

## 내외금리차와 자본유출입: 이론 및 실증분석\*

윤 영 진\*\* · 박 종 욱\*\*\*

### 논문 초록

본고는 우리나라와 미국의 정책금리 차이가 우리나라의 자본유출입에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 간단한 소규모 개방경제 모형을 설계하여 회귀분석식을 유도한 후 국제수지표에 나타난 주체별, 유형별 자본유출입에 대하여 자기회귀시차분포 모형을 추정하고 국소투영법(Local Projection)을 사용하여 충격반응을 분석하였다. 이 두 가지 실증분석 방법은 대체로 일관된 결과를 내놓았다. 우리나라의 자본유출입은 글로벌 금융위기 이전(2002.2-2008.6월)에는 내외금리차와 체계적으로 연관되지 않았던 것으로 나타났다. 그러나 금융위기 이후(2010.1-2018.10월)에는 거주자 은행의 해외차입, 비거주자의 국내채권투자 등을 중심으로 하여 전체 민간자본유출입이 내외금리차로부터 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다. 시뮬레이션을 통해 이론모형의 주요 변수를 검토한 결과, 이 같은 변화는 금융불완전성 감소, 경제규모 확대 등에 의해 일어날 수 있는 것으로 확인하였다.

핵심 주제어: 내외금리차, 자본이동

경제학문헌목록 주제분류: E43, F21, F34

투고 일자: 2019. 1. 16. 심사 및 수정 일자: 2019. 5. 14. 게재 확정 일자: 2019. 6. 20.

\* 이 연구내용은 집필자 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다. 본 연구에 유의한 논평을 해주신 한국은행 류현주 미시제도연구실장, 유복근 국제경제연구실장, 이아랑 국제국 국제금융연구팀 과장, KDI 최우진 부연구위원, 한양대학교 이정환 교수, 그리고 경희대학교 박하일 교수께 감사드립니다. 국제수지 통계에 관한 자문을 해주신 한국은행 국제수지팀 김보성 과장께도 감사를 표합니다. 그럼에도 혹시 논문에 남아 있을지 모를 오류는 모두 저자의 책임입니다.

\*\* 제 1 저자, 한국은행 국제협력국 과장, e-mail: youngjin@bok.or.kr

\*\*\* 교신저자, 한국은행 조사국 과장, e-mail: jongwook.park@bok.or.kr

## I. 머리말

소규모 개방경제인 우리나라는 국내 경기상황에 맞는 독자적인 통화정책을 수행하는 데 여러 가지 제약을 받고 있다. 국제경제학의 전통적인 삼원불가능성 정리(Trilemma)는 자본이동이 자유로운 개방경제가 환율안정을 추구할 경우 독자적인 통화정책 수행이 어려움을 시사한다. 여기서 더 나아가서 최근에는 환율체제에 상관없이 금융시장이 개방되어 있기만 하면 통화정책을 독자적으로 할 수 없다는 주장("Dilemma, not Trilemma")도 제기되어 학계와 정책당국으로부터 큰 주목을 받았다(Rey, 2015). 환율체제의 중요성이 전보다 약해졌고 대부분의 개방경제는 실질적으로 독자적인 통화정책 수행에 제약을 받고 있다는 것이다. 후속 연구들을 통해 이러한 주장이 부분적으로 받아들여지고 있다(Han and Wei, 2018).

금융시장이 개방되어 있을 때 독자적인 통화정책이 어려운 것은 자유로운 자본이동 때문이다. 미국 통화정책이나 글로벌 위험선호로 대표되는 세계 금융경기(Global Financial Cycle)에 따라 대규모 국제투자자금이 세계 각 지역으로 유입되거나 유출된다. 자본유출입은 신용, 자산가격, 환율과 수출입, 소비, 투자 등 거시경제 전반에 광범위한 영향을 미친다. 이런 이유로 대부분 국가의 통화정책 결정에서 미국의 통화정책이 중요한 고려사항중 하나이다.

따라서 국내 금리와 미국 금리와의 차이가 자본유출입에 얼마만큼 영향을 주는가는 매우 중요한 연구주제이다. 국내 통화정책이 미국의 통화정책과 방향이 다를 때 이를 얼마나 감내하면서 독자적인 정책을 할 수 있는지, 자본유출입에 어떤 영향이 있는지에 대한 연구는 거시경제정책 수립에 매우 중요한 판단 자료를 제공할 것이다.<sup>1)</sup> 특히 최근에는 미국 금리가 국내 금리를 상회하는 상황에 놓인 데다 미국과 우리나라의 경기 상황이 엇갈리며 이 같은 상황이 장기화될 것으로 예상됨에 따라 자본유출에 대한 우려가 점증하고 있어 본 연구주제의 중요성이 더욱 부각되고 있다.

이에 본 연구에서는 이론적 근거에 기반한 실증분석을 통해서 내외금리차와 우리나라 자본유출입의 관계에 대하여 살펴보고자 한다. 우리는 선행연구들을 검토하면

1) 예를 들면, Kang and Oh(2018)는 VAR분석을 통하여 우리나라 정책금리가 미국 정책금리보다 낮거나 그 격차가 0에 가까울 때에는 우리나라의 완화적 통화정책이 경기진작 효과를 내지 못한다고 하였다.

서 크게 두 가지 문제점을 발견하였다. 첫째, 회귀분석의 이론적 배경이 부족하다. Ahmed and Zlate (2014)가 언급하듯이 자본유출입에 관한 기존 실증연구는 구조적 이론모형으로부터 회귀식을 도출하기보다는 포트폴리오 이론에 기반하여 기대수익률과 위험을 설명변수로 삼아 분석을 하고 있다. 이는 국내문헌에서도 마찬가지이다. 본 연구와 같이 한 국가만을 대상으로 분석하는 경우에는 자료의 한계로 인해 적절한 식별전략을 취하기 어려워 구조적 모형의 필요성이 더 큰 데도 기존 연구들은 임의로 통제변수 그룹을 구성하는 축약형 분석에만 의존하고 있다. 이론모형 없이 임의로 회귀분석식을 구성할 때는 변수들의 중요도나 관계를 파악할 수 없기 때문에 통제변수를 과다선정할 수 있고, 이는 특히 단일 시계열 분석에서는 다중공선성 등의 문제를 일으킬 우려가 있다.

둘째, 기존문헌은 전체 자본유출입중 일부만을 분석대상으로 삼은 것이 대부분이다. 주로 비거주자의 국내채권 투자에 의한 자본유출입에 초점을 맞추고 있다. 그러나 자본유출입은 거주자의 대외투자에 의해서도 일어나며, 투자대상 자산도 채권 이외에도 주식, 직접투자, 은행대출 등이 있어 다양하다.

이에 본고에서는 선행연구의 부족했던 부분을 개선하여 다음과 같은 특징의 연구를 함으로써 문헌에 기여하고자 하였다. 첫째, 우리는 자본이동과 관련한 단순한 형태의 이론모형을 설계하여 실증분석을 뒷받침하였다. 이론모형으로부터 출발하였다고 하여 한 국가의 거시변수들에 대한 단일방정식 회귀분석이 가지는 내생성을 제거할 수는 없다. 하지만, 이론모형은 어떤 가정 하에서 회귀분석 결과를 인과관계로 해석할 수 있는지 알려줄 뿐만 아니라 회귀분석의 변수구성을 어떻게 해야 하는지 기준을 제시해줄 수 있다. 또한 추정된 회귀계수가 특정 시점을 기준으로 변화하였다면 어떠한 이유로 변화되었는지 그 원인을 파악하는 데도 도움을 줄 수 있다.

둘째, 본 연구는 국제수지표에 기록된 자본이동을 체계적으로 분류하여 분석하였다. 국제수지표에는 비거주자의 대내투자(총자본유입, gross inflow) 뿐만 아니라 거주자의 대외투자(총자본유출, gross outflow)도 별도로 편성되어있다. 또한 투자대상 자산의 종류에 따라 직접투자, 주식 및 채권투자, 은행대출 등의 계열이 별도로 분류되어있다. 이에 따라 본고에서는 월별 국제수지표를 이용하여 자본의 총유입, 총유출, 순유입(총유입-총유출, net inflow)을 나누어 분석하고, 전체 자본유출입 뿐만 아니라 투자의 유형에 따라 직접투자, 주식, 채권, 은행대출 등도 나누어

종합적으로 분석하였다.

셋째, 본 연구에서는 내외금리차로서 우리나라와 미국 간의 정책금리차를 사용하였다. 대다수 선행연구들은 실제 국제금융시장 참가자들의 손익과 직접적 관련이 있는 장·단기 시장금리차를 이용하고 있다. 시장금리는 자본이동에 관한 시장참가자들의 의사결정과는 더 밀접한 관련이 있으나, 중앙은행이 직접 결정할 수 있는 정책금리와는 괴리가 있을 뿐 아니라 금융시장 상황에 따라 끊임없이 변화하기 때문에 정책금리보다 훨씬 내생적이다. 본고는 통화정책이 자본유출입에 어떤 영향을 미칠 수 있는지에 보다 직접적으로 답하고 외생성도 더 확보하기 위해서 기존연구와 다르게 정책금리차를 사용하였다.

본 연구는 이상과 같은 차별화된 접근방법을 통해 다음과 같은 결과를 얻었다. 첫째, 금융위기 이전 기간(2002. 2월-2008. 6월)에는 우리나라의 민간 자본유출입이 내외금리차와 체계적으로 관련되어 있지 않았던 반면, 위기 이후 기간(2010. 1월-2018. 10월)에는 자본유출입이 내외금리차에 유의하게 반응하고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 자본유출입을 주체별, 유형별로 살펴보면 위기 이전에는 거주자의 대외 채권투자만 내외금리차에 약하게 반응하는 것으로 나타났으나, 위기 이후에는 거주자 은행의 대외차입, 비거주자의 국내채권투자가 내외금리차로부터 영향을 받았으며 충격반응분석에서는 거주자의 대외 증권투자에도 유의한 영향이 있는 것으로 나타났다. 셋째, 이론모형으로 모의실험해본 결과 금융시장 불완전성 감소, 경제규모 확대 등이 자본유출입의 내외금리차 반응도를 높일 수 있는 것을 확인하였다.

이중 금융위기 이후에 자본유출입이 내외금리차에 더 민감하게 반응하고 있다는 결과는 세계 데이터를 이용한 기존 문헌의 연구와 일맥상통한 것이다. Ahmed and Zlate (2014)는 2002. 1-2013. 2분기중 한국을 포함한 12개 신흥국을 대상으로 민간 자본흐름의 결정요인을 분석하였다. 글로벌 금융위기 이전 기간(2002. 1-2008. 2분기)에는 내외금리차가 자본흐름에 유의한 영향을 미치지 않았으나 이후 기간(2009. 3-2013. 2분기)에는 내외금리차가 1%p 증가할 때 GDP대비 민간자본유입이 0.9% 증가하는 것으로 나타났다. Avdjiev et al. (2017)은 2000. 1-2015. 4분기까지 한국을 포함한 64개국을 대상으로 국제채권발행 및 은행국제대출의 결정요인을 분석하였다. 그 결과 금융위기 이전 기간(2000-2008년)에 비해 금융위기 이후 연준의 통화정책 정상화 이전 기간(2009-2013년)에는 미 연준금리에 대한 민감도가 상

승한 것으로 나타났다. 연준의 통화정책 정상화 이후 기간(2014-2015년)에는 연준 금리에 대한 민감도가 다소 하락한 것으로 분석되었는데 이는 미국과 여타 선진국들 간의 통화정책 탈동조화에 의한 것일 수 있다고 하였다.

