

Financial Globalization and Financial Effective Exchange Rate in Korea*

Soyoung Kim[†]Kyunghee Min[‡]Yoonsok Lee[§]

Abstract This paper constructs a monthly financial effective exchange rate index of Korea and investigates the relationship between the financial effective exchange rate and the external position and that between the financial effective exchange rate and capital flows. It turns out that sometimes the exchange rate index and the traditional BIS trade-weighted index move in opposite directions. The relative volatilities of the two indices are also different. The net foreign exposure of Korea as of 2014 shows that a 1% depreciation of the Won results in a 0.48% increase in the valuation of the external position. Empirical results show that the increase in the rate of change of the financial effective exchange rate significantly leads to capital outflows, especially in portfolio investment and bond investment in particular. The use of the financial effective exchange rate is better equipped than the traditional trade-weighted exchange rate in explaining and estimating the wealth effects of the changes in net external positions.

Keywords financial effective exchange rate, international investment position, capital outflows, net foreign exposure

JEL Classification F3, F31, F32

*We would like to thank seminar participants at Korea Institute for Finance for useful suggestions and comments, Ju Seong-cheol for excellent research assistance and Korea Institute for Finance for supports. This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government (NRF-2014S1A3A2044637).

[†]Professor of Economics, Seoul National University. Address: 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea; email: soyoungkim@snu.ac.kr

[‡]PhD candidate, Department of Economics, Seoul National University, Address: 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea; email: khmin08@snu.ac.kr

[§]Research Fellow, Korea Institute of Finance, Address: KFB Bldg. 5 8th Floor, 19 Myeong-Dong 11 Gil, Jung-Gu, Seoul 100-021, Korea; email: yslee@kif.re.kr

금융글로벌화와 금융실효환율*

김소영[†] 민경희[‡] 이윤석[§]

Abstract

본 논문은 한국 뿐 아니라 세계적으로 금융글로벌화가 진행되는 현 상황에서 한국의 대외자산 및 부채의 통화별 비중을 적절히 반영하는 월별 금융실효환율지수를 구축하고, 금융실효환율의 변화가 국제투자포지션과 자본유출입에 미치는 영향을 분석하였다. 금융실효환율지수 구축 결과, 무역가중치를 사용한 BIS지수와 변화 방향, 변동성 등이 다른 경우를 발견할 수 있었으며, 2014년 기준 한국의 순외환노출은 원화가 1% 절하될때 GDP의 0.48% 만큼 순 대외자산의 가치가 상승하는 것으로 나타났다. 실증분석 결과 금융실효환율의 변화율이 증가하는 경우 자본 유출이 증가하는 경향이 있는 것으로 나타났는데, 이는 증권투자에서 뚜렷이 나타났으며 증권투자 중 특히 채권투자의 경우 좀 더 유의한 결과가 나타났다. 본 연구에서 구축된 금융실효환율은 기존에 사용되었던 무역실효환율에 비해 환율변화로 인한 순대외자산 가치의 변화에 따른 부의 효과를 정확히 추정하는데 유용하게 사용될 것으로 기대된다.

Keywords 금융실효환율, 국제투자포지션, 자본유출입, 순외환노출

JEL Classification F3, F31, F32

*한국금융연구원 주례세미나 참석자들을 비롯하여 논문 작성에 유용한 조언과 제안을 해주신 분들께 감사드린다. 자료 수집 및 정리와 통계 처리에 도움을 준 주성철 연구원과 한국금융연구원의 지원에 감사드린다. 본 연구는 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2014S1A3A2044637).

[†]서울대학교 경제학부 교수

[‡]서울대학교 경제학부 박사과정

[§]한국금융연구원 연구위원

1. 서론

지난 수십년 간 세계 경제의 글로벌화가 급속히 진행되었다. 특히 전통적으로 세계경제의 연계를 설명하는 국제 무역의 증가가 급속히 증가했을 뿐 아니라 보다 최근에는 국제 금융 자산 거래가 점차 활발해짐에 따라 대외 자산과 부채가 급격히 증가하였고 이는 새로운 종류의 세계 경제 연계인 금융 연계가 급속히 증가한 것이라고 볼 수 있다.

이러한 세계경제의 글로벌화 진행과정에서 한국은 대표적으로 경제의 글로벌화가 진행된 국가이다. 한국은 경제개발 초기부터 수출중심 발전전략을 추구함에 따라 일찍이 국제무역이 확대되었고, 1990년대 초반에는 본격적으로 자본자유화를 추진하고 1997년 외환위기를 거치면서 자본자유화가 더욱 확대되어 국제금융거래가 급증하는 과정에서 대외 금융자산 및 대외 금융부채가 크게 증가하였다.

대외 금융자산과 금융부채가 급격히 증가함에 따라 환율이 한국경제에 미치는 영향도 변화하였다. 전통적으로 환율은 수출입을 통해 경제에 영향을 미치는 경로가 중요시되어 왔으나, 국제금융거래 증가로 대외자산 및 대외부채가 누적됨에 따라 환율의 변화가 자본 유출입과 대외포지션 변화를 통해 경제에 영향을 미치는 경로도 중요해졌다. 환율변화가 국내외 자산의 상대 수익률에 영향을 미쳐 자본유출입에 영향을 미치게 되고, 자본유출입이 자산가격 변동을 통해 실물경제에도 영향을 미치는 현상이 발생할 수 있다. 또한 환율변화가 대외자산 및 대외부채의 가치변화, 즉 자산효과(wealth effect)를 통해 실물경제에 영향을 미칠 수 있다.

본 연구에서는 환율변화가 대외금융자산 및 금융부채, 즉 국제투자포지션과 자본유출입에 어떠한 영향을 미치는지 한국을 대상으로 분석한다. 국제투자포지션은 다양한 외국통화로 구성되어 있어 양자간(bilateral) 환율보다는 실효환율을 사용해야 한다. 또한 기존의 무역실효환율에서 사용한 무역가중치 대신 국제투자포지션의 통화별 가중치를 사용한 금융실효환율을 구축하여 분석에 사용해야 하므로 본 연구에서는 금융실효환율을 구축한다.

먼저 금융실효 환율지수가 국제 투자 포지션에 어떤 영향을 미치는지 분석한다. Lane and Shambaugh (2010)은 총외환노출(aggregate foreign currency exposure)과 가치변화효과(valuation effect)라는 개념을 이용하여 금융실효환율이 국제투자포지션에 미치는 영향을 측정하였는데, 본 연구도 같은 방법을 사용하였으며 추가적으로 금융실효환율이 자본유출입에 미치는 영향도 분석한다. 또한 Lane and Shambaugh (2010)은 세계 각국을 대상으로 1990-2004년에 대한 연도별 자료를 이용하여 분석하였음에 반해, 본 연구에서는 한국의

최신자료를 이용하여 월별 금융실효환율을 구축함으로써 보다 유용한 자료와 정밀한 분석을 제공하고 정책적 시사점을 도출하고자 하였다.

Lane and Shambaugh (2010)는 기존 무역실효환율이 환율변동에 따른 자산효과를 완전히 설명하지 못하며, 국제수지 조정 과정에서 점차 중요성이 커지고 있는 금융부문과 환율 간 관계를 보다 명확히 파악하기 위해서는 새로운 금융 환율지수를 구축할 필요가 있음을 강조하였다. 이와 같이 환율의 변화와 그 영향을 국제수지 전체의 관점에서 분석할 때 국가별 무역 비중에 근거한 기존의 환율지수만 가지고는 한계가 있음을 인식하고 대안을 제시하려는 시도로 다음과 같은 기존 연구들이 있다.

Benetrix et al. (2015)는 전 세계적으로 순 외화자산이 증가함에 따라 환율변동에 따른 자산가치 변동 또한 커지고 있다고 지적하고, 외환노출에 영향을 미치는 영향을 분석하였다. Gelman et al. (2014)은 Lane and Shambaugh (2010)가 구축한 금융 환율지수가 대외자산의 통화별 비중에만 근거하고 있음을 지적하며, 국제 자본시장에서 환율변동의 요인과 결과를 모두 나타낼 수 있도록 MSCI 지수와 같은 금융시장의 가격 관련 지수를 포함하는 방안을 제시했다. Makin and Robson (1999)은 호주달러의 경우 무역환율지수보다 자본환율지수(capital-weighted)를 이용하는 경우 강세를 보였으며 지수들 간 양의 상관관계가 존재하지만 서로 수렴하지는 않는 것으로 분석되었다. 동 연구에서 전통적인 무역 환율지수의 대안으로 제시한 가중치들은 경상수지의 대변과 차변, 자본의 유입 및 유출, 대외투자 및 외국인투자, 통화별 순해외차입, 인플레이션을 고려한 통화의 상대 가치 등이다.

한편 자본유출입의 결정요인과 관련된 기존 연구들은 다양한 방법을 이용하여 주로 대외요인(push factors)과 대내요인(pull factors)의 상대적인 중요성에 초점을 맞춰왔다. 대외요인은 주로 선진국인 자본수출국의 경제적 요인을 말하는데, 일반적으로 세계 또는 미국 금리, 세계 성장률 등을 사용하는 경우가 많으며 분석대상국 입장에서 통제할 수 없는 외생적 요인을 말한다. 반면 대내요인은 해당 국가의 경제적 요인을 말하는 것으로, 해당국 금리, 성장률, 자산가격 등을 말한다.

자본유출입 결정요인으로 대외요인의 역할을 강조한 연구들 중 Calvo et al. (1992), Fernandez-Arias (1996), Haque et al. (1997) Montiel and Reinhart (1999) 등은 미국 경제의 성장둔화와 미국의 낮은 금리수준을 가장 중요한 대외요인으로 꼽고 있다. Fratzscher (2011)는 2008년 글로벌 금융위기 기간 중 그리고 이후기간 모두 글로벌 유동성이나 리스크 지표와 같은 대외요인의 역할이 컸음을 강조하고 있다. 그러나, Hernandez et al. (2001)이 강조했듯이 동 연구들은 자료주기와 분석대상국가 및 분석대상기간에 따라 분석결과가 다르

게 나타나고 있다.

