

## 外換危機 이후 外換市場 介入行態 및 效果의 構造的 變化\*

李煥浩\*\*, 尹卿錫\*\*\*

### 논문 초록

본고는 외환위기 이후 우리나라 외환시장개입의 행태 및 효과의 구조적 변화여부를 파악하고자 포트폴리오-밸런스 경로모형에 기초하여 불태화 외환시장개입 행태 및 효과 추정모형을 설정하였으며, 연립성에 따른 편의문제를 해소하기 위하여 3SLS를 이용하여 추정하였다.

추정결과에 따르면 우리나라 중앙은행의 외환시장개입은 1992년 자본시장개방 이후 지속적으로 역풍정책을 취하였지만 외환위기 이후에 더욱 강력해졌을 뿐만 아니라 원화환율에 미치는 효과도 외환위기 이후에 더 커진 것으로 나타났다. 이러한 추정결과는 시장평균환율제도에서 변동환율제도로 이행, 경상수지의 흑자 전환과 자본시장의 추가적 개방에 따른 종합수지 흑자의 대폭적 확대 등이 우리나라 중앙은행의 외환시장개입 행태 및 효과에 구조적 변화를 초래하였기 때문인 것으로 풀이된다.

외환위기 이후 종합수지의 대폭적 흑자로 원화절상압력이 가중됨에 따라 우리나라 중앙은행은 급속한 원화절상으로 인한 부작용을 극소화하고자 외환위기 이전보다 강력히 외환시장에 개입하는 한편 통화증발로 인한 인플레이션을 우려하여 통화안정증권 매각 등을 통하여 이를 불태화시킨 것으로 보인다. 그러나 과도한 불태화 외환시장개입은 통화안정증권발행의 누적, 통화정책 운용의 경직성, 이자지급의 증가로 인한 통화증발 등의 문제를 갖고 있다. 또한 중앙은행이 적정 환율수준을 잘못 판단하여 과도하게 외환시장개입을 하는 경우 변동환율제도의 장점을 희생시키는 문제를 초래할 수도 있다.

\* 이 논문은 2001년도 두뇌한국21사업에 의하여 지원되었음. 매우 귀중한 논평을 해주신 익명의 논평자와 자료수집에 도움을 주신 한국은행의 김민성님께 감사드립니다.

\*\* 세종대학교 경제무역학과 교수.

\*\*\* 세종대학교 국제경제연구소 전문연구위원.

따라서 우리나라 외환시장개입은 통화안정증권의 매매를 통하여 이루어지고 있으나 정부채권시장을 활성화하여 공개시장조작을 통하여 이루어지도록 하는 것이 바람직하다. 나아가 외환시장에 대한 직접적 개입은 외환리저브의 변화를 초래하기 때문에 이자율이나 통화량의 조정을 통한 간접적 개입으로 전환하여 외환리저브의 변동을 극소화하는 것이 바람직하다. 또한 우리나라 중앙은행은 변동환율제도의 장점을 살리기 위해서는 원화환율이 적정환율수준으로부터 벗어나 단기적으로 급등락을 보이는 경우에만 외환시장에 개입하도록 자제하여야 할 것이다.

**핵심주제어:** 불태화 외환시장개입, 외환위기, 자본자유화

**경제학 문헌연보 주제분류:** E5, F3

## I. 서론

우리나라 외환시장은 1997년 12월 외환위기를 겪으면서 환율제도의 변화, 종합수지 흑자의 증가와 구성의 변화, 자본시장의 추가적 개방 등으로 커다란 구조적 변화를 경험하였다. 우선 우리나라는 1997년 12월 그동안 환율의 급등락을 방지하기 위해 채택하였던 시장평균환율제도를 포기하고 외환의 수급에 의해서 자유롭게 환율이 결정되는 자유변동환율제도로 이행하였다. 또한 1992년 자본시장개방 이후 우리나라는 경상수지 적자가 자본수지 흑자에 의하여 보전됨으로써 종합수지가 흑자를 보였으나, 외환위기 이후 경상수지가 흑자로 전환되고 자본수지도 점차 개선됨에 따라 종합수지가 대폭적 흑자를 보였다. 나아가 우리나라는 외환위기 이후 단기금융시장의 전면 개방, 금융기관발행 단기금융상품의 개방, 외국인투자 개방업종 확대 및 일반투자자의 해외 비상장주식 투자허용 등 추가적 자본시장 개방조치를 취하였다. 이에 따라 외환위기 이후 종합수지가 대폭적 흑자를 보이면서 원화절상압력이 가중됨에 따라 우리나라 중앙은행은 급속한 원화절상으로 인한 부작용을 극소화하고자 외환시장에 적극 개입하여 왔다.

외환시장개입은 외환당국이 자국의 통화가치의 안정을 위하여<sup>1)</sup> 외환시장에서 외

1) Dominguez와 Frankel (1993) 은 외환시장개입을 넓은 의미에서 환율 또는 외환보유고에 영향

환을 매매하는 행위로서 크게 태화개입과 불태화개입으로 구분된다.<sup>2)</sup> 우리나라도 불태화 외환시장개입을 하고 있는 것으로 알려져 있으나 외국의 개입방식과는 차이가 있다. 즉 불태화 외환시장개입을 하는 경우 외국은 본원통화를 일정한 수준에서 유지하기 위해 통화당국이 보유하고 있는 국내자산을 매매하고 있으나, 우리나라는 통화안정증권 등의 발행 또는 매입을 통하여 통화당국의 부채 중 국내부채를 증감시키는 방법을 사용하고 있다. 이러한 불태화 개입방식은 외환매입(매각)시 중앙은행의 대차대조표상에서 자산측면에 외화자산이 증가(감소)하는 동시에 부채측면에서 국내부채가 증가(감소)하기 때문에 본원통화의 변동을 초래시키지 않는다.

최근 불태화 외환시장개입의 행태 및 효과에 관한 대부분의 국내 연구는 자본시장개방 전후로부터 외환위기 이전까지를 분석대상으로 하고 있어 외환위기 이후 자유변동환율제도로의 이행, 종합수지 흑자의 증가와 구성의 변화, 자본시장의 추가적 개방 등으로 인한 외환시장의 구조적 변화를 제대로 반영하지 못하고 있다. 또한 기존의 연구는 불태화 외환시장개입의 행태 및 효과함수를 개별적으로 추정함으로써 연립성에 따른 편의문제를 갖고 있다.

본고는 기존 연구와는 달리 1997년 12월 외환위기 이후 외환시장의 구조적 변화가 우리나라 외환시장개입 행태 및 효과에 어떻게 영향을 미쳤는가를 파악하는 데 목적이 있다. 제Ⅱ절에서는 기존 국내·외 연구동향에 대하여 살펴보았고, 제Ⅲ절에서는 원화의 대미달러환율(이하 원화환율)의 변동원인을 파악하기 위하여 종합수지의 구조적 변화추이와 원화환율과 관련지표들간 변동추이를 살펴보았다. 제Ⅳ절에서는 포트폴리오-밸런스 경로모형에 기초하여 우리나라 외환시장개입의 행태 및 효과모형을 제시하였다. 제Ⅴ절에서는 모형에서 사용된 시계열자료에 대한 단위근 검정을 실시하였으며, 외환시장개입의 행태 및 효과모형을 연립성 편의문제를 해결하기 위하여 3단계 최소자승법으로 추정·제시하였다. 특히 외환위기 이후 외환시장개입의 행태 및 효과에 구조적 변동이 있었는지를 파악하기 위하여 더미변수를 추가하여 추정한 결과와 기간별(외환위기 이전기간: 1992년 1월~1997년 11월, 외환위기 이후기간: 1998년 1월~2000년 2월)로 나누어 추정한 결과를 제시하였다. 끝으로

---

을 미치기 위하여 조성하는 외화표시자산거래뿐만 아니라 외환시장에서의 공시를 모두 포함하는 것으로 파악하고 있음.

2) Roger (1993)에 의하면 일반적으로 외환당국은 투기적 동기 등에 의해 발생하는 환율의 불안정을 해소하기 위해서는 불태화 개입방식을 취하고, 거시경제정책목표를 달성하기 위해서는 태화 개입방식을 취하고 있는 것으로 나타나고 있음.

제VI절에서는 이러한 추정결과를 토대로 요약 및 정책적 시사점을 제시하였다.

