

국제 자본이동과 환율 변동성에 관한 연구: 주요 통화대비 원화 환율을 중심으로

The Relationship Between International Capital Flows and Foreign Exchange Volatility

최 돈 승* Don-Seung Choi

| 목 차 |

I. 서론	IV. 연구 결과
II. 이론적 배경	V. 논의 및 결론
III. 연구 방법	참고문헌
	Abstract

국문초록

본 연구는 우리나라를 대상으로 국제 자본이동과 주요 통화대비 원화 환율 간의 동태적 관계를 분석하고 있다. 우선 그랜저 인과관계 검정 결과에 의하면 국제 자본이동은 단기적으로 주요 통화대비 원화 환율의 변동성에 Granger-cause하는 것으로 나타났다. 하지만 시간이 흐를수록 환율의 변동성이 국제 자본이동에 Granger-cause하는 것을 확인할 수 있었다. 글로벌 금융위기를 기준으로 전과 후를 구분하여 분석한 결과에 의하면 글로벌 금융위기 전에는 국제 자본이동이 원/달러 환율의 변동성에만 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 글로벌 금융위기 이후의 기간에서는 환율의 변동성이 오히려 국제 자본이동에 Granger-cause하는 것으로 나타났다. VAR모형을 바탕으로 일반화된 충격반응함수의 그래프를 살펴보면 국제 자본이동과 환율 변동성은 금융위기를 기준으로 다른 양상을 보이고 있다. 글로벌 금융위기가 발생한 후에는 환율의 변동성이 국제 자본이동을 촉진하지만 시간이 흐르면서 그 영향력이 축소되는 반면 이전 기간에는 이러한 관계가 성립하지 않는다는 것을 알 수 있다. 이러한 실증분석 결과를 종합해보면 우리나라

* 안동대학교 무역학과 조교수

라에서는 외환시장의 불확실성이 국제 자본이동에 중요하게 작용한다는 것을 알 수 있다. 따라서 국제 자본이동에 대한 직접적인 규제보다는 외환시장의 불확실성을 적절하게 통제하는 것이 더 효과적인 정책수단이 될 수 있을 것이다.

(주제어) 국제 자본이동, 환율 변동성, 그랜저 인과관계, 벡터자기회귀, 충격반응함수

I. 서론

1980년대 우리나라는 경제 안정화에 따른 금융시장에서의 규제완화(deregulation)와 개방화 노력을 통해 다양한 목적을 가진 자본이동을 촉진하게 되었다. 그러나 자본 자유화(capital liberalization)의 흐름이 본격적으로 시작된 시기는 1990년대 후반이라고 볼 수 있다. 1992년 외국인 투자자에 대해 주식시장을 개방한 이후 금융시장의 규제완화는 단계적으로 시행되고 있었다. 하지만 1997년 동아시아 외환위기(east asian financial crisis)가 발생하자 우리나라 또한 IMF(International Monetary Fund)의 주도 아래 금융시장의 법적·제도적 변화가 급진적으로 진행되었다. 특히 이 시기에 우리나라의 환율제도는 시장평균환율제도에서 일중 환율변동제한폭을 폐지함으로써 실질적인 자유변동환율제도로 이행하게 되었다.

이처럼 국제 자본이동(international capital flows)은 금융시장의 자유화를 통해서 발생할 수 있으며 보다 활발히 일어날 수 있다는 점에서 법적·제도적 측면이 원인으로 작용한다(최돈승, 강호상, 2016). 외환시장은 국제 자본이동에 따른 영향을 가장 크게 받는 시장이라고 할 수 있다. 다양한 목적을 갖고 있는 시장 참여자들의 외환에 대한 수요와 공급에 의해서 환율의 움직임이 결정되기 때문이다. 또한 환율의 변동성이 확대될 경우 국제 자본이동의 흐름이 억제될 수 있기 때문에 반대방향으로의 작용도 고려해야 한다.

우리나라는 자유변동환율제도를 채택하고 있는 소규모 개방경제로서 1990년대 후반 이후 지속적인 시장개방을 통해 국제 자본이동이 활발해졌다. 이 과정에서 환율의 변동이 경제에 미치는 영향은 더욱 확대되었다고 볼 수 있다. 환율의 변동은 수출과 수입에 영향을 미칠 뿐만 아니라 수입품 가격 변동을 유발하여 물가에도 영향을 미치기 때문에 단기적으로 금융경제 외에 실물경제에도 중요한 영향을 끼치고 있다. 하지만 이러한 중요성에도 불구하고 국제 자본이동과 환율 간의 관계에 대한 연구는 매우 부족한 편이다. 본 연구는 우리나라를 대상으로 2000년부터 2016년까지의 월별 자료(monthly data)를 사용하여 국제 자본이동과 주요 통화대비 원화 환율의 변동성의 동태적 관계를 분석하였

다. 국제 자본이동의 정도를 측정하기 위해 국제수지 중 금융계정 항목을 사용하였으며 주요 통화로는 환율제도와 무역규모 등을 고려하여 달러(dollar), 엔(yen), 유로(euro)를 선정하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 국제 자본이동과 환율 변동성에 관한 국내·외 선행연구의 흐름을 정리하였다. 제Ⅲ장은 본 연구에서 사용하고 있는 개별 변수들의 추이 및 기초통계량을 살펴보고 이를 토대로 시계열적 방법론에 대해서 논의한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고 제Ⅴ장에서 분석 결과를 토대로 결론 및 정책적 시사점을 논의한다.

Ⅱ. 이론적 배경

선행연구는 국제적으로 활발한 자본이동이 금융시장의 수익성을 높이고 위험을 분산시켜 보다 안정적으로 작동할 수 있는 금융환경을 제공해왔다고 주로 주장하고 있다 (Greenwood and Jovanovic, 1990; Bencivenga and Smith, 1991; King and Levine, 1993; Levine, 2001). 이러한 논의는 2008년 미국의 서브프라임 모기지(sub-prime mortgage) 사태로 인한 글로벌 금융위기(global financial crisis)가 발생하기 전까지 주류적인 입장으로 인식되었다. 하지만 글로벌 금융위기의 발생으로 정보 비대칭성(information asymmetry) 상황에서의 시장 자유화는 역선택(adverse selection)과 도덕적 해이(moral hazard)를 유발하여 시장을 더 위험에 빠질 수 있게 만든다는 주장이 힘을 얻게 되었다(Stiglitz, 2000; Rajan, 2006). 이러한 선행연구의 이론적 결과들을 종합해보면 금융시장의 글로벌화에 대한 서로 다른 입장들이 매우 첨예하게 대립하고 있다는 것을 알 수 있다. 결국 이러한 논의는 이론적으로 시시비비를 가릴 문제가 아니라 개별적인 사례에 대한 다양한 실증 분석을 통해 증명되어야 할 것이다.

