) | 0.0000 (0.0003) | -0.0001 (0.0003) | 0.0000 (0.0003) | -0.0000 (0.0005) | -0.0009 (0.0013) |
| 상수항 | 0.1638*** (0.0605) | 0.0843** (0.0346) | 0.0662 (0.0445) | 0.1503*** (0.0411) | 0.2330*** (0.0680) | 0.6593*** (0.1262) |

주: 1) 환율변동률: 일일 환율변동률의 월평균(%).

2) () 안은 표준오차.

3) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

4) 관측 수=237개, $R^2=0.66$, D.W.(변화)=2.05.

<표 6> 옵션 내재변동성에 미친 영향을 보면 표본 전체적으로 외환시장 오퍼레이션이 시장참가자들이 향후 환율변동성이 완화될 것으로 기대하는 데 통계적으로 유의한 영향을 미친 것으로 나타났다. 한편, 환율변동성에 미치는 요인들을 보면 변동성이 낮은 시기에는 이자율 차, 인플레이션 차, 상품수지, 포트폴리오 투자 등이 영향을 미치고 있으나 변동성이 커 외환시장 오퍼레이션의 필요가 큰

시기에는 글로벌 위험지수의 변화(VIXcha)가 절대적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타난다. 이는 원달러 환율의 변동성이 위기 시에는 우리나라의 외환수급 상황보다 국제 금융시장의 흐름에 더 큰 영향을 받는 것을 의미한다. 이러한 환경 하에서도 외환시장 오퍼레이션이 환율변동성 완화에 유의한 영향을 미치는 것은 외환시장 안정화를 통한 금융안정의 정책적 측면에서 매우 의미 있는 분석 결과이다. 기존 국내 연구의 경우 이승호 외(1998)는 매매 오퍼레이션이 환율변동성을 축소시킨 것으로 분석한 반면 유상대(2003)¹⁸⁾는 기대환율변동성을 확대시킨 것으로 추정하였다.

<표 6> 옵션 내재변동성에 미치는 영향(1999. 1~2018. 12)

| | Vol_전체 | Vol_20분위 | Vol_40분위 | Vol_60분위 | Vol_80분위 | Vol_99분위 |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| \widehat{FXI} | -0.0278* (0.0142) | 0.0022 (0.0130) | -0.0114 (0.0133) | -0.0104 (0.0126) | -0.0257* (0.0139) | -0.0299 (0.0221) |
| ΔVol_{t-1} | 0.9201*** (0.0600) | 0.8388*** (0.0467) | 0.8908*** (0.0520) | 0.9782*** (0.0495) | 1.0044*** (0.0408) | 1.0096*** (0.0795) |
| VIXcha | 0.3335*** (0.1255) | 0.0665** (0.0317) | 0.0664* (0.0393) | 0.1184** (0.0580) | 0.2094* (0.0904) | 0.6010*** (0.1777) |
| Interest | 0.1425 (0.0865) | 0.1459** (0.0670) | 0.1049 (0.0770) | 0.0372 (0.0851) | 0.1343 (0.0957) | 0.0746 (0.4057) |
| Inflation | 0.0731 (0.1320) | -0.0250 (0.0850) | -0.0246 (0.1034) | -0.0049 (0.0879) | -0.0646 (0.1580) | 0.0837 (0.4439) |
| Trade | -0.0010 (0.0025) | 0.0032 (0.0021) | 0.0048** (0.0021) | 0.0020 (0.0024) | -0.0035 (0.0028) | 0.0048 (0.0105) |
| FPI | -0.0007 (0.0037) | -0.0056* (0.0029) | -0.0057*** (0.0018) | -0.0062** (0.0030) | -0.0024 (0.0044) | -0.0011 (0.0111) |
| 상수항 | 0.9827** (0.4595) | 0.3304 (0.3012) | 0.4853 (0.3627) | 0.3091 (0.3867) | 1.0620*** (0.3486) | 3.5692*** (1.4156) |

주: 1) 옵션 내재변동성: 3개월 만기 내재변동성의 월평균(%).

2) () 안은 표준오차.

3) * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

4) 관측 수=237개, R²=0.90, D.W.(변화)=1.93.