우리나라만을 대상으로 한 국내연구들도 글로벌 금융위기 이전과 이후에 자본유출입의 결정요인이 바뀌었다고 밝히고 있다. 우선 박종연 등(2015)은 외국인의 국내채권 순매수 결정요인을 기간별, 잔존 만기별, 출신지역별로 구분하여 분석하였다. 글로벌 금융위기 이전 기간(2003.7-2008.5월)과 이후 기간(2009.5-2014.12월)으로 나누어 분석한 결과, 위기 이전 기간에는 채권 만기도래액(+)과 차익거래요인(+)이 주요 결정요인으로 나타났으나, 이후 기간에는 주가지수(-), 환율(-)과 함께 금리(+)가 주요 결정요인인 것으로 나타났다.

유복근(2018) 역시 글로벌 금융위기를 전후로 외국인 자본유출입의 결정요인이 바뀌었다고 분석하고 있으나 그 방향이 반대이다. 우리나라에 대한 외국인의 채권 투자 결정요인을 주별 자료를 이용하여 분석한 결과 내외금리차는 금융위기 이전 기간(2004-2007년)에만 유의하였고, 위기 이후 기간(2010-2017년)에는 큰 관련이 없는 것으로 나타났다. 그 주요 원인으로는 금융위기 이후에 외국인의 국내채권 투자자금 구성이 외국 중앙은행 등 공적자금 중심으로 재편된 점을 들었다.<sup>2)</sup> 송승주·이명수(2018)도 비슷한 결과를 보이고 있다. 금융계정에 나타난 비거주자의 주식 및 채권투자를 분기별로 분석한 결과 국내금리 인상의 효과는 금융위기 이후에 유의하지 않은 것으로 나타났다. 금융위기 이후 주요 선진국들의 양적완화정책으로 국내 금리보다는 글로벌 유동성이 국내로의 자본유출입을 결정지었을 수 있다고 설명하고 있다. 이상의 두 연구는 외국인의 국내 증권투자만을 연구 대상으로 하였고, 회귀분석 시차가 없거나 1분기였다는 점에서 본고와 분석 방법이 달랐다. 본고에서는 내외금리차 변동이 시차를 두고 자본유출입에 미치는 영향을 고려하기 위하여 최대시차를 12개월로 설정하여 1년 동안의 변화를 관찰하였으며, 비거주자 뿐만 아니라 거주자 투자도, 증권투자 뿐 아니라 은행대출과 직접투자까지 모두 분석하였다.

한편, 자본유출입을 본고에서와 같이 종류별로 나누어 분석한 연구로는 최우진(2018)이 있다. 이 연구에서는 최근 15년간 자료를 이용하여 미국의 통화정책 변화

2) Kim(2018)도 외국의 외환보유액 증감이 외국인의 국내채권 투자에 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

가 외국자본 유출에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 내외금리차는 외국자본의 유출에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나 우리나라 금리와 미국 금리를 구분하여 설명변수로 분석한 경우 미국의 금리인상은 외국자본을 유의하게 유출시키는 것으로 나타났다. 자금유형별로는 채권투자와 차입투자(본고에서의 은행대출과 같음)를 유의하게 유출시키는 것으로 나타났다.

본고의 나머지 부분은 다음과 같이 구성되어 있다. 다음 장에서는 실증분석의 방향을 제시해줄 이론모형을 구축하고 균형조건을 선형근사하여 회귀식을 유도한다. 제Ⅲ장에서는 국제수지 자료를 이용하여 회귀분석과 충격반응분석을 수행한다. 제Ⅳ장에서는 금융위기 전후 내외금리차 충격이 자본유출입에 미치는 영향이 달라진 원인을 찾기 위하여 제Ⅱ장의 모형을 수치적으로 분석한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 연구결과를 종합하고 시사점에 관해 논의한다.

## Ⅱ. 이론모형

본 장에서는 실증분석의 방향을 제시하고 그 결과해석을 돕기 위해 금융투자자들에 의한 자본이동이 있는 간단한 소규모 개방경제모형을 설계한다. Gabaix and Maggiori (2015)의 불완전한 금융시장 가정을 도입하여 자본이동과 관련한 투자자들의 의사결정과 제약을 자세히 묘사하고, 그 외의 부분은 최대한 간결하게 설정하였다.

아래에서는 국내가계와 내국인 투자자, 외국인 투자자로 구성된 소규모 개방경제를 고려한다. 가계는 교역재와 비교역재 두 가지 재화를 소비하며 이 두 재화는 매 기초에 부존자원으로 주어진다. 국내에서는 비교역재가 화폐(numeraire)로 쓰이고, 해외에서는 교역재가 화폐로 쓰인다고 가정한다. 따라서 국내에서 비교역재의 가격은 1이고, 교역재의 상대가격은 환율과 같다.

### 1. 가 계

무수히 많은 동질적인 국내 가계는 매기 초에 주어지는 교역재와 비교역재를 가지고 금융시장을 통해 대차거래를 하여 소비를 평탄화한다.<sup>3)</sup>

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \ln(c_{N,t}^{\alpha} c_{T,t}^{1-\alpha})$$

$$s.t. \quad c_{N,t} + e_t c_{T,t} + R_{t-1} B_{t-1} = Y_{N,t} + e_t Y_{T,t} + B_t + \pi_t$$

$c_t$ 와  $Y_t$ 는 소비와 소득을, 하첨자  $N$ 과  $T$ 는 비교역재와 교역재를 나타낸다.  $e_t$ 는 환율을,  $B_t$ 와  $R_t$ 은 각각 1기간 만기 채권과 조(gross) 이자율을 나타낸다.  $\pi_t$ 는 다음 절에서 설명하는 내국인 투자자로부터 얻는 배당수익을 나타낸다.  $\beta$ 와  $\alpha$ 는 각각 시간할인인자와 비교역재를 소비함으로써 얻는 효용에 대한 가중치이다. 이 최적화 문제의 해는 다음과 같다.

$$\text{기간내 소비 최적화 : } \frac{\alpha}{c_{N,t}} = \frac{1}{e_t} \frac{1-\alpha}{c_{T,t}} \quad (1)$$

$$\text{기간간 소비 최적화 : } \frac{\alpha}{c_{N,t}} = \beta E_t R_t \frac{\alpha}{c_{N,t+1}}$$

## 2. 내국인 투자자

매기 무수히 많은 국내가계 중에서 한 가구가 내국인 투자자로 선정되어 한 기간 동안만 영업을 하고 이윤을 가계 전체에게 배당한 후 해산한다. 내국인 투자자는 해외에서 해외이자율  $R_t^*$ 의 외화증권  $Q_t$ (달러표시)를 발행한 후 원화로 환산한 매 각대금  $e_t Q_t$ (원화표시)를 국내이자율  $R_t$ 의 원화증권에 투자한다. 이때 내국인 투자자는 차입자금  $Q_t$  중  $\Gamma_t |Q_t|$ 의 비율( $0 \leq \Gamma_t |Q_t| \leq 1$ )을 유용(diversion)할 수 있다고 가정한다.<sup>4)</sup>  $\Gamma_t$ 는 금융시장 불완전성(imperfectness)의 정도이다. 이 투자자

3) 기대연산자가 포함된 것은 나중에 실증분석 회귀식의 설명변수가 되는 본 모형의 외생변수들이 확률적으로 변화하므로 현재시점에서 미래의 소비를 정확히 알 수 없기 때문이다.

4) 제약식과 목적함수로부터  $\Gamma_t |Q_t|$ 는 내국인 투자자가  $e_t Q_t$ 만큼의 자금을 증개할 때의 수익률임을 알 수 있다. 이 수익률이 100%를 넘지 않는다고 가정하면  $\Gamma_t |Q_t|$ 이 0과 1사이의 값이므로 비율이 된다.

$$\Gamma_t |Q_t| = \frac{V_t}{e_t |Q_t|} = \left( 1 - \frac{R_t^*}{R_t} \frac{E_t e_{t+1}}{e_t} \right)$$

가 자금을 유용할 수 있다는 것을 알고 있는 외화증권 구매자들은 이 투자자가 자금을 전용했을 때의 이익이 정상영업했을 때의 이익보다 작거나 같아지는 수준까지만 증권을 구매한다. 즉 내국인 투자자는 다음과 같이 유인양립제약 하에 기대이윤을 극대화한다.

$$\begin{aligned} \max_{Q_t} V_t &= E_t \left[ \frac{1}{R_t} \left( R_t - R_t^* \frac{e_{t+1}}{e_t} \right) \right] e_t Q_t \\ \text{s.t. } \quad \frac{V_t}{e_t} &\geq \Gamma_t |Q_t| \cdot |Q_t| \end{aligned}$$

제약식의 좌변은 정상영업했을 때의 이윤을 외화 단위로 나타낸 것이고 우변은 차입자금  $Q_t$  중  $\Gamma_t |Q_t|$  비율만큼을 유용했을 때의 수익을 나타낸다. 목적함수는 선택변수( $Q_t$ )의 선형인 한편 제약식은 선택변수의 이차형이므로 제약식은 항상 구속(binding)된다. 따라서 위 최적화 문제의 해는 다음과 같다.

$$Q_t = \frac{1}{\Gamma_t} \left( 1 - \frac{R_t^*}{R_t} \frac{E_t e_{t+1}}{e_t} \right) \quad (2)$$

$Q_t > 0$ 인 경우 거주자에 의한 순자본유입을,  $Q_t < 0$ 인 경우 거주자에 의한 순자본유출을 나타내며 식 (2)는 거주자에 의한 순자본유출입은 환율변동을 감안한 내외금리차와 금융시장 불완전성의 함수로 표현될 수 있음을 나타낸다. 만약  $\Gamma_t$ 가 0이라면 완전한 자본이동이 가능하여 유위험이자율평형 조건이 성립하는 반면  $\Gamma_t$ 가 무한히 크면 자본이동이 0이 됨을 알 수 있다.

### 3. 외국인 투자자

외국인 투자자도 내국인 투자자와 유사하게 영업한다. 즉, 한 기간만 영업하고 해산하는 외국인 투자자는 이윤을 해외가계에 배당한다. 외국인 투자자는 국내에서 국내이자율  $R_t$ 의 원화증권  $e_t Q_t^*$  (원화표시)을 발행한 후 달러화로 환산한 매각대



금  $Q_t^*$ 를 국제이자율  $R_t^*$ 의 외화증권에 투자한다. 이 때, 내국인 투자자와 마찬가지로 금융시장은 불완전하여 외국인 투자자는 전체매각대금  $Q_t^*$  중  $\Gamma_t^*|Q_t^*|$ 의 비율 ( $0 \leq \Gamma_t^*|Q_t^*| \leq 1$ )을 유용할 수 있다.<sup>5)</sup> 따라서 외국인 투자자의 최적화 문제는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \max_{Q_t^*} \quad & V_t^* = E_t \left[ \frac{1}{R_t^*} \left( R_t^* - R_t \frac{e_t}{e_{t+1}} \right) \right] Q_t^* \\ \text{s.t.} \quad & V_t^* \geq \Gamma_t^* |Q_t^*| \end{aligned}$$

위 최적화 문제의 해는 다음과 같다.

$$Q_t^* = \frac{1}{\Gamma_t^*} \left( 1 - \frac{R_t}{R_t^*} \frac{e_t}{E_t e_{t+1}} \right) \quad (3)$$

$Q_t^*$ 가 음수일 경우 해외에서 자본을 조달하여 국내에 투자하는 셈이 된다. 즉,  $Q_t^* > 0$ 인 경우 비거주자에 의한 순자본유출을,  $Q_t^* < 0$ 인 경우 비거주자에 의한 순자본유입을 나타내며 식 (3)은 비거주자에 의한 순자본유출입 역시 환율변동을 감안한 내외금리차와 금융시장 불완전성의 함수로 표현될 수 있음을 나타낸다.