## II. 기존의 국내외 연구동향

외환시장개입에 관한 국내외 연구는 대부분의 국가가 외환시장개입시 부분적 또는 완전히 불태화하는 방식을 취하고 있기 때문에 불태화의 정도나 불태화 외환시장개입의 행태 및 효과에 초점이 맞추어져 왔다. 특히 불태화 외환시장개입이 외환수급의 변동을 통하여 직접적으로 환율에 영향을 미치는 경로 이외에 또 다른 경로가 있는지에 관한 연구가 활발히 진행되어 오고 있다.<sup>3)</sup> 이에 대한 연구는 크게 민간부문이 보유하는 포트폴리오의 구성을 변동시킴으로써 환율에 영향을 미친다고 보는 포트폴리오-밸런스 변동효과와 향후 통화정책이나 균형환율에 대한 내부정보를 외환시장 참가자에게 신호를 줌으로써 시장참가자의 예상환율의 변동을 통하여 현재환율에 영향을 미칠 수 있다고 보는 신호효과 등의 측면에서 주로 다루어지고 있다.

포트폴리오-밸런스 변동효과에 대해서 Obstfeld(1988)는 독일을 대상으로 마르크화표시 채권에 대한 외국의 수요함수를 분석하였으며 채권수익률이 유의한 것으로 나타나 포트폴리오-밸런스모형이 외환시장 개입효과를 분석하는 데 타당하다고 주장하였다. 반면 Blundell-Wignall & Masson(1985)은 독일을 대상으로 overshooting환율결정모형을 통하여 분석하였으며 환위험 프리미엄의 계수가 통계적으로 유의하나 그 효과는 매우 미미하다고 주장하였다. 또한 Frankel(1992)은 미국의 5개국을 대상으로 추정한 결과 자국통화표시 금융자산과 외화표시 금융자산은 완전 대체의 관계에 있는 것으로 나타나 자산공급과 수익률 간에 상관관계가 존재하지 않기 때문에 불태화 외환시장 개입효과가 전혀 없다고 주장하였으며, Rogoff(1984)는 캐나다와 미국을 대상으로 추정한 결과 외환시장개입을 통한 자국·외화표시 자산의 상대적 규모의 변화가 환위험 프리미엄에 영향을 주지 못하기 때문에 포트폴

3) 태화 외환시장개입은 외환수급의 변동을 통하여 직접적으로 환율에 영향을 미칠 뿐만 아니라 (외환수급효과) 통화량의 변동을 수반함으로써 국내금리의 변동을 통하여 환율에 영향을 미친다(통화효과). 반면 불태화 외환시장개입은 태화 외환시장개입과 마찬가지로 외환수급의 변동을 통하여 직접적으로 환율에 영향을 미치지만 통화량 변동을 수반하지 않기 때문에 태화 외환시장에서와 같은 통화효과를 기대하기 어려움.

리오-벨런스 경로를 통한 외환시장개입의 효과가 없다고 보았다.

한편 신호효과에 의한 분석을 보면 Dominguez(1986)는 외환시장개입이 정책변화에 대한 사전 암시를 나타냄을 보여주었으며, Humpage(1989)는 마르크/달러환율과 엔/달러환율을 이용하여 추정한 결과 체계적 외환시장개입이 환율에 미치는 영향은 미미하지만 시장참가자에게 새로운 정보를 암시하는 경우에는 효과가 있다고 보았다. 반면 Klein & Rosengren(1991)은 미국과 독일을 대상으로 추정한 결과 통화정책의 변화는 암시하는 수단으로 외환시장개입의 효과를 파악하였으나 확증을 발견하지 못하였다. 이외에도 Obstfeld(1988)는 외환시장개입이 향후 경제정책방향에 대한 신호로 신뢰성 있게 작용할 경우에만 환율에 영향을 준다고 보았으며, Watanabe(1992)는 일본을 대상으로 추정한 결과 외환시장개입이 향후 통화정책에 대한 신호지표로 작용하였는가에 대한 실증분석에서 매우 긍정적인 평가를 내리고 있다. 특히 Dominguez & Frankel(1990)은 신호효과뿐만 아니라 포트폴리오-벨런스 변동효과가 모두 유효하다고 보았으며, 이 중에서도 포트폴리오-벨런스의 변동효과가 더 유효하다고 주장하였다.

이와 같이 중앙은행의 외환시장 개입효과에 대한 논란이 진행되고 있는 가운데 국내에서도 이에 대한 연구가 활발히 이루어져 왔다. 우선 포트폴리오-벨런스 변동효과에 대하여 김규한(1991)은 통화공급반응함수를 이용하여 추정한 결과, 매우 강력하게 영향을 미치고 있다고 보았다. 반면 최창규(1995)는 순국내자산반응함수를 추정한 결과, 그 효과가 미미하다고 주장하였다. 또한 신호효과에 대하여 이영섭(1995, 1997)은 개입반응함수와 개입유효성함수를 이용하여 추정한 결과 외환시장개입이 환율추세에는 유의하나 신호효과에는 무의미하다고 보았다. 특히 김태준(1993)은 행태방정식과 불태화방정식을 이용하여 추정한 결과 우리나라는 태화정책이 더 효과적이라는 결과를 보여주고 있다. 이외에도 이승호·이영섭·최창규(1998)는 환율추세의 임의행보적 특성으로 신호효과는 매우 미약한 것으로 보았으며, 김태준·유재원(1998a, 1998b)은 외환시장 일반균형방정식을 이용하여 추정한 결과 우리나라는 자본시장개방 이후 매우 강력한 불태화 개입정책을 사용하여 왔던 것으로 보았다.

그러나 외환시장개입 행태 및 효과에 관한 국내연구는 대부분 1992년 우리나라 자본시장개방 이후부터 1997년 외환위기 이전까지만 다루고 있기 때문에 외환위기 이후 진행된 외환시장의 구조적 변화를 제대로 반영하지 못하고 있다. 또한 기존의

국내연구는 외환시장개입 행태 및 효과를 추정하면서 연립성에 따른 편의문제를 제대로 다루지 못하고 있다.<sup>4)</sup> 따라서 본고는 1997년 외환위기 이후 진행된 외환시장의 구조적 변화가 우리나라 외환시장개입의 행태 및 효과에 어떻게 영향을 미쳤는지를 파악하여 보고자 한다. 또한 본고는 기존의 논문과 달리 연립성의 편의문제를 해결하고자 3SLS를 이용하여 우리나라 외환시장개입의 행태 및 효과를 추정하였다.

### Ⅲ. 외환시장개입의 관련 주요 지표의 추이

본고는 외환시장개입 행태 및 효과모형을 설정하기에 앞서 모형에 사용되는 주요 변수의 변동추이를 살펴보고자 한다. 종합수지 구성의 변화, 원화환율과 누적경상수지 및 순외화자산간 변동추이에 대한 분석은 모형설정과 추정결과뿐만 아니라 1997년 외환위기 이후 외환시장개입 행태 및 효과의 구조적 변화를 이해하는 데 도움이 될 것으로 보인다.

#### 1. 종합수지의 구조적 변화추이

1997년 외환위기를 전후로 자본수지와 경상수지 간 관계에 대한 Granger의 인과관계 분석에 따르면 이들간 구조적 변화가 있었던 것으로 보인다. <표 1>에서 보는 바와 같이 1992년 자본시장개방 이후 1997년말 외환위기 이전까지는 자본수지 흑자가 경상수지 적자를 발생시키는 원인으로 작용하였으나 외환위기 이후에는 이러한 관계가 성립하지 않는 것으로 추정되었다. 이러한 추정결과는 1992년 자본시장개방 이후 외국인 주식매입자금의 본격적 유입으로 원화가 절상되면서 고평가되었음에도 불구하고 통화당국이 외환시장개입을 통하여 원화환율을 적정수준에서 유지하지 못함으로써 경상수지 적자를 발생시키는 원인의 하나로 작용하였던 것으로 볼 수 있다.<sup>5)</sup>

4) 다만 이영섭(1995, 1997)의 논문만이 연립성의 편의를 다루고 있음.

5) 이 기간중 한·미간 통상마찰에 따른 수입규제 완화조치 등도 경상수지 적자에 영향을 주었음.

〈표 1〉 Granger 인과관계 분석결과

기간 \ 인과관계	원인	→	결과	원인	→	결과
	자본수지	→	경상수지	경상수지	→	자본수지
1992 : 01 ~ 1997 : 12	2.69230 (0.07505)			0.85879 (0.42828)		
1998 : 01 ~ 2000 : 05	1.87069 (0.17579)			0.73273 (0.49104)		

주: ( )안은 유의수준임.