김윤영(2010)은 의도하지 않은 신호효과에 의해 경상수지 악화 등 외환시장 사정이 어려운 경우 외환시장 매도 개입이 환율을 상승시키는 효과가 있음을 설

18) 구두 오퍼레이션은 환율변동성을 완화시킨 것으로 나타났다.

명하고 있다. 본고의 식 (6)도 오퍼레이션 규모 추정치가 마이너스(-), 즉 매도 오퍼레이션인 경우 환율변동성이 커지게 된다. 매입·매도 오퍼레이션의 비대칭성은 <표 7>과 같이 환율절상기(FXI +)와 절하기(FXI -) 간 변동성 양태의 상이성과 외환당국의 대응 방식 차이에서도 비롯될 수 있다. 글로벌 금융위기나 유로존 재정위기와 같은 환율절하기에 환율변동성이 상대적으로 크고 외환당국도 오퍼레이션에 대한 외부의 부정적 시각에서 보다 자유로워지며 적극적으로 대응할 수 있기 때문이다.

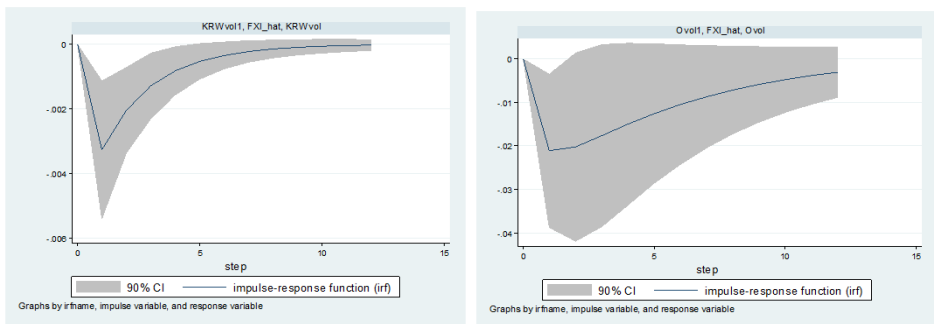
<표 7> 외환보유액 증가 및 감소기간 통계 비교(1999. 1~2018. 12)

| | 관측 수(개) | 증감폭(억 달러) | | | 절상(하)량(%) | 환율 변동률(%) | 내재 변동성(%) |
|----------------------|------------------------|-----------|---------|----------------------|-----------|-----------|-----------|
| | | 최소 | 최대 | 평균 | | | |
| FXI(+) (매입 오퍼레이션) | 182(219) ¹⁾ | 0.13 | 142.88 | 27.18 | 0.75 | 0.36 | 9.32 |
| FXI(-) (매도 오퍼레이션) | 58(21) | -0.39 | -274.19 | -24.45 ²⁾ | -2.04 | 0.56 | 11.98 |
| 총기간 | 240 | | | | 0.07 | 0.41 | 9.97 |

주: 1) () 안은 오퍼레이션 규모 추정치(\widehat{FXI}) 기준 관측 수.

2) GFC 기간 중 -64.3억 달러, 유로존 재정위기 기간 중 -34.9억 달러.

<그림 2> 외환시장 오퍼레이션과 환율변동률, 내재 변동성 충격반응
(1999. 1~2018. 12)



<그림 2>는 외환시장 오퍼레이션과 환율변동률 및 옵션 내재변동성의 충격반응이 어느 정도 지속되는지, 즉 오퍼레이션의 영향이 단기적인지 보다 장기적인지 여부를 분석하기 위한 VAR 그래프이다. 일반 VAR 모형은 변수의 값을 차례

로 넣어가며 축차적으로 해를 구하는 방식이라 변수의 순서(ordering)에 따라 결과가 다르게 나올 수 있다. 이를 감안하여 외생성이 높은 순으로 변수를 넣는 것이 바람직하므로 변수 배열은 VIXcha, Interest, Inflation, Trade, FPI, FXI, 환율 변동성 등의 순서대로 하였으며, 시차는 HQIC 및 SBIC를 선택기준으로 하여 직전 1기까지 취하였다. 분석 결과를 보면 외환시장 오퍼레이션이 환율변동성에 유의한 영향을 미치는 기간은 약 1~2개월 정도로 매우 단기인 것으로 나타났다.