국제 자본이동에 대한 연구흐름은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 우선 첫째, 국가 간 자본이동의 결정요인에 대한 연구를 들 수 있다. 1980년대 후반 급격히 증가한 개발도상국의 자본유입의 요인에 대해서 다양하게 제기된 가설은 크게 대내적 요인(pull factor)과 대외적 요인(push factor)으로 구분할 수 있다. 즉, 개발도상국의 대내적 요인들이 개선되었기 때문에 자본유입이 증가했다는 주장과 선진국의 낮은 금리 수준과 경기침체에 의해 개발도상국으로 자본유입이 발생했다는 주장으로 나누게 된다. Chuhan et al.(1993)은 대내적 요인을 강조하고 있지만 Calvo et al.(1993)는 미국의 금리가 낮아지

는 경우 라틴아메리카로의 급격한 자본이동이 발생했다고 주장하면 대외적 요인을 중요하게 보고 있다. 그리고 Reinhart와 Reinhart(2008) 또한 국제금리, 주요 선진국들의 경제성장률 등 대외적 요인들이 대규모 자본이동에 미치는 영향을 분석하였다. 한편 Karolyi와 Stulz(1996)는 1988년부터 1992년까지의 미국과 일본의 주식시장 자료를 이용하여 주식시장의 동조화 현상을 분석한 결과 엔/달러 환율에 대한 충격, 미국 단기재정증권의 금리, 거시경제적 정보 등은 유의한 영향을 미치지 못한다고 주장하였다. Forbes와 Warnock(2012)은 국제 자본이동 중 자본 유입이 급격히 감소하는 기간 동안 파생금융상품의 거래가 증가한다고 주장하고 있다. 따라서 환위험의 헤징 목적을 가진 외환시장의 참가자들이 수행하는 파생금융상품의 거래의 규모는 환율 변동성 및 무역규모와 비례관계를 갖는다는 결론을 도출하였다.

둘째, 국제 자본이동의 경제적 효과를 밝히기 위해 자본시장의 동조화 현상, 금융시장 간 변동성 전이효과, 혹은 자본이동이 경제성장에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 연구흐름이다. Granger et al.(2000)는 아시아 국가들을 대상으로 주가와 환율의 인과관계 및 동태적 관계를 분석함으로써 국가마다 다른 특성을 가지고 있음을 보였다. Doong et al.(2005)은 한국을 포함한 6개 아시아 국가를 대상으로 주식시장과 외환시장 간의 관계를 분석하였다. 분석 결과 일부 국가를 제외하고 두 시장 사이에 양 방향의 인과관계가 존재하지만 주가와 환율은 대체로 음(-)의 상관관계가 존재한다고 주장하고 있다.

국제 자본이동과 환율 간의 관계를 분석한 국내 선행연구로는 현석과 이상현(2011), 최경욱(2014) 등의 연구가 있다. 먼저 현석과 이상현(2011)은 통화의 국경 간 거래가 해당 통화의 환율 변동성을 높이는지 26개 국가를 대상으로 패널 자료를 구축하여 실증적으로 분석하였지만 과도한 유출·입이 아닌 경우 국경간 거래가 증가하면 환율의 변동성은 오히려 감소하는 것으로 나타났다. 한편, 최경욱(2014)은 우리나라를 대상으로 환율의 변화율과 순자본이동의 관계를 시계열 분석방법을 사용하여 실증적으로 분석하였다. 환율의 변화율은 순자본이동의 흐름에 통계적으로 유의한 원인으로 작용하고 있으며 글로벌 금융위기에 의해서 이러한 관계가 영향을 받고 있다는 결과를 도출하였다.

앞서 살펴본 국제 자본이동과 관련된 대부분의 선행연구는 총자본이동(gross capital flows)의 거래규모보다는 외국인투자 혹은 순자본유입의 결정요인 및 효과에 초점을 맞추어 논의를 전개하고 있다. 국내에 미치는 영향력을 고려할 때, 외국인투자나 순자본유입은 매우 중요한 변수라고 할 수 있다. 그러나 국내금융시장이 국제금융시장과 실질적으로 연계되어 미치는 효과를 객관적으로 분석하기 위해서는 국제 자본이동에 따른 해외자산과 부채의 규모를 모두 고려할 필요가 있다(최돈승, 오동석, 2016). 본 연구에서는 해외자산과 부채의 규모를 합한 총자본이동 변수를 사용하여 환율의 변동성에 미치는

효과를 분석할 것이다.

Ⅲ. 연구방법

1. 변수의 설정

분석기간은 2000년 1월부터 2016년 12월까지이며 월별 자료를 사용하였다. 국제 자본 이동 변수는 국제수지 중에서 금융계정 항목을 이용하였으며, 직접투자 외 3가지 세부계정항목인 증권투자, 파생금융상품, 기타투자의 자산과 부채를 모두 더하여 간접투자료 구분하였다.¹⁾ <표 1>은 국제 자본이동 변수를 어떻게 측정하고 계산하였는지 보여주고 있다.

<표 1> 국제 자본이동 변수

국제 자본이동 변수	세부계정항목	측정 방법
lnFDI(직접투자)	직접투자	$\ln(\text{FDI outflows} + \text{FDI inflows})$
lnFPI(간접투자)	증권투자, 파생금융상품, 기타투자	$\ln(\text{FPI outflows} + \text{FPI inflows})$
lnTFI(총투자)	준비자산을 제외한 금융계정	$\ln(\text{FI outflows} + \text{FI inflows})$

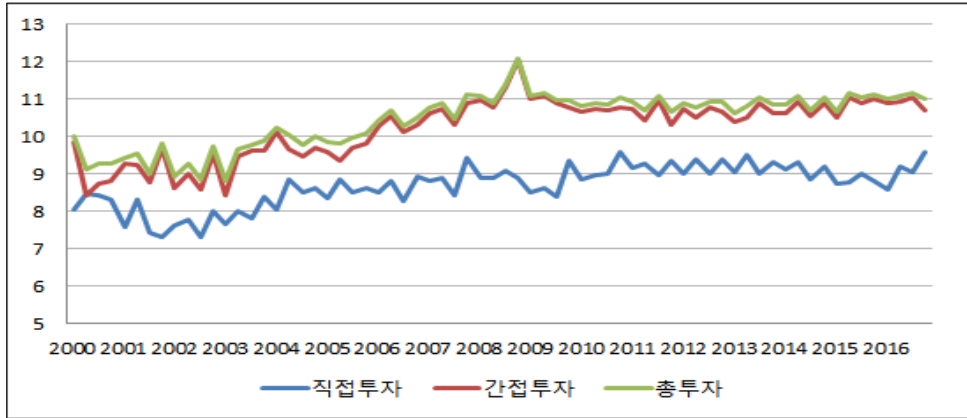
주 : 각 변수는 해당 계정항목의 유출과 유입을 합한 후 자연로그함수를 취하여 계산하였다.

<그림 1>부터 <그림 4>는 분석기간 동안 개별변수들의 추이를 보여주고 있다.²⁾ 먼저 <그림 1>은 국제 자본이동의 추이를 나타내고 있다. 그래프를 통해 확인할 수 있듯이 총투자에서 각 투자형태가 차지하는 비중을 비교해보면, 직접투자보다 간접투자가 더 크게 나타나고 있다는 것을 알 수 있다. 따라서 총투자와 간접투자의 움직이는 방향이 거의 일치하고 있음을 알 수 있다. 2008년부터 2009년까지는 직접투자와 간접투자의 움직임이 완전히 반대로 나타나는데 이는 경기 침체기에 경제의 불확실성으로 인해 직접투자 규모가 감소하는 한편 부도율이 높아지면서 M&A 등의 간접투자 비중이 확대된 결과라고 할 수 있다.

