

글로벌 불확실성이 한국의 자본 유출입에 미치는 영향 분석 *

박의환

한남대학교 경제학과 조교수

The Impacts of Global Uncertainty on the Capital Flows in Korea

Eui-Hwan Park^a

^a Department of Economics, Hannam University, South Korea

Received 28 February 2021, Revised 18 March 2021, Accepted 25 March 2021

Abstract

Purpose - The purpose of this study is to examine the impacts of global uncertainty on gross and net capital flows in Korea.

Design/methodology/approach - We conduct an empirical analysis of the impact of global uncertainty on the net and gross capital flows in Korea. To investigate the impacts, we incorporate linear and nonlinear ARDL models.

Findings - We find global uncertainty has negative impacts on the gross and net capital flows. But this impact is nonlinear. The negative global uncertainty shocks are bigger than the positive global uncertainty shocks on capital flows in Korea. And we find this relationship is noticeable in gross capital inflows. We also find interest rate difference between the US and Korea is the main driving source in capital flow after the Global financial crisis.

Research implications or Originality - The results of this study suggest that the negative impacts of global uncertainty are noticeable. This means that economic players in financial markets should be more concerned about the bad news.

Keywords: Capital Flows, Global Uncertainty, ARDL, Nonlinearity

JEL Classifications: C13, C22, F30,

I. 서론

기술의 발전과 금융의 자유화에 따라 국가 간 자본이동이 급격하게 증가하고 있는 추세이다. 국가 간 자본의 이동은 국가 간 자원의 재분배를 통해서 성장을 도모한다는 긍정적 측면이 존재하는 반면, 급격한 자본의 이탈은 금융시장의 불확실성을 확산시키는 등의 부작용도 존재한다. 특히 한국과 같이 금융의 자유도가 높은 소규모 개방경제의 경우, 자본의 유입과 유출에 자산가격이나 소비, 투자 등 거시경제의 다양한 부문에 영향을 미친다. 따라서 국내의 자본 유출입의 특성을 이해하는 것이 경제 주체들에게

* 이 논문은 2020년도 한남대학교 학술연구비 지원에 의하여 연구되었음.

^a First Author, E-mail: eh_park@hnu.kr

© 2021 The Institute of Management and Economy Research, All rights reserved.

무엇보다 의미 있는 일이 될 것이다.

국제수지에 기록되는 국내의 자본이동은 내국인의 해외자산 취득으로 대변되는 총자본유출(gross capital outflow)과 외국인의 국내자산 취득으로 대변되는 총자본유입(gross capital inflow)으로 분류할 수 있으며, 총자본유입에서 총자본유출을 빼면 순자본유입(net capital inflow)을 계산할 수 있다. 그러나 자본 유출입에 대한 국내의 선행연구들은 주로 주식이나 채권과 같은 금융자본의 순유입에 초점을 맞추어 연구를 진행해왔다. 그러나 Forbes and Warnock (2012), Broner et al. (2013)는 자본의 순유입이 국가 간 발생하는 방대한 금융거래 중 일부의 비율만을 반영하고 있기 때문에, 자본이동의 흐름을 이해하는데 총자본이동을 활용하는 것이 더 적절하다고 주장하였다. 또한, 한국의 경우 2000년대 초반부터 금융위기 이전까지 외국인에 의한 총자본유입이 총자본유출보다 더 큰 값을 나타내어 순자본유입이 발생하였다. 그러나 2008년 세계 금융위기를 기점으로 내국인에 의한 자본유출이 급속하게 증가하였고, 이에 따라 순자본유출이 발생하고 있는 상황이다. 이에 따라 본 연구는 국제수지 금융계정을 활용하여 자본이동을 총자본유입, 총자본유출, 순자본유입으로 분류하여 자본이동에 영향을 미치는 요인을 분석하고자 시도하였다.

한편, Forbes and Warnock (2012)는 국가 간 자본의 이동을 총자본유입과 총자본유출로 구분한 뒤 글로벌 요인(global factor)과 대내적 요인(domestic factor)이 자본의 유출입에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였는데, VIX (volatility index)로 식별된 글로벌 불확실성이 자본의 유출입에 가장 큰 영향을 미치는 요인임을 분석하였다. Ghosh et al. (2014)는 신흥국(emerging country)의 자본 유출입에 대하여 분석하였는데 외국인에 의한 급격한 자본 유입에 영향을 미치는 가장 중요한 요인이 VIX로 측정된 글로벌 불확실성이었다. 본 연구도 한국의 자본 유출입에 영향을 미치는 요인을 글로벌 불확실성을 중심으로 살펴보았다. 윤영진, 박종욱(2019), Choi (2020) 등 국내의 연구들도 자본이동에 영향을 미치는 불확실성의 대리변수로 VIX를 활용하였다. 그러나 최근에는 Baker, Bloom and Davis (2016)이 개발한 정책 불확실성 지수(EPU: Economic Policy Uncertainty)를 불확실성의 대리변수로 활용하는 연구도 증가하는 추세이다. Stockhammar and Österholm (2017)과 Choi and Shim (2019)은 불확실성 지수를 불확실성의 대리변수로 식별한 후 불확실성이 거시경제에 미치는 영향에 대하여 분석하였고, 이를 VIX로 식별한 경우와 비교하였다. 이에 따라 본 연구는 EPU 지수를 활용하여 불확실성이 자본이동에 미치는 선형 및 비선형 효과를 실증분석하였고, VIX를 활용하여 강건성 검증을 실시하였다.