외환당국이 외환시장 안정화를 최우선 정책목표로 삼았다면 그 이유는 과거 외환위기 이전과 달리 전 세계 외환시장이 급격히 확대되고 자본이동을 통해 국제 금융시장과의 연계성이 높아짐에 따라 외환당국이 외환시장 오퍼레이션을 통해 환율의 방향을 조정하기는 현실적으로 매우 어려운 환경이라는 점일 것이다. 이는 2000년대 이후 자본이동 자유화 진전에 따라 환율 움직임은 국제 금융시장 내 위험선호, 기축통화국 통화정책 등과 같은 글로벌 요인에 더 큰 영향을 받는 반면 외부충격에 대한 소규모 개방경제의 대응력은 과거에 비해 크게 감소한 데 따른 자연스런 결과일 것으로 해석된다.¹⁹⁾ 외환시장 오퍼레이션 효과의 단기성²⁰⁾과 우리나라의 높은 자본시장 개방도 등을 감안할 때, 자본유입에 따른 원화절상 과정에서 환율변동성의 완화를 목적으로 소규모의 외환시장 오퍼레이션이 지속적으로 이어졌을 가능성이 크다. 외환시장 오퍼레이션은 단기 환율충격을 완화하는 데 효과가 있으므로, 일시적인 국제 금융시장의 충격으로 인해 국내 경제의 안정성이 위협받을 경우 외환시장 오퍼레이션이 통화 정책을 보완하는 중앙은행의 추가적 정책 수단이 될 수 있다.²¹⁾

4) 강건성 검정

강건성 검정은 외환보유액 상제 내역 입수가 가능한 2005년 1월부터 2017년 12월까지로 한다. 우리나라는 2005년 1월부터 IMF의 IRFCL(International Reserves and Foreign Currency Liquidity) 통계에 선물환 등을 포함하여 외환보유액과 관

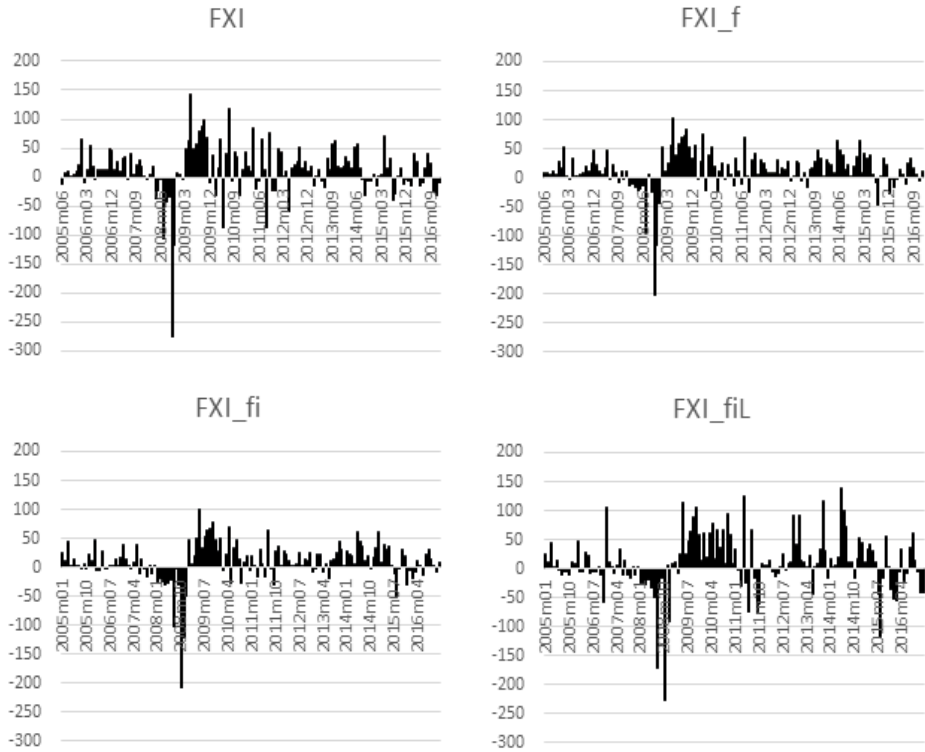
19) Canales-Kriljenko *et al.*(2003), Guimar es and Karacadağ(2004) 등이 중앙은행의 정보 우월성으로 인해 외환시장 오퍼레이션은 선진국보다 신흥국에서 더 효과적이라 한 것을 참고할 때, 해당 국가에 따라 수출 가격경쟁력 유지, 외환시장 안정화 등 오퍼레이션의 목적이 다를 수는 있으나 앞으로도 신흥국 중앙은행들이 외환시장 오퍼레이션을 유효한 정책 수단으로 사용할 것은 분명하다.