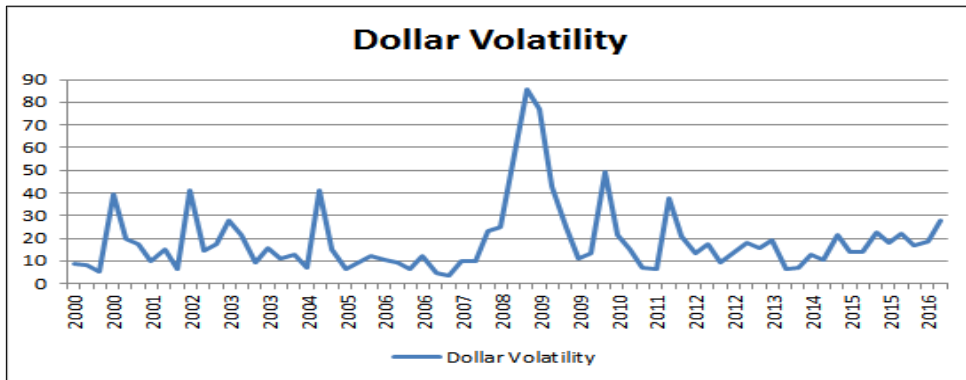
1) 금융계정은 총 5개의 세부 계정항목(직접투자, 증권투자, 파생금융상품, 기타투자, 준비자산)으로 이루어져 있다. 이 중 중앙은행의 영향을 받는 준비자산은 제외하고 직접투자, 증권투자, 파생금융상품, 그리고 기타투자의 4가지 항목을 사용하였다.

2) <그림 1>부터 <그림 4>까지는 가시성을 높이기 위해서 분기 자료(quarterly data)를 사용하여 작성하였다.

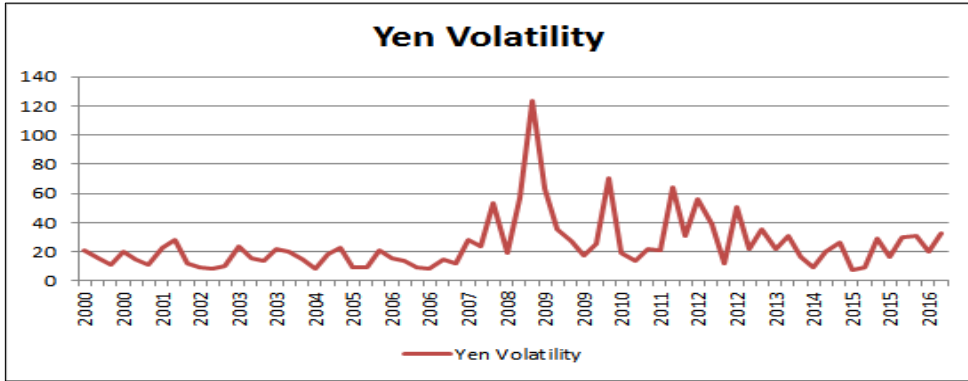
〈그림 1〉 국제 자본이동의 추이(2000-2016)



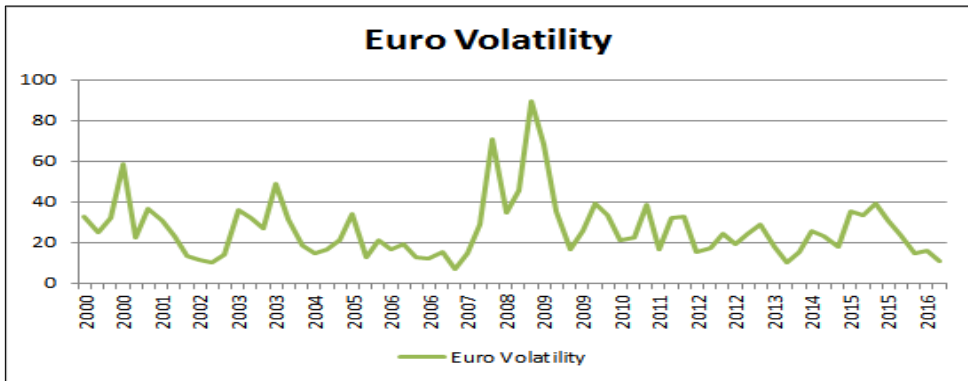
〈그림 2〉 원/달러 환율 변동성 추이(2000-2016)



〈그림 3〉 원/엔 환율 변동성 추이(2000-2016)



〈그림 4〉 원/유로 환율 변동성 추이(2000-2016)



주요 통화로는 환율제도와 무역규모 등을 고려하여 달러(dollar), 엔(yen), 유로(euro)를 선정하였다. 〈그림 2〉부터 〈그림 4〉를 살펴보면 통화에 따라서 조금씩 다른 추세를 보이는 것을 확인할 수 있다. 글로벌 금융위기가 발생한 2008년 하반기에는 변동성이 모두 확대되고 있지만 원/엔 환율의 변동성의 경우 그 이전에는 변동성이 낮은 수준에서 큰 변동이 없음을 알 수 있다. 반면 원/달러 환율 및 원/유로 환율의 변동성의 경우 금융위기 기간 전에 변동성이 확대되다가 축소되는 현상이 2-3회 정도 반복되고 있다. 또한 2012년 이후에는 원/달러 환율의 변동성은 크게 변화하지 않다가 최근 상승하는 추세를 보이고 있지만 원/유로 환율의 변동성은 최근 변동성이 감소하는 추세를 보이고 있다.

2. 변수의 기초통계량 및 단위근 검정 결과

〈표 2〉는 변수의 기초통계량을 보여준다. 〈표 2〉에 의하면 국제 자본이동 변수들은 음의 왜도(skewness)를 보이고 있어 긴 꼬리가 왼쪽에 있는 반면 주요 통화대비 원화 환율의 변동성의 경우 양의 왜도를 보이고 있어 긴 꼬리가 오른쪽에 있음을 알 수 있다. 첨도(kurtosis)의 경우에도 국제 자본이동은 0보다 작은 값을 보여 정규분포에 비해 평평하다는 것을 알 수 있지만 환율의 변동성은 환율마다 다르게 나타난다. 달러의 경우 3보다 커서 정규분포보다 뾰족한 형태를 갖지만 엔과 유로의 경우 3보다 작아 평평하다는 것을 알 수 있다.

〈표 2〉 각 변수의 기초통계량

Variables	mean	std.dev.	max.	min.	skewness	kurtosis
lnFDI	7.151	0.666	8.193	5.952	-0.170	-0.846
lnFPI	8.796	0.748	9.883	7.425	-0.181	-0.111
lnTFI	8.990	0.700	10.038	7.673	-0.226	-0.113
Dollar Volatility	8.053	12.467	25.029	2.368	1.797	3.410
Yen Volatility	8.738	14.846	19.776	2.946	1.170	1.085
Euro Volatility	12.759	12.388	30.596	4.471	0.894	0.886

먼저 VAR(Vector AutoRegressive) 모형을 기반으로 충격반응함수(IRF: Impulse Response Function) 등의 시계열 분석을 수행하기 위해서는 개별변수의 안정성(stationary)이 확보되어야 하므로 단위근 검정(unit root test)을 진행하였다. 단위근 검정을 위해서는 다양한 방법이 존재하지만 본 연구에서는 일반적으로 많이 사용하는 Augmented Dicky-Fuller(이하 ADF) test와 Phillips-Perron(이하 P-P) test를 사용하였다. 〈표 3〉은 개별 변수의 단위근 검정 결과를 보여준다.