#### 4. 시장균형

비교역재는 저장할 수 없어 부존된 양이 매기 모두 소비된다. ( $c_{N,t} = Y_{N,t}$ ) 나아가 매기 초에 주어지는 비교역재의 양은 일정하며 단순화를 위하여  $Y_{N,t} = \alpha$ 라고 하자. 그러면  $c_{N,t} = \alpha$ 가 되어 가계의 최적화 조건을 나타내는 식 (1)은 다음과

5)  $\Gamma_t^*|Q_t^*|$ 가 0과 1사이의 값이 되기 위해서는 역시 아래 투자수익률이 100%를 넘지 않는다는 약한 가정을 해야 한다.

$$\Gamma_t^*|Q_t^*| = \frac{V_t^*}{|Q_t^*|} = \left( 1 - \frac{R_t}{R_t^*} \frac{e_t}{E_t e_{t+1}} \right)$$

같이 단순화된다.

$$e_t = \frac{1 - \alpha}{c_{T,t}} \quad (1)'$$

식 (1)'과 내국인 투자자로부터 배당되는 수익  $\pi_t = R_{t-1} V_{t-1}$ 을 고려하면 가계의 예산제약식을 다음과 같이 이 경제의 자원제약식으로 바꾸어 표현할 수 있다.

$$e_t Y_{T,t} - (1 - \alpha) = R_{t-1} B_{t-1} - B_t - R_{t-1} V_{t-1}$$

위 식의 좌변은 경상수지이고 우변은 순자본유출(금융계정)이다. 따라서 이 국가의 순자본유입은 위 식에 음(-)의 부호를 붙인 것과 같다.

$$\begin{aligned} e_t CF_t &= (1 - \alpha) - e_t Y_{T,t} \\ &= B_t - R_{t-1} B_{t-1} + R_{t-1} V_{t-1} \end{aligned}$$

$CF_t$ 는 해외재화단위로 나타낸 순자본유입을 나타낸다. 한편 금융시장의 균형조건은 다음과 같다.

$$B_t = e_t Q_t + (-e_t Q_t^*)$$

좌변은 국내가계의 자금수요를 나타내며, 우변의 첫 번째 항과 두 번째 항은 각각 내국인 투자자 및 외국인 투자자의 자금공급을 나타낸다. 따라서 순자본유입은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$e_t CF_t = (1 - \alpha) - e_t Y_{T,t} \quad (4)$$

$$= (Q_t - Q_t^* - R_{t-1}^* Q_{t-1}) e_t + R_{t-1} Q_{t-1}^* e_{t-1} \quad (5)$$

## 5. 로그선형화를 통한 회귀식 도출

식 (2) - (5) 를 균제상태근방에서 로그선형화하면 순자본유입을 다음과 같이 나타낼 수 있다.<sup>6)</sup>

$$\begin{aligned} c_0 CF_t = & k + c_1 CF_{t-1} + c_2 CF_{t-2} \\ & + d_3(r_t - r_t^*) + d_4(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + d_5 r_{t-1} + d_6 r_{t-1}^* \\ & + d_7 \Delta \log Y_t + d_8 \Delta \log Y_{t-1} \\ & + d_9 \log \Gamma_t + d_{10} \log \Gamma_{t-1} + d_{11} \log \Gamma_t^* + d_{12} \log \Gamma_{t-1}^* + \epsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

여기서  $r_t$ 와  $r_t^*$ 는  $r_t = \log R_t$ ,  $r_t^* = \log R_t^*$ 로서 각국의 순(net) 이자율을 나타내며  $Y_t = Y_{T,t}$ 이다. 각 계수  $k$ ,  $c_i$ ,  $d_j$ 는  $\bar{R}$ ,  $\bar{R}^*$ ,  $\bar{Y}$ ,  $\bar{\Gamma}$ ,  $\bar{\Gamma}^*$ 의 함수이다. 식 (6)은 자본유출입을 내외금리차, 경제성장률, 금융시장 불완전성의 선형함수로 나타낼 수 있음을 보여준다.

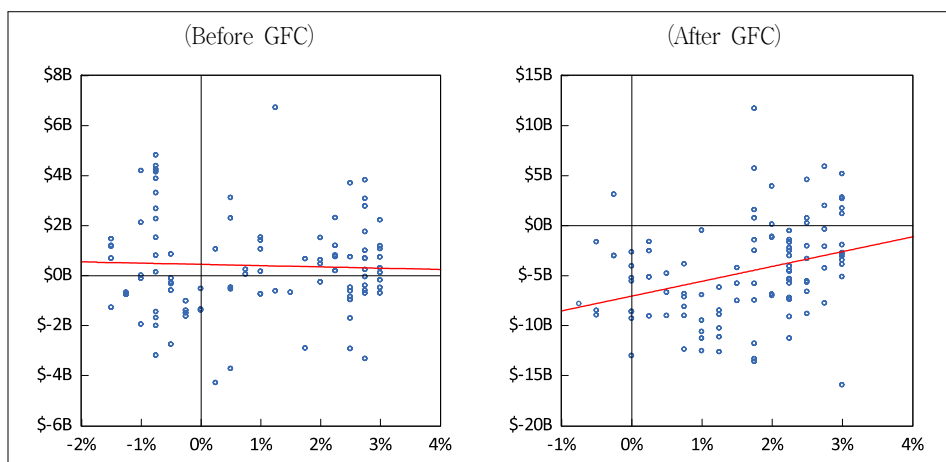
## III. 실증분석

이 장에서는 제II장에서 도출한 자본유출입과 내외금리차, 경제성장률 및 금융시장 불완전성 간의 관계를 바탕으로 회귀모형을 설정하여 우리나라의 월별 국제수지 자료를 분석한다.

〈Figure 1〉은 금융위기 이전과 이후 기간을 나누어 내외금리차와 자본유출입을 산포도로 보여주고 있다. 위기 이전 기간에는 두 변수가 미약하게 부(-)의 관계를 보이고 있으나, 이후 기간에는 정(+)의 관계이다. 이에 따라 우리는 여러 선행연구들과 마찬가지로 금융위기 이전과 이후 기간을 나누어서 분석하기로 한다.

6) 자세한 유도과정은 부록 A를 참고하기 바란다. 특히 종속변수  $CF$ 의 2기간 시차가 설명변수로 포함된 이유는 다음과 같다. 우선 식 (2)와 (3)에 의하면  $Q$ 와  $Q^*$ 는 각각 기대환율과 환율의 차이에 의존하는데, 식 (4)에 의하면 환율은 다시  $CF$ 에 의존한다. 따라서 기대환율과 환율의 차이는 기대  $CF$ 와  $CF$ 의 차이에 의존하는데, 기대  $CF$ 와  $CF$ 의 차이가 AR(1)을 따른다고 가정하면 결국  $Q$ 와  $Q^*$ 는  $CF$ 와 과거  $CF$ 의 차이에 의존하게 된다. 이를 식 (6)에 대입하면 종속변수  $CF$ 의 2기간 시차가 설명변수로 포함된다.

〈Figure 1〉 Interest Rate Differential and Capital Flows



Note: Before GFC period is from Jan. 2000 to Jun 2008. After GFC is from Jan. 2010 to Oct 2018. Horizontal axis shows the interest rate differential, and the vertical axis shows the total private capital flows in billion USD. The red line shows a simple linear regression line. Data are sourced from Bank of Korea and St. Louis Fed.

## 1. 자료 및 변수

국제수지표의 금융계정은 거주자와 비거주자 간의 모든 금융거래를 투자 주체와 대상 자산의 종류별로 나누어 기록한다. 〈Table 1〉은 금융계정을 주체별, 유형별로 나누어 상·하위 항목별로 체계적으로 보여주고 있다.

전체 금융계정은 직접투자, 증권투자, 파생금융상품, 기타투자, 그리고 준비자산으로 나뉜다. 이 중 파생금융상품은 거래체결 당시에는 자본의 유입인지 유출인지 구분이 되지 않으며, 주체의 거주성도 구분되지 않기 때문에 본고의 분석에서는 제외하였다. 기타투자 항목 중에서는 규모가 큰 은행대출(Loans) 계열만을 분석 대상으로 삼았다. 준비자산(Reserve Assets) 항목은 거래적 요인에 의한 외환보유액의 증감을 기록하는데 이는 공적 부문에 의하여 주도되는 자본흐름으로 다른 민간 자본흐름과는 결정방식이 매우 다르다. 따라서 금융계정에서 준비자산을 제외한 전체민간 자본유출입(FA-RA)을 주된 분석 대상으로 삼았다. 또한 거주성이 구분되는 항목들을 거주성에 따라 합산하여 전체거주자 자본유출입(Total Non-resident)과 전체비거주자(Total Resident) 자본유출입 계열을 새로이 구성하였다.

표에서 Gross Inflows (liabilities) 항목은 국내 자산에 대한 비거주자의 투자를 의미하며, Gross Outflows (assets) 은 거주자의 대외 투자를 의미한다. 굵은 글씨로 표시한 18가지 시계열이 본고의 분석 대상이다.<sup>7)</sup> 분석에서 모든 계열은 양수(+)가 국내로의 자본 유입을 의미하도록 부호를 조정하여 사용하였으며 소비자물가지수 (2015=100) 로 실질화하였다.

〈Table 1〉 Financial Account

Net Inflows	Gross Inflows (net purchases of domestic assets by non-residents)	Gross Outflows (net purchases of foreign assets by residents)
Financial Account <sup>1</sup>	-	-
<b>Direct Investment</b>	<b>Direct Investment (liabilities)<sup>3</sup></b>	<b>Direct Investment (assets)<sup>6</sup></b>
<b>Portfolio Investment</b>	<b>Portfolio Investment (liabilities)<sup>4</sup></b>	<b>Portfolio Investment (assets)<sup>7</sup></b>
<b>Equity Securities</b>	<b>Equity Securities (liabilities)</b>	<b>Equity Securities (assets)</b>
<b>Debt Securities</b>	<b>Debt Securities (liabilities)</b>	<b>Debt Securities (assets)</b>
Financial Derivatives	-	-
Other Investment	Other Investment (liabilities) <sup>5</sup>	Other Investment (assets) <sup>8</sup>
<b>Loans</b>	<b>Loans (liabilities)</b>	<b>Loans (assets)</b>
Reserve Assets <sup>2</sup>	-	-
<b>FA-RA (1-2)</b>	<b>Total Non-resident (3+4+5)</b>	<b>Total Resident (6+7+8)</b>

Note: Items above the line shows the compositions of financial account. Items below the line are made by the authors for the analysis. 18 items in bold are analyzed in this paper.

제Ⅱ장의 이론모형은 자본유출입을 내외금리차, 경제성장, 그리고 금융시장 불완전성의 함수로 보여준다. 실증분석에서 내외금리차는 한국 정책금리에서 미국 정책금리를 차감한 것으로 정의하였다. 실제 투자자의 자본유출입 관련 의사결정과 더 밀접한 시장금리를 사용할 수도 있으나, 우리나라와 미국 정책금리간 괴리가 얼마만큼의 자본유출입을 유발하는지 보기 위해 정책금리 차이를 이용하였다. 또한 앞서 언급했듯이 정책금리를 사용할 경우 시장금리 사용시보다 내생성 문제가 완화

7) 직접투자는 포트폴리오 투자나 은행 대출과는 달리 생산비용, 시장의 크기 등 실물요인에 의하여 결정되므로 본고의 모형으로 분석하기에는 한계가 있으나 전체 자본유출입을 주된 분석 대상으로 하되 그 개별 구성요소들에 대해서도 포괄적으로 분석한다는 취지에 따라 분석대상으로 포함하였다.