20) Rhee and Song(1999), Disyatat and Galati(2005), Geršl and Holub(2006), Newman *et al.*(2011).

21) Cavallino(2019).

련한 상세 내역을 제공하여 왔으며, 동 기간은 글로벌 금융위기, 유로존 재정위기, 미국의 양적완화 시작 및 종료 등 국제 금융시장에 큰 영향을 미친 다양한 사건들을 포함하고 있어 본고에서 사용한 외환시장 오퍼레이션 환율변동성 분석 모형의 강건성을 검증하는 데 있어 적절한 시기로 판단된다.

<그림 3> 대응변수별 외환보유액 증감 규모 추정



주: FXI_f: 외환보유액 증감액(FXI)에 외환보유액 내 이종통화의 미달러환산액을 반영, FXI_fi: FXI_f에 운용수익을 반영, FXI_fil: FXI_fi에 forward long position을 반영.

외환보유액의 월중 증감액을 외환시장 오퍼레이션 규모의 대응변수로 사용하는데 따른 문제를 조금이나마 해결하기 위하여 <그림 3>과 같이 외환보유액 내 유로화, 엔화 등 이종통화의 대미달러화 환산액 변화,²²⁾ 운용수익,²³⁾ 부외거래²⁴⁾

22) IMF COFER 통계와 한국은행 홈페이지의 미달러화 비중을 이용하여 추산하였다.
 23) 3년물 정부채 금리와 3개월 단기금리를 이용하여 추산하였다.

<표 8> 대응변수별 환율변동성에 대한 영향(2005. 1~2017. 12)

| | 종속변수: Volt(월평균 일일 환율변동률, %) | | | | |
|-----------------------|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| \widehat{FXI} | -0.0028* (0.0017) | | | | |
| \widehat{FXI}_f | | -0.0024* (0.0013) | | | |
| \widehat{FXI}_{fi} | | | -0.0023* (0.0012) | | |
| \widehat{FXI}_{fiL} | | | | -0.0018* (0.0010) | |
| \widehat{FXI}_{RC} | | | | | -0.0028* (0.0017) |
| Vol_{t-1} | 0.5527*** (0.1805) | 0.5309*** (0.1827) | 0.5311*** (0.1826) | 0.5600*** (0.1807) | 0.5478*** (0.1832) |
| VIXcha | 0.0429** (0.0170) | 0.0430** (0.0169) | 0.0429** (0.0169) | 0.0423** (0.0168) | 0.0424** (0.0167) |
| Interest | 0.0002 (0.0109) | 0.0006 (0.0111) | 0.0012 (0.0111) | 0.0022 (0.0106) | 0.0002 (0.0110) |
| Inflation | 0.0583** (0.0253) | 0.0611** (0.0256) | 0.0608** (0.0256) | 0.0564** (0.0249) | 0.0590** (0.0257) |
| Trade | 0.0000 (0.0004) | 0.0000 (0.0004) | 0.0001 (0.0004) | 0.0000 (0.0004) | 0.0000 (0.0004) |
| FPI | 0.0004 (0.0005) | 0.0004 (0.0006) | 0.0004 (0.0006) | 0.0004 (0.0005) | 0.0004 (0.0006) |
| 상수항 | 0.2164*** (0.0819) | 0.2226*** (0.0804) | 0.2081*** (0.0781) | 0.1926** (0.0769) | 0.2181** (0.0830) |
| 관측 수 | 155 | 154 | 154 | 154 | 155 |
| R^2 | 0.73 | 0.72 | 0.72 | 0.73 | 0.72 |
| D.W.(변환) | 2.06 | 2.05 | 2.05 | 2.06 | 2.05 |