〈표 2〉 연도별 종합수지구성 및 원화환율의 변동추이

(단위: 억 달러, 원/달러)

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000.5
종합수지	26.4	37.3	64.3	82.8	3.2	-68.6	371.6	265.2	143.6
경상수지	-39.5	9.9	-38.7	-85.1	-230.1	-81.7	403.6	244.8	24.2
자본수지	65.9	27.4	103.0	167.9	233.3	13.1	-32.0	20.4	119.4
기간 중 원화평균환율	780.8	802.7	803.6	771.0	804.8	951.1	1,398.9	1,189.5	1,132.4

자료: 한국은행, 『조사통계월보』, 각 호.

한편 외환위기 이후 자본수지 변동이 경상수지 변동의 원인으로 작용하지 않는다는 추정결과를 전적으로 통화당국이 외환시장개입을 통하여 원화의 고평가를 방지하였기 때문이라고 단정할 수 없다. 외환위기 이후 자본수지가 점차 개선되는 가운데<sup>6)</sup> 경상수지의 대폭적 흑자는 원화환율의 수준이 외환위기 이전에 비하여 30~40% 정도 상승함으로써 수출채산성이 크게 개선되었을 뿐만 아니라 외환위기의 여파로 소비·투자 등의 부진으로 인한 수입감소와 1998년중 국제원자재 가격의 하락에 힘입은 바 크다.

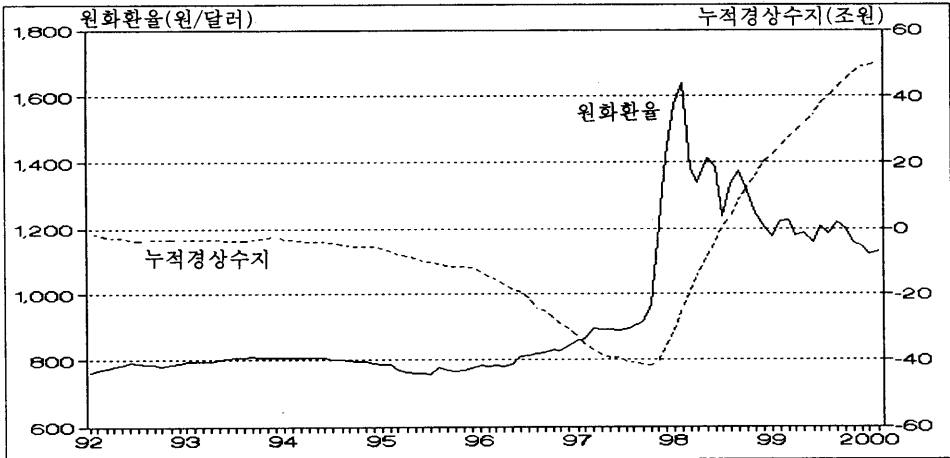
## 2. 원화환율과 경상수지 간 변동추이

자본자유화 이후 원화환율은 경상수지에 크게 영향을 받으며 변동하여 온 것으로 보인다. 원화환율과 그 변동률은 〈그림 1〉과 〈그림 2〉에서 보는 바와 같이 외환위기 전후를 제외하면 다소 시차가 있지만 누적경상수지 및 경상수지와 어느 정도 대칭을 이루면서 변동하여 온 것으로 나타나고 있다. 즉 경상수지가 흑자를 보이는

6) 이는 외환위기로 인한 만기도래 외화채권의 대규모 상환에도 불구하고 IMF차입금, 국내기업의 해외 주식예탁증서(CR) 발행, 외국인 직접투자 및 주식투자자금 등에 의해 큰 폭으로 자본유입이 이루어졌기 때문이다.

시기에는 원화환율이 하락하고, 경상수지가 적자를 보이는 시기에는 원화환율이 상승하고 있어 경상수지의 변동이 원화환율을 결정하는 중요한 요인의 하나로 작용하고 있음을 나타내주고 있다. 그러나 외환위기 이후인 1998년부터 원화환율과 누적 경상수지 간 대칭적인 관계가 크게 흩어지고 있는데 이는 앞서 지적하였듯이 외환위

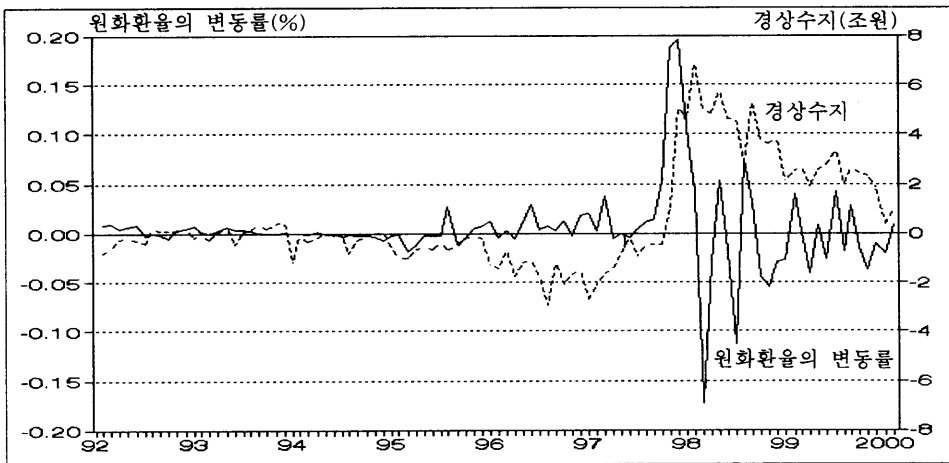
〈그림 1〉 원화환율<sup>1)</sup>과 누적경상수지<sup>2)</sup>의 변동추이



주: 1) 원화환율은 월말기준임.

2) 누적경상수지는 원화로 환산한 것임.

〈그림 2〉 원화환율의 변동률<sup>1)</sup>과 경상수지<sup>2)</sup>의 변동추이



주: 1) 원화환율의 변동률은 월말기준으로 산출한 것임.

2) 경상수지는 원화로 환산한 것임.



기의 여파로 원화환율의 수준이 30~40% 정도 상승하였을 뿐만 아니라 소비·투자 등의 위축 등과 경제외적 요인도 많이 작용하였기 때문인 것으로 풀이된다.

한편 원화환율의 변동률은 <그림 2>에서 보는 바와 같이 외환위기 이전보다 외환위기 이후에 더 크게 나타나고 있으며, 또한 경상수지의 변동보다 큰 것으로 나타나고 있다. 이는 자유변동환율제도로의 이행과 외환위기 이후 경상수지의 흑자전환과 자본수지의 점진적 개선으로 인한 자본유입 규모의 확대 등에 기인한 것으로 보인다.<sup>7)</sup>

### 3. 원화환율과 순해외자산 간 변동추이

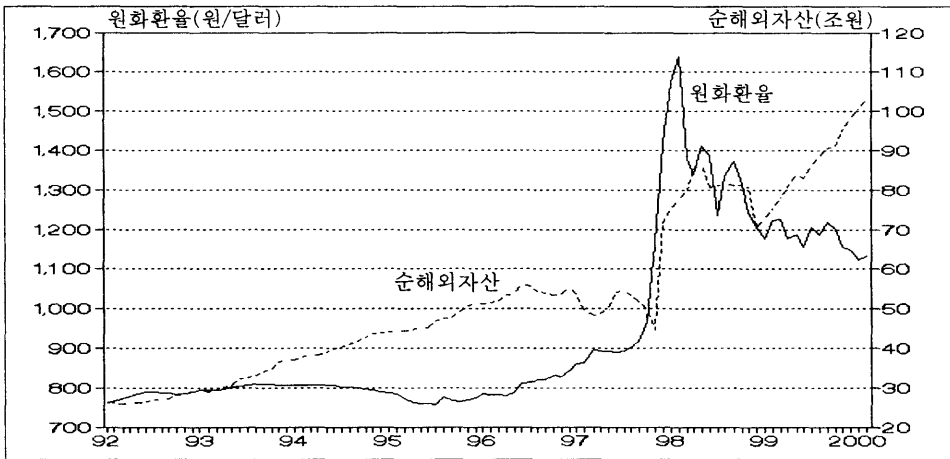
우리나라 순해외자산은 <그림 3>에서 보는 바와 같이 외환위기 전후를 제외하면 대체적으로 원화환율과 반대 방향으로 움직이고 있으며, 또한 순해외자산의 변동률도 <그림 4>에서 보는 바와 같이 원화환율의 변동률과 다소 시차를 두고 서로 반대 방향으로 움직이고 있다. 이러한 원화환율과 순해외자산간 변동추이는 우리나라 중앙은행이 지속적으로 외환시장개입을 통하여 역풍정책을 실시해 온 것을 암시하여 주고 있다.