되는 이점도 있다. 국제금융시장 불완전성지표로는 변동성지수(VIX)를 사용하였고 국내금융시장 불완전성지표로는 5년물 국채의 CDS 프리미엄을 사용하였다. VIX는 불확실성의 지표로 더 널리 사용되고 있으나 신용위험의 정도와 밀접하게 관련되어 있고 다른 자본이동 연구에서도 널리 사용되는 점을 고려하여 본고에서는 불완전성 지표로 사용하였다. 월별 데이터이므로 경제성장은 산업생산지수 증가율을 활용하였다.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics

	mean	Std. Dev.	P25	P50	P75	ADF test p-value
Interest Rate Differential <sup>1)</sup>	1.50	1.28	0.50	1.75	2.50	0.92
Industrial Production (manufacturing)	85.2	17.5	70.2	93.0	100.4	0.54
VIX	19.1	8.2	13.4	16.7	22.5	0.00
CDS premium (5yr)	78.6	63.5	45.4	61.3	95.5	0.05
FA-RA <sup>2)</sup>	-23.9	50.4	-55.8	-14.6	7.4	0.00
Total Resident (assets)	-51.1	47.2	-84.0	-45.3	-15.0	0.00
Total Non-resident (liabilities)	26.4	49.7	4.8	26.8	50.3	0.00
Direct Investment	-9.3	13.7	-162	-6.1	0.3	0.00
Direct Investment (assets)	-17.8	12.3	-25.5	-16.1	-8.0	0.00
Direct Investment (liabilities)	8.5	7.9	4.6	8.6	12.6	0.00
Portfolio Investment	-8.3	41.6	-31.4	-9.5	17.3	0.00
Portfolio Investment (assets)	-21.7	27.8	-37.8	-16.0	-5.3	0.00
Portfolio Investment (liabilities)	13.4	36.6	-9.5	10.8	37.0	0.00
Equity Securities	-8.9	30.4	-24.5	-7.5	9.5	0.00
Equity Securities (assets)	-11.0	16.9	-19.4	-7.8	-1.0	0.00
Equity Securities (liabilities)	2.1	26.8	-11.7	4.3	16.3	0.00
Debt Securities	0.5	31.8	-15.7	-0.4	17.5	0.00
Debt Securities (assets)	-10.7	16.2	-17.4	-7.8	-1.1	0.00
Debt Securities (liabilities)	11.3	25.5	-2.6	10.3	24.8	0.00
Loans	-1.6	44.7	-22.9	2.6	26.6	0.00
Loans (assets)	-4.6	22.2	-18.1	-1.2	10.3	0.00
Loans (liabilities)	3.0	37.8	-13.9	3.7	26.2	0.00

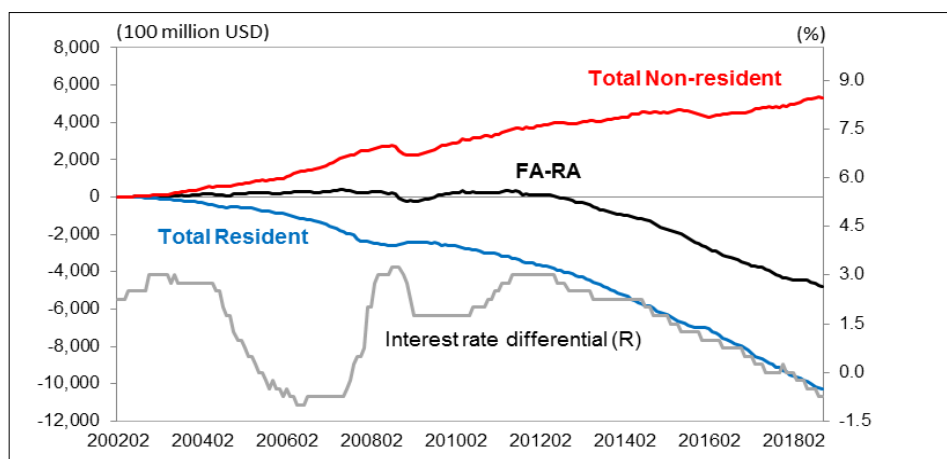
Note: 1) Bank of Korea Base Rate(%) - Fed Federal Funds Target Rate(%).

2) This item and the other items listed below are in 100 million USD.

Source: Bank of Korea, St. Louis Fed.

〈Table 2〉는 분석에 이용된 주요 변수의 전기간중(2002. 2-2018. 10월) 기초통계를 제시한다. 단위근 검정결과 자본유출입 변수들은 모두 안정적 시계열인 것으로 나타난 반면, 내외금리차와 산업생산지수는 불안정적 시계열인 것으로 나타났다. 자본유출입의 표준편차는 전체민간 50.4억달러, 전체거주자 47.2억달러, 전체비거주자 49.7억달러였다. 외국인의 대내투자(전체비거주자) 뿐만 아니라 내국인의 대외투자(전체거주자)도 총자본유출입의 방향과 크기에 중요한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 자산항목별로 보았을 때 순유입에서 표준편차의 크기는 은행대출(44.7억달러), 채권투자(31.8억달러), 주식투자(30.4억달러), 직접투자(13.7억달러)의 순으로 컸다.

〈Figure 2〉 Cumulative Capital Flows during the Sample Period



Note: Data are sourced from the balance of payment statistics. Cumulative capital flows during the sample period (Feb. 2002 - Oct. 2018) are presented in the left axis. Interest rate differential is defined as BOK base rate less Federal Fund Rate target, and it is presented in the right axis. Composition of the three capital flows (total non-resident, FA-RA, and total resident) are shown in 〈Table 1〉.

본격 회귀분석에 앞서 〈Figure 2〉는 표본기간중의 전체 민간, 전체 거주자, 전체 비거주자 자본유출입을 누적하여 표시하고 내외금리차와 함께 보여주고 있다. 금융 위기 이전에는 내외금리차의 등락에도 불구하고 자본유출입의 흐름에는 큰 변화가 없었던 것이 확인된다. 즉, 내외금리차가 300bp 가까이에서 출발하여 마이너스로 역전되기도 하였으나, 전체 민간 자본유출입은 비거주자 국내투자자와 거주자 해외투

자가 서로 상쇄되면서 계속 0 근처에서 유지되었다. 반면 금융위기 이후기간에는 내외금리차 하락과 함께 거주자 해외투자가 크게 증가하였고, 그 증가 속도가 비거주자 대내투자를 크게 앞지르면서 전체민간 자본이동도 큰 폭 유출로 선회하였다.

## 2. 주요분석: 자기회귀시차분포(ARDL) 모형

### (1) 추정모형

제Ⅱ장의 이론모형에 기반하여 다음과 같이 자기회귀시차분포(ARDL) 모형을 구성하였다.<sup>8)</sup>

$$CF_t = \alpha_0 + \sum_{l=1}^2 \alpha_l CF_{t-l} + \sum_{l=1}^L \beta_l \Delta(i_{t-l}^{KOR} - i_{t-l}^{US}) \quad (7)$$

$$+ \sum_{l=1}^L \gamma_l \Delta \log IP_{t-l} + \sum_{l=0}^L \delta_l \log VIX_{t-l} + \sum_{l=1}^L \theta_l \log CDS_{t-l} + \epsilon_t$$

위 식에서  $CF$ 는 국제수지표의 자본유출입 시계열이며,  $IP$ 는 제조업 산업생산지수이다. 식 (7)은 식 (6)에 기반하고 있으나 다음과 같은 차이가 있다. 첫째, 내외금리차는 <Table 2>에서 보듯이 I(1) 과정이므로 식 (7)에서는 차분한 값을 사용하였다. 차분한 내외금리차에 대하여 ADF 단위근 검정을 했을 때 p값은 0.00이었다. 둘째, 내생성 문제를 완화하기 위하여 식 (7)에서는 내외금리차, 경제성장, 국내금융시장 불완전성이 자본유출입에 미치는 당기효과는 고려하지 않았다. 마지막으로 제Ⅱ장의 모형은 실질모형이므로 모형 안의 금리도 실질금리이나, 식 (7)에서는 명목금리를 사용하였다.<sup>9)</sup> 월별 데이터를 이용하여 ‘명목금리-인플레이션율’으로 계산

8) 자기회귀시차분포 모형이라는 용어는 종속변수의 과거 변수를 설명변수로 포함하고 설명변수들의 여러 시차항들을 포함하고 있는 회귀식의 모양을 지칭하는 것일뿐 특정 분석방법의 사용을 의미하지 않는다. 변수들 간의 공적분 관계를 가정하여 오차수정모형을 구성하는 등의 분석방법과는 상관이 없다.

9) 회귀식에는 내외금리차가 사용되었으므로 한국과 미국의 인플레이션 증감이 동조화되어있다면 실질금리를 이용한 명목금리를 이용한 차이가 없다. 데이터를 확인한 결과, 분석기간 중 한국과 미국 인플레이션은 비슷한 움직임을 보이고 있다.



한 실질금리 값은 인플레이션에 의해 지나치게 크게 변동하여 경제의 잠재성장률을 반영하는 실질금리라고 보기 어렵기 때문이다. 한편  $L$ 은 내외금리차, 경제성장, 금융시장 불완전성이 자본유출입에 영향을 미치는 최대시차로서 12개월로 설정하였다. AIC, BIC 등 정보기준에 의한 시차선정도 고려해보았으나 각 기준별로 최적 시차가 크게 달랐고, 자유도 손실이 큰 12개월 이상이 추천되기도 하였다. 따라서 직관적으로 이해하기 편리한 1년(12개월)을 선택하였다. CDS 프리미엄 자료가 이용가능한 2002년 2월부터 분석하였으며, 2008년 6월까지 77개월을 금융위기 이전 기간으로 설정하고, 2010년 1월부터 2018년 10월까지의 106개월을 금융위기 이후 기간으로 설정하였다. 2008년 7월부터 2009년 12월까지의 금융위기 기간으로 보아 분석에서 배제하였다. 이 기간에는 한·미 양국의 기준금리와 자본유출입이 주로 금융위기의 영향으로 크게 변화하였기 때문에 본 연구의 틀로 분석하기에 적절하지 않다.

주요 관심대상 계수는  $\sum \beta_l$  이다.  $\sum_{l=1}^L \beta_l = 0$  을 귀무가설로 하는  $F$  검정을 해서 계수 합( $\sum \beta_l$ )과 함께 그  $p$  값을 제시하였다. 산업생산과 금융시장 불완전성의 계수에도 같은 방식을 적용하였다.

## (2) 환율 및 스왑레이트

식 (7)에는 환율이나 스왑레이트가 포함되어 있지 않다. 환율의 변화가 자본이동을 일으키기도 하지만, 반대로 자본이동에 의해 환율이 변화하는 것도 자명하다. 환율이 포함된 자본이동 회귀분석식은 역인과관계 가능성을 포함한 내생성 문제가 심각하다. 본 연구는 환율과 관련된 내생성 문제를 피하기 위해 이론모형에서 시장 균형식을 이용해 환율을 다른 외생변수의 함수로 대치했다. 그럼으로써 자본이동을 환율이 아닌 다른 외생변수들의 함수로 표현할 수 있었다. 따라서 이로부터 도출된 회귀식에는 환율이나 스왑레이트가 없다.

기존의 일부 연구는 금리차의 자본이동에 대한 효과를 분석하면서 스왑레이트를 통제하기도 한다. 무위험 이자율 평형(covered interest rate parity)이 성립하여 무위험 차익거래 가능성이 없는 경우 내외금리차는 스왑레이트와 같아야 한다.<sup>10)</sup> 실

10) 무위험 이자율 평형식  $(1+i) - (1+i^*)F/S = 0$  을 로그 선형화하면  $i - i^* = f - s$ 가 된다.