주: 1) FXI_f : 외환보유액 증감액(FXI)에 외환보유액 내 이중통화의 미달리환산액을 반영, FXI_{fi} : FXI_f 에 운용수익을 반영, FXI_{fiL} : FXI_{fi} 에 forward long position을 반영, FXI_{RC} : 국제수지 준비자산증감액.

2) () 안은 표준오차.

3) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

영향 등을 감안하여 여러 가지 대응변수를 산출하여 환율에 미치는 영향을 분석하여 보았다. 외환시장 오퍼레이션은 미달리화의 거래를 수반하는데 반해 이들

24) IMF IRFLC 통계의 forward position을 이용하여 추산하였다. 편의상 long position 전액을 반영하였다.

요인들은 오퍼레이션과 관계없이 달러표시 외환보유액의 증감에 영향을 주기 때문이다. <그림 3>에 따르면 외환시장 오퍼레이션 시 부외 거래(forward long position)가 적극적으로 활용되는 것으로 추정된다.

<표 8>의 분석 결과, 다른 대용변수들을 사용하여도 외환시장 오퍼레이션이 환율변동성에 미치는 영향에 대한 결론(외환시장 안정화)은 동일하다. 다만 외환시장 오퍼레이션 규모가 보다 더 정교하게 추정될수록 1억 달러 매입 오퍼레이션 시 원달러 환율의 월평균 일일변동률(-0.0028%p → -0.0018%p)이 작아지고, 해당 추정치의 표준오차(0.0017% → 0.0010%)도 점차 작아진 것으로 나타났다. 대용변수가 정교해질수록 외환시장 오퍼레이션이 환율변동성에 미치는 효과도 보다 정교하게 측정되고 있다. 국제수지표의 준비자산증감액을 사용하여도 결론은 동일하다.

V. 결론

우리나라 외환시장 오퍼레이션의 행태는 역풍정책 방식을 통해 환율변동성을 완화하는 데 중점을 두고 있으며, 시장 상황에 맞게 유연하게 대처하고 있는 것으로 분석된다. 또한 실제 우리나라의 외환시장 오퍼레이션은 환율변동성을 완화하는 데 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다. 외환시장 오퍼레이션 효과의 지속기간은 단기적인(1~2개월) 것으로 나타나, 동 정책 수단은 일시적인 환율충격에 따른 시장 불균형을 해소하는 데 효과적인 것으로 나타났다. 본고의 실증분석 결과는 글로벌 금융위기 이후 외환시장 오퍼레이션의 역할과 유효성에 대한 재평가가 이루어지고 있는 연구흐름과 부합하며 우리나라 외환정책에 대한 외부의 이해를 높이는 데 유용하게 활용될 수 있을 것이다.