대내요인의 경우 앞서 대외요인의 중요성을 지적한 연구들 중 Fernandez-Arias (1996)는 대내요인 중 신흥국의 신용등급, Montiel and Reinhart (1999)은 해당국 주식 또는 채권의 투자수익률이 중요한 대내요인으로 나타났다. 이외에도 De Vita and Kyaw (2007)는 자본계정 전체가 아닌 직접투자와 포트폴리오투자에 초점을 맞추어 외국 생산수준과 국내 생산성의 중요성을, Kim et al. (2013)은 대외요인 중에서는 세계 금리가 가장 유의한 변수이며, 대내요인 중에서는 경상수지가 자본유출입에 영향을 미치지만 시간이 지남에 따라 대내요인의 중요성이 점차 감소하고 있음을 보고하였다.¹

본 연구에서는 기존 연구에서 사용된 다양한 대외요인(push factors)와 대내요인(pull factors)에 금융실효환율을 추가적으로 고려하여 금융실효환율이 자본유출입에 어떠한 영향을 미치는지 분석한다.

2장에서는 금융 실효 환율 구축하고, 한국의 총 외환 노출, 가격변화 효과를 논의한다. 3장에서는 금융 실효 환율이 자본 유출입에 미치는 영향을 분석한다. 4장에서는 주요 결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

2. 금융실효환율의 구축과 총외환노출

금융실효환율지수의 구축에 앞서 우리나라의 대외자산 및 부채의 추이를 간단히 살펴보자. [그림 1]은 한국의 GDP대비 자산과 부채를 보여주고 있다. 1994년 20%내외에 불과하던 GDP대비 대외자산과 대외부채 비중은 그동안 지속적으로 증가하여 2015년에는 70~80%에 달하고 있다. 1997년 외환위기 및 2008년 글로벌 금융위기 직후에는 GDP대비 자산 및 부채비중이 일시적으로 증가하였는데 이는 대외자산 및 부채규모의 증가에 기인하기 보다는 GDP가 일시적으로 감소한데 따른 것이다. 2014년부터는 대외자산이 대외부채를 능가하면서 순대외자산이 양(+)을 기록하고 있다.

이렇게 대외자산 및 대외부채가 국민경제에서 차지하는 비중이 높아짐에 따라 국제수지에서 환율의 변동이 무역수지 뿐 아니라 금융계정의 순 자본이득(net capital gain)에도 많은 영향을 미치게 된다. 이들 사이의 관계를 관찰하기 위해서는 기존의 무역 비중에 근거한(trade-weighted) 실효환율지수가 아닌 대외 자산 및 부채의 부문별 구성 및 통화 비중에 근거한(currency-weighted)

¹본 연구에서처럼 자본유출입의 결정요인으로 금융실효환율을 포함시킨 국내 연구는 아직까지 없는 상태이며, 자본유출입과 무역실효환율간의 관계를 고찰한 연구로는 김정한 외 (2001)가 있으나 자본유출입이 무역실효환율에 미친 영향을 분석하였다.

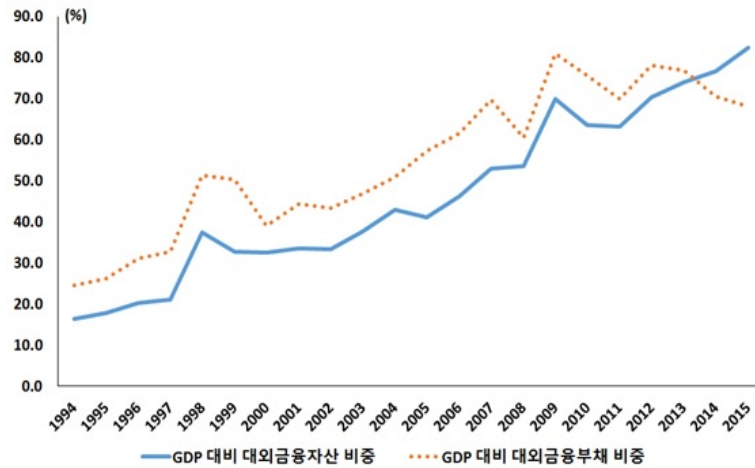


그림 1: 대외자산/GDP, 대외부채/GDP 비율

금융실효환율지수를 구축하는 것이 중요하다. 이와 관련하여 Lane and Shambaugh (2010)은 1990~2004년까지 117개국의 대외 금융부문의 통화비중을 감안한 연도별 금융환율지수를 구축하였다. 본 연구에서는 보다 정밀한 분석을 위해 이들의 환율지수 도출 방법론에 의거하여 한국을 대상으로 월별 지수를 구축하였다. Lane and Shambaugh (2010)의 경우 여러 국가를 대상으로 하므로 국가별 데이터 가용성에 따라 IMF의 CPIS 및 COFER, UNCTAD, BIS 등 다양한 데이터베이스를 이용하였는데, 특히 대외자산 중 준비자산 부문은 IMF COFER에서도 국가별 통화별 비중을 공개하지 않고 있기 때문에, 이를 추정하는 다양한 기법들이 사용되었다.² 본 연구에서는 한국의 금융실효환율지수 구축을 위해 한국에 대해 보다 자세하고 정확한 정보를 제공하는 한국은행의 국제투자대조표와 연차보고서 등을 활용하였다.

금융실효환율지수는 우선 자산(대외투자)환율지수(Asset index)와 부채(외국인투자)환율지수(Liability index)를 따로 구하고, 대외투자와 대외부채를 통합한 총투자환율지수(Aggregate index), 대외투자에서 외국인투자를 뺀 순투자환율지수(Net index)도 구축할 수 있으며, 구축 과정에 필요한 데이터는 크게 두 가지로 구분된다. 첫 번째는 한국의 대외자산 및 대외부채 항목을 구성하고 있는 세부 항목별 비중에 대한 자료, 두 번째로 이들의 통화별 구성비에 대한 자료이다. 이러한 자료를 기반으로 자산환율지수(Asset index)는 국제투자대조표 상 대외투자 항목의 직접투자, 증권투자, 기타투자, 준비자산으로

²국가별 통화별 외환보유액 추정 관련 내용은 Lane and Shambaugh(2010) 참조.

구성하였는데, 이 중 증권투자는 다시 지분증권과 부채성 증권으로 구분된다. 부채환율지수(Liability index) 또한 국제투자대조표에서 외국인투자 항목의 직접투자, 증권투자, 기타투자로 구성하였고, 자산과 마찬가지로 증권투자를 지분증권과 부채성 증권으로 구분하였다. 그러나 위와 같이 한국의 월별 환율지수를 구축할 때, 다음과 같은 자료의 제약이 있다. 한국은행 데이터는 부문별 투자액 및 통화 비중의 월별 자료가 수록되어 있지 않고, 준비자산의 경우 통화별 비중 자체가 비공개로 되어 있으며, 통화별 자료에 ‘기타 통화’ 항목이 포함되어 있어 이를 적절히 처리해야 한다. 이와 관련한 각 항목별 환율지수 도출 과정에 대한 내용은 다음과 같다.

한국은행의 국제투자대조표는 2002년부터 부문별 투자액은 분기별로, 각 부문의 통화 구성 자료는 연도별로 제공하고 있다. 이를 활용하여 월별 금융환율지수를 작성하기 위해, 먼저 부문별 투자액의 분기 간 변화율이 각 통화별 비중 변화에도 동일하게 적용된다고 가정하고 분기별 통화별 비중을 도출하였다. 그 다음으로는 한 분기 내에서 투자액 및 통화별 비중이 매월 1/3씩 변한다고 가정하고 한 분기 내의 변화분을 해당 분기의 3개월에 균등하게 배분하여, 2003년 1월부터 2015년 1월까지의 월별 환율지수를 생성하였다.³

통화별 국제투자대조표는 각 부문별 투자액을 미달러화, 엔화, 원화, 유로화, 홍콩달러화, 파운드화, 위안화, 기타로 구분하고 있다. 환율지수를 계산할 때 이들 통화들의 대 원화 환율 변동률에 대한 가중평균을 하게 되는데, ‘기타’ 통화를 계산에서 제외할 경우 동 부문이 원화 표시 부분이 아니므로 기타 부분이 환율에 영향을 받음에도 불구하고 환율 변동률이 0이라고 가정하는 것과 같게 되므로 문제가 발생한다. 따라서 기타 통화 부분은 원화를 제외한 나머지 6개 통화가 각 부문별로 차지하는 비중을 따라 가중치를 두어 6개 통화로 배분하였다. 그 결과 본 연구에서 사용한 통화별 비중은 한국은행의 통화별 투자대조표에 가중치에 따른 기타통화 비중의 일부를 더한 값이 된다.

항목별로 살펴보면, 직접투자의 경우 대외투자는 해당 투자국의 통화로

³국제 투자 포지션의 분기별 차액은 순자본유입과 가치변화효과의 합이라고 할 수 있다. 먼저 순자본유입분은 월별자료가 있으므로 이를 이용하여 순자본유입으로 인한 월별 국제투자포지션의 변화를 구할 수 있다. 다음 국제 투자 포지션의 분기별 차액에서 순자본유입으로 인한 국제투자포지션의 변화의 3개월 합을 뺀 것은 가치변화효과로 인한 국제 투자 포지션의 분기별 차액이라고 할 수 있다. 이를 월별로 같은 액수로 배분하여 가치변화효과로 인한 월별 국제투자포지션의 변화를 구할 수 있다. 다음 순자본 유입으로 인한 월별 국제투자포지션의 변화와 가치변화효과로 인한 월별 국제투자포지션의 변화를 합쳐서 월별 총국제투자포지션의 변화를 구성할 수 있다. 이러한 방법으로 구축된 금융 실효환율은 본 연구에서 사용된 금융 실효 환율과 거의 비슷하게 나타났다. 순투자, 대외투자, 외국인투자에 대해 구축해본 결과 상관계수는 각각 0.90, 0.95, 0.90으로 나타났다.

이루어지므로 원화의 비중이 0이 되고, 외국인투자는 우리나라가 투자를 받는 것이므로 모두 원화로 표시되어 있다. 직접투자 중 지분투자와 채무상품을 모두 포함한 스톡(stock) 데이터를 사용했다.