특히 <그림 3>에서 보는 바와 같이 외환위기 이전에는 순외화자산이 완만히 증가하는 데 비해 원화환율은 비슷한 수준을 유지하거나 하락하는 추세를 보인 반면 외환위기 이후 1998년 하반기부터는 원화환율이 지속적으로 하락하는 가운데 순외화자산이 급격히 증가하는 추세를 보이고 있다. 또한 <그림 4>에서 보는 바와 같이 외환위기 이전에는 순외화자산과 원화환율의 변동률이 매우 작았으나 외환위기 전후를 제외하더라도 외환위기 이후 순해외자산과 원화환율의 변동률이 커진 것으로 나타나고 있다. 이러한 원화환율과 순해외자산 간 변동추이는 외환위기 이전보다 외환위기 이후 중앙은행이 외환시장개입을 통하여 강력한 역풍정책을 실시하였음을

7) 유상대(2000, pp. 93~94)에 의하면 외환위기 이후 원화환율의 변동률은 외환위기 이전에 비하여 확대된 것으로 나타남. 즉 전 기간(1996. 1. 3~1999. 9. 30)의 일일환율의 평균과 표준편차는 각각 0.000과 0.016이며, 시장평균환율제도기간(1996. 1. 3~1997. 12. 15)의 일일환율의 평균과 표준편차는 각각 0.001과 0.012인 반면 변동환율제도기간의 일일환율의 평균과 표준편차는 각각 -0.001과 0.020으로 계산됨. 또한 외환위기기간(1997. 11. 1~1998. 3. 31)을 제외시켰을 경우, 시장평균환율제도기간의 일일환율의 평균 및 표준편차는 각각 0.000과 0.003으로, 변동환율제도기간의 일일환율의 평균 및 표준편차는 각각 0.000과 0.008로 계산되어 외환위기 이후 원화환율의 변동폭이 확대되었음을 보여주고 있음.

암시하여 주고 있다. 다시 말하면 외환위기 이후 경상수지의 대폭적 흑자 전환에 힘입어 종합수지가 큰 폭의 흑자를 보이면서 원화의 급속한 절상요인 발생하였음에도 불구하고 중앙은행이 원화환율을 안정시키기 위하여 강력히 외환시장개입을 하여 온 것으로 보인다.

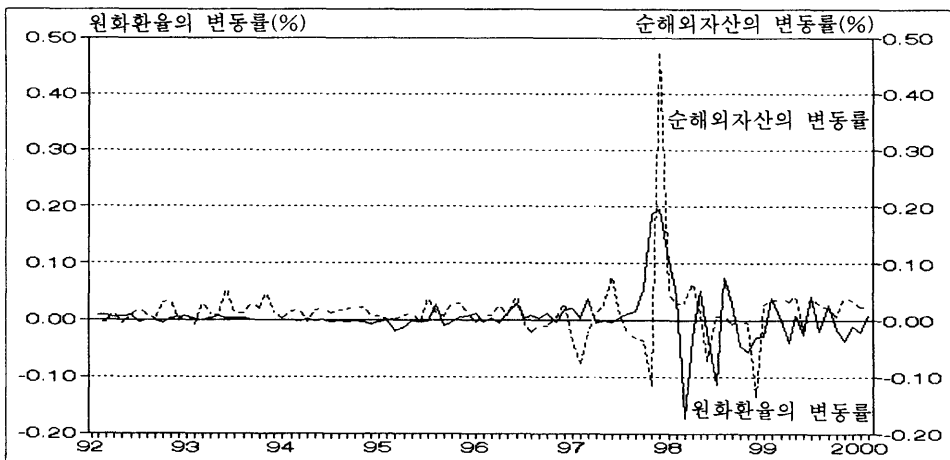
〈그림 3〉 원화환율<sup>1)</sup>과 순해외자산<sup>2)</sup>의 변동추이



주: 1) 원화환율은 월말기준임.

2) 순해외자산은 원화로 환산한 것임.

〈그림 4〉 원화환율<sup>1)</sup>과 순해외자산<sup>2)</sup>의 변동률 변동추이



주: 1) 원화환율의 변동률은 월말기준으로 산출한 것임.

2) 순해외자산의 변동률은 원화로 환산한 후 산출한 것임.

## IV. 모형의 설정

### 1. 외환시장개입행태의 모형

중앙은행이 과연 일정한 규칙(rule)을 갖고 외환시장에 개입하고 있는가와 중앙은행이 외환시장의 상황변화에 대하여 체계적으로 개입하고 있는지에 대해서는 논란의 여지가 많지만, 중앙은행의 외환시장 개입목적이 현재환율의 불안정적인 움직임을 완화하거나 현재환율이 장기목표환율로부터 이탈되는 경우 이를 시정하기 위한 것이라는 가정하에 불태화 외환시장개입의 행태모형을 다음과 같이 설정하였다.

$$I_t = a_0 + a_1 \Delta S_t + a_2 (S_t - S_t^T) + a_3 I_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

단,  $I$ : 외환시장개입 규모,  $S$ : 현재환율,  $S^T$ : 장기목표환율,  $\varepsilon$ : 잔차,  $\Delta$ : 차분기호.

우선 외환시장개입의 규모( $I_t$ )는 중앙은행이 공개하지 않는 한 중앙은행의 대차대조표로부터 파악하는 것은 쉽지 않다. 왜냐하면 중앙은행의 외환시장개입에 따른 순외화자산의 변동이 본원통화에 미치는 영향은 외환시장개입 당시의 환율에 의하여 평가되는 반면 중앙은행의 대차대조표상 외화자산은 현재의 환율에 의하여 평가되기 때문이다. 또한 순해외자산은 통화개괄표상에 나타난 기보유하고 있는 해외자산까지도 현재의 환율로 계상되기 때문에 자산이득 및 자산손실까지 포함하고 있다. 따라서 순해외자산을 파악하기 위해서는 자산이득 및 자산손실을 포함하는 이자수입분을 제외시켜야 한다. 이렇게 하여 계산된 외화표시 순해외자산의 변동분은 매기의 환율을 곱하여 자국통화표시 순해외자산의 변동분으로 바꿀 수가 있다. 따라서 본고에서 외환시장개입규모를 다음과 같은 식에 의하여 계산하여 이용하였다.<sup>8)</sup>

$$I_t = [(NFA_t - NFA_{t-1}) + IRB_t] \times S_t \quad (1')$$

단,  $I$ : 외환시장개입 규모,  $S_t$ : 매매시점의 환율,  $NFA$ : 외화표시 외화자산,  $IRB$ : 이차지급조정액

8) 이에 관한 자세한 내용은 최창규(1995)를 참고할 것.

식(1)에서 현재환율의 계수( $\alpha_1$ )가 음(-)의 값을 가지면 중앙은행의 외환시장개입은 역풍정책(leaning against the wind)임을 의미하며, 정(+)의 값을 가지면 순풍정책(leaning with the wind)임을 의미한다.  $S_t - S_t^T$ 는 중앙은행이 기초적 경제여건과 합치하는 장기목표환율로부터 현재환율이 이탈되었을 때 이를 시정하기 위해 중앙은행이 외환시장에 개입하는 것을 반영하고 있다. 따라서 중앙은행은 현재환율이 장기목표환율보다 높(낮)으면 외화자산의 매각(입)을 통하여 현재환율을 낮추(높이)고자 하기 때문에  $\alpha_2$ 의 부호는 음(-)의 값이 기대된다. 일반적으로 장기목표환율은 실제로 산정할 수 없기 때문에 구매력평가환율이나 실질실효환율<sup>9)</sup>을 사용하기도 하고 Williamson(1995)이 제시한 경상수지를 균형시키는 환율도 널리 사용하고 있다. 마지막으로 외환시장개입 규모의 전기향은 과거의 개입경험을 통해 외환시장개입의 규모에 영향을 미치는 요인들을 반영하기 위하여 도입하였다.

## 2. 외환시장개입효과의 모형

일부 학자들은 중앙은행이 불태화 외환시장개입을 하는 경우 포트폴리오-밸런스 변동이나 신호경로를 통하여 환율변동에 영향을 미친다고 보고 있다.<sup>10)</sup> 이 중에서 포트폴리오-밸런스 변동효과는 국내통화표시자산과 외국통화표시자산은 불완전 대체재이기 때문에<sup>11)</sup> 투자자들이 자산의 기대수익률과 기대수익의 분산을 고려하여 자산보유를 다변화한다는 가정에서 출발한다. 즉 포트폴리오-밸런스 변동효과는 자산의 상대적 공급변동이 국내외자산간 기대수익률의 변동을 초래함으로써 환율에 영향을 미치는 효과를 말한다.