〈표 3〉 개별 변수의 단위근 검정 결과

	lnFDI	lnFPI	lnTFI	Dollar Volatility	Yen Volatility	Euro Volatility
ADF (prob.)	-1.253 (0.651)	-1.509 (0.527)	-1.253 (0.651)	-6.291 (0.000)	-5.341 (0.000)	-3.370 (0.013)
P-P (prob.)	-7.910 (0.000)	-4.102 (0.001)	-3.610 (0.006)	-6.495 (0.000)	-7.077 (0.000)	-7.956 (0.000)

주 : 괄호 안의 값은 t 통계량을 의미한다.

〈표 3〉의 단위근 검정 결과를 살펴보면 방법에 따라 단위근 검정 결과가 다르게 나타나는 것을 알 수 있다. 국제 자본이동 변수들은 ADF test를 사용하면 불안정적인 시계열인 것으로 나타나지만 P-P test의 결과에 의하면 안정적인 시계열 자료임을 확인할 수 있다. 본 연구에서는 P-P test의 결과를 받아들여 차분하지 않고 자연로그함수를 취한 값을 사용한다. 한편 주요 통화대비 원화 환율의 변동성은 모두 1% 유의수준에서 안정적인 것을 확인할 수 있다.

IV. 연구결과

1. 그랜저 인과관계 검정 결과

우선 국제 자본이동과 환율 변동성 간의 동태적 관계를 파악하기 위해 그랜저 인과관계 검정(Granger Causality Test)을 수행하였다. 〈표 4〉, 〈표 5〉, 〈표 6〉은 국제 자본이동과 주요 통화대비 원화 환율의 변동성 간의 그랜저 인과관계 검정 결과를 보여주고 있다.

〈표 4〉 국제 자본이동과 주요 환율 변동성 간의 인과관계(전체 기간)

Null hypothesis		Lag(1)	Lag(2)	Lag(3)	Lag(4)	Lag(5)	Lag(6)
Dollar Volatility	lnFDI ≠ Dollar	0.001	0.003	0.642	0.521	1.176	0.933
	Dollar ≠ lnFDI	0.013	0.034	0.564	0.497	0.328	0.628
	lnFPI ≠ Dollar	1.480	2.560*	1.659	1.222	1.300	1.654
	Dollar ≠ lnFPI	0.008	0.748	1.172	1.352	2.255*	1.995*
	lnTFI ≠ Dollar	1.122	2.441*	1.550	1.151	1.376	1.663
	Dollar ≠ lnTFI	0.041	0.929	1.619	1.561	2.231*	2.096*
Yen Volatility	lnFDI ≠ Yen	0.683	0.387	0.675	0.965	0.767	0.716
	Yen ≠ lnFDI	0.346	0.295	0.443	0.330	0.304	0.324
	lnFPI ≠ Yen	5.180**	2.268	1.721	1.174	0.897	0.813
	Yen ≠ lnFPI	0.037	0.116	1.539	1.316	1.501	1.668
	lnTFI ≠ Yen	4.848**	2.070	1.617	1.146	0.899	0.816
	Yen ≠ lnTFI	0.033	0.217	2.128*	1.774	1.752	2.026*
Euro Volatility	lnFDI ≠ Euro	0.119	0.120	0.244	0.544	0.466	0.635
	Euro ≠ lnFDI	1.635	1.942	1.721	1.621	1.488	1.640
	lnFPI ≠ Euro	3.240*	1.097	0.942	2.015*	1.839	1.431
	Euro ≠ lnFPI	1.282	0.507	2.229*	1.984*	1.922*	1.697
	lnTFI ≠ Euro	2.815*	0.956	0.809	1.920	1.694	1.293
	Euro ≠ lnTFI	0.387	0.270	2.497*	2.193*	1.926*	1.687

주 : 표의 수치는 F값을 나타내고 있으며, 시차 단위는 1개월이다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미한다.

〈표 4〉는 2000년부터 2016년까지 전 분석기간에 걸친 인과관계 검정이며, 〈표 5〉와 〈표 6〉은 글로벌 금융위기를 기준으로 전과 후를 구분하여 살펴본 결과이다.

전체 분석기간을 대상으로 한 〈표 4〉의 결과를 살펴보면 국제 자본이동에 의해서 환율 변동성이 영향을 받는 정도는 크지 않은 반면 오히려 환율 변동성에 의해 국제 자본이동이 영향을 받을 수 있다는 가능성을 확인할 수 있다. 엔화와 유로화의 경우 1개월의 시차를 두고 국제 자본이동에 의해 환율의 변동성이 영향을 받고 있으나 3개월 이상의 기간에는 오히려 환율 변동성이 국제 자본이동에 영향을 미치고 있다는 사실을 알 수 있다. 달러화 또한 유사한 결과를 보이고 있지만 엔화와 유로화에 비해서 1달 정도의 시차를 두고 이러한 관계가 나타나고 있다. 또한 국제 자본이동의 형태와 관련하여 환율 변동성과 밀접한 관계를 보이고 있는 것은 직접투자보다는 간접투자 형태의 자본이동이라는 것을 알 수 있다.

〈표 5〉 국제 자본이동과 주요 환율 변동성 간의 인과관계(글로벌 금융위기 이전)

Null hypothesis		Lag(1)	Lag(2)	Lag(3)	Lag(4)	Lag(5)	Lag(6)
Dollar Volatility	lnFDI ≠ Dollar	1.465	0.773	0.591	0.766	0.838	0.728
	Dollar ≠ lnFDI	1.031	0.240	1.368	0.728	0.578	0.611
	lnFPI ≠ Dollar	0.863	2.538*	1.651	1.095	1.497	1.530
	Dollar ≠ lnFPI	0.300	0.002	0.420	0.218	1.699	1.772
Yen Volatility	lnTFI ≠ Dollar	1.419	3.339**	2.183*	1.573	2.096*	1.762
	Dollar ≠ lnTFI	0.414	0.007	0.680	0.244	1.360	1.613
	lnFDI ≠ Yen	0.493	0.449	0.420	1.670	1.514	1.417
	Yen ≠ lnFDI	1.289	0.914	0.594	0.697	0.759	0.590
Euro Volatility	lnFPI ≠ Yen	0.907	1.833	1.699	1.534	1.438	1.153
	Yen ≠ lnFPI	0.159	0.610	0.644	0.442	0.762	0.387
	lnTFI ≠ Yen	0.887	1.579	1.563	1.627	1.630	1.297
	Yen ≠ lnTFI	0.538	0.720	0.817	0.587	0.797	0.403
Euro Volatility	lnFDI ≠ Euro	0.030	0.887	0.498	0.727	0.712	0.810
	Euro ≠ lnFDI	4.512**	1.664	0.839	0.683	0.725	1.113
	lnFPI ≠ Euro	0.215	1.301	0.833	0.951	0.803	0.840
	Euro ≠ lnFPI	0.133	0.433	0.986	0.471	0.635	0.372
	lnTFI ≠ Euro	0.155	0.885	0.594	0.860	0.863	0.810
	Euro ≠ lnTFI	0.004	0.220	0.820	0.424	0.489	0.290

주 : 표의 수치는 F값을 나타내고 있으며, 시차 단위는 1개월이다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미한다.

〈표 5〉의 결과를 살펴보면 글로벌 금융위기가 발생하기 전에는 국제 자본이동과 환율 변동성 간의 인과관계가 주요 통화별로 매우 다르게 나타나고 있는 것을 알 수 있다. 달러화의 경우 주로 간접투자 형태의 국제 자본이동에 의해서 환율 변동성이 영향을 받고 있지만 엔화의 경우에는 두 변수 사이에 유의한 관계가 전혀 나타나지 않고 있다.