제에서는 신용위험, 거래비용, 금융규제 등의 영향으로 내외금리차가 스왑레이트와 달라지며 차익거래 기회가 유지되기도 하지만, 여전히 데이터에서 내외금리차와 스왑레이트의 상관계수는 높다. 예를 들어 한재준·배영수 (2018)는 내외금리차와 스왑레이트가 공적분 관계에 있음을 확인하고 균형회복과정(mean revision)을 추정하기도 했다. 그러므로 내외금리차가 주요변수인 회귀분석에서 스왑레이트를 통제 변수로 추가한다면 변수 식별이 제대로 되지 못하고, 두 변수의 표준오차도 크게 나타날 우려가 있다.

일부 다른 연구는 내외금리차와 스왑레이트의 차이인 차익거래 유인(CIP deviation)을 내외금리차 대신에 주요 설명변수로 삼는 방식을 취하기도 한다. 그러나 차익거래 유인은 내외금리차와는 다른 동학을 갖고 있다. Du et al. (2018)은 주요국 통화와 미 달러화 간의 차익거래 유인을 분석하였다. 글로벌 금융위기 이전에는 차익거래 유인이 모든 통화에서 0에 근접하였는데, 금융위기 이후에는 각국의 금융규제, 시장 유동성 수급요인 등에 의해 차익거래 유인이 큰 수준을 유지하고 있다고 하였다. 그러므로 내외금리차 이외에도 여러 다른 요인의 영향을 받는 차익거래 유인으로 자본이동을 설명하는 회귀분석을 한다면 내외금리차가 자본이동에 어떤 영향을 미치는가에 대한 답은 할 수 없다. 이런 이유로 본고에서는 차익거래 유인에 대해서 별도로 분석하지 않았다.

### (3) 추정결과

금융위기 이전과 이후의 분석결과가 <Table 3>과 <Table 4>에 제시되었다. 먼저 금융위기 이전 기간에는 전체 민간 자본유출입이 내외금리차에 유의하게 반응하지 않은 것으로 나타났다. 세부항목별로는 거주자의 대외채권투자(Debt Securities, assets)만이 내외금리차에 유의하게 반응(76.9억달러)하는 것으로 나타났는데, 이론적으로 예상하는 바와 같이 내외금리차 확대(국내금리 인상 또는 미국금리 인하)에 따라 거주자의 대외채권투자가 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 아울러 VIX 증가는 직접투자와 비거주자의 대내직접투자를, CDS 프리미엄 증가는 비거주자의 대내증권투자를 유의하게 감소시키는 것으로 나타났다.

---

우변에 1을 더했다가 빼면서 로그를 환원하면  $i - i^* = F/S - 1$  이 되어 내외금리차가 스왑레이트와 같음을 알 수 있다.

〈Table 3〉 ARDL Regression Results - Before GFC(Feb. 2002 - Jun. 2008)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FA-RA	Total Resident	Total Non-resident	Direct Investment	Direct Investment (assets)	Direct Investment (liabilities)	Portfolio Investment	Portfolio Investment (assets)	Portfolio Investment (liabilities)
Interest Rate	-76.5	-146.6	24.5	62.1	-18.7	61.2	-96.7	-123.5	-63.6
Differential	(0.62)	(0.50)	(0.90)	(0.11)	(0.30)	(0.19)	(0.46)	(0.23)	(0.64)
Industrial Production	61.9	60.4	29.6	-9.7	3.0	-14.4	67.8	59.2	41.2
	(0.26)	(0.52)	(0.75)	(0.48)	(0.76)	(0.39)	(0.25)	(0.14)	(0.47)
VIX	65.0	-98.2	242.8	-69.3**	-0.4	-79.4**	68.7	35.4	170.7
	(0.62)	(0.63)	(0.16)	(0.03)	(0.98)	(0.03)	(0.48)	(0.68)	(0.14)
CDS	-97.6	34.9	-192.7	25.5	0.3	35.2	-2.0	-15.1	-115.1*
	(0.25)	(0.81)	(0.18)	(0.19)	(0.98)	(0.10)	(0.98)	(0.80)	(0.10)
Y <sub>t-1</sub>	-0.0	0.2	0.1	0.5**	0.7**	0.2	-0.3	0.2	-0.1
	(0.91)	(0.50)	(0.9)	(0.05)	(0.02)	(0.45)	(0.14)	(0.55)	(0.57)
Y <sub>t-2</sub>	0.1	-0.1	-0.3	0.3	-0.3**	-0.0	-0.6***	0.3	-0.2
	(0.69)	(0.53)	(0.24)	(0.20)	(0.05)	(0.92)	(0.01)	(0.39)	(0.51)
Obs.	65	65	65	65	65	65	65	65	65
R <sup>2</sup>	0.79	0.86	0.87	0.94	0.96	0.87	0.93	0.89	0.90
Durbin-Watson	2.10	2.32	2.10	2.44	1.85	1.93	1.90	1.82	1.54
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	Equity Securities (assets)	Equity Securities (assets)	Equity Securities (liabilities)	Debt Securities	Debt Securities (assets)	Debt Securities (liabilities)	Loan	Loan (assets)	Loan (liabilities)
Interest Rate	-208.4	-156.8	-80.1	62.4	76.9**	-31.9	160.8	1.3	77.9
Differential	(0.26)	(0.11)	(0.61)	(0.58)	(0.03)	(0.74)	(0.58)	(0.99)	(0.79)
Industrial Production	36.2	54.7	3.8	40.7	-4.0	58.2	-50.2	-2.4	-15.9
	(0.65)	(0.18)	(0.95)	(0.47)	(0.68)	(0.23)	(0.70)	(0.97)	(0.91)
VIX	40.7	34.5	80.5	78.6	-25.7	126.2	-108.8	-105.8	71.8
	(0.78)	(0.67)	(0.49)	(0.41)	(0.22)	(0.15)	(0.63)	(0.45)	(0.76)
CDS	18.3	-10.2	-29.4	-72.8	14.0	-103.3	16.0	28.6	-70.8
	(0.86)	(0.87)	(0.68)	(0.29)	(0.26)	(0.11)	(0.92)	(0.74)	(0.69)
Y <sub>t-1</sub>	-0.0	0.3	-0.2	0.1	-0.1	0.1	-0.1	-0.4	0.0
	(0.96)	(0.27)	(0.38)	(0.74)	(0.73)	(0.78)	(0.85)	(0.20)	(0.91)
Y <sub>t-2</sub>	-0.1	0.0	0.1	-0.3	0.0	-0.5	0.1	-0.1	-0.2
	(0.63)	(0.91)	(0.71)	(0.32)	(0.89)	(0.12)	(0.71)	(0.75)	(0.59)
Obs.	65	65	65	65	65	65	65	65	65
R <sup>2</sup>	0.91	0.90	0.88	0.90	0.94	0.90	0.82	0.77	0.77
Durbin-Watson	1.94	1.79	1.79	2.26	2.36	2.18	1.88	2.21	1.87

Note: P-values from t-test or F-test are reported in the parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

(Table 4) ARDL regression results - after GFC(Jan. 2010 - Oct. 2018)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FA-RA	Total Resident	Total Non - resident	Direct Investment	Direct Investment (assets)	Direct Investment (liabilities)	Portfolio Investment	Portfolio Investment (assets)	Portfolio Investment (liabilities)
Interest Rate Differential	599.0** (0.02)	-56.5 (0.74)	467.5** (0.05)	-16.5 (0.73)	4.1 (0.92)	-13.4 (0.73)	325.9* (0.08)	61.2 (0.50)	255.6 (0.19)
Industrial Production	12.9 (0.74)	32.2 (0.41)	-15.6 (0.67)	-11.8 (0.35)	-15.9 (0.13)	6.8 (0.49)	-43.8 (0.14)	-7.8 (0.66)	-32.9 (0.37)
VIX	-120.4*** (0.00)	49.0 (0.27)	-122.5** (0.01)	-10.1 (0.54)	13.0 (0.36)	-23.0* (0.08)	-39.0 (0.30)	8.9 (0.72)	-63.7 (0.17)
CDS	67.7* (0.02)	29.1 (0.28)	25.2 (0.34)	6.6 (0.47)	-3.7 (0.64)	9.8 (0.23)	60.9** (0.01)	23.8 (0.16)	27.7 (0.31)
Y <sub>t-1</sub>	0.0 (0.87)	0.1 (0.46)	0.2 (0.25)	-0.2 (0.26)	0.0 (0.95)	-0.1 (0.70)	0.2 (0.29)	0.4* (0.05)	0.1 (0.44)
Y <sub>t-2</sub>	-0.1 (0.40)	-0.1 (0.64)	-0.0 (0.80)	-0.2 (0.15)	-0.1 (0.62)	-0.1 (0.67)	-0.1 (0.30)	0.0 (0.88)	-0.2 (0.25)
Obs.	93	93	93	93	93	93	93	93	93
R <sup>2</sup>	0.68	0.66	0.72	0.54	0.58	0.48	0.74	0.74	0.56
Durbin-Watson	1.92	1.89	1.79	1.91	1.74	1.94	2.00	2.06	1.98
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	Equity Securities	Equity Securities (assets)	Equity Securities (liabilities)	Debt Securities	Debt Securities (assets)	Debt Securities (liabilities)	Loan	Loan (assets)	Loan (liabilities)
Interest Rate Differential	30.1 (0.82)	37.6 (0.46)	17.1 (0.91)	252.7** (0.04)	36.3 (0.55)	196.2* (0.07)	341.7 (0.11)	-47.6 (0.68)	457.3** (0.02)
Industrial Production	-17.9 (0.40)	-7.1 (0.52)	-15.0 (0.55)	-20.2 (0.33)	-3.7 (0.73)	-13.6 (0.47)	23.1 (0.57)	45.4* (0.08)	-24.3 (0.40)
VIX	35.1 (0.21)	21.5 (0.18)	8.3 (0.78)	-92.5*** (0.01)	-18.6 (0.24)	-64.8** (0.03)	-28.5 (0.52)	6.9 (0.83)	-36.9 (0.21)
CDS	-5.9 (0.76)	-2.1 (0.80)	-7.2 (0.74)	79.9*** (0.00)	34.7** (0.02)	34.9** (0.04)	-36.0 (0.25)	-20.2 (0.27)	-21.5 (0.33)
Y <sub>t-1</sub>	0.3** (0.05)	0.2* (0.07)	0.2 (0.19)	0.1 (0.50)	0.3* (0.06)	0.2 (0.32)	0.1 (0.59)	-0.0 (0.78)	-0.2 (0.21)
Y <sub>t-2</sub>	0.0 (0.97)	0.2 (0.14)	-0.1 (0.65)	-0.2 (0.30)	-0.2 (0.23)	-0.1 (0.39)	-0.2 (0.20)	-0.10 (0.56)	-0.1 (0.41)
Obs.	93	93	93	93	93	93	93	93	93
R <sup>2</sup>	0.65	0.73	0.56	0.70	0.72	0.57	0.58	0.54	0.58
Durbin-Watson	1.91	2.16	1.97	1.96	1.96	1.94	2.13	2.05	2.10

Note: P-values from t-test or F-test are reported in the parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

〈Table 4〉는 위기 이후 기간의 자본유출입에 관한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 먼저 전체 민간 자본유출입(FA-RA)은 내외금리차에 유의하게 반응(599.0억달러)하는 것으로 나타나 금융위기 이전과 달랐다. 이는 주로 비거주자에 의한 자본유출입(Total Non-resident, 467.5억달러)에 기인하였고, 세부적으로는 거주자 은행의 해외차입(Loans, liabilities, 457.3억달러)이 크게 반응했다. 거주자 은행의 해외차입은 대부분 외국은행과의 거래이다. 내외금리차가 커질 때 외국은행은 국내은행에 대출함으로써 더 높은 수익을 올릴 수 있으므로 대출할 유인이 증가할 것이고, 국내은행도 국내금리보다 외국금리가 더 낮아지면서 해외에서 차입하려는 유인이 증가할 것이다.<sup>11)</sup>

증권투자(Portfolio Investment)도 내외금리차에 유의하게 반응(325.9억달러)하는 것으로 분석되었는데, 이는 채권투자(Debt Securities, 252.7억달러) 중에서도 비거주자의 대내 채권투자(Debt Securities, liabilities, 196.2억달러)에 주로 기인하는 것으로 나타났다. 반면 CDS 증가는 이론적으로 예상하는 바와 달리 전체 민간 자본유출입 등을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났는데, 이는 VIX와 CDS 간의 높은 상관관계(표본기간중 상관계수 0.8)로 인한 다중공선성 등에 기인하는 것으로 보이며 계수합의 크기가 작아 경제적으로 의미가 있지는 않았다.