이러한 전제하에 포트폴리오-밸런스 환율결정모형은 투자가가 투자대상 자산간 기대수익률(또는 위험프리미엄)에 따라 그들의 자산을 최적으로 배분하는 과정에서 국내 및 외국통화표시자산의 상대적인 공급에 의하여 환율이 결정된다는 것을 보여 주고 있다. 투자가가 보유자산을 국내통화표시자산과 외국통화표시자산의 형태로 보유하고자 하는 경우 두 자산간 구성비율은 기대수익률 — 즉 국내·외 금리차와 환율의 기대변동에 의하여 결정된다. 즉 개별투자가의 국내 및 외국통화표시자산

9) 김인준(1989) 등이 제시한 경쟁력을 유지시켜 주는 환율을 이용할 수도 있음.

10) 신호효과는 불태화 외환시장개입이든 태화 외환시장개입이든 상관없이 적용될 수 있음.

11) 자세한 내용은 Danker *et al*(1987)과 Rogoff(1984)을 참조할 것.

선택에서는 기본적으로 국내금리 상승 또는 환율하락의 예상 → 자국통화표시자산에 대한 수요증가(외국통화표시 자산에 대한 수요감소) 등의 경로를 가져온다.

한편 경상수지의 적자는 일차적으로 외화자산의 유출과 함께 부(wealth)를 감소시킨다. 그러나 부의 감소에 따른 외국통화표시자산수요의 감소가 외국통화표시자산 스톡감소보다 작기 때문에 환율을 상승시키는 결과를 초래한다. 따라서 이러한 외국통화표시 자산수요의 감소는 환율의 상승과 더불어 이에 따른 외화통화표시 자산가치의 상승 — 즉 부의 증대를 통하여 새로운 균형을 찾아간다. 이러한 포트폴리오-밸런스 환율결정모형의 경로를 요약하면, 국내금리의 상승 → 국내통화표시자산에 대한 수요증가 및 외국통화표시자산에 대한 수요감소 → 해외로부터 자본유입 → 외환의 초과공급 → 환율하락의 과정을 밟게 된다.

따라서 본고는 포트폴리오-밸런스 환율결정모형에 기초하여 불태화 외환시장개입의 효과모형을 다음과 같이 설정하였다.<sup>12)</sup>

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \overset{(?)}{\Delta S_{t-i}} + \beta_2 \overset{(+)}{\Delta M_{t-i}} + \beta_3 \overset{(-)}{(i_{t-i} - i^*_{t-i})} + \beta_4 \overset{(-)}{(S_{t-i} - S^T_{t-i})} + \beta_5 \overset{(?)}{I_t} + u_t \quad (2)$$

단,  $M$ : 총통화량,  $i$ : 국내금리,  $i^*$ : 해외금리,  $u$ : 잔차.

우선 총통화량의 계수( $\beta_2$ )는 물가상승을 수반하기 때문에 환율과 정(+)의 관계를 가질 것으로 기대된다. 또한 국내의 금리차의 계수( $\beta_3$ )와 목표환율로부터 이탈 정도의 계수( $\beta_4$ )는 포트폴리오-밸런스 경로를 통하여 음(-)의 부호를 가질 것으로 기대된다. 또한 외환시장개입 규모의 계수는 정(+)의 값을 가지면 외환시장개입이 통화당국의 의도와 같은 방향으로 움직였음을 나타내주며 음(-)의 값을 가지면 외환시장개입이 통화당국의 의도와 반대의 방향으로 움직였음을 나타내주기 때문에 외환시장개입 규모의 계수( $\beta_5$ ) 부호는 외환시장개입의 효과를 파악하는 데에 있어서 매우 중요하다. 마지막으로 환율변화율의 전기항은 과거의 환율변화를 통하여 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 반영하기 위하여 도입되었다.

12) 외환시장개입의 효과모형을 제시하는 데에 있어서 독립변수들에 일정한 시차를 주는 것은 포트폴리오-밸런스 경로를 거쳐 각 독립변수들이 환율에 영향을 주기까지는 일정한 기간이 필요하기 때문이다.

## V. 실증분석 결과

### 1. 사용자료 및 추정방법

본고는 불태화 외환시장개입의 행태 및 효과모형에서 제시된 변수를 직접 구할 수 없기 때문에 이에 대한 대용변수를 한국은행 『조사통계월보』와 『국제수지』에서 자본시장개방이 이루어진 1992년 1월부터 2000년 2월까지를 표본기간으로 설정하여<sup>13)</sup> 다음과 같이 추출·사용하였다.

외환시장개입규모는 순해외자산의 변동분에서 이자지급조정액을 추가하여 계산하였다. 장기목표환율로부터 이탈정도의 대용변수로는 누적경상수지를 사용하였으며, 국내·외 금리차의 대용변수로는 우리나라 회사채수익률(3년만기)에서 미국의 90일물 재정증권(T-Bill) 금리를 차감하여 사용하였다. 총통화량은 M2를 대용변수로 사용하였다.<sup>14)</sup> 원화환율의 대용변수로는 월말매매기준 대미달러 원화환율을 사용하였다. 또한 본고에서 사용된 모든 변수는 EZX11을 이용하여 계절조정하여 사용하였다.<sup>15)</sup>

본고에서는 우리나라 외환시장개입 행태 및 효과모형을 3단계최소자승법(3SLS)으로 추정하였다. 우선 우리나라 외환시장개입 행태 및 효과모형을 각각 최소자승법(OLS)으로 추정하였다. 그리고 OLS 추정결과 중 원화환율의 변동률( $\Delta LER$ )과 외환시장의 개입규모( $IT$ )를 제외한 나머지 변수들을 도구변수(Instrument Variable)화한 다음 외환시장개입 행태 및 효과모형을 연립하여 다시 추정하였다.

13) 본고에서 이자조정액을 산출하기 위한 국제수지표상 소득수지의 이자수입액과 지급액이 2000년 2월까지만 발표되었기 때문에 이에 맞추어 표본기간을 설정하였음.

14) 최근 중심통화지표의 대용변수로서 M3 또는 MCT를 많이 사용하고 있으나, 우리나라는 중심통화지표로 1979년부터 1996년까지 M2를, 1997년에는 M2와 MCT를, 1998년부터는 M3을 사용하여 오고 있음. 본고는 저축성예금의 비중이 낮아지고 양도성 예금증서와 금전신탁의 비중이 크게 높아짐에 따라 M2가 실물경제의 흐름을 반영하는 데에 한계점을 지니고 있지만 외환위기 전후기간을 동시에 살펴보기 위해서는 중심통화지표의 일관성을 유지하여야 한다는 판단하에 M2를 대용변수로 사용하였음.

15) 통계처리는 Win-RATS(Regression Analysis of Time Series) Ver 4.2를 이용하였음.

〈표 3〉 사용변수명과 내용

변 수 명	단 위	기 호	비 고	
순해외자산	10억원	NFA	(월말기준)	(중앙은행의) 해외자산 - 해외부채 + 외화예탁금
이자지급조정액	10억원	IRB	(월말기준)	(투자소득수지에서) 이자지급액 - 이자수입액
외환시장개입규모	10억원	IT	-	순해외자산의 변동분 - 이자지급 조정액
총통화량	10억원	M	(월말기준)	자연대수(log)를 취한 변수의 기호는 LM임
원화환율	₩/\$	ER	(매매기준율) (월말기준)	자연대수(log)를 취한 변수의 기호는 LER임
누적경상수지	10억원	AKCB	(월말기준)	목표환율로부터 이탈정도의 대용변수 (차분변수는 경상수지로서 KCB로 표시)
국내 금리	%	KR	(월말기준)	회사채수익률(모든 수익률의 단순 평균치)
해외 금리	%	TB	(월말기준)	미국의 재정증권(90일물)
국내외 금리차	%	KUR	-	(국내금리 - 해외금리)로 계산.

자료: 한국은행, 「조사통계월보」, 「국제수지」, 각 호.