한편 유로화는 환율 변동성이 간접투자와의 유의한 관계가 없었던 반면 직접투자 형태의 자본이동을 촉진하고 있음을 알 수 있다.

〈표 6〉 국제 자본이동과 주요 환율 변동성 간의 인과관계(글로벌 금융위기 이후)

Null hypothesis		Lag(1)	Lag(2)	Lag(3)	Lag(4)	Lag(5)	Lag(6)
Dollar Volatility	lnFDI ≠ Dollar	0,955	1,622	1,057	0,935	1,462	1,914
	Dollar ≠ lnFDI	4,099**	1,910	1,860	1,834	1,446	0,644
	lnFPI ≠ Dollar	0,597	3,097**	1,134	1,823	1,494	0,974
	Dollar ≠ lnFPI	9,280***	2,979*	0,586	1,400	1,095	0,858
	lnTFI ≠ Dollar	0,401	2,602*	1,134	1,631	1,505	0,706
	Dollar ≠ lnTFI	8,842***	3,557**	0,586	1,397	1,018	0,910
Yen Volatility	lnFDI ≠ Yen	1,456	1,202	0,749	0,415	0,157	0,244
	Yen ≠ lnFDI	1,927	0,932	1,366	0,987	0,651	0,324
	lnFPI ≠ Yen	0,891	0,071	0,072	0,055	0,140	0,193
	Yen ≠ lnFPI	5,855**	1,549	0,146	0,641	0,528	0,883
	lnTFI ≠ Yen	0,597	0,024	0,038	0,030	0,133	0,207
	Yen ≠ lnTFI	6,250**	2,322	0,253	0,784	0,624	1,108
Euro Volatility	lnFDI ≠ Euro	0,368	0,786	0,237	0,420	0,462	0,347
	Euro ≠ lnFDI	7,373***	3,277**	5,983***	4,367***	3,776***	2,885**
	lnFPI ≠ Euro	5,177**	0,798	0,430	1,663	1,273	1,480
	Euro ≠ lnFPI	11,332***	4,493**	0,855	0,698	0,186	0,195
	lnTFI ≠ Euro	4,938**	0,495	0,320	1,684	1,107	1,345
	Euro ≠ lnTFI	9,515***	4,812**	0,767	0,873	0,375	0,444

주 : 표의 수치는 F값을 나타내고 있으며, 시차 단위는 1개월이다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미한다.

〈표 6〉에 의하면 글로벌 금융위기가 발생한 이후 국제 자본이동과 환율 변동성은 매우 유의한 관계가 형성되고 있는 것을 확인할 수 있다. 하지만 대부분의 통화에서 확인할 수 있듯이 활발한 국제 자본이동이 환율 변동성을 촉진한다기보다는 환율 변동성에 의해 국제 자본이동이 영향을 받는 것으로 나타났다. 기축통화인 달러화의 변동성은 모든 형태의 국제 자본이동에 유의한 원인으로 작용하고 있으며 간접투자 형태의 국제 자본이동의 변동이 발생한 이후 2개월 후 환율의 변동이 유의하게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 엔화의 경우에는 원/엔 환율의 변동성이 국제 자본이동을 유발하는 것으로 보이고 있지만 글로벌 금융위기 이후 원/달러 환율의 변동성과 원/엔 환율의 변동성이 유사한 추세를 보이고 있다는 사실을 통해 유추해보면 원/엔 환율의 변동성이 주도적으로 국제 자본이동을 촉진한다고 이야기하기는 매우 어려울 것으로 판단된다. 하지만 원/유로 환율의 변동성은 달러화와 엔화와는 매우 다른 결과를 보이고 있다. 간접투자 형태의 국제 자본이동과 관련하여서는 달러화와 마찬가지로 원/유로 환율의 변동성이 유의한 원인으로 작용하고 있지만 동시에 직접투자 형태의 국제 자본이동에 유의한 영향을 미치

고 있다는 결과를 도출하였다. 더 주의할 점은 6개월 이상 지속적으로 직접투자 형태의 자본이동에 유의하게 영향을 미치고 있다는 점이다.

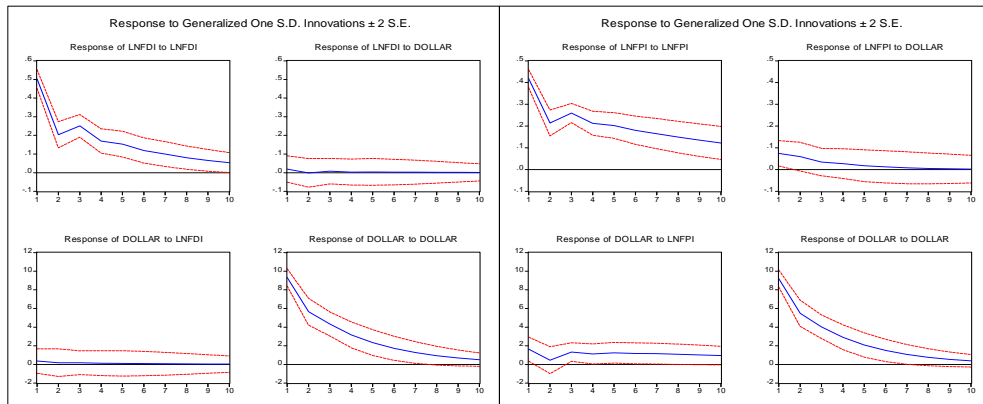
2. 일반화 충격반응함수 분석 결과

본 연구에서는 국제 자본이동과 주요 환율의 변동성에 관한 보다 구체적인 관계를 분석하기 위해 VAR모형을 바탕으로 한 일반화 충격반응함수 결과를 도출하였다. 충격반응함수는 한 변수로부터 발생한 충격이 다른 변수에 대해 미치는 영향을 분석하는 방법이다. 이 때, Cholesky 분해를 이용하여 변수의 효과를 분석한 충격반응함수의 경우 변수의 나열 순서에 따라 결과가 달라질 수 있으므로 본 연구에서는 Pesaran과 Shin(1998)이 제안한 일반화 충격반응함수를 이용하였다.

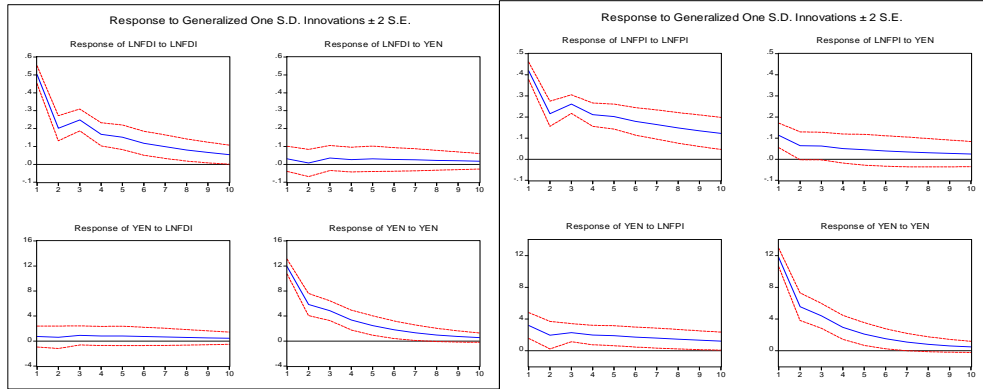
〈그림 5〉, 〈그림 6〉, 〈그림 7〉은 일반화 충격반응함수의 결과로 〈그림 5〉는 분석 기간 전체를 대상으로 국제 자본이동이 주요 환율의 변동성에 미치는 효과를 분석한 결과이며, 〈그림 6〉과 〈그림 7〉은 각각 글로벌 금융위기를 기준으로 이전과 이후의 기간을 대상으로 분석한 결과를 보여주고 있다. 보다 구체적인 결과를 도출하기 위해 국제 자본이동을 직접투자와 간접투자 형태로 구분하여 환율 변동성에 미치는 영향을 살펴보았다.