본고의 실증분석 결과 외환시장 오퍼레이션이 원달러 환율의 변동성을 완화시킨 것으로 나온 것은 실제 오퍼레이션과 더불어 외환당국의 환율변동성 완화에 대한 신호가 경제 주체들에게 잘 전달된 것이 일정 부분 기여한 것으로 보인다. 향후에도 보다 명확한 신호 전달과 함께 중앙은행의 신뢰 관리에 더욱 유의할 필요가 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 김윤영, “경제펀더멘탈 변화에 따른 외환시장개입 효과의 굴절여부 검증: 정보 비대칭성과 루카스 비판을 중심으로,” 『금융연구』 제24권 제2호, 한국금융연구원, 2010.
- 유상대, “우리나라 외환시장개입의 유효성 분석,” 『외환국제금융 리뷰』 제1호, 한국은행, 2003.
- 이승호 · 이영섭 · 최창규, “외환시장개입의 환율안정효과,” 『국제경제연구』 제4권 제2호, 한국국제경제학회, 1998.
- 이환호 · 윤경석, “외환위기 이후 외환시장 개입행태 및 효과의 구조적 변화,” 『경제학연구』 제49권 제2호, 한국경제학회, 2001.
- 최재용 · 우승준, “통화정책에 대한 외환보유액의 영향 분석: 우리나라를 대상으로,” 『금융연구』 제27권 제4호, 한국금융연구원, 2013.
- Abenoja, Zeno, “Foreign Exchange Market Intervention: A Short Review of Transmission Channels and Practices,” *Bangko Sentral Review*, Vol. V(2), 2003, 1~25.
- Adler, Gustavo, Noemie Lisack, and Rui C. Mano, “Unveiling the Effects of Foreign Exchange Intervention: A Panel Approach,” IMF Working Paper, WP/15/130, 2015.
- Adler, Gustavo, and Camilo E. Tovar, “Foreign Exchange Intervention: A Shield against Appreciation Winds?” IMF Working Paper, WP/11/165, 2011.
- Almekinders, Geert J., *Foreign Exchange Intervention: Theory and Evidence*, Aldershot, UK: Edward Elgar, 1995.
- Barabás, Gyula, “Coping with the Speculative Attack Against the Forint’s Band,” Magyar Nemzeti Bank, Background Studies, No. 2003/3, 2003.
- Basu, Kaushik, “How to Devalue Exchange Rates, Without Building up Reserve: Strategic Theory for Central Banking,” *Economic Letters*, Vol. 117(3), 2012, 758~761.
- Blanchard, Olivier, “Currency Wars, Coordination, and Capital Controls,” Peterson Institute for International Economics(PIIE) Working Paper, No.

16-9, 2016.

Blanchard, Olivier, Gustavo Adler, and Irineu de Carvalho Filho, "Can Foreign Intervention Stem Exchange Rate Pressures from Global Capital Flow Shocks?" IMF Working Paper, WP/15/159, 2015.

Bofinger, Peter and Timo Wollmershaeuser, "Managed Floating: Understanding the New International Monetary Order," CEPR Discussion Paper, No. 3064, London, 2001.

Bresser Pereira and Luiz Carlos, "Exchange Rate: Fix, Float, or Manage It?," Preface to Mathias Vernengo, ed., *Monetary Intergration and Dollarization: No Panacea*. Cheltenham, UK: Edwar Elgar, 2004, xiii ~ xix.

Canales-Kriljenko, Jorge Iván, Roberto Guimarães, and Cem Karacadağ, "Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Elements of Best Practice," IMF Working Paper, WP/03/152, 2003.

Cavallino, Paolo, "Capital Flows and Foreign Exchange Intervention," *American Economic Journal: Macroeconomics, American Economic Association*, Vol. 11(2), 2019, 127~170.

Chutasripanich, Nuttathum and James Yetman, "Foreign Exchange Intervention: Strategies and Effectiveness," BIS Working Papers, No. 499, 2015.

Disyatat, Piti and Gabriele Galati, "The Effectiveness of Foreign Exchange Intervention in Emerging Market Countries: Evidence from the Czech Koruna," BIS Working Papers, No. 172, 2005.

Domaç, Ilker and Alfonso Mendoza, "Is There Room for Foreign Exchange Interventions Under an Inflation Targeting Framework?: Evidence from Mexico and Turkey," World Bank Policy Research Working Paper, No. 3288, 2002.

Domanski, Dietrich, Emanuel Kohlscheen, and Ramon Moreno, "Foreign Exchange Market Intervention in EMEs: What has Changed?" *BIS Quarterly Review*, 2016.

Dominguez, Kathryn M. and Jeffrey Frankel, "Does Foreign Exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect," *American Economic Review*, Vol. 83(5), 1993, 1356~1369.