증권투자 중 지분증권의 경우 중앙은행, 일반정부, 예금취급기관, 기타부분을 모두 포함하였으며, 부채성 증권은 장단기를 따로 구분하지 않았다. 직접투자와 마찬가지로, 외국인투자 부문의 지분증권 투자는 원화 비중이 크다. Lane and Shambaugh (2010)에서 언급된 바와 같이, 미국과 같은 일부 국가들은 주로 자국통화로 채권을 발행하기도 하지만 대부분의 국가들은 외화표시채권을 발행하며, 이 때 통화구성은 자국이 판단하는 상대적 중요도에 따라 미달러화, 유로화, 엔화 등 주요 통화들로 이루어져 있다. 한국의 경우, 외국인투자 부문 지분증권의 대부분이 원화와 미달러화로 이루어져 있다. 특히 원화 비중은 2002년 76.3%에서 2014년 94.1%로 증가해온 반면, 미달러화는 2002년 23.6%에서 2014년 5.9% 수준으로 감소했다.

기타투자에는 무역신용, 차입, 현금 및 예금, 기타 자산 및 부채 기타지분이 포함되어 있다.

마지막으로 준비자산의 경우, 다른 부문과 달리 총액만 제공하고 있으며 통화별 구성은 공개하지 않고 있다. 다만, 한국은행의 연차보고서에서 2007년 이후 우리나라 외환보유액의 연도별 미달러화의 비중만을 보고하고 있다. 한국은행 연차보고서에 나타나 있는 우리나라 외환보유액의 미달러화 비중과 IMF의 Currency composition of Official Foreign Exchange Reserves (COFER)의 세계 준비자산의 미달러화 비중에 큰 차이가 없는 것으로 나타나, 한국 준비자산의 다른 통화 비중도 세계 자료와 거의 일치한다고 가정하고, 미달러화로 표시되지 않은 준비자산에 대해 IMF COFER가 보고하고 있는 세계 외환보유액 통화별 구성비를 사용하였다. 또한 대외자산 및 부채의 다른 항목들을 구성하고 있는 통화들과의 일관성을 위해, IMF COFER가 세계 외환보유액의 주요 구성 통화로 제시하고 있는 7개 통화(미달러화, 유로화, 파운드화, 엔화, 캐나다 달러화, 호주 달러화, 스위스 프랑) 중 한국의 대외 자산 및 부채에 대해 명시적으로 통화비중이 보고되어 있는 6개 통화⁴에 속하지 않아 한국의 외환보유액에도 상대적으로 비중이 적을 것으로 예상되는 캐나다 달러화, 호주 달러화, 스위스 프랑화 3개 통화를 제외하고 한국의 준비자산이 4개 통화, 즉 미달러화, 엔화, 유로화, 파운드화로 이루어져있는 것으로 가정했다. 한국 외환보유액의 미달러화 비중조차 공개되어 있지 않은 2007년 이전에도 IMF 데이터에서 세계 외환보유액이 4개 통화로만 이루어져있을 경우의 각 통화 비중을 구하여 사용했다. 이는 세계 외환보유액의 대부분이 4개 통화로 이루

⁴미달러화, 유로화, 엔화, 홍콩 달러화, 영국 파운드화, 위안화

<표 1> 대외투자 통화별 비중 (%)

연도	계	미달러화	엔화	원화	유로화	홍콩달러화	파운드화	위안화
2002	100	85.2	3.3	1.1	7.6	1.4	1.4	0.0
2003	100	85.9	3.1	1.1	7.1	1.3	1.4	0.0
2004	100	82.6	4.3	1.4	8.8	1.2	1.7	0.0
2005	100	82.6	4.1	1.2	9.3	1.2	1.7	0.0
2006	100	77.7	4.5	1.4	10.5	3.7	2.2	0.0
2007	100	60.0	4.0	2.0	9.0	14.6	1.7	8.6
2008	100	69.9	3.8	0.9	7.2	7.0	0.9	10.3
2009	100	63.4	3.4	1.3	9.0	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	9.0	6.1	2.7	13.0
2012	100	63.3	3.9	1.6	10.0	5.7	3.0	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	4.0	2.8	16.5

<표 2> 외국인투자 통화별 비중 (%)

연도	계	미달러화	엔화	원화	유로화	홍콩달러화	파운드화	위안화
2002	100	45.3	5.5	48.2	0.7	0.0	0.3	0.0
2003	100	39.2	5.4	54.0	1.1	0.0	0.3	0.0
2004	100	35.1	4.5	58.8	1.3	0.0	0.3	0.0
2005	100	30.3	3.2	64.5	1.7	0.0	0.3	0.0
2006	100	34.5	3.3	59.4	2.4	0.0	0.4	0.0
2007	100	35.1	3.2	58.6	2.7	0.0	0.4	0.0
2008	100	47.3	5.7	42.7	3.8	0.0	0.5	0.0
2009	100	37.6	4.0	54.3	3.3	0.3	0.4	0.0
2010	100	32.1	4.0	60.7	2.5	0.3	0.4	0.0
2011	100	34.0	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

어제있다는 점을 감안할 때 무리가 없을 것으로 판단하였다.

지수 구축 과정에서 사용한 연도별 우리나라의 대외 자산 및 부채의 통화별 구성은 <표 1>, <표 2>와 같다.

다음으로, 앞에서 구한 통화별 비중을 각 통화별 원화 대비 환율 변동률을 곱하고, 이를 부문별 비중을 따라 가중평균 하는 방법으로 환율지수를 계산한다. Lane and Shambaugh (2010)은 환율지수 산식을 다음과 같이 제시하고 있다.

$$\begin{aligned}
 I_{t+1}^A &= I_t^A (1 + \sum \omega_{j,t}^A \times \% \Delta E_{j,t+1}) \\
 I_{t+1}^L &= I_t^L (1 + \sum \omega_{j,t}^L \times \% \Delta E_{j,t+1})
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

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

식 (1)에서 I_{t+1}^A 과 I_{t+1}^L 은 각각 자산(A)과 부채(L) 부문의 환율지수를 나타내는데, 대외투자 및 외국인투자 항목의 통화별 환율 변동률의 가중평균으로 산정된다. 즉, 자산(A) 및 부채(L) 부문 전체의 t 시점의 통화 j 의 비중($\sum \omega_{j,t}^A, \sum \omega_{j,t}^L$)을 구해 이를 원화 대 통화 j 의 환율 변동률과 곱하게 된다. 이 때 사용되는 통화(j)별 비중은 식 (2)와 같이 자산(A) 및 부채(L)를 부문별(직접투자, 지분증권 투자, 부채성 증권 투자, 기타투자, 준비자산)로 나눈 각 항목별 통화 비중의 가중평균이 된다. 즉, 대외투자(A)와 외국인투자(L) 항목들(k)의 부문별 비중($\lambda_{j,t}^{Ak}, \lambda_{j,t}^{Lk}$)과, 개별 항목을 구성하고 있는 통화(j)별 비중($\omega_{j,t}^{Ak}, \omega_{j,t}^{Lk}$)으로 계산한다. 이와 같은 방법으로 본 연구에서는 순 대외자산을 고려한 환율지수(Net index)와, 자산 및 부채를 통합하여 계산한 총 대외자산 환율지수(Aggregate index)도 함께 구축하였다.

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

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

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

식 (3)의 순투자 환율지수 I_{t+1}^N 의 변동률은 앞에서 구한 대외투자 부문 환율지수의 변동률 $\% \Delta I_{t+1}^A$ 에서 외국인투자 부문 환율지수 변동률 $\% \Delta I_{t+1}^L$ 을 뺀 부분이다. 이때 각 환율지수에 대외투자와 외국인투자가 총투자에서 차지하는 비중(s_t^A, s_t^L)으로 가중치를 부여한다. 식(4)는 총투자 환율지수 I_{t+1}^{AGG} 를 나타내는데, 대외투자와 외국인투자를 통틀어 이를 구성하고 있는 통화들의 대 원화 환율 변동률을 통화별 구성비에 따라 가중합한다. 이 때 총투자를 구성하고 있는 통화 j 의 비중 $\omega_{j,t}^{AGG}$ 은 식 (5)와 같이 투자 항목(k)별 비중($\lambda_t^{(A+L)k}$)에 따라 산출한다.

[그림 2]는 이와 같은 과정을 통해 도출한 한국의 금융실효환율의 변동률을 지수화한 것이다. 전체적인 틀에서 보면 외화의 비중이 큰 대외투자 부문 환율지수의 변동폭이 가장 큰 반면, 원화 비중이 큰 외국인투자 부문의 환율지수는 상대적으로 안정적인 것으로 나타났다. 또한 대외투자에서 외국인투자를 차감하고 난 부분의 환율 변동만을 고려한 순투자 환율지수의 경우 수평선에서 거의 벗어나지 않는 모습을 보였는데, 이는 Lane and Shambaugh (2010)가

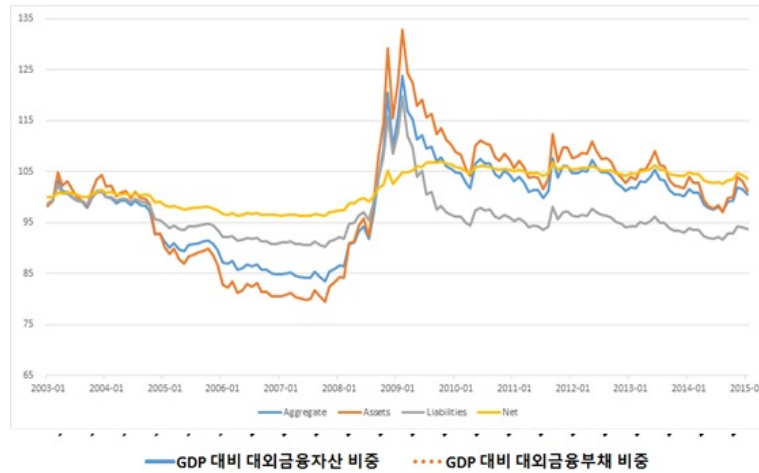


그림 2: 금융실효환율지수

언급하고 있듯이 대외투자포지션에 미치는 환율변동의 영향이 외화 자산부문과 부채부문에서 상쇄되는 것과도 관계가 있다. 총투자 중 대외투자와 외국인투자의 비중을 가중평균하여 도출한 총투자 환율지수는 중간 정도의 변동성을 보였다. 또한 급격한 자본유출이 발생한 2008년 금융위기 직후에는 금융 환율지수가 모든 부문에서 큰 폭으로 상승한 이후 점차 안정화되는 모습을 보이고 있으나, 여전히 위기 이전보다는 높은 수준에 머물러 있다.