〈그림 5〉 일반화 충격반응함수 그래프(전 기간)

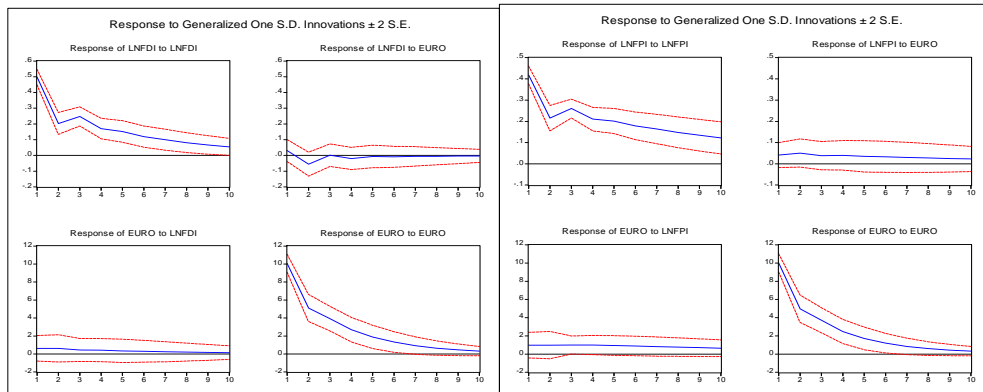
① 원/달러 환율을 대상으로 분석한 결과(좌: FDI, 우: FPI)



② 원/엔 환율을 대상으로 분석한 결과(좌: FDI, 우: FPI)

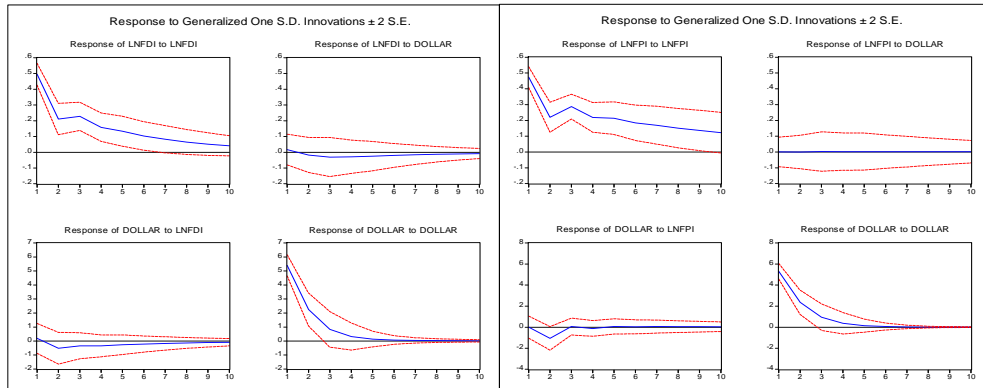


③ 원/유로 환율을 대상으로 한 결과(좌: FDI, 우: FPI)

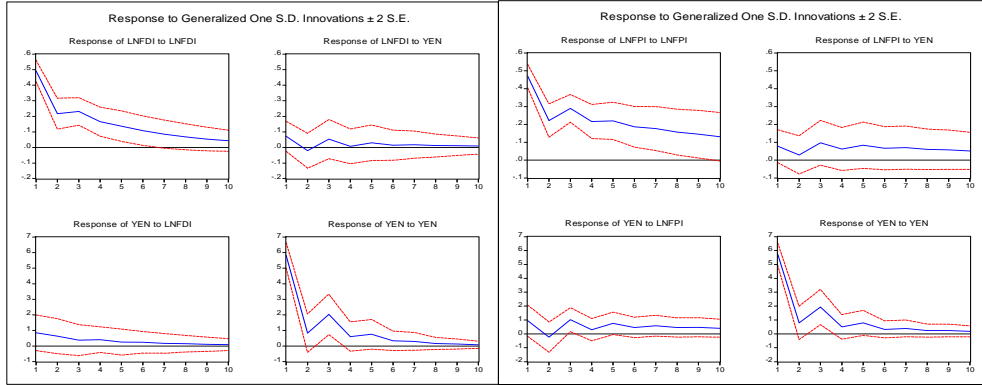


〈그림 6〉 일반화 충격반응함수 그래프: 직접투자(글로벌 금융위기 이전)

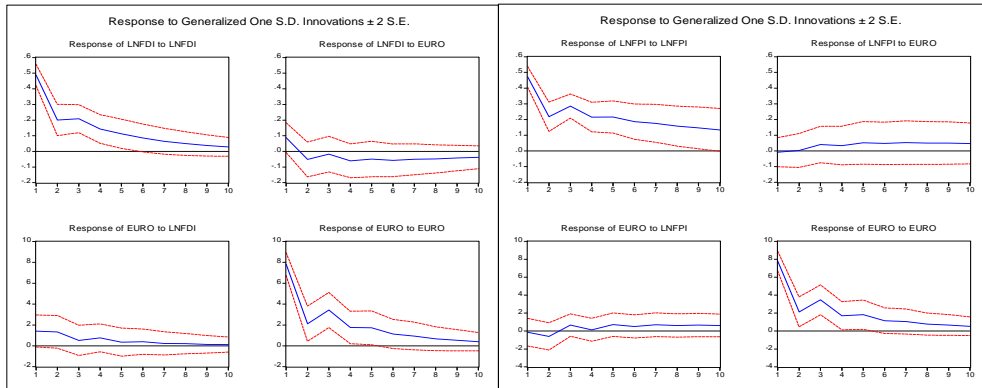
① 원/달러 환율을 대상으로 분석한 결과(좌: FDI, 우: FPI)



② 원/엔 환율을 대상으로 분석한 결과(좌: FDI, 우: FPI)

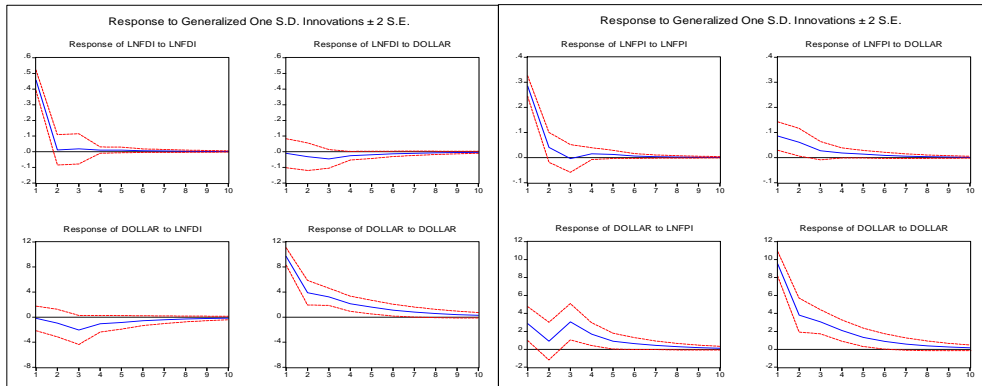


③ 원/유로 환율을 대상으로 한 결과(좌: FDI, 우: FPI)