- Dornbusch, R. and Yung Chul Park, “Flexibility or Nominal Anchors?” in S. Collignon, J. Pisani-Ferry, and Y. C. Park (eds), *Exchange Rate Policies in Emerging Asian Countries*, London: mimeo, Washington DC, World Bank, 1999.
- Edison, Hali J., “The Effectiveness of Central Bank Intervention: A Survey of the Literature after 1982,” *Special Papers in International Economics*, No. 18, Princeton University, Princeton, 1993.
- Égert, Balázs, and Lubos Komárek, “Foreign Exchange Interventions and Interest Rate Policy in the Czech Republic: Hand in Glove?” CNB Working Paper Series, No. 7, Prague, 2005.
- Fanelli, Sebastián and Ludwig Straub, “A Theory of Foreign Exchange Interventions,” MIT Department of Economics Graduate Student Research Paper, No. 16-02, 2016.
- Fatum, Rasmus and Michael M. Hutchison, “Effectiveness of Official Daily Foreign Exchange Market Intervention Operations in Japan,” NBER Working Paper Series, No. 9648, Cambridge, MA, 2003.
- Fatum, Rasmus and Michael R. King, “Rules versus Discretion in Foreign Exchange Intervention: Evidence from Official Bank of Canada High-Frequency Data,” EPRU Working Paper, No. 2005-06, 2005.
- Fratzscher, Marcel, Oliver Gloede, Lukas Menkhoff, Lucio Sarno, and Tobias Stöhr, “When is Foreign Exchange Intervention Effective? Evidence from 33 Countries,” CEPR Discussion Paper, No. DP12510, 2015.
- Frenkel, Michael, Christian Pierdzioch, and Georg Stadtmann, “The Effects of Japanese Foreign Exchange Market Interventions on the Yen/U.S. Dollar Exchange Rate Volatility,” *International Review of Economics and Finance*, Vol. 14(1), 2005, 27~39.
- Galati, Gabriele, William R. Melick, and Marian Micu, “Foreign Exchange Market Intervention and Expectations: The Yen/Dollar Exchange Rate,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 24(6), 2005, 982~1011.
- Galati, Gabriele and William R. Melick, “Central Bank Intervention and Market Expectations,” BIS Papers, No. 10, 2002.
- Geršl, Adam and Tomáš Holub, “Foreign Exchange Interventions under

- Inflation Targeting: the Czech Experience,” *Contemporary Economic Policy*, Vol. 24(4), 2006, 475~491.
- Goldstein, Morris, “Managed Floating Plus,” in *Policy Analyses in International Economics*, Vol. 66, Washington, DC: Institute for International Economics, 2002, 1~112.
- Guimarães, Roberto P. and Cem Karacadağ, “The Empirics of Foreign Exchange Interventions in Emerging Market Countries: The Cases of Mexico and Turkey,” IMF Working Paper, WP/04/123, 2004.
- Humpage, Owen F., “Exchange-Market Intervention: The Channels of Influence,” *Economic Review Quarter 3*, The Federal Reserve Bank of Cleveland, 1986.
- _____, “Government Intervention in the Foreign Exchange Market,” Working Paper, No. 03-15, The Federal Reserve Bank of Cleveland, 2003.
- Ito, Takatoshi, “Is Foreign Exchange Intervention Effective? The Japanese Experiences in the 1990s,” in *Monetary History, Exchange Rates and Financial Markets*, edited by P. Mizen Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2003, 126~153.
- Kearney, Colm, and Ronald MacDonald, “Intervention and Sterilisation under Floating Exchange Rates,” *European Economic Review*, Vol. 30, 1986, 345~364.
- Kearns, Jonathan and Roberto Rigibon, “Identifying the Efficacy of Central Bank Interventions: Evidence from Australia and Japan,” *Journal of International Economics*, Vol. 66(1), 2005, 31~48.
- King, Michael R., “Effective Foreign Exchange Intervention: Matching Strategies with Objectives,” *International Finance*, Vol. 6(2), 2003, 249~271.
- Krugman, Paul R., “Target Zones and Exchange Market Dynamics,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106(3), 1991, 669~682.
- Menhoff, Lucas and Tobias Stöhr, “Foreign Exchange Market Intervention: A Frequently Used and Effective Tool,” *DIW Economic Bulletin*, Vol. 7(18/19), 2017, 181~188.
- Montoro, Carlos and Marco Ortiz, “FX Intervention and Monetary Policy