위와 같이 구축한 금융실효환율지수를 기존의 무역가중치에 근거한 무역실효환율지수와 비교한 것이 <표 3> 및 [그림 3]에 나타나 있다. 금융실효환율지수 중 대외투자와 외국인투자 환율지수는 간 상관계수는 0.951로 강한 상관관계를 보인 반면, 이들과 무역 비중으로 계산한 BIS Broad환율지수와의 상관계수는 각각 0.502와 0.470로 상대적으로 낮은 것을 볼 수 있다. 특히 원화 비중이 높은 외국인투자 환율지수의 경우 BIS지수와 상대적으로 더 약한 상관관계가 관찰되었다. 마찬가지로 이유로 외국인 투자 환율지수의 변동성이 BIS지수에 비해 작은 것으로 나타난 반면, 대외 투자 환율지수의 변동성은 BIS지수에 비해 오히려 크게 나타났다. 총투자 및 순투자 환율지수와 BIS지수 간 상관관계는 각각 0.490과 0.429로, 다른 금융환율지수들과 유사하게 나타났다. 총투자 환율지수의 변동성은 순투자 환율지수의 변동성보다 훨씬 크게 나타났다. [그림 3]에서 각 환율지수들은 전반적으로 유사한 움직임을 보이거나 외국인투자부문의 환율지수가 가장 안정적이며, 특히 최근 시점에 가까워질수록 지수들 간 차이가 두드러진다.



그림 3: 금융실효환율과 BIS Broad 환율지수 (월별)

<표 3> 금융실효환율과 BIS Broad 환율지수 비교(월별)

상관관계(correlation)	대외투자, 외국인투자	대외투자, BIS	외국인투자, BIS	총투자, BIS	순투자, BIS
	0.951	0.502	0.470	0.490	0.429
변동성(volatility)	대외투자	외국인투자	BIS	총투자	순투자
	0.031	0.018	0.021	0.024	0.006

주: 환율지수별 변동성은 각 지수의 월별 변화율의 표준편차임.

다음으로, 대외투자 및 외국인투자의 구성을 외환과 자국 통화로만 구분하여 외화 대비 자국 통화의 가치 변동이 대외자산에 얼마나 민감하게 영향을 미치는지를 파악하는 데에 유용한 개념으로 ‘총외환노출(aggregate foreign currency exposure)’이 있다. 식 (6)에서, 총외환노출(FX_t^{AGG})은 총투자 중 대외자산 부문(s_t^A)의 외화 표시 비중(ω_t^A)에서 대외부채 부문(s_t^L)의 외화 표시 비중(ω_t^L)을 뺀 값으로 나타난다.

$$FX_t^{AGG} = \omega_t^A s_t^A - \omega_t^L s_t^L \quad (6)$$

$$NFX_t = FX_t^{AGG} \times IFI_t \quad (7)$$

Lane and Shambaugh (2010)에 따르면, 총 외환노출이 양(positive)인 경우 외국 대비 자국 통화 가치 하락의 영향이 대외자산 가치가 상승하는 방향으로 작용한다는 것을 의미하며, 크기가 증가하는 경우 그러한 효과가 더 크다는 것을 의미한다. 선진국들은 양의 포지션을 유지하는 경우가 많다. 이러한 환율 변동 효과의 크기를 알기 위해 해당 국가의 총투자 규모를 도입하면 식 (7)과

같이 나타난다. 즉, GDP 대비 총투자(자산+부채, IFL_t) 비율 중 총 외환노출(FX_t^{AGG}) 정도를 자국통화 가치 변동의 순 효과(NFX_t)로 상정한다. 자국통화 가치 변동의 순 효과는 국제 투자 포지션, 즉 대외 자산과 대외 부채가 환위험에 노출되어 있는 수준을 GDP 대비 비율로 나타낸 것이다.

[그림 4]는 본 연구에서 도입한 가정들을 통해 도출한 대외투자 및 외국인 투자의 연도별 통화별 비중을 사용한 한국의 총 외환노출을 나타내고 있다. 분석 대상 기간인 2002년부터 2014년까지 대외투자의 외화 비중과 외화표시 외국인투자 비중의 차인 총 외환노출이 양의 포지션을 유지하고 있다. 이는 원화가 해외 통화에 대해 약세를 보이는 경우 국제 투자 포지션에 미치는 영향은 (+)라는 것을 의미한다. 2004년부터 2008년까지는 감소하고 있으나, 전체 기간을 보면 상승하는 추세를 볼 수 있다. 이는 그러한 방향의 환율 변화에 노출된 대외 자산과 부채가 더 많아지는 것으로 해석할 수 있으며 2003년 초 0.14에 불과했으나, 2015년 초 0.34에 달하고 있다.

[그림 5]는 식 (7)에서 설명한 한국의 자국 통화 가치변동의 순효과(NFX_t)로, GDP 대비 총투자 중 외환노출 정도에 따라 영향을 받게 되는 부분을 나타낸다. 한국의 외환노출 순 효과는 2008년 급감한 것을 제외하고는 2002년 10%에서 2014년 48% 수준까지 지속적으로 증가해온 것으로 나타났다. 예를 들어 2014년의 한국의 총 외환노출이 34%, GDP 대비 총 투자(IFL_t)가 140% 일 때 이를 통해 계산한 순 외환노출 효과(NFX_t)는 48%가 되며, 이는 원화가 1% 절하할 때 GDP의 0.48% 만큼 대외자산 가치가 상승한다는 것을 의미한다. 이는 원화 절하 시 무역수지가 개선되는 효과 뿐 아니라 순 대외 자산 가치가 상승하는 긍정적인 부의 효과가 나타난다는 것이다. 또한 이러한 추론을 할 때 일반적인 무역실효환율을 사용하면 안되고 금융실효환율을 사용해야 한다는 점에 유의해야 한다. 즉 순외환 노출효과가 48%인 경우 무역실효환율이 아니라 금융실효환율이 1% 절하할 때 GDP의 0.48% 만큼 대외자산 가치가 상승한다는 것이다.

이와 같은 대외자산의 가치 변동은 Valuation 효과로 설명할 수 있다. 세계적으로 대외자산 및 부채 규모가 증가하고 자본의 이동이 활발해지면서 순 대외자산의 증감이 경상수지만으로 설명될 수 없고 환율 변동, 자산 가격 변동 등으로 기존에 소유하고 있던 대외 자산과 부채의 가치가 변하는 부분이 존재하여, 이를 식 (8)과 같이 가치변화 효과(Valuation 효과)라고 칭한다. 예를 들어, 경상수지(CA_t)가 적자일 때 양(+)의 가치변화 효과(valuation 효과, VAL_t)가 이를 상쇄할 경우 순 대외자산(NFA_t)이 증가할 수도 있게 된다. 총 가치변화 효과 중에서도 환율 변동에 의한 효과($VALXR_{t+1}$)를 따로 구분할 수 있는데, 식 (9)와 같이 GDP 대비 총투자 중 식 (3)에서 구한 순투자 환율지수 변동률

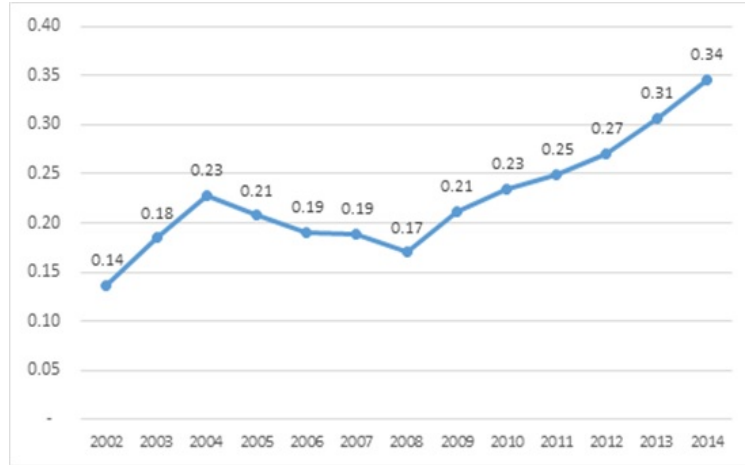
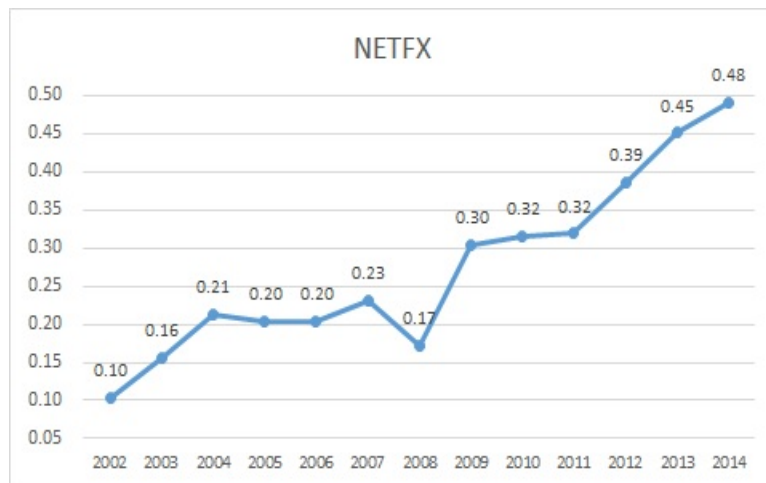