### 3. 추가분석: 국소투영법(Local Projection)을 이용한 충격반응분석

이 절에서는 Jorda (2005)의 국소투영법(Local Projection)을 활용하여 내외금리차 변동 충격에 따른 자본유출입의 시차별 반응을 분석한다. 앞 절의 ARDL 모형은 하나의 회귀식 안에 여러 개의 시차변수들을 포함시켜 한 번에 회귀분석을 하기 때문에 전 시차 기간 동안의 변화를 F-test로 분석하기에 용이하다. 그러나 ARDL 모형에서 개별 시차에 대한 회귀계수는 함께 포함된 다른 시차변수들과의 다중공선성 문제로 인하여 표준오차가 대체로 크기 때문에 충격반응을 분석하기에는 어려운 면이 있다. 이와 달리 국소투영법은 각각의 시차에 대해 일일이 다른 회귀분석을 하여 계수와 신뢰구간을 구하는 방법으로 벡터자기회귀모형과 함께 충격반응분석에 널리 이용되고 있다. 특히 회귀식 설정오류에 대해 강건할 뿐 아니라 통제변수의

11) Yun (2018) 역시 국내 외은지점(거주자)을 대상으로 한 미시 데이터 연구에서 내외금리차 상승이 국내 외은지점의 자국 본점으로부터의 차입을 유의하게 증가시킨다고 분석한 바 있다.

활용이 용이하여 점점 더 널리 사용되고 있는 분석법이다.

다음의 국소투영법 회귀식도 ARDL 모형의 회귀식 (7) 과 마찬가지로 식 (6) 에서 약간 변형된 것으로 이해할 수 있다.

$$CF_{t+h} = \alpha_0 + \sum_{l=1}^2 \alpha_l CF_{t-l} + \sum_{l=1}^2 \beta_l \Delta(i_{t-l}^{KOR} - i_{t-l}^{US}) \quad (8)$$

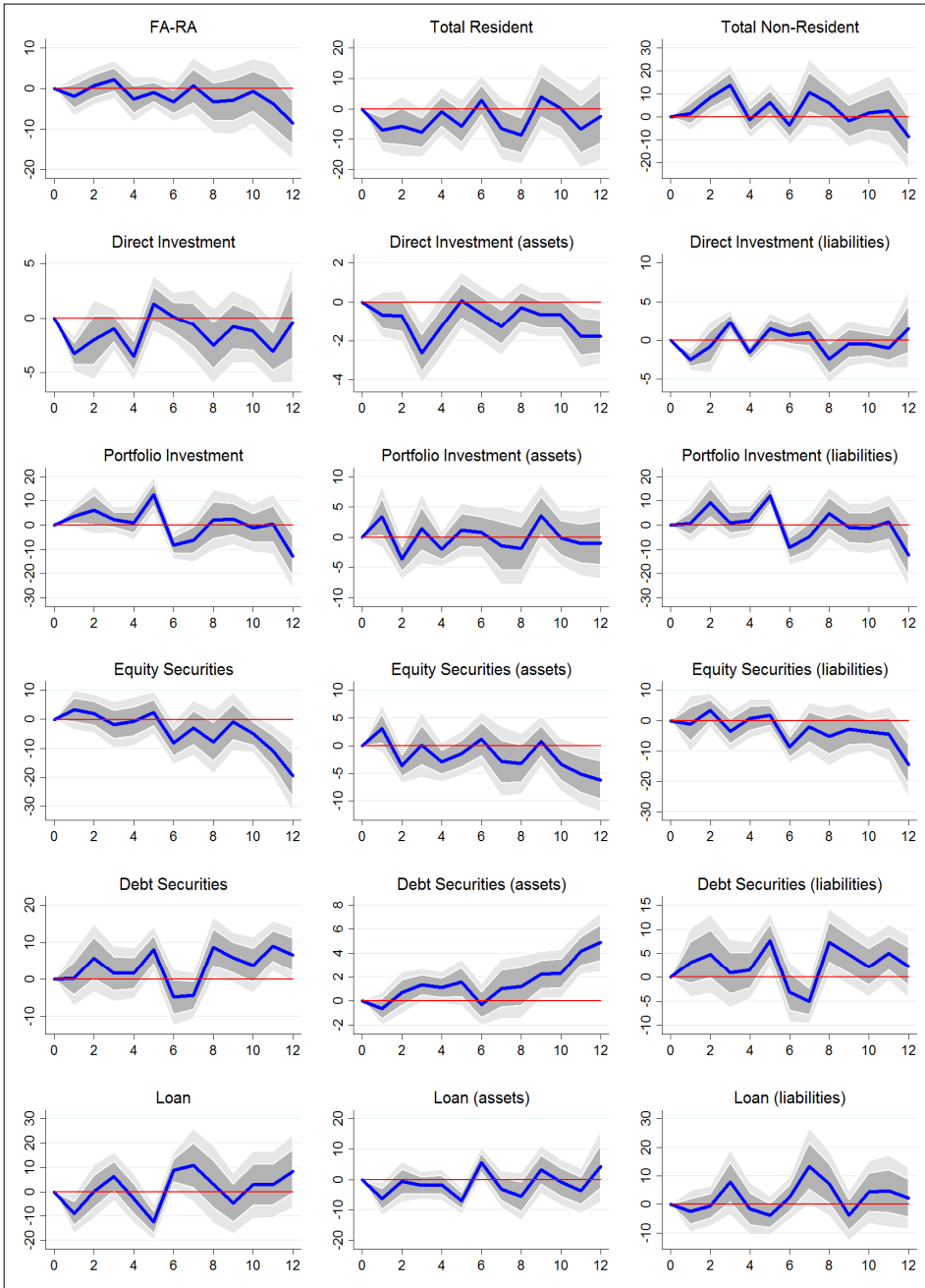
$$+ \sum_{l=1}^2 \gamma_l \Delta \log IP_{t-l}^{KOR} + \sum_{l=0}^2 \delta_l \log VIX_{t-l} + \sum_{l=1}^2 \theta_l \log CDS_{t-l} + \epsilon_{t+h}$$

각  $h$ 에 대하여  $\beta_0$ 는 내외금리차 충격으로부터  $h$ 기 이후 자본유출입의 반응을 나타낸다. 이하에서는  $h$ 를 1, ..., 12로 하여 내외금리차 충격으로부터 최대 1년 이후까지의 반응을 살펴본다. 식 (7) 과 식 (8) 의 가장 큰 차이는 독립변수의 최대시차로서 식 (7)에서는 최대시차가 12로 설정된 반면 식 (8)에서는 2로 설정하였는데, 이는  $h$ 가 증가함에 따라 발생하는 추가적인 자유도 손실을 보전하기 위함이다. ARDL 모형 추정에서와 마찬가지로 금융위기 이전(2002. 2월-2008. 6월) 과 이후(2010. 1월-2018. 10월) 로 나누어 분석하였다.

〈Figure 3〉과 〈Figure 4〉는 각각 금융위기 이전과 이후 25bp 내외금리차 상승충격(국내금리 인상 또는 국외금리 하락)에 대한 충격반응분석 결과를 나타낸다. 굵은 실선은 회귀계수이고 짙은 회색음영과 옅은 회색음영은 각각 한 단위 표준편차와 1.65 단위 표준편차(즉 10% 유의수준)의 신뢰구간을 표시하고 있다. 각 그림에서 첫 번째 열은 순유입, 두 번째 열은 거주자에 의한 총유출, 세 번째 열은 비거주자에 의한 총유입 계열에 관한 분석결과이다. 앞 절에서와 마찬가지로 모든 계열은 + 부호가 국내로의 순유입을 의미하도록 부호를 조정하였다.

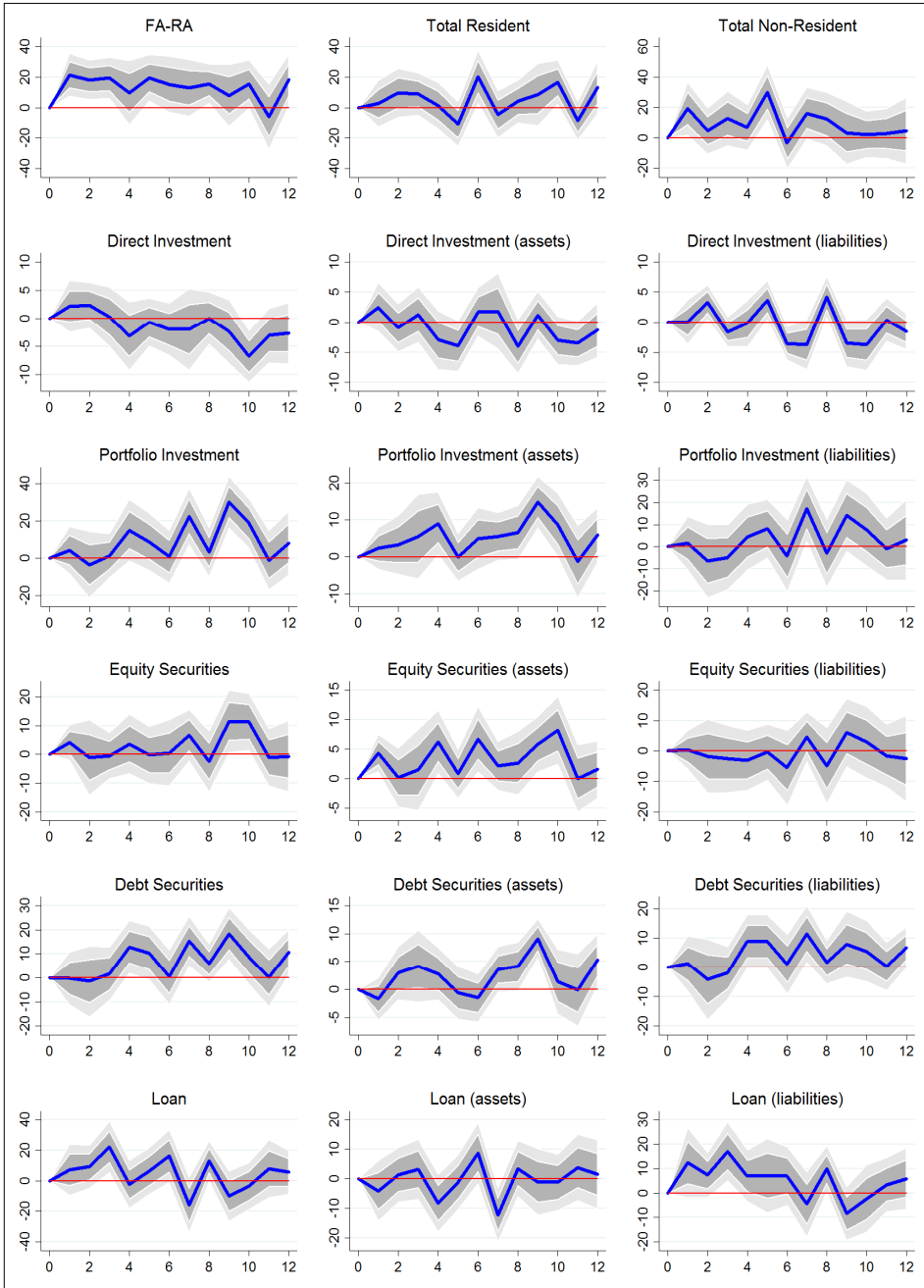
〈Figure 3〉를 보면 금융위기 이전의 전체 민간 자본유출입(FA-RA)은 내외금리차의 변동으로부터 별다른 영향을 받지 않는 모습이다. 자본유출입 유형별로 살펴보면 앞 절의 ARDL 분석결과와 마찬가지로 거주자의 대외채권투자(Debt Securities, assets)가 내외금리차 확대 이후 감소하는 것으로 나타났다. 그림에서 +는 자본유입, 즉, 거주자 대외투자의 감소를 의미한다. 이외에는 직접투자나 주식투자가 시차에 따라서 음(-)의 반응을 보이는 경우가 있었다.