본 연구의 실증분석 결과는 다음과 같다. 분석구간에서 불확실성은 자본의 이동에 통계적으로 유의한 영향을 미치는데, Bloom (2014)이 주장한 바와 같이 부정적 충격이 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 외국인에 의한 국내자산 매입에 상대적으로 강한 비선형성을 나타내었다. 그리고 금융위기 이후에는 내외금리차가 자본이동에 유의한 영향을 미쳤으며, 글로벌 유동성이 자본의 총유입에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서 자본이동과 관련된 기존의 연구들을 살펴보고, 제 3장에서 연구에 활용된 자료와 방법론에 대하여 설명한다. 제 4장에서 불확실성이 자본이동에 미치는 영향을 선형 및 비선형 모형을 통해 분석하고, 강건성 검증을 실시하였다. 마지막으로 제 5장에서 결론을 제시하고 본 논문을 마무리한다.

II. 선행연구

2010년대 이전까지는 순자본유입의 변화를 바탕으로 자본이동의 결정요인을 분석하는 연구들이 주를 이루었다. Calvo (1998)는 급격한 순자본유입의 감소(sudden stop)를 정의하였고, Calvo, Izquierdo and Mejia (2004)은 환율이 순자본유입의 급격한 감소에 영향을 미칠 수 있음을 실증분석 하였다. 반면, Reinhart and Reinhart (2009)은 순자본유입의 급격한 증가(bonanza)를 정의하고, 순자본의 급격한 유입과 거시경제변수의 관계에 대한 분석을 시도하였다.

자본 유출입에 대한 최근 연구는 자본이동을 외국인의 국내자산 매입인 총유입과 내국인의 해외자산 매입인 총유출입으로 구분하여 진행되고 있다. Boner et al. (2013)은 총자본유출입이 순자본유입에 비해

변동성이 강하며, 경기애 순응적으로 증감하는 특징을 제시하며, 자본이동의 특성을 이해하기 위해 순자본 유입이 아닌 총자본유출입을 분석해야 함을 주장하였다. Forbes and Warnock (2012)은 내국인에 의한 총자본유출이 증가하였기 때문에 순자본유입이 더 이상 외국인의 자본 유입에 의해 결정되는 것이 아님을 지적하면서, 총자본유입과 총자본유출을 구분해서 자본이동을 이해해야 함을 주장하였다. 그들은 외국인의 국내 자본 유입(surge)과 유출(stop), 내국인 자본 유출(flight)과 유입(retrenchment)으로 구분하여 글로벌 요인(global factor)과 대내 요인(domestic factor)이 자본이동에 미치는 영향을 분석하였다. 그들에 실증분석 결과에 따르면 VIX로 식별된 글로벌 불확실성 요인이 자본이동에 영향을 미치는 주요인이었다. Fratzscher (2012)는 고빈도(high-frequency) 데이터에 요인 모형(factor model)을 적용하여 자본이동을 분석하였는데, 글로벌 유동성과 불확실성 요인이 자본이동을 결정한다고 주장하였다.

Ahmed and Zlate (2014)는 순자본유입을 중심으로 신흥국(emerging country)의 자본이동에 대하여 분석하였는데, 글로벌 불확실성 요인이 자본이동의 주요인임을 실증분석하였으며, 미국의 양적완화가 자본이동에 영향을 미칠 수 있음을 주장하였다. Ghosh et al. (2014)도 신흥국에 자본의 급격한 유입(surge)이 발생하는 이유에 대하여 실증분석하였는데, VIX로 식별된 글로벌 불확실성이 가장 큰 영향을 미치고 있음을 주장하였다. 또한, Koepke (2019)는 신흥국의 자본이동에 관한 선행연구를 분석하여, 자본이동에 영향을 미치는 요인을 체계적으로 정리하여 제시하고 있다.

한국의 경우 자본이동을 총자본유입과 총자본유출로 구분하여 분석한 연구가 부족한 실정이다. 윤영진, 박종욱(2019)은 한국의 자본이동을 총유출과 총유입으로 구분하고, 투자 유형에 따라 직접투자, 주식 등으로 세분하여 한국과 미국의 기준금리의 차이가 자본이동에 미치는 영향을 실증분석하였다. 윤영진, 박종욱(2019)은 실증분석을 통해 글로벌 금융위기 이후 한국의 민간 자본 유출입이 내외금리차에 통계적으로 유의하게 반응함을 확인하였다. Choi (2020)은 미국의 금리충격이 한국의 자본이동에 미치는 영향을 분석하였는데, 글로벌 금융위기 이후 미국의 금리 충격이 한국의 자본 유출입에 미치는 영향이 감소하였다는 실증분석 결과를 제시하였다.

한편, 글로벌 불확실성 요인이 거시경제에 미치는 요인에 대하여 분석한 국내외 연구들은 주로 VIX를 활용하였는데, Stockhammar and Österholm(2018)과 Choi and Shim (2019)은 불확실성의 대리변수를 EPU로 활용하고 VIX를 활용한 경우와 비교하여 분석을 실시하였다.

본 연구는 이러한 선행연구를 바탕으로 순자본유입과 총자본유출입의 결정요인을 불확실성을 중심으로 살펴보았다. 이때 불확실성의 대리변수를 EPU로 설정하여 불확실성이 자본이동에 미치는 영향을 선형 및 비선형 모형을 통해 분석하였으며, VIX를 활용하여 강건성 검증을 수행하였다.