그림 4: 한국의 총 외환노출

그림 5: 자국통화 가치 변동의 순 효과(NFX_t)

($\% \Delta I_{t+1}^N$)의 영향을 받는 부분으로 나타난다.

$$NFA_t - NFA_{t-1} = CA_t + VAL_t \quad (8)$$

$$VALXR_{t+1} = \% \Delta I_{t+1}^N \times IFI_t \quad (9)$$

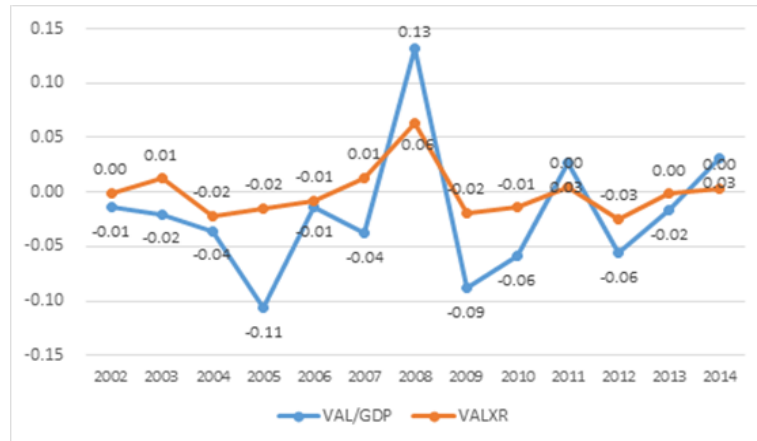


그림 6: 한국 대외자산의 Valuation 효과 (VAL, VALXR)

[그림 6]은 한국의 GDP 대비 총 Valuation 규모(VAL_t)와 통화가치 변동에 의한 가치변화 효과(Valuation effect) 부분($VALXR_t$)을 보여준다. 분석 기간의 대부분에서 한국의 가치변화효과는 일정하지 않지만 주로 (-) 방향으로 나타나며, 글로벌 금융위기가 있었던 2008년에 GDP의 13% 수준으로 가장 컸다. 환율 변동과 관련한 가치 변화 효과의 경우 대부분 연도들에 있어서 절대값으로 GDP 대비 1% 이상으로 나타난 경우가 대부분이고, 평균적으로 GDP 대비 2% 정도이므로 관심을 가질 만한 수준이라고 생각된다. 특히 2008년에는 GDP 대비 6%로 상당히 높은 수준을 보였다. 글로벌 금융위기 시 원화가 급격히 절하되면서 상대적으로 대외 자산 가치가 더 많이 증가하여 이러한 양의 가치변화 효과가 나타났다. 경제적으로 어려워진 글로벌 금융위기 시 환율 변동으로 인한 자산 가치가 상대적으로 증가했으므로 경제에 도움이 되었다고도 해석할 수 있다.

III. 실증분석

이하 실증분석에서는 2장에서 구축한 금융실효환율지수를 이용하여 환율이 자본유출입에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 앞서 논의하였듯이 자본유출입에 영향을 미치는 요인은 대외요인(Push Factors)과 대내요인(Pull Factors)으로 나눌 수 있는데, 기존 연구를 보면 대상국가 및 분석시기에 따라 대외요인 또는 대내요인의 유의성은 다르게 나타나고 있다. 본 연구에서는 환율을 대내요인의 하나로 추가하여 환율이 자본유출입에 미치는 영향을 함께 분석하고자 한다.

3.1. 데이터 및 변수 설명

종속변수는 금융계정(FA), 직접투자(DI), 증권투자(PI), 기타투자(OI), 증권투자 중 지분성 증권 투자(EQ), 증권투자 중 부채성 증권 투자(DB)로 구성되어 있으며, 모두 GDP의 선형추세 대비 비율⁵로 계산되었다.

설명변수는 대외변수(Push Factors) 3개와 대내변수(Pull Factors) 4개 등 총 7개로 구성하였으며, 각 변수에 대한 자세한 설명은 <표 4>에 정리되어 있다. 우선 대외변수로는 세계산업생산(WRIP), 세계실질금리(WRIR), 미국 CBOE의 변동성지수(VIX) 3개를 포함하였다. 세계 산업생산증가율은 미국, 유로존, 일본, 중국 각각의 산업생산지수에 4개국 중 해당 국가의 GDP비중을 가중치로 적용하여 도출한 산업생산지수에 대한 증가율로 계산되었다. 이들 4개 국가(또는 지역)를 전 세계를 대용하는 변수로 사용한 이유는 두 가지이다. 첫째, 이들 4개 국가(또는 지역)는 전 세계 GDP의 67%를 차지하고 있다. 둘째, 우리나라 대외자산 및 대외부채를 구성하는 주요 외국통화는 이들 4개 국가(또는 지역) 통화로 주로 구성되어 있다. 세계실질금리는 4개 국가(또는 지역)의 5년물 국채금리에서 물가상승률을 차감한 값에 대해 4개국 중 해당국가의 GDP비중을 가중치로 적용하여 계산한 금리를 사용하였다.

대내변수는 GDP의 선형추세 대비 비중으로 계산된 경상수지(CUR), 5년 국채 금리에서 물가상승률을 차감한 값으로 계산된 실질금리(RIR), 전월대비 산업생산(IP), 각 항목별 금융실효환율지수로 구성되었다.

금융실효환율지수는 금융계정(FEERF), 직접투자(FEERD), 증권투자(FEERP), 기타투자(FEERO), 증권투자 중 지분성 증권투자(FEEREQ), 증권투자 중 부채성 증권투자(FEERDB) 각각에 대한 실효환율을 지수화한 값으로 구성되었다.

⁵ 선형추세수준을 추정하기 위해 산업생산의 대용변수로 명목 GDP(달러표시)를 사용하였고, 해당 데이터가 분기별로만 제공되는 관계로 선형추세를 추정한 후, 각 종속변수의 월별 데이터와 매칭하여 해당시점의 비중을 계산하였다.

데이터 기간은 2003년 1월부터 2014년 12월까지이며, 월별 데이터를 사용하였다.

추정에 앞서 시계열의 안정성(stationary)을 검정하기 위해 각 변수들에 대해 단위근 검정(Unit root test)을 시행하였는데 통상 표본수가 많지 않은 경우 검정력(power)이 낮아지는 것을 보완하기 위해 보다 효율성(efficient)이 높은 단위근 검정인 DF-GLS검정⁶을 추가로 실시하였다. 검정결과 종속변수인 자본유출입변수들은 모두 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 설명변수 중에서는 세계실질금리와 국내실질금리 모두 ADF나 PP에서 단위근 존재 가능성이 나타났으나 DF-GLS검정에서는 단위근 존재가 기각되었다. 실질금리의 경우 단위근 검정결과가 아주 명확하게 나타나지는 않았지만 기존 연구에서도 종종 단위근이 없다고 가정하고 진행하므로 본 연구에서도 단위근이 없다고 가정하였다. 국내산업생산의 경우 모든 검정에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 환율지수들의 경우 ADF, PP, DF-GLS 모두 단위근의 존재를 기각할 수 없었다. 따라서 실제 추정에서는 세계 및 국내산업생산 그리고 모든 환율지수에 대해 로그차분한 변수를 사용하였다.

3.2. 분석 모형 및 결과

실증분석은 동시성 문제(simultaneity)⁷를 해결하기 위해 GMM을 이용하여 추정하였는데 분석모형은 다음과 같다.

$$CF_t = \alpha + \beta_1 X_t + \beta_2 Y_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

종속변수 CF_t 는 자본유출입, X_t 는 대외변수, Y_t 는 대내변수를 지칭한다. GMM 추정에 있어 도구변수로는 $t-4$ 기의 대외변수⁸와 $t-1 \sim t-4$ 기의 대내변수를 도구변수로 사용하였다. 이는 분석데이터가 월별 데이터이므로 도구변수의 시차를 적어도 3개월 이상으로 확장하는 것이 필요하다고 판단하였기 때문이다. 그리고 Newey-West의 automatic variable bandwidth selection 방식으로 추정한 이분산-자기상관 일치 표준오차를 Barlett kernel에 근거한 GMM 방식으로 추정하였다.

추정결과에 대한 설명에 앞서 각 설명변수에 대해 예상되는 부호를 간략히 살펴보기로 한다. 우선 본고의 관심변수인 환율변수의 경우 로그차분한 값,

⁶보다 자세한 사항은 Elliot, Rothenberg and Stock (1996)을 참조.

⁷자본유출입과 환율 등의 변수가 서로에게 상호 영향을 미치기 때문에 일반적인 회귀분석을 사용하면 추정방법에 일치성 문제가 발생할 수 있다.

⁸대외변수는 대내변수에는 영향을 미치지만 대내변수는 대외변수에 영향을 주지 못한다는 점을 감안하여 대외변수의 경우 같은 시기의 변수를 도구변수로 포함하였다.

<표 4> 변수 정보

종속변수	
FA	금융계정(GDP 선형추세 대비 비중) 출처: 한국은행
DI	직접투자(GDP 선형추세 대비 비중) 출처: 한국은행
PI	증권투자(GDP 선형추세 대비 비중) 출처: 한국은행
OI	기타투자(GDP 선형추세 대비 비중) 출처: 한국은행
EQ	증권투자 중 지분성증권투자(GDP 선형추세 대비 비중) 출처: 한국은행
DB	증권투자 중 부채성증권투자(GDP 선형추세 대비 비중) 출처: 한국은행
설명변수	
대외변수(Push Factors)	
WRIP	주요 4개국의 산업생산(4개국 GDP 비중으로 가중치 부여) 출처: OECD STAT(산업생산지수), Worldbank(GDP비중)
WRIR	주요 4개국의 실질금리(4개국 GDP비중으로 가중치 부여) 출처: Bloomberg(각국 5년 국채금리, 물가상승률), Worldbank(GDP비중)
VIX	변동성지수 출처: Bloomberg
대내변수(Pull Factors)	
CUR	경상수지(GDP 선형추세 대비 비중) 출처: 한국은행
RIR	실질금리(5년 국채금리-CPI 변화율) 출처: 한국은행
IP	산업생산(전월 대비) 출처: 통계청
FEERF	금융실효환율지수(금융계정) 출처: 저자 계산
FEERD	금융실효환율지수(직접투자) 출처: 저자 계산
FEERP	금융실효환율지수(증권투자) 출처: 저자 계산
FEERO	금융실효환율지수(기타투자) 출처: 저자 계산
FEEREQ	금융실효환율지수(증권투자 내 지분성증권) 출처: 저자 계산
FEERDB	금융실효환율지수(증권투자 내 부채성증권) 출처: 저자 계산

즉 환율변화율을 설명변수로 사용하였다. 따라서 환율변화율이 자본유출입에 어떤 영향을 미치느냐에 따라 부호가 결정될 것이다. 이론적으로는 음(-)과 양(+)의 부호 모두가 가능하다.