(Figure 3) Impulse Responses to a Interest Rate Differential Shock before GFC



Note: The size of a shock is 25bp. The sample period is from February 2002 to June 2008. The vertical axis is in 100 million USD. The dark and light shaded areas represent one and 1.65 standard deviation confidence intervals, respectively.

〈Figure 4〉 Impulse Responses to a Interest Rate Differential Shock after GFC



Note: The size of a shock is 25bp. The sample period is from January 2010 to October 2018. The vertical axis is in 100 million USD. The dark and light shaded areas represent one and 1.65 standard deviation confidence intervals, respectively.



반면, 〈Figure 4〉를 보면 금융위기 이후에는 전체 민간 자본유출입이 내외금리차 충격에 유의한 반응을 보이는 것으로 나타났다. 세부 항목별로 살펴보면 앞 절 분석결과와 마찬가지로 거주자 은행의 대외차입(Loans, liabilities)과 비거주자의 채권투자(Debt Securities, liabilities)가 내외금리차 확대 이후 자본유입 쪽으로 변화한 것을 확인할 수 있다. 앞 절의 분석결과와 다른 점은 거주자의 증권투자(Portfolio Investment, assets) 부분이다. 내외금리차 확대 충격 이후 거주자의 대외주식투자(Equity Securities, assets) 및 채권투자(Debt Securities, assets)가 감소하는 것으로 나타났다. 즉, 국내금리가 국외금리에 비해 높아지면 거주자 해외투자가 줄어든다는 것이다.

#### 4. 강건성 검증

앞 절의 국소투영법 분석은 자기회귀시차분포 모형과 비슷한 결과를 보였다. 이 절에서는 다시 자기회귀시차분포 모형 회귀분석을 통해서 전체 민간 자본유출입, 채권투자, 은행대출에 대하여 강건성 분석을 해본다. 기본 분석결과는 여러 가지 변형에도 크게 달라지지 않았다.

〈Table 5〉는 세 가지 강건성 검증 결과를 제시하고 있다. 먼저 (1)-(3)과 (1')-(3')은 통제변수중 CDS 프리미엄을 제외한 회귀분석 결과이다. 〈Table 3〉과 〈Table 4〉의 기본분석은 CDS 프리미엄 데이터가 시작하는 2002년 2월부터 시작했기 때문에 금융위기 이후 기간은 관측치가 93개인 반면 이전 기간은 65개였다. 금융위기 이전기간에 내외금리차의 계수가 유의하지 않았던 이유가 관측치가 적어서는 아닌지 의심해볼 수 있다. 따라서 CDS 프리미엄을 제외하고 분석기간을 2000년 1월부터 시작하도록 함으로써 금융위기 이전 관측치를 89개로 늘렸다. 결과는 다르지 않았다. 금융위기 이전에는 자본유출입이 내외금리차로 설명되지 않았으며 CDS 프리미엄을 제외하여도 금융위기 이후에는 내외금리차와 자본유출입의 관련성이 매우 높았다.

(4)-(6)과 (4')-(6')은 시차를 기존 12개월에서 6개월로 줄인 분석 결과를 제시하고 있다. 6개월 동안의 효과만을 포괄하는 경우에도 금융위기 이전에는 내외금리차와 자본유출입간 상관관계를 찾지 못하였으며 금융위기 이후의 결과는 대체로 동일하였다. 단, 채권투자는 내외금리차 변동 이후 6개월만을 추적하였을 때는 회귀

〈Table 5〉 Robustness

	No CDS Premium			Effects over 6 Months			Contemporaneous Effects		
Before GFC	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FA-RA	Debt Securities	Loans	FA-RA	Debt Securities	Loans	FA-RA	Debt Securities	Loans
Interest Rate	26.4	32.8	78.8	80.5	89.3	109.4	-122.4	66.4	149.7
Differential	(0.27)	(0.30)	(0.11)	(0.49)	(0.25)	(0.34)	(0.52)	(0.64)	(0.63)
Industrial	-8.5	-3.1	-12.5	11.4	-49.9	30.1	78.5	39.3	-48.0
Production	(0.26)	(0.70)	(0.32)	(0.80)	(0.23)	(0.72)	(0.24)	(0.57)	(0.72)
VIX	-14.0	-21.1*	-77.8***	-3.6	2.3	-4.4	99.6	75.4	-102.0
	(0.34)	(0.05)	(0.0)	(0.71)	(0.65)	(0.58)	(0.53)	(0.54)	(0.67)
CDS	..	..	..	0.0	0.2	-0.4	-117.7	-70.9	14.3
	..	..	..	(0.99)	(0.88)	(0.85)	(0.24)	(0.41)	(0.93)
Y <sub>t-1</sub>	0.4***	0.5***	0.2	0.2	0.5	0.1	-0.1	0.1	0.1
	(0.0)	(0.0)	(0.21)	(0.51)	(0.08)	(0.76)	(0.85)	(0.75)	-(0.82)
Y <sub>t-2</sub>	-0.2	0.2	0.0	0.1	-0.3	0.2	0.2	-0.3	0.1
	(0.28)	(0.20)	(0.80)	(0.75)	(0.30)	(0.43)	(0.57)	(0.37)	(0.73)
Obs.	89	89	89	65	65	65	65	65	65
R <sup>2</sup>	0.53	0.70	0.57	0.73	0.91	0.86	0.80	0.90	0.82
Durbin-Watson	2.01	2.04	2.04	2.22	2.07	1.99	2.09	2.25	1.88
After GFC	(1')	(2')	(3')	(4')	(5')	(6')	(7')	(8')	(9')
Interest Rate	646.7***	268.1**	267.7*	386.4***	89.3	202.5*	598.0**	204.8***	376.5*
Differential	(0.0)	(0.03)	(0.08)	(0.0)	(0.28)	(0.08)	(0.02)	(0.10)	(0.09)
Industrial	-29.5	-17.9	-1.3	4.4	2.2	-10.4	12.3	-16.4	20.1
Production	(0.34)	(0.40)	(0.96)	(0.75)	(0.83)	(0.38)	(0.76)	(0.39)	(0.61)
VIX	-33.8	-5.4	-58.3**	-35.4	-18.1	29.5	-116.7***	-96.9***	-20.4
	(0.29)	(0.84)	(0.07)	(0.23)	(0.37)	(0.32)	(0.01)	(0.00)	(0.66)
CDS	..	..	..	36.9*	28.6*	-44.4**	65.4**	82.9***	-40.0
	..	..	..	(0.06)	(0.08)	(0.03)	(0.03)	(0.00)	(0.20)
Y <sub>t-1</sub>	0.1	0.3*	0.2*	0.1	0.2*	0.1	0.0	0.1	0.1
	(0.34)	(0.07)	(0.08)	(0.66)	(0.06)	(0.22)	(0.81)	(0.53)	(0.56)
Y <sub>t-2</sub>	0.0	0.1	-0.1	0.0	0.1	0.0	-0.1	-0.1	-0.1
	(0.91)	(0.55)	(0.23)	(0.81)	(0.13)	(0.97)	(0.42)	(0.41)	(0.35)
Obs.	93	93	93	99	99	99	93	93	93
R <sup>2</sup>	0.58	0.50	0.44	0.47	0.46	0.30	0.68	0.73	0.60
Durbin-Watson	1.90	2.04	2.08	2.04	2.14	1.93	1.93	1.94	2.14

Note: P-values from t-test or F-test are reported in the parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Columns (1)–(9) are on the before-crisis period, and (1')–(9') are on the after-crisis period. Columns (1)–(3) and (1')–(3') do not include CDS premium as a covariate. Columns (4)–(6) and (4')–(6') set the maximum lag to be six months. Columns (7)–(9) and (7')–(9') include contemporaneous terms of the interest rate differential.

계수의 크기가 줄어들고 F-test의 p-value가 커져 유의하지 않은 것으로 나타났다. 정책금리의 변화는 다른 방향의 변화로 상쇄될 때까지의 기간이 매우 길기 때문에 오래 지속되며 계속적으로 자본유출입에 영향을 미친다. 따라서 금리 변화 이후 장기간에 걸친 추적관찰이 필요하며 그 결과가 단기 분석결과와 다를 수 있음을 본 강건성 검증 결과가 보여주고 있다. (5) - (9) 과 (5') - (9') 은 내외금리차 변화의 단기 효과를 포함하여 분석한 결과이다. 내생성 문제를 완화하기 위하여 본 분석에서 내외금리차 변화의 단기 효과는 포함하지 않았었다. 이를 포함하더라도 분석 결과는 별로 달라지지 않았다.

이상 자기회귀시차분포 모형 추정 및 국소투영법 분석 결과를 종합하면 내외금리차는 금융위기 이전보다는 이후에 더 자본유출입에 큰 영향을 미친 것으로 나타났다. 거주자 은행의 대외차입(주로 비거주자 은행의 국내 대출), 비거주자의 국내 채권투자, 그리고 거주자의 대외증권투자가 내외금리차와 관련이 높은 것으로 분석되었다.

#### IV. 시뮬레이션

앞 장에서 이론모형으로부터 도출한 회귀분석식을 이용해 실증분석한 결과, 자본이동의 내외금리차에 대한 반응이 금융위기 이후의 기간에 더 커진 것으로 나타났다. 그렇다면 이론모형에서는 어떤 경우에 자본이동의 내외금리차에 대한 반응도가 높아지는가? 본 장에서는 제Ⅱ장의 이론모형을 수치적으로 분석해봄으로써 제Ⅲ장에서 얻은 결과의 원인을 무엇으로 설명할 수 있을 것인지 논의해본다.

이 장에서는 모형의 균제상태(steady state)를 도출한 후 시장균형식을 균제상태 근방에서 선형근사하여 시뮬레이션을 해보기로 한다. 국내금리가 25bp만큼 인상됨으로써 내외금리차가 더 커지는 경우를 가정하여 자본이동이 어떻게 변화하는지 살펴본다. 제Ⅱ장의 모형은 회귀분석식 도출을 위해 간단하게 설계되었지만 모형 안의 여러 가지 변수들이 자본이동의 내외금리차 민감도와 관련되어 있다. 금융시장 불완전성 지표( $I, I^*$ ), 교역재 산출규모( $Y_T$ ), 그리고 내외금리의 절대수준( $R, R^*$ ) 등이 그렇다. 아래에서는 실증분석에서와 마찬가지로 글로벌 금융위기 이전(2002. 2월-2008. 6월)과 이후(2010. 1월-2018. 10월)를 구분하여 각 기간에 서로 다른 모수값을 부여하여 시뮬레이션해본다. 두 기간에서 내외금리차 충격에 대

한 자본이동 반응이 서로 다르게 나타나는데, 어떤 변수의 변화가 영향을 미치는지 모수를 한 가지씩 바꾸어가며 반사실적 실험(counterfactual experiments)을 해본다.