## 2. 추정결과<sup>16)</sup>

### 1) 단위근 검정결과

본고에서는 전체기간과 이를 외환위기 전후의 기간별로 나누어 각각 Dickey and Fuller(1979)의 DF검정법(Dickey-Fuller Test)과 Phillips and Perron(1987)의 Z검정법(PP검정법)에 의해 단위근 검정을 하였으며, 그 결과는 〈표 4〉에 제시되어 있다. 단위근 검정결과에 따르면 모든 변수들이 단위근을 갖고 있다는 귀무가설을 기각하고 있는 것으로 나타났는데, 이는 모형에서 제시한 바와 같이 대부분의 수준변수가 이미 차분화되어 있기 때문이다. 따라서 본 논문에서 사용하는 대부분의 수준변수들은 안정성을 지니고 있어 전통적 회귀분석을 이용하여도 가성회귀의 가능성은 없는 것으로 보인다.<sup>17)</sup>

16) 본고에서는 외환위기로 인해 모든 경제변수가 불안정적이었던 점을 감안하여 표본기간에서 1997년 12월을 제외하고(skipping) 추정하였음.

17) 시차를 2, 3 및 4로 두어도 거의 비슷한 단위근 검정결과를 얻었음.

〈표 4〉 단위근 검정 결과

		전체기간(시차=1)		외환위기이전(시차=1)		외환위기이후(시차=1)	
		수준변수	차분변수	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
개입규모 (IT)	DF	-7.02877	-11.62589	-3.94823	-7.42868	-7.02887	-11.62589
	PP	-9.79666	-17.19824	-4.16594	-9.17553	-9.79666	-17.19824
원화환율의 변동률 ( $\Delta$ LER)	DF	-6.29642	-10.05788	-4.56667	-9.44660	-6.29642	-10.05788
	PP	-6.58475	-11.78453	-7.39262	-15.59928	-6.58475	-11.78453
경상수지 (KCB)	DF	-7.81962	-11.55730	-6.40905	-9.72594	-7.81962	-11.55730
	PP	-10.75585	-17.72362	-8.98688	-14.99842	-10.75585	-17.72362
국내외금리차 (KUR)	DF	-7.85405	-11.62140	-6.44332	-9.80264	-7.85405	-11.62140
	PP	-10.80512	-17.81660	-9.03934	-15.10812	-10.80512	-17.81660
총통화량의 변동률 ( $\Delta$ LM)	DF	-7.70229	-13.43826	-7.47529	-11.90880	-7.70229	-13.43826
	PP	-12.10471	-21.22734	-11.89441	-19.69828	-12.10471	-21.22734
표본크기		97		71		26	

주: DF검정통계량에 의하면 상수항과 추세선을 포함하고 표본의 크기가 25개, 50개 및 100개인 경우 5%의 유의수준하에서 임계치는 각각 -3.60, -3.50, -3.45임.

## 2) 외환시장개입의 행태 및 효과모형 추정결과<sup>18)</sup>

### (1) 외환시장개입 행태모형의 추정결과

우선 전체기간을 대상으로 3SLS로 추정한 결과<sup>19)</sup> 불태화 외환시장개입 행태합수는 〈표 5〉에서 보는 바와 같이 통계량 측면에서 양호한 것으로 나타났다. 우선 외환시장개입규모는 원화환율의 변동률에 대한 t값이 유의한 것으로 나타나 원화환율의 변동이 외환시장개입규모를 결정하는 데 크게 영향을 미쳤음을 보여주고 있다. 특히 원화환율 변동률의 계수가 음(-)의 값을 갖는 것으로 추정되어 자본시장 개방 이후 우리나라 중앙은행은 원화환율이 상승(하락) 하는 경우에는 원화환율의 상승(하락)을 억제하고자 보유하고 있는 외환을 매도(매입)하여 순외화자산을 감소(증가)시키는 역풍정책을 주로 취하여 온 것으로 나타났다. 또한 경상수지에 대한 계수도 음(-)의 값을 갖는 것으로 추정되어 우리나라 중앙은행은 경상수지가 적자(흑자)를 보이는 경우 원화환율을 상승(하락)시켜 경상수지를 개선(축소)시키고자 외

18) 설명변수의 시차선택은 Hendry(1989)의 general-to-specific접근법을 사용하였음.

19) 본고에서는 외환시장개입 행태 및 효과함수를 3SLS로 추정하였으나 각 함수의 해석상 편의를 위하여 추정결과를 구분하여 제시하였음.



〈표 5〉 외환시장개입 행태함수의 추정 결과

	전체기간		기간별	
		더미변수 추가	외환위기 이전	외환위기 이후
constant	554.724 (1.79)	1137.454 (2.82)	529.139 (2.57)	2183.715 (1.13)
$\Delta LER$	-28430.153 (-3.80)	-38788.613 (-2.29)	-28933.570 (-3.84)	-57352.654 (-4.41)
$\Delta LERD2$		-71006.101 (-3.58)		
KCB	-0.414 (-2.67)	-0.706 (-3.57)	-0.279 (-1.89)	-0.674 (-2.34)
$IT_{t-1}$	0.1077 (-1.45)	-0.378 (-2.39)	0.228 (1.64)	0.328 (1.43)
$R^2$	0.205	0.506	0.447	0.327
D. W.	2.388	1.680	1.891	1.978
F값		7.364		

주: 1) 외환위기 이후  $\Delta LER$ 에 Dummy를 준 변수명을  $\Delta LERD2$ 로 표시하였음.

2) ( )안은 t값임.

3) F검정통계량의 유의수준은  $\alpha=0.001$ 임.

환을 매입(매도)하여 순외화자산을 증가(감소)시키는 정책을 취한 것으로 나타났다.

한편 외환위기 이후기간(1998.1~2000.2)에 대하여 원화환율 변동률에 더미변수 ( $\Delta LERD2$ )를 추가하여 추정한 결과에 따르면  $R^2$ 값이 0.205에서 0.506으로 높아졌고, 원화환율 변동률 더미변수( $\Delta LERD2$ ) 계수의 절대값이 높아졌을 뿐만 아니라 t값도 3.58로서 유의한 것으로 나타났으며, F-통계량도 7.364로 0.1%수준에서 유의한 것으로 나타났다. 또한 외환위기를 전후로 구분하여 추정한 결과도 전체기간의  $R^2$ 보다 기간별로 추정한 경우가 높아졌으며, 외환위기이전보다 외환위기 이후에 모든 계수의 절대값이 높아졌을 뿐만 아니라 t값도 유의한 것으로 나타났다.<sup>20)</sup>

이러한 추정결과는 외환위기 이후 우리나라 중앙은행의 외환시장개입 행태에 구조적 변화가 있었음을 보여준다. 특히 외환위기 이후 원화환율 변동률 계수의 절대값이 외환위기 이전보다 높게 나타나고 있어 우리나라 중앙은행은 외환위기 이후 원화환율을 안정시키고자 외환시장개입을 통하여 강력한 역풍정책을 취한 것으로

20) 구조적 변화를 파악하기 위하여 원화환율 변동률과 외환시장개입규모에 더미를 넣어 추정하는 것은 여타 경제변수에는 구조적 변화가 없다는 가정상의 한계점이 있다는 논평자의 의견에 따라 외환위기 이전(1992.1~1997.11)과 외환위기 이후(1998.1~2000.2)로 나누어 각각 추정·제시하였음.

파악된다. 이는 외환위기를 계기로 시장평균환율제도에서 자유변동환율제도로 이행, 경상수지의 적자에서 흑자로 전환, 자본시장의 추가개방에 따른 자본수지 개선 등에 기인하는 것으로 보인다. 즉 우리나라 중앙은행은 외환위기 이전 채택하였던 시장평균환율제도에서는 원화환율의 변동을 일일변동허용폭으로 어느 정도 통제할 수 있었기 때문에 역풍정책이 상대적으로 약했던 것으로 보인다. 또한 외환위기 이전에는 자본수지 흑자가 경상수지 적자에 의해 어느 정도 상쇄되었기 때문에 원화절상압력이 상대적으로 작아 우리나라 중앙은행은 소극적으로 외환시장에 개입하여 온 것으로 보인다.<sup>21)</sup> 반면 외환위기 이후 자유변동환율제도에서는 원화환율이 민간부문의 외환수급에 의하여 결정되는 과정에서 변동폭이 단기적으로 확대되었을 뿐만 아니라 경상수지의 흑자 전환과 자본시장의 추가개방으로 자본수지의 개선으로 종합수지 흑자규모가 크게 늘어남에 따라 원화의 급속한 절상압력이 가중되었다. 이에 따라 우리나라 중앙은행은 급격한 원화절상에 따른 부작용을 극소화하기 위해 외환위기 이후 보다 강력한 역풍정책을 취한 것으로 보인다. 이러한 가운데 우리나라 중앙은행은 외환시장개입으로 인한 본원통화의 증발이 인플레이션을 유발할 것을 우려하여 통화안정증권 등의 발행을 통해 이를 상당 부분 흡수해 온 것으로 보인다.