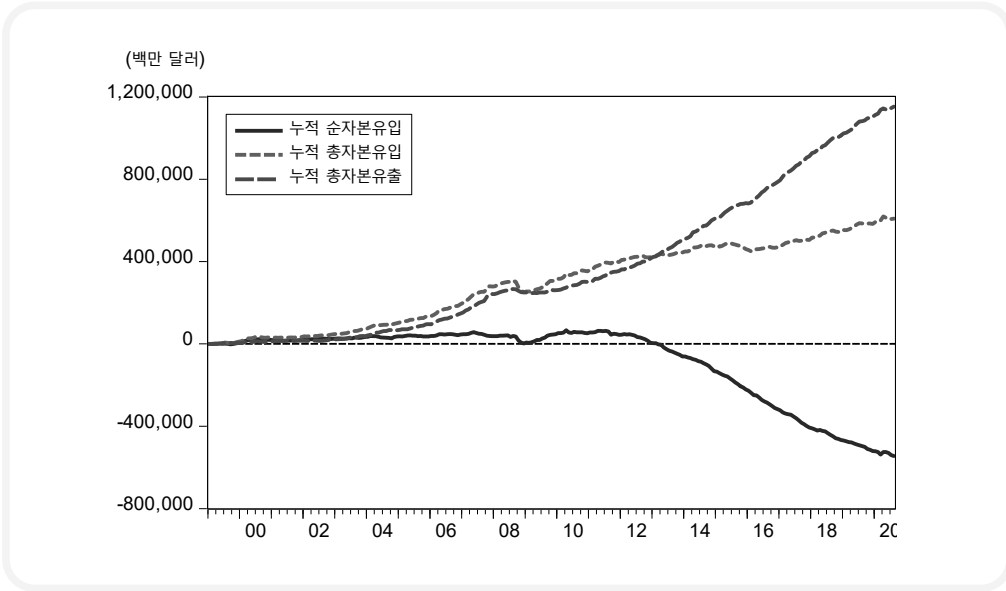
III. 활용 데이터 및 방법론

1. 자본 유출입의 추이 및 활용자료

분석에 활용한 자료는 1999년 1월부터 2020년 8월까지의 월간(monthly)자료이다. 자본이동 데이터는 한국은행 국지수지표의 금융계정을 활용하였다. 전체 금융계정은 직접투자(FDI), 증권투자, 파생금융상품, 기타투자, 준비자산으로 구분할 수 있다. 이중 파생금융상품은 자본의 유출입이 기록되지 않으며, 준비자산은 거래적 요인에 의한 외환보유액의 증감을 나타내므로 분석 대상에서 제외하였다. 따라서 총자본유입(gross capital inflow)은 국제수지 금융 계정 중 직접투자(부채), 증권투자(부채), 기타투자(부채)의 합으로 계산하였고, 총자본유출(gross capital outflow)은 직접투자(자산), 증권투자(자산), 기타투자(자산)의 합으로 도출하였다. 아래의 <Fig 1>은 순자본 유입, 총자본유입, 총자본유출의 데이터를 누적하여 나타낸 것이다. 우리나라의 경우 2000년대 초반까지 자본의 유출입 규모가 크지 않았으나, 02년부터 자본 유입이 증가하여 순자본유입이 양의 값을 나타내었다. 그러나 08년 세계 금융위기를 거치면서 자본의 자유화 등으로 국내에서 유출되는 자본이 점차적으로 증가하기 시작했고, 2013년 부터는 자본의 순유출이

발생하고 있다. 따라서 시간의 흐름에 따라 각 유형별 자본 유출입의 특성을 파악하는 것이 금융시장 참여자의 이해를 돕는 일이라 할 수 있을 것이다.

Fig 1. Cumulative Capital Flow



Source: BOK and Author's calculation.

Koepke (2019)에 따르면 자본이동(capital flow)을 결정하는 주요 대외적 요인(push factor)은 글로벌 불확실성(위험), 선진국의 이자율과 경제성장률 등이고, 대내적 요인(pull factor)은 해당 국가의 경제성장률과 불확실성(위험), 그리고 자산 수익률 등이다. 따라서 본 연구에서도 Koepke (2019)에 따라 글로벌 불확실성, 주요국 경제성장률, 국내 불확실성과 경제성장률을 설명변수로 설정하였다. 여기에 자산 수익률을 포함시키기 위해 미국과 한국의 3개월 만기 채권금리의 차이와 원/달러환율(US_EX)을 추가하였다. 한편, Ahmed and Zlate (2014)는 세계 금융위기 이후 각국의 중앙은행이 양적 완화를 실시하였고, 이것이 신흥국에 유입되었을 가능성을 제시하였다. 이에 따라 본 연구에서도 글로벌 유동성을 계산하여 모형에 추가하였다.

먼저 불확실성은 Baker, Bloom and Davis (2016)이 제시한 정책불확실성 지수(EPU Index)를 활용하였다. Baker et al. (2016)은 주요 신문사의 기사를 활용하여 불확실성 지수를 개발하였는데, 이 지수가 투자 및 고용과 깊은 상관관계가 있으며, 금융시장의 불확실성을 나타내는 VIX 지수와도 높은 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 따라서 포괄적인 형태의 불확실성을 정의하고자 글로벌 EPU 지수를 글로벌 불확실성 변수로 활용하였고, 한국의 EPU 지수를 한국의 불확실성을 나타내는 지표로 활용하였다.