- Design: A Market Microstructure Analysis,” BIS website, 2013.
- Mussa, Michael, “The Role of Official Intervention,” Occasional Paper, No. 6, New York: Group of Thirty, 1981.
- Newman, Vicki, Chris Potter, and Michelle Wright, “Foreign Exchange Market Intervention,” *Bulletin December Quarter*, The Reserve Bank of Australia, 2011.
- Pattanaik, Sitikantha and Satyananda Sahoo, “The Effectiveness of Intervention in India: An Empirical Assessment,” Reserve Bank of India Occasional Papers, 2001.
- Pontines, Victor and Ramkishan S. Rajan, “Foreign Exchange Market Intervention and Reserve Accumulation in Emerging Asia: Is There Evidence of Fear of Appreciation?” *Economic Letters*, Vol. 111(3), 2011, 252~255.
- Reitz, Stefan, “Central Bank Intervention and Exchange Rate Expectations –Evidence from Daily DM/US-Dollar Exchange Rate,” Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No. 17, 2002.
- Rhee, Yeongseop and Chi-Young Song, “Exchange Rate Policy and the Effectiveness of Intervention: the Case of Korea,” in Stefan Collignon, Jean Pisani-Ferry, and Yung Chul Park (eds), *Exchange Rate Policies in Emerging Asian Countries*, London and New York: Routledge, 1999, Chapter 5, 69~104.
- Sahadevan, K., “Foreign Exchange Intervention and Future Monetary Policy: Some Empirical Evidence on Signaling Hypothesis,” *ICFAI Journal of Applied Finance*, Vol. 8(4), 2002, 67~78.
- Sarno, Lucio and Mark P. Taylor, “Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, If So, How Does It Work?” *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIX, 2001, 839~868.
- Schwartz, Anna J., “The Rise and Fall of Foreign Exchange Market Intervention,” NBER Working Paper, No. 7751, 2000.
- Srinivasan, Naveen, Vidya Mahambare, and M. Ramachandran, “Preference Asymmetry and International Reserve Accretion in India,” *Applied Economics Letters*, Vol. 16(15), 2009, 1543~1546.

- Tapia, Matias and Andrea Tokman, “Effects of Foreign Exchange Intervention under Public Information: The Chilean Case,” *Economia*, Spring, 2004, 1~42.
- Truman, Edwin, *Inflation Targeting in the World Economy*, Peterson Institute for International Economics, 2003.
- Viola, Alessandra Pasqualina, Marcelo Cabus Klotzle, Antonio Carlos Figueiredo Pinto, Claudio Henrique da Silveira Barbedo, “Foreign Exchange Interventions in Brazil and their Impact on Volatility: A Quantile Regression Approach,” *Research in International Business and Finance*, 2018.
- Vitale, Paolo, “Foreign Exchange Intervention: How to Signal Policy Objectives and Stabilise the Economy,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50(4), 2002, 841~870.

[Abstract]

The Behavior of Foreign Exchange Operation and Its Exchange Rate Volatility Stabilization Effect in Korea*

Kyongwook Choi** · Junseo Park***

This paper analyzes whether Korea's foreign exchange operation is a type of 'leaning against the wind' or not and whether it contributes to a decrease of exchange rate volatility or not. Central bank's loss function and 2SLS regression were used for each analysis respectively. The empirical estimation results show that Korea's foreign exchange operation is a type of 'leaning against the wind' and has been implemented asymmetrically to the appreciation or depreciation of Korean Won against US Dollar according to the market conditions. Also, the results support that the foreign exchange operation contributes to the stabilization of exchange rate volatility.

Keywords: foreign exchange operation, leaning against the wind, decrease of exchange rate volatility, loss function, 2SLS regression

JEL Classification: C13, F31, F41

* This paper is a revised version of the working paper with the same title appeared in the BOK working paper 2020-4. The views expressed in this paper are those of the authors and do not necessarily reflect the official views of Bank of Korea.

** Corresponding Author, Professor, School of Economics, University of Seoul, Tel: +82-2-6490-2064, E-mail: kwchoi@office.uos.ac.kr

*** First Author, Doctor course completion, School of Economics, University of Seoul, Tel: +82-2-759-5782, E-mail: junseo@bok.or.kr