음(-)의 경우 환율변화율이 증가하면 자본이 유출된다는 것인데, 예컨대 환율절하율이 증가한 상황에서 향후 환율절하율이 더 확대될 것으로 투자자들이 예상하는 경우 상대적으로 해외통화 대비 원화에 대한 기대수익률이 낮아져서 자본유출이 발생한다. 반대로 양(+)의 경우 환율절하율이 증가한 상황에서 환율이 이미 높은 수준에 도달하여 향후 환율이 절상되거나 덜 절하될 것으로 예상한다면 자본유입이 일어난다.

다음으로 대외변수들에 대해 살펴보자. 우선 세계산업생산 증가율로 대변되는 세계경제성장률의 경우 음(-)의 부호가 나타날 가능성이 크다. 세계경제성장률이 증가하는 경우 국내에 투자하는 것보다 세계 경제에 투자하는 것의 수익률이 더 높아질 것이 기대되므로 자본 유출이 발생할 가능성이 크다. 하지만 세계 경제가 호전됨에 따라 세계 경제의 투자여력이 증가하여 자본 유입이 되는 현상이 나타나 양(+)의 부호가 나타날 가능성도 배제할 수 없다.

세계실질금리의 경우도 음(-)의 부호가 나타날 가능성이 크다. 세계실질금리의 상승은 세계 경제에 대한 투자에 대해 상대적으로 수익률이 증가하는 것을 의미하고, 자본 유출로 이어질 가능성이 크다. 하지만 금리 상승이 세계 경제 호황과 이에 따른 해외자본의 투자증가로 이어지는 경우 국내로 자본 유입이 가능하고, 그러한 경우 양(+)의 부호가 나타날 수도 있다.

시장변동성 지표인 VIX지수의 경우도 음(-)의 부호가 나타날 가능성이 크다. 세계 금융시장이 불안해짐에 따라 안전자산 선호 현상이 나타날 가능성이 있고 이에 따라 자본 유출로 이어질 가능성이 크다. 하지만 외국인 투자자 들 뿐 아니라 내국인 투자자들도 투자를 회수하는 경우 순 자본 유입이 발생할 수 있고, 이에 따라 양(+)의 부호가 나타날 수도 있다.

다음으로 대내변수들에 대해 살펴보자. 경상수지의 경우 무역수지가 대부분을 차지하기 때문에 일반적으로 수출입거래의 반대 방향으로 자본의 이동이 수반된다. 따라서 부호는 음(-)의 부호가 자연스럽게 예상된다. 그러나 경상수지에 수반되는 자본의 움직임 외에도 경상수지의 움직임 자체가 기초경제여건을 반영하는 하나의 지표로 인식되는 경우 경상수지 흑자가 자본유입으로 이어져 양(+)의 부호로 이어질 가능성도 있다.

국내실질금리의 경우는 양(+)의 부호가 나타날 가능성이 크다. 국내 실질금리의 증가로 국내 투자에 대한 수익률이 상대적으로 증가하므로 자본이 유입될 가능성이 크다. 하지만 국내경기 호황을 반영하는 경우 해외투자 증가로 이어질 수 있고 금리상승은 채권가격 하락을 의미하므로 더 많은 금리상승이

<표 5> 설명변수별 예상부호

변수명	환율	세계산업생산증가율	세계실질금리	VIX지수	경상수지	국내실질금리	국내산업생산증가율
예상부호	(+)(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)

주: 각 변수가 자본 유출입에 미치는 영향에 대한 기본 이론의 예측임. 하지만 본문에 설명하였듯이 보다 다양한 이론을 고려하면 반대부호를 예측하는 것도 가능함.

예상되는 경우 채권시장에서 자본유출이 나타날 수 있다. 결국 이러한 경우 음(-)의 부호가 나타날 수도 있다.

마지막으로 국내산업생산 증가율도 양(+)의 부호로 나타날 가능성이 크다. 국내경제 호황으로 국내 투자 수익률이 증가할 수 있고 이에 따라 자본 유입이 나타날 가능성이 크다. 하지만 국내 경제의 호황으로 해외 투자가 증가하여 음(-)의 부호가 나타날 수도 있다. 이러한 변수별 예상부호를 정리하면 <표 5>와 같다.

<표 6>은 종속변수인 자본유출입 변수를 금융계정뿐 아니라 여러 가지 하위 항목으로 구분하여 추정한 결과이다. 자본유출입 변수로 금융계정, 직접투자, 증권투자, 증권투자 중 지분성증권(이하 ‘주식투자’), 증권투자 중 부채성증권(이하 ‘채권투자’), 기타투자를 각각 사용하였다.

우선 본 연구의 관심변수인 환율변화율을 살펴보면 유의한 변수는 증권투자, 주식투자, 채권투자인 것으로 나타났다. 부호는 증권투자와 채권투자가 음(-), 주식투자가 양(+)으로 나타났다. 이는 증권투자와 채권투자의 경우 환율변화율이 증가하면 자본이 유출되고, 주식투자의 경우 자본이 유입된다는 것을 의미한다. 따라서 증권투자와 채권투자의 경우 환율변화율이 증가하면 향후 환율변화율이 추가 확대될 것으로 기대해 자본유출이 된다는 것이다.⁹ 주식투자의 경우 부호가 반대로 나왔는데, 이는 주식투자의 경우 환율절하율이 증가한 상황에서 환율이 이미 높은 수준에 도달하여 향후 환율이 절상되거나 덜 절하될 것으로 예상하여 자본이 유입되는 것으로 보인다.¹⁰

대외변수 중에서는 세계산업생산증가율(DLWRIP)의 경우 금융계정과 채권투자가 유의한 음(-)의 부호로 나타났다. 이는 세계경제가 호황을 보일 때 국내에 투자하는 것보다 세계 경제에 투자하는 것의 수익률이 더 높아질 것이 기대되어 자본이 유출된다는 것을 말하며, 앞서 예상했던 부호와 일치한다. 다

⁹내국인의 대외투자를 대상으로 분석한 <표 7>의 자산항목 분석결과에서도 동일한 부호가 나타났다. 결국 내국인의 해외채권투자에서 환율변화율 증가는 향후 환율의 추가절하 예상으로 이어져 해외투자가 더 확대되는 결과가 나타난다.

¹⁰이는 <표 7>에 정리한 자산항목에 대한 추정 즉, 내국인의 대외투자자 자본유출입을 측정한 경우의 분석결과를 통해 부분적으로 설명이 가능하다. 자산항목 분석결과에서는 주식투자의 유의성은 없지만 부호가 양(+)으로 나왔다. 또한 <표 8>은 부채항목 즉, 외국인의 국내투자자 자본유출입을 측정하여 분석결과인데, 여기서는 부호가 유의한 음(-)으로 나타났다. 앞서 지적했듯이 환율지수 중 자산부문 환율지수가 부채부문 환율지수에 비해 변동성도 커서 아마도 이러한 결과가 나온 것으로 판단된다.

음으로 세계실질금리(WRIR)의 경우 직접투자, 채권투자, 기타투자는 양(+), 금융계정, 증권투자는 음(-)의 부호로 나와 부호가 혼재되어 있다. 이러한 결과는 앞서 지적한대로 양쪽 모두 해석이 가능하다. 즉, 금융계정과 증권투자는 세계경제에 대한 투자수익률이 상대적으로 상승하여 해외투자가 증가하기 때문에 자본유출이 확대된다. 반면, 직접투자, 채권투자 및 기타투자에서는 해외자본의 투자증가가 궁극적으로는 국내에 대한 투자로 귀결된다. VIX지수의 경우 금융계정, 증권투자, 채권투자 모두 유의한 양(+)의 부호를 보이고 있다. 이는 내국인의 해외투자 행태로 인한 결과로 판단된다. 즉, 시장변동성이 높은 시기에는 내국인과 외국인 모두 투자자금을 회수한다. 따라서 내국인과 외국인의 투자자금 회수의 상대적인 크기에 따라 부호가 달라질 것이며, 양(+)으로 나온 것은 내국인의 투자자금 회수가 더 크다는 것을 의미한다.

대내변수들의 경우 경상수지는 금융계정과 기타투자에서 일반적으로 예상되는 부호인 유의한 음(-)을 보였다. 국내실질금리의 경우 금융계정과 증권투자에서 일반적으로 예상한 부호인 유의한 양(+)이 나타났으나, 채권투자에서는 유의한 음(-)으로 나타났다. 채권투자의 경우 앞서 지적한대로 금리상승이 더욱 예상됨에 따라 채권 가격의 하락을 예상하거나 경기 호황으로 자금여력이 증가하여 자본 유출이 나타난 것을 반영한 결과로 보인다. 국내산업생산의 경우 채권투자에서 유의한 음(-)의 부호를 보이고 있는데 이는 국내경제의 호조에 따른 자금 여력의 증가가 해외투자를 늘리는 결과로 이어진 것으로 보인다.