주요국 경제성장률은 미국, 영국, 독일, 일본의 산업생산지수(IP)를 각 국가의 GDP로 가중평균하여 활용하였다. 일반적으로 글로벌 유동성(global liquidity)이란 세계 모든 국가의 유동성의 총합이라기 보다는 주요 선진국의 유동성의 합을 의미한다. 그러나 이러한 정의도 모든 시장 참여자의 합의에 다다른 것은 아니다. 따라서 글로벌 유동성을 가격변수 또는 수량 변수를 바탕으로 정의해야 하는데, 본 연구에서는 양적인 변화에 초점을 맞추고 있기때문에 주요 선진국인 미국, 영국, 독일, 일본의 M3(broad money)를 각 국가의 GDP로 가중평균한 후 최대값을 100으로 지수화 하였다. 이때, 주요국의 산업생산지수와 GDP, M3 데이터는 모두 OECD 데이터를 활용하였다.

이밖에 내외금리차(int diff)는 한국 90일 만기 CD 금리에서 미국 3개월 말기 국채 금리를 차감하였고,

한국의 경기변동을 측정하기 위해 산업생산지수를 사용하였다. 이때 한국의 이자율과 원/달러 환율은 한국은행, 산업생산지수는 통계청 자료를 활용하였고, 미국의 이자율은 FED에서 제공하는 데이터를 활용하였다.

연구에 활용된 자료의 기초통계량은 아래의 <Table 1>에 제시되어 있다. 이때 자본이동 변수는 10억 달러를 단위로 하였고, 이자율은 퍼센트(%), 기타 변수들은 지수(index) 값이다.

Table 1. Summary Statistics

variable	mean	median	max	min	std
net inflow	2.142	1.259	21.354	-11.598	4.081
gross inflow	2.362	2.287	20.391	-26.873	4.813
gross outflow	4.518	3.778	19.329	-8.043	4.794
global epu	131.456	112.990	436.660	51.617	70.793
global liquidity	85.868	91.205	150.628	43.857	26.804
global IP	98.155	97.826	107.018	82.850	4.643
int diff	1.796	2.060	5.430	-0.62	1.347
Korea epu	134.310	122.2	538.180	22.427	69.875
US_EX	1131.74	1153.4	1516.4	907.4	102.09
Korea IP	81.872	86.376	111.290	37.156	21.809

아래의 <Table 2>는 위에서 설명한 자료들에 대하여 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP (Phillips-Perron) 검정을 수행한 결과이다.

Table 2. Unit Root Test

변수	ADF test		PP test	
	level	difference	level	difference
net inflow	-4.27***	-	-10.78***	-
gross inflow	-5.46***	-	-11.80***	-
gross outflow	-2.58*	-	-11.44***	-
global EPU	-1.940	-20.38***	-2.242	-30.664***
global liquidity	1.466	-10.96***	1.44	-11.33***
global IP	-2.80*	-	-2.54	-11.16***
int diff	-2.14	-10.46***	-1.85	-10.26***
Korea EPU	-6.26***	-	-6.13***	-
US_EX	-2.94**	-	-2.838*	-
Korea IP	-1.63	-18.36***	-1.75	-18.287***

Note: ***, ** and * indicate significance at the 1, 5, and 10% levels

검정결과 자본이동 변수는 ADF 검정과 PP 검정에서 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 최소 10% 유의수준에서 기각하였다. 따라서 자본이동 변수는 수준변수(level)를 그대로 활용하였다. 한편 설명변수 중 글로벌 EPU 지수, 글로벌 유동성, 내외금리차와 한국의 산업생산지수는 ADF 검정과 PP 검정에서 모두 귀무가설을 기각하지 못하였고, 글로벌 산업생산지수는 PP 검정에서 귀무가설을 기각하지 못하였다. 따라서 해당 변수들은 모두 차분한 값을 활용하였다. 그리고 환율과 한국의 EPU 지수는 두 검정에서

모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였으나, 해석상 용이성을 고려하여 마찬가지로 차분하여 모형에 활용하였다.¹⁾

2. 분석모형: 자기회귀시차분포(ARDL) 모형

위에서 설명하였던 변수들이 자본의 이동에 미치는 영향을 분석하기 위해 아래와 같은 자기회귀시차분포 모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned}
 y_t = & c + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i \Delta global_EPU_{t-i} + \sum_{i=0}^r \gamma_i \Delta global_liquidity_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^s \delta_i \Delta global_IP_{t-i} + \sum_{i=1}^w \theta_i \Delta i_diff_{t-i} + \sum_{i=1}^o \lambda_i \Delta KOR_EPU_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^k \phi_i KOR_IP_{t-i} + e_t
 \end{aligned} \tag{1}$$

정재식(2012)은 외국인의 자본유출입이 국내 금융시장에 파급효과를 갖는다고 주장하였다. 이에 따르면 대내변수가 자본의 유출입에 미치는 당기효과를 고려할 경우 내생성 문제로 추정결과를 신뢰하기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 내생성 문제를 완화하기 위해 대내변수의 당기효과는 고려하지 않았다. 식 (1)의 y_t 는 종속변수로 순자본유입(net capital inflow), 총자본유입(gross capital inflow), 총자본유출(gross capital outflow)에 대하여 위 모형을 각각 추정하였다.