## (2) 외환시장개입의 효과모형 추정결과

우선 전체기간을 대상으로 3SLS로 추정한 결과, 불태화 외환시장개입 효과함수는 <표 6>에서 보는 바와 같이 대부분의 변수가 통계적으로 유의성이 높으며 모든 변수의 부호가 모형에서 기대하였던 것과 일치하였다. 우선 외환시장개입규모에 대한 계수가 양(+)의 값을 갖는 것으로 추정되어 자본시장개방 이후 우리나라 중앙은행은 외환시장개입을 통해 원화환율을 의도한 방향으로 변동시켰음을 보여주고 있다. 또한 총통화량과 국내·외 금리차의 계수가 각각 (+)와 (-)의 부호를 갖는 것으로 나타나 포트폴리오-밸런스 경로를 통하여 어느 정도 원화환율에 영향을 미치고 있는 것으로 추정되었다.<sup>22)</sup>

21) 이는 최창규(1995)와 유사한 결과로서 우리나라 중앙은행은 경상수지 적자로 인한 환율상승기에 비해 경상수지 흑자로 인한 환율하락기에 더욱 강력히 불태화 외환시장개입을 한 것으로 나타났다.

22) 우리나라 채권시장의 미성숙으로 국내 금융시장과 외환시장간 연계성이 높지 못하다는 현실을 감안할 때 포트폴리오-밸런스 경로를 통하여 원화환율에 영향을 미치고 있다고 단정하기

한편 외환위기 이후기간의 외환시장개입규모에 더미변수( $ITD2$ )를 추가하여 추정한 결과에 따르면  $R^2$ 값이 0.282에서 0.565로 높아졌고, 외환시장개입규모 더미변수( $ITD2$ ) 계수의  $t$ 값이 3.15로서 유의한 것으로 나타났으며, F-통계량도 6.745로 0.1%수준에서 유의한 것으로 나타났다. 또한 외환위기를 전후로 구분하여 추정한 결과도 외환위기 이후 모든 계수의 절대값이 높아졌을 뿐만 아니라  $t$ 값도 유의한 것으로 나타나 외환위기 이후에 총통화량, 경상수지, 국내·외 금리차 등이 원화환율의 변동에 미치는 효과도 커진 것으로 나타났다.

이러한 추정결과는 우리나라 중앙은행의 외환시장개입 효과가 외환위기 이후 구조적 변화를 보였음을 나타내주고 있다. 특히 외환시장개입규모의 계수값이 외환위기 이후에 더 크게 나타나 우리나라 중앙은행의 외환시장개입효과가 외환위기 이후 더 커진 것으로 파악된다. 우선 외환위기 이전 외환시장개입효과가 작게 나타나는

〈표 6〉 외환시장개입 효과함수의 추정 결과

	전체기간		기간별	
		더미변수 추가	외환위기 이전	외환위기 이후
constant	-0.031 (-0.18)	-0.037 (-1.45)	0.025 (2.14)	0.063 (1.12)
$\Delta LM$	0.132 (1.13)	0.459 (1.63)	0.203 (1.58)	1.055 (2.14)
KCB	-9.88[e-06] (-2.70)	-5.05[e-06] (-1.62)	-6.73[e-06] (-1.93)	-2.65[e-05] (-1.99)
KUR	-2.09[e-03] (-1.47)	-1.25[e-02] (-2.24)	-1.82[e-03] (-1.53)	-4.90[e-03] (-1.55)
IT	1.29[e-05] (3.98)	9.14[e-06] (2.14)	4.07[e-06] (1.80)	6.91[e-06] (1.96)
ITD2		4.49[e-05] (3.15)		
$\Delta LER_{t-1}$	-0.196 (-2.13)	0.582 (2.91)	1.393 (5.89)	-0.187 (-0.88)
$R^2$	0.282	0.565	0.168	0.451
D.W.	2.430	2.399	1.944	2.322
F값		6.745		

주: 1) 외환위기 이후 IT에 Dummy를 준 변수명을 ITD2로 표시함.

2) 계수값에 [ ]안의 기호는 소수점 자리를 의미함.

3) ( )안은  $t$ 값임.

4) F검정통계량의 유의수준은  $\alpha=0.001$ 임.

는 어려움.

것은 자본유입에 따른 원화절상압력을 외환시장개입뿐만 아니라 시장평균환율제도를 채택함으로써 원화환율의 일일변동허용폭을 제한하여 원화환율을 안정시킬 수 있었기 때문인 것으로 보인다. 반면 외환위기 이후 외환시장개입효과가 상대적으로 크게 나타나는 것은 경상수지 흑자 전환과 자본시장의 추가적 개방으로 인한 자본수지 개선으로 자본유입이 크게 늘어나면서 원화절상압력이 가중됨에 따라 우리나라 중앙은행이 이를 완화시키고자 강력히 불태화 외환시장개입을 하였기 때문인 것으로 보인다. 환언하면 우리나라 중앙은행은 외환위기 이후 자유변동환율제도로의 이행에 따른 환율변동폭의 확대와 자본유입의 규모 확대 등이 국민경제에 미치는 부작용을 고려하여 보다 강력히 외환시장개입을 시행하였으며, 이에 따라 외환위기 이후 외환시장개입도 효과적이었던 것으로 판단된다.<sup>23)</sup>

외환시장개입의 행태와 효과모형의 추정결과를 종합하여 보면, 외환위기 이전에는 시장평균환율제도의 일일변동허용폭을 통하여 제도적으로 원화환율의 급등락을 어느 정도 통제할 수 있었을 뿐만 아니라 자본수지 흑자가 경상수지의 적자에 의해 어느 정도 상쇄되었기 때문에 우리나라 중앙은행은 소극적으로 외환시장에 개입하였으며, 이에 따라 외환시장개입효과도 약하게 나타났던 것으로 보인다. 반면에 외환위기 이후 자유변동환율제도로 이행하면서 원화환율의 변동폭이 장단기적으로 확대되었으며, 경상수지의 흑자 전환과 자본시장의 추가적 개방에 따른 자본유입 규모의 확대로 원화절상압력이 커짐에 따라 원화의 급격한 절상을 방지하고자 우리나라 중앙은행은 강력히 외환시장에 개입하여 온 것으로 보인다.

23) 외환위기 이후 적극적인 불태화 외환시장개입으로 우리나라 중앙은행의 순해외자산이 큰 폭으로 늘어났으며 이를 불태화하는 과정에서 발행된 통화안정증권 규모도 매우 크게 증가하였음. 즉 외환위기 이전에는 본원통화 연발잔액과 통화안정증권 발행잔액이 비슷한 수준이었으나, 외환위기 이후에는 본원통화 잔액 대비 통화안정증권 발행잔액이 2.3배에 달해 우리나라 중앙은행은 외환위기 이후 보다 강력한 불태화 외환시장개입을 하였으므로 시사하여 주고 있음.

## VI. 요약 및 정책적 시사점

우리나라 원화는 1992년 자본시장 개방과 더불어 외국인 주식매입자금의 본격적으로 유입되면서 지속적으로 절상압력을 받아왔다. 이에 대응하여 우리나라 중앙은행은 원화의 고평가로 인한 경상수지 악화를 방지하기 위하여 외환시장개입을 통하여 원화의 절상을 완화하는 한편 외환시장개입과정에서 통화증발로 인한 인플레이션을 우려하여 통화안정증권의 매각 등을 통해 통화를 환수하였다. 그러나 자본시장 개방 이후 우리나라 중앙은행의 외환시장개입에도 불구하고 원화가 지나치게 고평가되어 경상수지 적자가 점차 확대되면서 1997년말 외환위기를 겪게 되었다. 우리나라는 외환위기를 수습하는 과정에서 시장평균환율제도를 포기하고 변동환율제도로 이행하였으며 자본시장도 추가적으로 대폭 개방하였다. 외환위기 이후 경상수지가 흑자로 전환되고 자본시장의 추가적 개방으로 자본유입도 대폭 확대됨에 따라 우리나라 중앙은행은 원화의 급속한 절상으로 인한 부작용을 극소화하기 위하여 다시금 불태화 외환시장개입을 하여 온 것으로 보인다. 따라서 본고는 외환위기 이후 환율제도의 변화, 종합수지 구성의 변화 및 흑자폭의 대폭 확대, 자본시장의 추가적 개방 등의 변화가 우리나라 중앙은행의 불태화 외환시장개입의 행태 및 효과에 구조적 변화를 초래하였는가를 파악하고자 하였다.