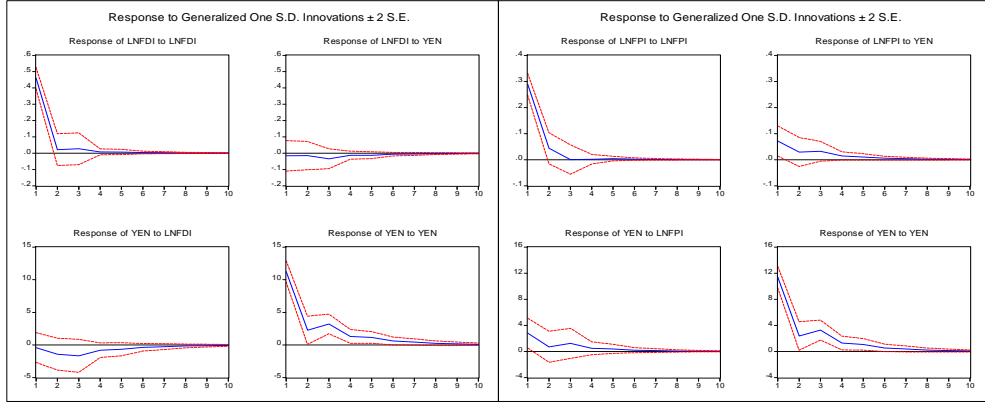


〈그림 7〉 일반화 충격반응함수 그래프(글로벌 금융위기 이후)

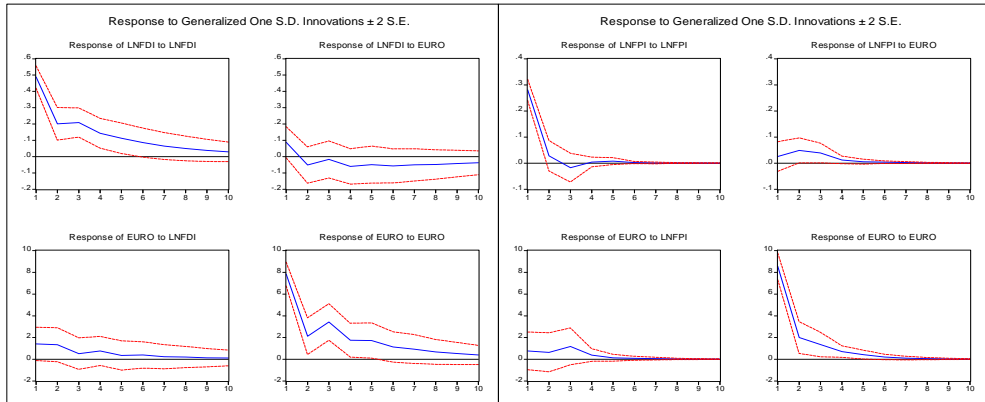
① 원/달러 환율을 대상으로 분석한 결과(좌: FDI, 우: FPI)



② 원/엔 환율을 대상으로 분석한 결과(좌: FDI, 우: FPI)



③ 원/유로 환율을 대상으로 한 결과(좌: FDI, 우: FPI)



위의 각 그림에서 좌측 하단과 우측 상단의 그래프가 두 변수 사이의 충격반응관계를 보여주고 있다. 우선 직접투자 형태의 국제 자본이동과 주요 환율의 변동성의 관계를 나타내고 있는 좌측 그림에 의하면 두 변수의 유의미한 관계는 거의 존재하지 않는다는 것을 알 수 있다(〈그림 5〉 참조). 〈그림 6〉과 〈그림 7〉을 비교해보면 글로벌 금융위기 전과 후는 서로 다른 양상을 보이고 있다. 글로벌 금융위기 전에는 직접투자 형태의 국제 자본이동과 주요 환율의 변동성은 서로에 대해서 거의 영향을 미치지 못하고 있지만 글로벌 금융위기가 발생한 이후 원/달러 환율과 원/엔 환율의 변동성과의 관계에서는 서로 음(-)의 영향을 미치고 있는 것을 확인할 수 있다. 이는 금융위기로 인해 환율의 변동성이 확대되었을 때, 해외직접투자가 위축되기 때문인 것으로 생각해볼 수 있다. 그러나 원/유로 환율 변동성과의 관계에서는 일시적 혹은 장기적으로 서로 양(+)

의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로 원/유로 환율 변동성 충격이 발생한 직후에는 일시적으로 해외직접투자가 증가한 반면, 해외직접투자의 충격은 지속적으로 원/유로 환율의 변동성을 확대시키는 것으로 나타났다.

한편, 간접투자 형태의 국제 자본이동과 주요 환율의 변동성의 관계는 다른 결과를 보이고 있다. 우측 그림을 살펴보면 전체 분석기간 동안 간접투자 형태의 국제 자본이동과 주요 환율의 변동성은 서로 양(+)의 영향을 끼치는 것을 알 수 있다. 하지만 글로벌 금융위기 이전에는 직접투자 형태의 국제 자본이동의 결과와 마찬가지로 유의미한 연관성을 찾아보기 어려웠지만(〈그림 6〉참조), 이후의 기간에는 서로 양(+)의 영향을 주고받는 것을 확인할 수 있다(〈그림 7〉 참조).

위의 결과를 정리해보면 평소 국제 자본이동의 움직임과 주요 환율의 변동성 사이에는 유의한 관계가 없지만 금융위기의 영향이 지속되는 기간 동안에는 국제 자본이동의 쏠림 현상이 환율의 변동성을 확대할 수 있다는 것을 의미한다. 그러나 글로벌 금융위기 이후 환율의 변동성이 국제 자본이동의 원인이라는 그랜저 인과관계의 검정 결과를 고려해볼 때, 환율의 변동성이 확대되면서 국제 자본이동, 특히 간접투자 형태의 국제 자본이동이 촉진된다는 반대방향으로의 해석이 보다 현실적이다. 그리고 주요 환율의 변동성을 기준으로 살펴보면 금융위기 기간 동안 원/달러 환율과 원/엔 환율은 국제 자본이동에 대해서 유사한 움직임을 보이고 있으나 원/유로 환율의 경우에는 매우 다른 양상을 띠고 있는 것을 확인할 수 있다. 이는 원/달러 환율과 원/엔 환율은 변동을 유발하는 원인 혹은 경로는 유사한 반면 원/유로 환율은 다른 원인이나 경로가 작용할 수 있기 때문에 별도의 접근이 필요하다는 것을 의미한다.

V. 논의 및 결론

본 연구는 우리나라를 대상으로 국제 자본이동과 주요 환율의 변동성 간의 동태적 관계를 분석하였다. 선행연구는 주로 가격변수를 중심으로 환율 변동성과의 관계를 분석하고 있지만 본 연구에서는 국제 자본이동이라는 양적 변수(quantitative variable)를 사용하여 환율 변동성과의 관계를 분석하고 있다. 또한 보다 구체적인 분석을 위해 국제 자본이동의 형태를 직접투자자와 간접투자자로 구분하여 각각의 결과를 도출하였다.