한편, Bloom (2014)은 불확실성의 주요한 특징 중 하나가 좋은 뉴스(good news)는 점진적으로 불확실성을 해소하지만, 나쁜 뉴스(bad news)는 불확실성을 급격하게 증가시키는 것이라고 설명하였다. 이에 기초하면 급격한 불확실성의 증가가 급격한 자본의 유출로 이어질 가능성이 매우 높다. 본 연구에서는 이를 추가 검증하기 위해 위의 모형을 아래의 식 (2)와 같은 비선형(nonlinear) 모형으로 변형하여 추정을 실시하였다.

$$\begin{aligned}
 y_t = & c + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \beta_i^+ \Delta global_EPU_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q_2} \beta_i^- \Delta global_EPU_{t-i}^- \\
 & + \sum_{i=0}^r \gamma_i \Delta global_liquidity_{t-i} + \sum_{i=0}^s \delta_i \Delta global_IP_{t-i} + \sum_{i=1}^w \theta_i \Delta i_diff_{t-i} \\
 & + \sum_{i=1}^o \lambda_i \Delta KOR_EPU_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_i KOR_IP_{t-i} + e_t
 \end{aligned} \tag{2}$$

이때 $\Delta global_EPU_t^+$ 와 $\Delta global_EPU_t^-$ 는 아래의 식 (3)과 같다.

$$\begin{aligned}
 \Delta global_EPU_t^+ &= \max(\Delta global_EPU_t, 0) \\
 \Delta global_EPU_t^- &= \min(\Delta global_EPU_t, 0)
 \end{aligned} \tag{3}$$

이때 각 변수의 시차(lag)는 AIC 기준에 따라 설정하였고, 모든 모형은 전제구간과 금융위기 이전(1999년 1월 ~ 2007년 12월)과 이후(2010년 1월 ~ 2020년 8월)로 나누어 추정하였다.

1) 시계열(time series) 분석에서 단위근이 존재하는 변수들 사이에 공적분 관계가 존재하는 경우에는 수준변수를 모형에 활용할 수 있다. 하여 본 연구에서 활용하는 ARDL 모형의 공적분 검정 방법인 bounds 검정을 실시하였으나, 공적분 관계가 존재하는 공적분 관계가 존재하는 모형이 존재하는 반면 그렇지 않은 모형도 존재하였다. 따라서 본 연구에서는 모형의 일관성을 고려하여 모두 차분한 변수를 활용하여 분석을 시도하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 자기회귀시차분포 모형 추정결과

먼저 식 (1)에 따라 선형 형태의 자기회귀시차분포 모형을 전체 기간과 세계금융위기 전(pre-crisis), 후(post-crisis)로 나누어 추정하였고, 그 결과를 아래의 <Table 3>에 제시하였다. 이때 본 연구의 주 관심은 각 변수가 자본이동에 미치는 영향이므로, 변수 추정의 합과 표준오차를 제시하였다.²⁾

Table 3. ARDL Model Estimation Results

변수	full sample			pre-crisis			post-crisis		
	net inflow	gross inflow	gross outflow	net inflow	gross inflow	gross outflow	net inflow	gross inflow	gross outflow
c	-0.759 (0.510)	1.211* (0.065)	0.058 (0.576)	-0.882 (0.702)	3.040** (1.502)	5.432*** (1.556)	1.227 (1.035)	1.122 (1.200)	3.746*** (1.284)
ar(p)	0.790*** (0.064)	0.365*** (0.095)	0.766*** (0.063)	0.369*** (0.093)	0.475*** (0.115)	0.422*** (0.093)	0.536*** (0.098)	0.207** (0.094)	0.286** (0.112)
global epu	-0.032*** (0.009)	-0.019* (0.010)	0.038** (0.017)	0.008 (0.008)	-0.024 (0.016)	-0.007 (0.017)	0.002 (0.006)	0.006 (0.007)	0.006 (0.006)
global liquidity	-0.369* (0.221)	1.004*** (0.272)	0.423* (0.229)	-0.640** (0.256)	1.075** (0.434)	0.468 (0.378)	-0.729* (0.433)	-0.836 (0.694)	0.484 (0.387)
global IP	1.190*** (0.237)	0.549 (0.441)	0.867** (0.343)	-0.157 (0.379)	0.310 (0.637)	0.463 (0.542)	1.089** (0.536)	-0.297 (0.381)	0.001 (0.408)
int diff	0.751 (1.010)	-1.688 (1.227)	-2.463** (1.094)	0.777 (0.737)	0.327 (1.939)	0.974 (1.668)	-16.63*** (3.900)	12.902*** (5.000)	-8.206** (4.114)
Korea epu	0.002 (0.003)	-0.006 (0.005)	-0.012** (0.006)	0.002 (0.004)	-0.009 (0.007)	-0.008 (0.006)	-0.008 (0.008)	-0.004 (0.007)	-0.003 (0.006)
US_EX	0.035*** (0.011)	-0.023*** (0.007)	-0.001 (0.007)	0.010 (0.009)	-0.022 (0.017)	0.003 (0.011)	0.026* (0.014)	-0.060 (0.031)	0.002 (0.014)
Korea ip	-0.060 (0.513)	0.211 (0.158)	0.035 (0.339)	0.532*** (0.136)	-0.338 (0.229)	0.223 (0.199)	-8.10** (0.362)	0.768 (0.786)	0.550 (0.643)
adj-R ²	0.450	0.260	0.429	0.253	0.313	0.383	0.418	0.353	0.214

Notes: 1. standard errors are in parentheses

2. ***, ** and * indicate significance at the 1, 5, and 10% levels

추정결과 전체 기간에서 글로벌 불확실성, 글로벌 유동성, 글로벌 경기변동과 같이 대외적 요인(pull factor)이 자본 유출입의 주요인(main factor)이었다. 구체적으로 살펴보면 글로벌 불확실성이 증가할 때 외국인에 의한 국내 자본 유입이 감소하였고, 예상과는 다르게 글로벌 불확실성의 증대에서 내국인의 자본유출은 증가하였다. 글로벌 유동성의 확대는 외국인에 의한 자본 유입과 내국인의 자본유출을 확대시켜, 자본의 순유입을 감소시키는 것으로 보인다. 그리고 세계경기의 확장기에 내국인의 자본유출이 증가하는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 대외적 요인에 상대적으로 큰 영향을 받는 소규모 개방경제의 특성이 반영된 것으로 판단된다. 그리고 내외금리차와 한국의 정책 불확실성이 내국인의 자본유입에 5% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 나타내었으며, 환율은 외국인의 자본 유입에 1% 수준에서 유의하였다. 환율의 약세로 한국에 자본을 투자했을 때 기대수익이 커지기 때문인 것으로 판단된다.