우리나라 중앙은행의 불태화 외환시장개입 행태 및 효과를 포트폴리오-밸런스모형에 입각하여 추정한 결과에 의하면, ① 우리나라 중앙은행은 1992년 자본시장개방 이후 외환시장개입시 지속적으로 역풍정책을 취하였지만 외환위기 이후 더욱 강력한 역풍정책을 취하여 온 것으로 추정되었으며, ② 우리나라 중앙은행의 외환시장개입은 포트폴리오-밸런스 경로를 통하여 통화당국이 의도한 방향으로 원화환율에 영향을 주었지만, 외환위기 이후 더 크게 영향을 미친 것으로 추정되었다. 이러한 추정결과는 앞서 지적하였듯이 시장평균환율제도에서 자유변동환율제도로의 이행, 경상수지의 흑자 전환과 자본시장의 추가적 개방에 따른 종합수지 흑자의 대폭적인 확대 등에 기인하는 것으로 보인다.

외환위기 이후 우리나라는 변동환율제도를 채택함에 따라 원화환율이 단기 및 중장기적으로 변동폭이 확대되었을 뿐만 아니라 경상수지의 흑자 전환과 자본시장의 추가 개방으로 인한 자본유입이 확대되면서 급격한 원화절상압력을 받게 되었다. 따라서 우리나라 중앙은행은 급속한 원화절상으로 인한 부작용을 극소화하기 위하

여 외환위기 이전보다 강력히 외환시장에 개입하는 한편 통화증발로 인한 인플레이션을 방지하기 위하여 통화안정증권 매각 등을 통하여 이를 불태화시키고 있는 것으로 보인다. 그러나 우리나라 중앙은행이 원화의 절상을 방지하기 위하여 지나치게 불태화 외환시장개입에만 의존하는 경우 통화안정증권발행의 누적으로 통화정책의 운용이 경직될 수 있으며 이자지급의 증가가 새로운 통화증발요인으로 작용하는 문제를 야기하게 된다. 또한 중앙은행이 적정환율수준을 잘못 판단하여 과도하게 외환시장개입을 하는 경우 외환시장에서 외환의 수급에 의하여 자유로이 균형을 이 결정되도록 한 변동환율제도의 장점을 희생시키는 문제를 초래할 수 있다.

우리나라 중앙은행의 불태화 외환시장개입은 급격한 자본유출입 등으로 원화환율이 단기적으로 급격히 변동할 우려가 있을 때 이를 안정시키기 위하여 강력히 개입할 필요성은 있으나, 장기적으로는 이자지급증가로 인한 통화증발 및 통화정책 운용의 경직성 증가 등의 부작용이 나타날 우려가 있으므로 자제하여야 할 것이다. 또한 우리나라 중앙은행의 불태화 외환시장개입은 통화안정증권의 매매를 통하여 이루어지고 있으나 정부채권시장을 활성화하여 공개시장조작을 통하여 이루어지도록 하는 것이 바람직하다. 나아가 외환시장에 대한 직접적인 개입은 외환리저브의 변화를 초래하기 때문에 이자율이나 통화량의 조정을 통한 간접적인 개입으로 전환함으로써 외환리저브의 변화를 최소화해 나가는 것이 바람직하다. 그리고 우리나라 중앙은행이 변동환율제도의 장점을 살리기 위해서는 경제적 기초여건에 맞추어 적정원화환율수준을 평가하고 원화환율이 적정원화환율수준으로부터 벗어나 단기적으로 급등락을 보이는 경우에만 외환시장에 개입하도록 자제하여야 할 것이다.

## ■ 참고 문헌

1. 김규한, "개방경제하에서 우리나라 통화정책의 유효성에 관한 연구 - 불태화정책과 자본유출입에 의한 통화상쇄현상을 중심으로," 『금융경제연구』, 제28호, 1991, pp. 1~43.
2. 김인준, 『개방경제하의 금융정책』, 12월호, 한국개발연구원, 1989.
3. 김태준, 『외환시장개입정책의 효과분석과 환율정책에 대한 정책시사점』, 정책연구 제93-14호, 대외경제정책연구원, 1993.
4. ———·유재원, "국제수지 충격과 동태적 외환시장개입," 『금융학회지』, 제3권 제2호,

- 1998(a), pp. 95~137.
5. —————, “한국의 외환시장압력과 환율정책,” 『국제경제연구』, 제4권 제2호, 1998(b), pp. 27~48.
6. 박종석, “자본유출입 확대가 통화정책에 미치는 영향,” 『조사통계월보』, 1999. 11, pp. 3~47.
7. 유상대, “변동환율제도 도입 전후의 환율특성 분석 : 외환시장 효율성 및 기술적 분석을 중심으로,” 『경제분석』, 제6권 제3호, 한국은행 특별연구실, 2000, pp. 89~108.
8. 이승호·이영섭·최창규, “외환시장개입의 환율안정효과,” 『국제경제연구』, 제4권 제2호, 1998, pp. 49~69.
9. 이영섭, “우리나라 외환시장개입의 행태와 효과,” 김인준과 박준용 편저, 『자본자유화론-이론과 우리 현실』, 법문사, 1995, pp. 69~108.
10. 이영섭, “우리나라 외환시장개입의 장기적 효과분석,” 『금융학회지』, 제2권 제1호, 1997, pp. 35~60.
11. 이환호·윤경석, “우리나라의 외환시장개입의 행태 및 효과분석,” 『무역학회지』, 제22권 제1호, 1997, pp. 31~55.
12. 장봉규, “자본자유화시대의 환율정책,” 『산업경제』, 제10집, 경상대학교 경영경제연구소, 1999, pp. 113~137.
13. 최창규, “불태화 외환시장개입의 동태적 효과분석,” 『경제분석』, 제1권 제2호, 한국은행 금융경제연구소, 1995, pp. 69~99.
14. 한국은행, 『조사통계월보』, 각 호.
15. 한국은행, 『국제수지』, 각 호.
16. Blundell-Wignall A. and P. R. Masson, “Exchange Rate Dynamics and Intervention Rules,” *IMF Staff Papers*, Vol. 32, Mar 1985, pp. 132~159.
17. Danker, Deborah, Richard Haas, Dale Henderson, Steven Symansky, and Ralph Tryon, “Small Empirical Models of Exchange Market Intervention: Applications to Germany, Japan, and Canada,” *Journal of Policy Modelling*, Vol. 9, 1987, pp. 143~173.
18. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427~431.
19. Dominguez, K., *Does Sterilized Intervention Influence Exchange Rates?: A Test of the Signalling Hypothesis*, Unpublished Paper, Harvard University, 1986.
20. Dominguez, K and J. A. Frankel, “Market Responses to Coordinated Central Bank Intervention,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 32, 1990, pp. 121~164.
21. Dominguez, K and J. A. Frankel, *Does Foreign Exchange Intervention Work?* Institute for International Economics, 1993.
22. Frankel, J. A., “In Search of the Exchange Rate Premium: A Six Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization,” *Journal of International Money and Finance*,

- Vol. 1, Dec 1992, pp. 255~274.
23. Hendry, R. W., *PC-Give: An International Econometric Modelling System*, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford, 1989.
  24. Humpage, O. F., "Exchange Market Intervention: The Channels of Influence," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, Vol. 22, No. 3, 1986, pp. 2~13.
  25. Klein, M. W. and E. S. Rosengren, "Foreign Exchange Intervention as a Signal of Monetary Policy," *New England Economic Review*, May/June, 1991, pp. 39~50
  26. Obstfeld, M., "The Effectiveness of Foreign-Exchange Intervention: Recent Experience," *NBER Working Paper*, No. 2796, Dec 1988.
  27. Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp. 335~346.
  28. Roger, S. "The Management of Foreign Exchange Reserves," *BIS Economic Papers*, No. 28, 1993.
  29. Rogoff, Kenneth, "On the Effects of Sterilized Intervention: An Analysis of Weekly Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, Sep 1984, pp. 133~150.
  30. Watanabe, Tsutomu, "The Signaling Effect of Foreign Exchange Intervention: The Case of Japan," Paper Presented at the Conference on Exchange Rate Policy in Pacific Basin Countries, Sponsored by Federal Reserve Bank of San Francisco, Sep 1992, pp. 16~18.
  31. Williamson, John, *The Exchange Rate System*, Institute for International Economics, 1985.