<표 7>은 동일한 설명변수를 사용하되 종속변수인 자본유출입을 자산, 즉 내국인투자자로만 한정하여 추정한 결과이다. 이와 같이 자산항목만 별도로 추정한 이유는 내국인투자의 결정요인이 내국인과 외국인 전체를 반영한 자본유출입 결정요인과 다른지 살펴보기 위한 것이다. 우선 환율의 유의성을 살펴보면 직접투자, 채권투자 및 기타투자에서 유의한 음(-)의 부호가 나타났다. 전체의 경우와 마찬가지로 채권투자는 환율변화율이 상승하면 자본이 유출되는 것으로 나타났다. 그러나 전체와 달리 국내투자의 경우 직접투자와 기타투자 항목이 유의한 변수로 새롭게 나타났다. 이는 국내투자자들이 직접투자와 기타투자에서도 환율변화율에 민감하게 반응한다는 것을 의미한다.

다음으로 대외변수들의 경우 세계산업생산은 금융계정, 증권투자 및 주식투자에서 유의한 음(-)의 부호를 보여 세계경제 호황에 따라 내국인의 해외투자가 많아진다는 것을 보여주고 있다. 세계실질금리의 경우 주식투자는 예상부호인 유의한 음(-), 직접투자와 채권투자는 유의한 양(+)의 부호를 보였다. 직접투자와 채권투자의 경우 내국인은 세계실질금리가 상승하면 자금을 회수한다는 것을 의미하는데, 세계실질금리 상승에 따른 추가 가격하락을

예상하여 투자자금을 회수하는 것으로 보여진다. 변동성 지표인 VIX지수는 직접투자를 제외한 금융계정, 증권투자, 주식투자, 채권투자, 기타투자 모두 양(+)의 부호를 보여 금융불안 시기에 내국인의 대외투자가 대부분 회수되고 있는 상황을 반영하고 있다.

대내변수 중 경상수지는 금융계정과 주식투자에서 음(-)의 유의한 부호를 보였으며, 국내실질금리는 직접투자에서만 음(-)의 유의한 부호를 보였다. 국내산업생산은 금융계정에서 음(-)의 부호를 보여 전체로 추정한 경우와 동일한 결과를 나타냈다.

<표 8>은 종속변수인 자본유출입을 부채, 즉 외국인투자자로만 한정하여 추정한 결과이다. 직접투자의 경우 외국인이 전액 원화로만 투자하기 때문에 직접투자의 금융실효환율지수를 구축할 수 없어 분석에서 제외하였다. 관심 변수인 환율의 경우 증권투자와 주식투자에서 유의한 음(-)의 부호가 나타났으나, 기타투자는 양(+)의 부호를 보였다. 이는 외국인투자자들이 증권투자와 주식투자에서 환율변화를 확대가 이루어지면 해외통화 대비 원화에 대한 기대수익률이 낮아져 자금을 회수한다는 것을 의미한다. 반면 기타투자의 경우 환율변화율이 증가하면 향후 절하를 예상하여 자본유입이 촉진된다. 종속변수를 전체나 자산으로 설정한 경우와 달리 채권투자는 유의하지 않았다.

다음으로 대외변수들의 경우 세계산업생산은 금융계정, 증권투자, 채권투자 및 기타투자에서 유의한 양(+)의 부호를 보여 세계경제 호황에 따라 외국인의 국내투자가 많아진다는 것을 보여주고 있다. 이는 내국인의 투자행태와 반대의 양상이다. 세계실질금리의 경우 증권투자, 주식투자, 채권투자 모두 유의한 음(-)의 부호를 보였다. 이는 세계실질금리가 상승하면 외국인이 증권투자, 주식투자, 채권투자를 회수한다는 것을 의미한다. 변동성 지표인 VIX지수는 주식투자를 제외한 금융계정, 증권투자, 채권투자, 기타투자 모두 음(-)의 부호를 보여 금융불안 시기에 외국인의 국내투자가 대부분 회수되고 있는 상황을 반영하고 있다.

대내변수 중 경상수지는 채권투자를 제외하고 금융계정, 증권투자, 주식투자 및 기타투자에서 음(-)의 유의한 부호를 보였으며, 국내실질금리는 금융계정, 증권투자, 기타투자에서 양(+)의 유의한 부호를 보여 국내실질금리가 상승하면 외국인의 국내투자가 증가하는 것으로 나타났다. 국내산업생산은 금융계정과 증권투자에서 양(+)의 부호를 보여 국내경제가 호황인 경우 외국인의 국내투자가 늘어난다는 결과를 나타냈다.

<표 6> 자본유출입 결정요인 분석(전체, 금융실효율)

종속변수	-FA (금융계정)	-DI (직접투자)	-PI (증권투자)	-EQ (지분성증권)	-DB (부채성증권)	-OI (기타투자)
설명변수						
대외변수(Push Factors)						
<i>DLWRIP</i>	-3.985*** (0.000)	-0.528 (0.265)	3.358 (0.286)	-3.758 (0.184)	-5.621*** (0.000)	3.553 (0.147)
<i>WRIR</i>	-0.058*** (0.000)	0.062*** (0.000)	-0.192*** (0.004)	0.024 (0.635)	0.078** (0.012)	0.079* (0.058)
<i>L_VIX</i>	0.066** (0.025)	-0.026 (0.284)	0.248** (0.024)	0.077 (0.348)	0.346*** (0.000)	-0.172** (0.045)
대내변수(Pull Factors)						
<i>CUR</i>	-0.953*** (0.000)	0.045* (0.070)	-0.188 (0.138)	0.163 (0.208)	-0.030 (0.500)	-0.653*** (0.000)
<i>RIR</i>	0.049*** (0.009)	-0.012 (0.290)	0.159** (0.019)	0.016 (0.736)	-0.145*** (0.000)	-0.029 (0.586)
<i>DLJP</i>	-0.888 (0.194)	0.514 (0.345)	2.634 (0.344)	-1.799 (0.456)	-2.478** (0.036)	3.215 (0.133)
<i>DLFEERF</i>	0.187 (0.782)					
<i>DLFEERD</i>		-0.195 (0.506)				
<i>DLFEERP</i>			-8.007** (0.014)			
<i>DLFEEREQ</i>				18.444*** (0.000)		
<i>DLFEERDB</i>					-1.503* (0.098)	
<i>DLFEERO</i>						-0.558 (0.541)
Diagnostic Check						
R-squared	0.773	0.111	0.129	0.191	0.160	0.246
F-statistic	248.71 (0.000)	11.610 (0.000)	6.724 (0.000)	10.471 (0.000)	31.050 (0.000)	22.484 (0.000)
Q-statistic(4)	2.770 (0.597)	34.921 (0.000)	4.871 (0.301)	3.778 (0.437)	23.003 (0.000)	1.580 (0.812)
Q-statistic(8)	14.918 (0.077)	51.337 (0.000)	16.331 (0.038)	9.142 (0.330)	25.208 (0.001)	2.501 (0.962)
Durbin-Watson	2.016	1.374	1.769	1.751	1.382	2.002
J-statistic	16.245 (0.879)	14.295 (0.939)	26.890 (0.309)	25.147 (0.397)	14.470 (0.935)	16.588 (0.865)

주: 1) 괄호 안 숫자는 p-value를 의미.

주: 2) ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의.

<표 7> 자본유출입 결정요인 분석(자산, 금융실효환율)

종속변수	-FA_A (금융계정)	-DLA (직접투자)	-PLA (증권투자)	-EQ_A (지분성증권)	-DB_A (부채성증권)	-OLA (기타투자)
설명변수						
대외변수(Push Factors)						
<i>DLWRIP</i>	-26.247*** (0.000)	-0.358 (0.267)	-1.929* (0.060)	-2.510*** (0.000)	0.225 (0.795)	-0.039 (0.149)
<i>WRIR</i>	0.022 (0.698)	0.053*** (0.000)	-0.024 (0.347)	-0.059*** (0.005)	0.031** (0.026)	0.000 (0.819)
<i>L_VIX</i>	1.136*** (0.000)	0.013 (0.314)	0.390*** (0.000)	0.109*** (0.000)	0.282*** (0.000)	0.001* (0.056)
대내변수(Pull Factors)						
<i>CUR</i>	-0.278** (0.037)	0.000 (0.997)	-0.036 (0.417)	-0.072* (0.080)	0.031 (0.159)	-0.000 (0.574)
<i>RIR</i>	-0.076 (0.235)	-0.028*** (0.002)	-0.007 (0.761)	0.017 (0.331)	-0.023 (0.160)	-0.000 (0.905)
<i>DLIP</i>	-12.813*** (0.000)	-0.120 (0.651)	-0.622 (0.451)	0.099 (0.862)	-0.442 (0.288)	-0.008 (0.627)
<i>DLFEERF_A</i>	0.558 (0.618)					
<i>DLFEERD_A</i>		-0.445** (0.026)				
<i>DLFEERP_A</i>			-0.308 (0.445)			
<i>DLFEEREQ_A</i>				0.306 (0.322)		
<i>DLFEERDB_A</i>					-0.971** (0.016)	
<i>DLFEERO_A</i>						-0.020** (0.012)
Diagnostic Check						
R-squared	0.530	0.133	0.347	0.154	0.333	0.053
F-statistic	48.066 (0.000)	10.098 (0.000)	57.395 (0.000)	20.792 (0.000)	30.719 (0.000)	2.275 (0.032)
Q-statistic(4)	8.304 (0.081)	33.065 (0.000)	56.579 (0.000)	98.489 (0.000)	28.621 (0.000)	3.059 (0.548)
Q-statistic(8)	9.331 (0.315)	55.318 (0.000)	58.979 (0.000)	119.92 (0.000)	30.701 (0.000)	8.736 (0.365)
Durbin-Watson	1.606	1.311	1.127	0.927	1.134	2.244
J-statistic	15.288 (0.912)	12.675 (0.971)	13.618 (0.954)	12.069 (0.979)	14.170 (0.942)	20.059 (0.693)

주: 1) 괄호 안 숫자는 p-value를 의미.

주: 2) ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의.