금융위기 이전과 이후의 추정결과에서 가장 두드러지는 차이는 이자율이 자본의 유출입에 미치는 영향이다. 금융위기 이전에는 내외금리차가 자본 유출입에 통계적으로 유의한 요인이 아니었다. 그러나 금융위기 이후에는 내외금리차가 상승하면 국내로의 총자본유입이 유의하게 증가하였으며, 내외금리차가 감소하면 총자본유출에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과는 윤영진, 박종욱

2) 예를 들면, 글로벌 불확실성 지수(global EPU)의 경우 $\sum \beta_i$ 와 같이 추정 계수의 합을 표에 제시하였고, $\sum \beta_i = 0$ 을 귀무가설로 하는 F-test의 결과를 제시하였다.

(2019)의 결과와 유사한데, 08년 세계 금융위기 이후 기술의 발전과 함께 한국의 금융시장이 양적, 질적 성장을 거듭하여 수익에 따라 자본의 유출입이 더 자유로워졌음을 추론해 볼 수 있다.

2. 비선형(nonlinear) 자기회귀시차분포 모형 추정결과

이번에는 Bloom (2014)의 주장에 따라 불확실성이 자본의 유출입에 비선형적 형태를 갖는지 실증분석하였다. 이를 위해 식 (2)와 설정한 모형을 추정하였고, 그 결과를 아래의 <Table 4>에 제시하였다.

Table 4. Nonlinear-ARDL Model Estimation Results

변수	full sample			pre-crisis			post-crisis		
	net inflow	gross inflow	gross outflow	net inflow	gross inflow	gross outflow	net inflow	gross inflow	gross outflow
c	-0.184 (0.330)	1.605*** (0.435)	0.860** (0.426)	-0.339 (0.277)	1.051*(0.541)	1.349** (0.605)	0.546*** (0.098)	2.100 (0.629)	3.172*** (1.013)
ar(p)	0.731*** (0.063)	0.407*** (0.086)	0.777*** (0.066)	0.371*** (0.093)	0.528*** (0.107)	0.525*** (0.089)	0.546*** (0.098)	0.164* (0.089)	0.472*** (0.144)
global epu+	-0.095*** (0.021)	-0.032** (0.016)	0.024* (0.014)	0.026 (0.016)	-0.048* (0.028)	0.055 (0.040)	0.044** (0.017)	-0.015 (0.019)	0.098*** (0.034)
global epu-	-0.009 (0.017)	-0.33 (0.028)	0.020 (0.025)	-0.002 (0.024)	-0.010 (0.041)	0.176** (0.073)	0.005 (0.020)	-0.010 (0.023)	0.101* (0.051)
global liquidity	-0.495** (0.219)	0.962*** (0.268)	0.362 (0.229)	-0.628** (0.255)	1.157*** (0.432)	0.188 (0.422)	-0.625* (0.383)	0.678 (0.521)	0.854** (0.381)
global IP	1.203*** (0.238)	-0.399 (0.289)	0.472* (0.245)	-0.156 (0.370)	0.255 (0.641)	0.716 (0.606)	0.294 (0.364)	-0.367 (0.355)	1.766* (0.976)
int diff	0.371 (0.994)	-1.923 (1.255)	-2.322** (1.088)	1.009 (0.744)	-1.147 (1.853)	0.153 (1.805)	-16.21*** (3.870)	12.577*** (4.938)	-9.591* (5.779)
Korea epu	-0.004 (0.005)	-0.009 (0.006)	-0.009* (0.005)	0.002 (0.004)	-0.003 (0.007)	-0.048** (0.020)	-0.002 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.021** (0.008)
US_EX	0.023*** (0.006)	-0.014* (0.008)	-0.005 (0.006)	0.011 (0.008)	-0.019 (0.018)	0.001 (0.012)	0.024* (0.014)	-0.041 (0.029)	0.001 (0.031)
Korea ip	-0.077 (0.127)	1.163*** (0.378)	0.221 (0.319)	0.519*** (0.136)	-0.277 (0.232)	0.106 (0.213)	-0.117 (0.185)	1.376** (0.640)	0.557 (0.568)
adj-R ²	0.418	0.353	0.214	0.257	0.288	0.392	0.406	0.348	0.351

Notes: 1. standard errors are in parentheses
 2. ***, ** and * indicate significance at the 1, 5, and 10% levels

불확실성에 대한 비선형 모형의 추정결과는 불확실성에 대한 비선형적 반응을 주장한 Bloom (2014)의 견해를 뒷받침한다. 전체 기간에서 글로벌 불확실성의 확대는 자본 유입을 감소시키고 유출을 증가시켜 순유입을 감소시키는 것으로 나타났다. 그러나 글로벌 불확실성의 감소는 자본 유출입에 통계적으로 유의한 영향을 미친다고 보기 어려웠다. 금융위기 이전과 이후로 나누어 볼 때, 살펴보면 금융위기 이전 글로벌 불확실성의 증가로 총자본의 유입이 통계적으로 유의하게 감소하였으나, 글로벌 불확실성의 감소가 자본유입에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 한편 금융위기 이후 글로벌 불확실성의 확대에도 불구하고 자본유출이 증가하는 것으로 나타났는데, 이는 국내의 저금리 기조와 자본이동의 용이성 등으로 자본유

출이 급격하게 증가한 것에 기인한 것으로 판단된다.