먼저 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 그랜저 인과관계의 검정 결과에 의하면 전체 분석기간에서는 국제 자본이동에 의해 일시적으로 환율의 변동성이 영향을 받

을 수 있지만 3개월 이상의 기간에서는 오히려 환율의 변동성이 국제 자본이동의 원인으로 작용하고 있는 것을 확인할 수 있었다. 둘째, 특히 이러한 관계를 글로벌 금융위기가 발생하기 전에는 매우 미약하게 나타나고 있지만 글로벌 금융위기가 발생한 이후에는 매우 강한 인과관계를 확인할 수 있었다. 셋째, 두 변수 간 일반화 충격반응함수의 결과를 살펴보면 글로벌 금융위기 이후 환율의 변동성이 확대되면서 직접투자보다는 간접투자 형태의 국제 자본이동이 촉진되고 있는 것을 알 수 있다. 끝으로 국제 자본이동과의 관계에 대해서 원/달러 환율과 원/엔 환율은 유사한 움직임을 보이고 있으나 원/유로 환율의 경우 다른 양상을 보이고 있어 별도의 접근이 필요하다고 판단된다.

위의 결과를 토대로 다음과 같은 시사점을 도출해볼 수 있다. 첫째, 위기가 발생하기 전 일반적인 상황에서 국제 자본이동과 주요 환율의 변동성은 통계적으로 유의미한 관계를 보이지 않고 있으나 글로벌 금융위기가 발생한 이후 환율의 변동성은 국제 자본이동에 유의한 영향을 미치고 있다. 이는 정책당국이 환율의 변동을 통제하기 위해서 자본이동을 직·간접적으로 규제하는 제도적 장치가 본연의 역할을 못할 수도 있다는 가능성을 제시해주는 결과라고 할 수 있다. 따라서 신호경로 등을 통해 외환시장의 불확실성을 적절하게 통제하는 것이 환율의 움직임과 더불어 국제 자본이동을 조절하는 더 효과적인 정책수단이 될 수 있을 것이다. 또한 정책당국은 장기적으로는 지속적이고 안정적인 성장을 통해 원화가치의 안전성을 확보하려는 노력을 기울여야 할 것이다. 둘째, 주요 환율의 움직임과 관련하여 원/달러 환율과 원/엔 환율은 변동성 측면에서 뿐만 아니라 국제 자본이동과의 관계에서도 유사한 결과를 보이고 있으나 원/유로 환율의 경우 별개의 움직임을 보이고 있으므로 환율에 따라 서로 다른 접근을 통한 분석이 필요하다는 시사점을 제공해주고 있다. 원/유로 환율의 변동을 유발하는 요인이나 경로 등의 구체적인 차이점을 밝히기 위해서는 추가적인 분석이 필요하겠지만 우선 유로존(Eurozone)이라는 지역적 특수성과 우리나라와의 구조적 관련성의 차이로 인해 다른 주요 환율과 다른 특성을 갖는 것으로 추측해볼 수 있다.

본 연구는 주로 거시적 접근방법을 사용했다는 점에서 다음과 같은 한계점이 존재한다. 첫째, 국제 자본이동과 관련하여 총자본이동의 규모를 변수로 사용하고 있지만 이를 주요 통화를 구분하여 영향을 미칠 수 있는 지역별로 자본이동의 규모를 측정하여 다음 매칭하여 분석하는 것이 더 정확할 수 있다. 둘째, 환율의 움직임 혹은 국제 자본이동에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 반영하지 못하고 있다. 따라서 미시적 접근방법을 보완하여 향후 연구를 진행한다면 국제 자본이동과 환율의 변동성 간의 보다 명확한 관계를 도출해낼 수 있을 것이다.

참고문헌

- 최경욱(2014), “자본이동과 환율 간의 관계 분석,” 「시장경제연구」, 제43권 제3호, pp.1-35.
- 최돈승·강호상(2016), “국가 간 금융시장의 자유화 및 통합이 경제성장에 미치는 영향,” 「국제경영리뷰」, 제19권 제3호, pp.209-243.
- 최돈승·오동석(2016), “국가 간 금융시장의 통합과 경제성장 간의 동태적 상관관계 분석,” 「무역통상학회지」, 제16권 제2호, pp.171-189.
- 현석·이상현(2011), “통화의 국경간 거래와 환율변동성에 관한 연구,” 「국제경제연구」 제17권 제3호, pp.91-111.
- Bencivenga, V.R. and Smith, B.(1991), “Financial Intermediation and Endogenous Growth,” *Review of Economic Studies*, Vol.58 No.2, pp.195-209.
- Calvo, G.A., Leiderman, L. and Reinhart, C.M.(1993), “Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors,” *IMF Staff papers*, pp.108-151.
- Chuhan, P., Claessens, S. and Mamingi, N.(1993), “Equity and Bond Flows to Latin America and Asia: The Role of Global and Country Factors,” *World Bank Working Paper*.
- Doong, S., Yang, S. and Chiang, T.(2005), “Responses Asymmetries in Asian Stock Markets,” *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, Vol.8 No.4, pp.637-657.
- Forbes, K.J. and Warnock, F.E.(2012), “Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment,” *Journal of International Economics*, Vol.88 No.2, pp.235-251.
- Granger, C.Q., Husang, B. and Yang, C.(2000), “A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.40, pp.337-454.
- Greenwood, J. and Jovanovic, B.(1990), “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income,” *Journal of Political Economy*, Vol.98 No.5, pp.1076-1107.
- Karolyi, A.G. and Stulz, R.M.(1996), “Why Do Markets Move Together? An

- Investigation of U.S.-Japan Stock Return Comovements," *Journal of Finance*, Vol.51, pp.951-986.
- King, R.G. and Levine, R.(1993), "Finance, Entrepreneurship, and Growth," *Journal of Monetary Economics*, Vol.32, pp.513-542.
- Levine, R.(2001), "International Financial Liberalization and Economic Growth," *Review of International Economics*, Vol.9 No.4, pp.688-702.
- Pesaran, M.H. and Shin, Y.(1998), "Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," *Economics Letters*, Vol.58, pp.17-29.
- Rajan, R.G.(2006), "Has Finance Made the World Riskier?" *European Financial Management*, Vol.12 No.4, pp.499-533.
- Reinhart, C.M. and Reinhart, V.R.(2008), "Capital Flow Bonanzas: An Encompassing View of the Past and Present," *NBER Working Paper*, No.w14321.
- Stiglitz, J.E.(2000), "Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability," *World Development*, Vol.28 No.6, pp.1075-1086.

The Relationship Between International Capital Flows and Foreign Exchange Volatility

Don-Seung Choi

• Abstract •

This study is to investigate the dynamic relationship between international capital flows and won exchange rate to the major currency in Korea. As the results of Granger causality test, international capital flows Granger-cause currency rate volatility in the short term. However, over time, won exchange rate volatility Granger-cause international capital flows in Korea. According to the results by period divided based on 2008 financial crisis, international capital flows have the significant effects on won-dollar exchange rate volatility before 2008 crisis although currency rate volatility Granger-cause international capital flows after the crisis. As the results of impulse-response function of the basis of VAR, foreign exchange rate volatility has no connection with international capital flows before the crisis while it doesn't after. After the crisis, currency rate volatility has promoted international capital flows, while its influence diminishes as time passes. As these results, the uncertainty of foreign exchange market tend to influence the international capital flows rather than vice versa in Korea. Thus, it would be a more effective policy to control the uncertainty of market than the direct restrictions international capital flows.

(Key Words) International Capital Flows, Foreign Exchange Volatility, Granger Causality, Vector Autoregressive, Impulse Response Function