<표 8> 자본유출입 결정요인 분석(부채, 금융실효환율)

종속변수	-FA_L (금융계정)	-PI_L (증권투자)	-EQ_L (지분성증권)	-DB_L (부채성증권)	-OIL (기타투자)
설명변수					
대외변수(Push Factors)					
<i>DL_W RIP</i>	23.789*** (0.000)	5.949*** (0.000)	-0.018 (0.993)	5.485*** (0.000)	0.079** (0.011)
<i>WRIR</i>	-0.101 (0.119)	-0.194*** (0.000)	-0.108*** (0.006)	-0.088*** (0.000)	0.000 (0.162)
<i>L_VIX</i>	-1.099*** (0.000)	-0.155*** (0.006)	-0.023 (0.729)	-0.103** (0.014)	-0.002** (0.012)
대내변수(Pull Factors)					
<i>CUR</i>	-0.620*** (0.000)	-0.168** (0.026)	-0.187** (0.035)	-0.027 (0.616)	-0.005*** (0.000)
<i>RIR</i>	0.156** (0.019)	0.175*** (0.000)	-0.003 (0.937)	0.166*** (0.000)	-0.000 (0.880)
<i>DL_IP</i>	10.694*** (0.000)	3.846** (0.043)	1.666 (0.326)	1.848 (0.168)	0.022 (0.344)
<i>DL_FEERF_L</i>	-1.779 (0.325)				
<i>DL_FEERP_L</i>		-10.327*** (0.000)			
<i>DL_FEEREQ_L</i>			-37.656*** (0.000)		
<i>DL_FEERDB_L</i>				0.948 (0.282)	
<i>DL_FEERO_L</i>					0.019** (0.019)
Diagnostic Check					
R-squared	0.534	0.154	0.115	0.110	0.230
F-statistic	48.051 (0.000)	28.208 (0.000)	6.140 (0.000)	12.877 (0.000)	10.736 (0.000)
Q-statistic(4)	9.886 (0.042)	5.339 (0.254)	19.885 (0.001)	24.688 (0.000)	1.935 (0.748)
Q-statistic(8)	12.010 (0.151)	7.946 (0.439)	34.260 (0.000)	26.718 (0.001)	6.195 (0.625)
Durbin-Watson	1.539	1.853	1.473	1.432	1.821
J-statistic	15.756 (0.896)	12.807 (0.969)	15.184 (0.915)	13.222 (0.962)	17.451 (0.828)

주: 1) 괄호 안 숫자는 p-value를 의미.

주: 2) ***는 1% 수준에서, **는 5% 수준에서, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의.

IV. 결론 및 시사점

본 연구는 한국 뿐 아니라 세계적으로 대외 자산 거래가 급속히 증가하는 현 상황에서 대외 자산, 부채의 각 외화 비중을 적절히 반영하는 금융실효환율 지수를 구축하고, 금융 실효 환율의 변화가 대외 자산, 부채에 미치는 영향을 분석하였다.

금융실효환율지수 구축 결과 금융실효환율과 전통적인 무역가중치 기준의 실효환율(BIS지수)의 움직임은 다소 차이가 있는 것으로 나타났다. 우선 변동성의 경우 외국인 투자 환율지수의 변동성이 BIS지수에 비해 작은 것으로 나타난 반면, 대외 투자 환율지수의 변동성은 BIS 지수에 비해 오히려 크게 나타났다. 또한 총투자 환율지수의 변동성은 순투자 환율 지수의 변동성보다 훨씬 크게 나타났다. 지수 자체의 움직임에서도 연도별로 금융실효환율지수와 BIS지수의 움직임이 상이하게 나타나는 경우가 있는 것을 관찰할 수 있었다. 이는 금융실효환율을 활용하여 자본의 유출입에 미치는 영향에 대한 분석을 하는 경우 무역 실효 환율을 사용하는 것에 비해 결과가 다를 가능성이 있다는 것을 시사하고 있다.

다음으로 금융 실효 환율을 이용하여 한국의 대외 자산 부채가 환위험에 노출된 정도를 추정한 결과 한국의 외환노출 정도는 꾸준히 증가하여 2014년 기준 한국의 순 외환노출 효과는 48%이었으며, 이는 원화가 1% 절하할 때 GDP의 0.48% 만큼 순 대외자산의 가치가 상승한다는 것을 의미한다. 이는 원화 절하가 무역 수지 개선 뿐 아니라 긍정적인 부의 효과를 가지고 올 수 있어 소비의 변화 등 실물 경제에 중요한 영향을 미칠 수 있음을 의미한다.

환율의 변화는 대외 자산 부채의 가치를 변화시키는데, 대외 자산, 부채가 급속히 증가한 현 상황에서 크게 나타나는 경우가 많이 있다. 지난 10년간 각 해에 평균적으로 국제 투자 포지션의 가치 변화가 GDP의 2% 정도로 나타났다. 특히 글로벌 금융위기가 발생했던 2008년에는 환율이 절하됨에 따라 외화 표시가 많은 대외 자산이 원화표시로 급격히 증가하여 GDP 대비 국제 투자 포지션의 개선은 GDP 대비 약 6%에 달했다.

다음 금융 실효 환율을 이용하여 환율의 변화가 자본 유출입에 미치는 영향을 분석했다. 환율 변화율이 증가하는 경우 자본 유출이 증가하는 경향이 큰 것으로 나타났다. 이는 증권투자에서 뚜렷이 나타났으며 증권투자 중 특히 채권투자의 경우 좀 더 유의한 결과가 나타났다.

현 추세가 지속된다면 세계적으로 대외 자산 거래는 더욱 증가할 것으로 예상된다. 대외 자산 거래가 더욱 증가함에 따라 환율의 변화가 무역을 통해 경제에 영향을 미치는 전통적인 경로 뿐 아니라, 환율의 변화가 국제간 금융

거래에 영향을 미치는 효과가 더욱 중요시 될 것이다. 환율의 변화는 자본 유출입에 영향을 줄 뿐 아니라, 축적된 대외 자산 부채의 가격에 영향을 주게 되므로 한국의 (대외거래에서) 축적된 부에 상당한 영향을 미치게 된다.

환율변화로 인한 대외 자산가치의 변화와 그에 따른 부의 효과가 증가하고 부의 효과는 소비 등 실물 경제에 중요한 영향을 미칠 수 있으므로, 이러한 효과와 경로를 분석하는 것은 학문적으로 뿐 아니라 정책적으로 중요한 이슈이다. 본 연구에서 구축된 금융실효환율은 기존에 사용되었던 무역실효환율에 비해 환율변화로 인한 순대외자산 가치의 변화에 따른 부의 효과를 정확히 추정하는데 유용하게 사용될 것이다.

또한 금융실효환율은 최근 한국 경제의 중요한 화두라고 할 수 있는 급격한 자본 유출입을 정확히 분석하는 데도 기존의 무역 실효 환율 지수보다 개념적으로 더 적절하므로 정확한 효과를 추정하는데 유용하다. 자본유출입을 분석해야 하는 정책당국 뿐 아니라 금융회사들에게도 본 연구에서 개발된 금융실효환율은 유용하게 이용될 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

김정한, 박해식, 장원창, 차백인, (2001). 자본이동과 환율변동: 분석 및 예측, 한국금융연구원 기타보고서.

한국은행 연차보고서, 2008~2014, 각 연도.

Benetrix, Augustin S., Lane, Philip R., and Shambaugh, Jay C. (2015). International Currency Exposures, Valuation Effects and the Global Financial Crisis, *Journal of International Economic* 96, 98-109.

Calvo, G.A., Leiderman, L. and Reinhart, C.M. (1992). Capital Inflows to Latin America: the 1970s and the 1990s, Working Paper WP/92/85, International Monetary Fund, Washington, DC.

De Vita, Glauco and Kyaw, Khine S. (2007). Determinants of Capital Flows to Developing Countries: A Structural VAR Analysis, *Journal of Economic Studies*, 35(4), 304-322.

Elliot, G., T.J. Rothenberg, and J.H. Stock (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica* 64, 813-836.

Fernandez-Arias, E. (1996). The New Wave of Private Capital Inflows: Push or Pull? *Journal of Development Economics* 48(2), 389-418.

Fratzscher, Marcel. (2011). Capital Flows, Push Versus Pull Factors and the Global Financial Crisis, European Central Bank Working Paper 1364.

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.

Haque, N.U., Mathieson, D. and Sharma, S. (1997), Causes of Capital Inflows and Policy Responses to Them, *Finance and Development* 34(1), 3-6.

Hernandez, L., P. Mellado, and R. Valdes (2001). Determinants of Private Capital Flows in the 1970s and 1990s: Is There Evidence of Contagion? IMF Working Paper 01/64.

- Kim, Gil, An, Lian, and Kim, Yoonbai (2015). Exchange Rate, Capital Flow and Output: Developed Versus Developing Economies, *Atlantic Economic Journal* 43(2), 195-207.
- Kim, Soyoung, Kim, Sunghyun, and Choi, Yoonseok (2013). Determinants of International Capital Flows in Korea: Push vs. Pull Factors, *Korea and the World Economy* 14(3), 447-474.
- Kouri, Pentti J. K. (1976). The Exchange Rate and the Balance of Payments in the Short Run and in the Long Run: A Monetary Approach, *The Scandinavian Journal of Economics*, 280-304.
- Lane, Philip R., and Jay C. Shambaugh. (2010). Financial Exchange Rates and International Currency Exposures, *The American Economic Review* 100(1), 518-840.
- Makin, Tony, and Robson, Alex. (1999). Comparing Capital-and Trade-weighted Measures of Australia's Effective Exchange Rate, *Pacific Economic Review* 4(2), 203-214.
- Manzur, Meher, Wong, Wing-Keung, and Chee, Inn-Chau (1999). Measuring International Competitiveness: Experience from East Asia, *Applied Economics* 31, 1383-1391.
- Montiel, P. and Reinhart, C.M. (1999). Do Capital Controls and Macroeconomic Policies Influence the Volume and Composition of Capital Flows? Evidence From the 1990s, *Journal of International Money and Finance* 18(4), 619-35.
- Saidi, Nasser H. (1982). Expectations, International Business Cycles and the Balance of Payments, *Journal of Money, Credit, and Banking* 14(3), 327-346.
- Sung, Taeyoon, Park, Danbee, and Park, Ki Young (2014). Short-term External Debt and Foreign Exchange Rate Volatility in Emerging Economies: Evidence From the Korea Market, *Emerging Markets Finance and Trade* 50(6), 138-157.