3. 강건성 검증

이번에는 글로벌 불확실성을 VIX로 식별하고, 대내 불확실성을 한국의 3년 만기 CDS 프리미엄(premium)으로 식별하여, 글로벌 불확실성에 대한 자본 유출입의 반응을 검증해 보았다. 이때 3년 만기 CDS 프리미엄 자료를 2002년 2월부터 활용 가능하므로, 전체 기간은 2002년 2월 ~ 2020년 8월이고, 금융위기 이전 구간은 2002년 2월 ~ 2007년 12월, 금융위기 이후의 구간은 2010년 1월부터 2020년 8월까지이다.

Table 5. Robustness Check

변수	full sample			pre-crisis			post-crisis		
	net inflow	gross inflow	gross outflow	net inflow	gross inflow	gross outflow	net inflow	gross inflow	gross outflow
c	1.736*** (0.563)	1.904*** (0.646)	2.559*** (0.842)	0.271 (0.559)	5.197*** (1.105)	3.945*** (1.265)	5.128*** (1.138)	1.616* (0.870)	8.699*** (1.191)
ar(p)	0.609*** (0.067)	0.321*** (0.105)	0.681*** (0.084)	0.275** (0.115)	0.302* (0.152)	0.349* (0.190)	0.339*** (0.106)	0.621*** (0.170)	0.240 (0.163)
vix+	-0.637*** (0.113)	-0.672*** (0.130)	-0.196* (0.116)	0.141 (0.129)	-0.768** (0.304)	-0.182 (0.198)	0.208** (0.092)	-0.516*** (0.184)	-0.402 (0.339)
vix-	0.571*** (0.197)	-0.222 (0.158)	0.140 (0.200)	-0.021 (0.180)	-0.279* (0.320)	-0.381 (0.264)	0.269 (0.173)	-0.222 (0.158)	0.528 (0.345)
global liquidity	-0.388* (0.226)	0.960*** (0.264)	0.428* (0.248)	-1.326*** (0.405)	1.932** (0.758)	0.09 (0.446)	-0.939** (0.417)	-0.275 (0.463)	0.764** (0.366)
global IP	1.119*** (0.243)	-0.926** (0.375)	-0.022 (0.324)	-1.315* (0.736)	-0.164 (0.805)	0.386 (0.660)	-0.112 (0.327)	-0.910** (0.447)	-0.952** (0.454)
int diff	0.771 (1.830)	0.742 (2.251)	-2.962** (1.468)	2.441** (1.109)	4.016 (2.523)	3.989* (2.045)	-14.06*** (3.756)	9.503** (4.724)	-10.182** (4.131)
cds	-0.007 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.008 (0.054)	0.001 (0.009)	-0.056*** (0.016)	-0.046*** (0.016)	-0.025** (0.010)	0.006 (0.009)	-0.030** (0.013)
US_EX	0.089*** (0.022)	-0.020** (0.008)	-0.001 (0.007)	-0.005 (0.012)	-0.024 (0.034)	0.002 (0.019)	0.094*** (0.025)	-0.010 (0.014)	0.001 (0.016)
Korea IP	-1.048*** (0.369)	1.609*** (0.425)	-0.216 (0.410)	0.553*** (0.158)	-0.259 (0.259)	0.232 (0.239)	-0.221 (0.173)	1.050*** (0.342)	0.299 (0.608)
<i>adj-R</i> ²	0.556	0.399	0.429	0.246	0.346	0.381	0.504	0.399	0.378

Notes: 1. standard errors are in parentheses
 2. ***, ** and * indicate significance at the 1, 5, and 10% levels

기본적인 분석결과는 EPU를 활용한 경우와 유사하지만, 글로벌 불확실성이 자본 유출입에 대한 비선형적 영향이 이전보다 강하게 나타났다. 글로벌 불확실성에 대한 총자본 유출입의 비선형성은 전체구간에서 통계적으로 유효하였는데, 대외 불확실성의 증대는 외국인이 국내로 자본을 유입하는 것을 감소시킬 뿐만 아니라, 내국인의 해외투자도 유의하게 감소시켰다. 특히 총자본유입의 경우 금융위기 이전과 이후에 모두 대외 불확실성의 확대에 더 민감하게 반응하는 경향을 나타내었다. 한편 대내외 이자율의 차이가 금융위기 이후에 순자본유입 뿐만아니라 총자본유출입에 모두 유의한 영향을 미친다는 것을 다시 확인할 수 있었다.

V. 결론

개방경제에서 자본의 유출입은 국가 간 자원 배분을 통해 성장을 촉진하며, 개인의 소비 평활화와 자산 배분에 기여하는 등 긍정적 측면이 존재하지만, 급격한 자본 유출입의 충격으로 거시경제적 위험을 낳을 수 있다. 특히, 한국과 같이 금융의 자유도가 높은 소규모 개방경제의 경우 자본이동을 통하여 얻는 효익도 크지만, 부정적 충격이 미치는 영향도 클 것이다. 따라서 거시경제의 안정과 개인의 효용 증대를 위해 정책 입안자뿐만 아니라 개별 경제주체들에도 자본이동에 대한 높은 이해가 필요한 상황이다. 특히 한국은 2008년 세계 금융위기를 거치면서 자본의 총유입과 총유출의 규모와 증가속도에 상당한 변화가 발생하였기 때문에 자본이동에 대한 더 높은 이해가 필요한 실정이다. 그러나 국내의 연구는 자본의 순유입에 초점을 맞추고 있고, 자본의 유출입을 외국인에 의한 총유입과 내국인에 의한 총유출로 구분하여 분석한 연구는 부족한 실정이다.

본 연구는 자본의 이동은 순자본유입, 총자본유입 그리고 총자본유출로 구분하여, 불확실성을 중심으로 자본이동에 영향을 미치는 요인들에 대하여 분석을 시도하였다. 실증분석을 통해 글로벌 불확실성이 한국의 순자본유입에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 아울러 불확실성이 증대되는 경우와 감소하는 경우를 구분하여 추가 분석을 시도하였는데 불확실성이 증대가 자본의 유출입에 더 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 불확실성의 증대는 자본의 순유입을 감소시키는 것으로 나타났는데, 이는 외국인이 한국의 자산을 구매하는데 불확실성의 증대에 큰 영향을 받는 것을 의미한다. 또한 글로벌 유동성이 확대되는 시기에 자본의 총유입이 증가하였는데 이러한 결과는 금융의 자유도가 높은 소규모 개방경제의 특징을 보여준다. 한편 금융위기 전후의 분석을 통해 내외금리차가 금융위기 이후 자본의 유출입에 강한 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 2010년 이후 기술의 발전으로 자본이동에 대한 문턱이 낮아짐에 따라 내외금리차에 더 민감하게 반응한 것으로 판단된다.

한국의 경우, 이미 내국인에 의한 자본유출이 외국인에 의한 자본유입을 넘어선 상황이다. 또한, 한국은 금융의 자유도가 높으며 인터넷 등 통신기술의 저변이 확대되어 개인에게도 해외자산의 구매 문턱이 매우 낮아진 상태이다. 따라서 향후 자본이동이 더 급속하게 진행될 것으로 예상해 볼 수 있다. 이러한 상황에서 본 연구는 한국의 자본이동에 대한 이해도를 제고하였고, 연구의 필요성을 제시하였다는 점에서 그 의의가 있다고 할 수 있다.

References

- Ahmed, S., and A. Zlate (2014). "Capital Flows to Emerging Market Economies: A Brave New World?", *Journal of International Money and Finance*, 48, 221-248.
- Baker, S. R., N. Bloom and S. J. Davis (2016). "Measuring Economic Policy Uncertainty", *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636.
- Broner, F., Didier, T., A. Erce and S. L. Schmukler (2013), "Gross Capital Flows: Dynamics and Crises", *Journal of Monetary Economics*, 60, 113-133.
- Bloom, N. (2014), "Fluctuations in Uncertainty", *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-76.
- Calvo, G. A. (1998), "Capital Flows and Capital-market Crises: The Simple Economics of Sudden Stops", *Journal of applied Economics*, 1(1), 35-54.
- Calvo, G. A., Izquierdo, A., and Mejia, L. F. (2004), "On The Empirics of Sudden Stops: The Relevance of Balance-sheet Effects" (No. w10520). National Bureau of Economic Research.
- Choi, W. J. (2020), "Effects of US Monetary Policy on Gross Capital Flows: Cases in Korea", *KDI Journal of Economic Policy*, 42(4), 59-90.
- Choi, S. and M. Shim (2019), "Financial vs. Policy Uncertainty in Emerging Market Economies", *Open Economies Review*, 30(2), 297-318.
- Colombo, V. (2013), "Economic Policy Uncertainty in The US: Does it Matter for The Euro Area?", *Economics*

Letters, 121(1), 39-42.

- Fratzscher, M. (2012), "Capital Flows, Push versus Pull Factors and The Global Financial Crisis", *Journal of International Economics*, 88(2), 341-356.
- Forbes, K., M.Fratzscher, and R.Straub (2015), "Capital-flow Management Measures: What Are They Good For?", *Journal of International Economics*, 96, S76-S97.
- Forbes, K. J. and F. E.Warnock (2012), "Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment", *Journal of international economics*, 88(2), 235-251.
- Ghosh, A. R., M. S. Qureshi, J. I.Kim and J.Zaldueño (2014), "Surges", *Journal of International Economics*, 92(2), 266-285.
- Koepke, R. (2019), "What Drives Capital Flows to Emerging Markets? A Survey of The Empirical Literature", *Journal of Economic Surveys*, 33(2), 516-540.
- Reinhart, C. and V.Reinhart(2009), "Capital Flow Bonanzas: An Encompassing View of The Past and Present", In NBER international seminar on macroeconomics 2008 (pp. 9-62). University of Chicago Press.
- Schmidt, T. and L. Zwick(2015), "Uncertainty and Episodes of Extreme Capital Flows in The Euro Area", *Economic Modelling*, 48, 343-356.
- Stockhammar, P. and P. Österholm(2017), "The Impact of US Uncertainty Shocks on Small Open Economies", *Open Economies Review*, 28(2), 347-368.
- Yun, Y. J. and J. Park, (2019), "Interest Rate Differential and Capital Flows: A Theory and Empirical Analysis". *KYUNG JE HAK YON GU*, 67(2), 71-111.
- Chung, C. S.(2012), "Determinants of Foreign Capital Flows in Korea", *SOGANG ECONOMIC PAPERS*, 41(2), 41-74.