### 1. 균제상태(Steady State)

제Ⅱ장 모형의 시장균형식으로부터 균형을 정의하는 데 꼭 필요한 식을 다음의 넷으로 축약할 수 있다.

$$\begin{aligned} e_t CF_t &= 1 - \alpha - e_t Y_{T,t} \\ e_t CF_t &= (Q_t - Q_t^* - R_{t-1}^* Q_{t-1})e_t + R_{t-1} Q_{t-1}^* e_{t-1} \\ Q_t &= \frac{1}{\Gamma_t} \left( 1 - \frac{R_t^*}{R_t} \frac{E_t e_{t+1}}{e_t} \right) \\ Q_t^* &= \frac{1}{\Gamma_t^*} \left( 1 - \frac{R_t}{R_t^*} \frac{e_t}{E_t e_{t+1}} \right) \end{aligned}$$

균제상태에서는 모든 변수에 변화가 없으므로 시간 하첨자를 제외하고  $Q$ ,  $Q^*$ ,  $CF$ 를 모두 소거하여 식들을 합하면 다음 하나의 방정식으로 균제상태 시장균형을 나타낼 수 있다.

$$1 - \alpha - e Y_T = (1 - R^*)e \frac{1}{\Gamma} \left( 1 - \frac{R^*}{R} \right) - (1 - R)e \frac{1}{\Gamma^*} \left( 1 - \frac{R}{R^*} \right)$$

위 식은 환율을 제외하고는 모두 외생변수로 이루어져있다. 따라서 외생변수 조합이 주어지면 그에 해당하는 균제상태 균형환율을 위 식으로부터 구할 수 있다. 다음으로는 앞의 네 식을 주어진 외생변수 조합 하의 균제상태 근방에서 선형근사한 후 국내금리가 상승하는 충격에 따라 자본이동이 어떻게 변화하는지 시뮬레이션한다.

## 2. 모수 및 외생변수 결정

이 시뮬레이션에서는 국내 금리가 해외 금리보다 높은 균제상태에서 국내 금리가 25bp 상승함으로써 내외금리차가 그만큼 커지는 경우를 가정하여 이 충격이 자본이동에 어떤 영향을 주는지 살펴본다. 실증분석에서와 마찬가지로 한 기간을 한 달로 설정한다. 연율 25bp는 월율로는 2.08bp에 해당하므로 시뮬레이션에서의 충격은 이와 같게 잡았다. 즉, 국내금리가 기존으로부터 2.08bp 만큼 상승한 후 그 상태로 지속되는 경우 자본이동이 어떻게 변화하는지 살펴본다. 이 시뮬레이션을 금융위기 이전과 이후의 한국경제를 상정하여 두 번 진행하고 그 결과를 비교해보기로 한다.

모형의 외생변수들과 모수들을 금융위기 이전과 이후의 한국경제에 관한 통계로부터 추출하였다. 〈Table 6〉은 각각의 기간에 대하여 선정한 모수값을 표시하고 있다. 먼저 이자율은 한국과 미국의 정책금리 기간중 평균을 월율로 환산하여 도출하였다. 모형에서의 교역재 부존량인  $Y_T$ 는 실증분석에서와 마찬가지로 제조업 산업생산지수를 이용하였다. 모형에서 계산되는 환율변화의 단위가 적절하도록 금융위기 이전의  $Y_T$ 를 0.1로 정규화하고, 금융위기 이후의 평균 제조업 산업생산지수가 이전 평균의 1.5배이므로 위기 이후의  $Y_T$ 는 0.15로 설정하였다.

〈Table 6〉 Parameterization

Variable	Description	Before GFC (2002.2-2008.6)	After GFC (2010.1-2018.10)	Notes
$R$	Domestic interest rate	0.3339 (4.08)	0.1755 (2.13)	%, annual rates in parenthesis
$R^*$	Foreign interest rate	0.2368 (2.88)	0.0445 (0.53)	%, annual rates in parenthesis
$Y_T$	Tradable goods production	0.10	0.15	scaled values of average IP index
$\Gamma, \Gamma^*$	Imperfectness of financial markets	0.3	0.1	scaled values of average absolute net capital inflow
$\alpha$	Ratio of nontradable goods	0.72	0.75	private consumption expenditure on IO Table

모형에서  $I$ 와  $I^*$ 는 각각 우리나라와 외국의 금융불완전성 지표이다. 자유로운 자본이동을 저해하여 유위험 이자율 평형의 성립을 방해하는 모든 요소들을 포괄하는 개념이다. 우리나라와 외국의 금융불완전성의 크기를 수치적으로 비교하기는 어려우므로 시뮬레이션에서는  $I$ 와  $I^*$ 를 구분하지 않고 같은 값을 부여하기로 한다. 전체 월별 민간자본유출입 규모의 금융위기 이전과 이후 비율을 이용하였다. 위기 이전 기간의 절대값 월별 실질 민간자본유출입 평균은 19.9억달러이며 위기 이후에는 57.5억달러로 위기 이전의 약 3배였다. 따라서 위기 이후 기간의  $I$ 와  $I^*$ 를 0.1로 정규화<sup>12)</sup> 하고, 이전 기간은 그 세 배인 0.3으로 설정하였다. 마지막으로 비교역재 소비비중은 2005년과 2014년 산업연관표로부터 얻었다. 민간소비지출중 교역이 불가능한 산업 생산물의 비중으로 계산하였다.

### 3. 시뮬레이션 결과 및 해석

〈Table 6〉의 외생변수를 이용해 계산한 균제상태의 내생변수 값이 〈Table 7〉에 정리되어있다. 이 경제는 해외금리가 국내금리보다 낮기 때문에 균제상태에서 채무국이 되어 채무스톡에 대한 이자만큼의 순자본유출이 매기 일어나고 있다. 내외금리차가 금융위기 이후 기간에 더 크기 때문에 이 기간 균제상태에서 채무스톡이 더 크고 매기의 자본유출 규모도 더 크다. 위기 이후 기간에 교역재 부존량이 더 크기 때문에 비교역재 단위로 표시한 교역재의 상대가격인 환율이 더 낮다.

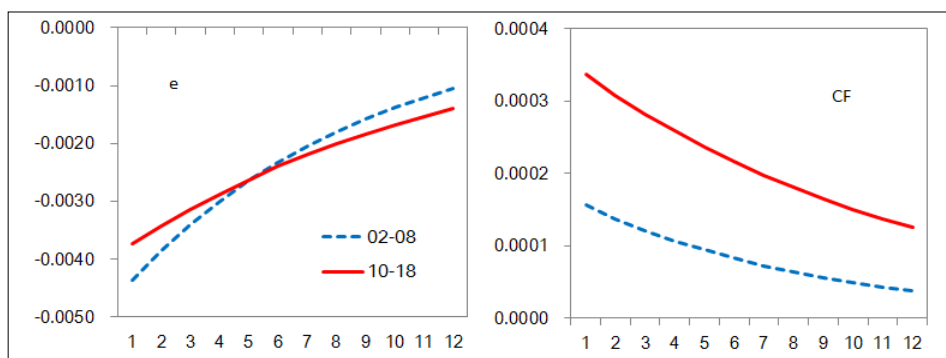
〈Table 7〉 Steady State

Variable	Description	Before GFC (2002. 2-2008. 6)	After GFC (2010. 1-2018. 10)
$e$	Exchange rate	2. 80	1. 67
$CF$	Net capital inflow	-0. 000018	-0. 000029
$Q-Q^*$	External debt	0. 0065	0. 0262

12) Gabaix and Maggiori (2015)는 1년치 수출액에 해당하는 자본유입이 환율을 10% 정도 절상시키는 수준을 목표로 하여  $I$ 를 0.1로 잡고, 이것이 이스라엘이나 스위스의 금융위기 당시 경험과 비슷한 수준이라고 설명하였다.

균제상태에서 국내금리가 25bp 인상되는 경우 환율과 자본유출입이 어떻게 변화하는지 시뮬레이션한 결과가 <Figure 5>에 그래프로 표시되었다. 충격이 발생한 달을 포함하여 12개월까지의 자본유출입과 환율의 변화를 금융위기 이전과 이후로 구분하여 균제상태로부터의 변화 정도를 절대수준으로 보여주고 있다. 국내 금리인상에 따라 환율이 절상되고 자본유입이 일어나는 것을 확인할 수 있다. 특히, 실증분석 결과와 마찬가지로 금융위기 이전보다 이후 기간에 같은 충격에 대해서 자본유입의 정도가 더 큰 것으로 계산되었다.

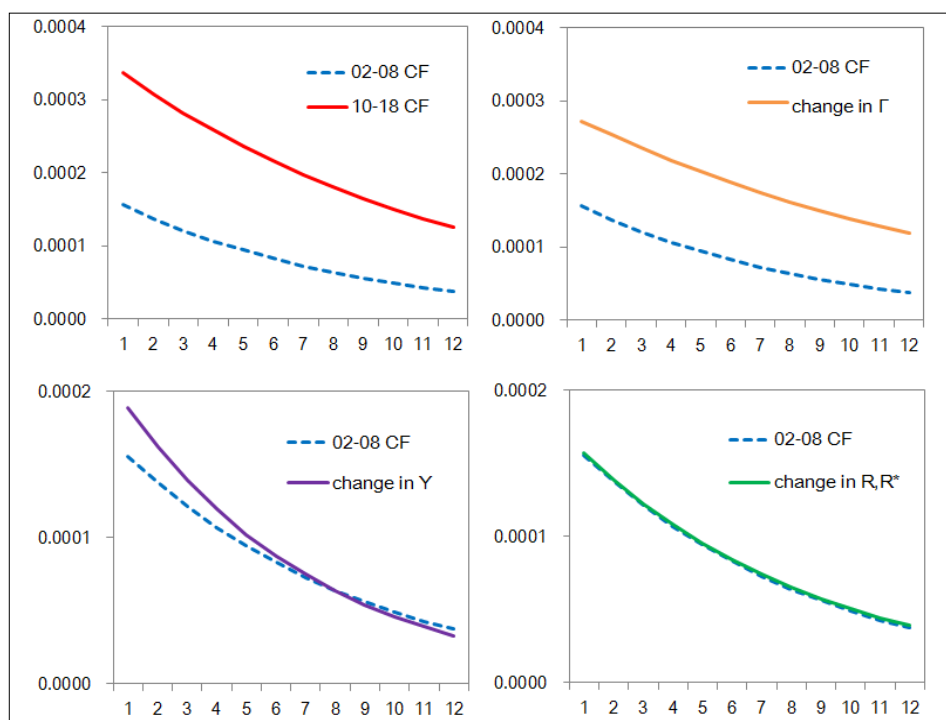
<Figure 5> Responses to a 25bp Increase in Domestic Interest Rate



Note: The left panel shows responses of the exchange rate, and the right panel shows responses of the capital flows. The solid lines and dotted lines represent the simulation results under the parameter values before and after GFC listed in <Table 6>, respectively.

모형에 입력된 외생변수들의 금융위기 이전 값과 이후 값을 비교해보면 양국간 평균 이자율 격차는 120bp에서 160bp로 커졌고, 제조업 산업생산은 1.5배 증가하였고 금융불완전성은 1/3으로 감소하였다. 이 같은 변화는 정도의 차이는 있으나 모두 자본이동의 내외금리차 민감도를 높이는 방향으로 작용한다. 이를 더 분명히 확인하기 위하여 2002.2월-2008.6월 기간의 외생변수 집합에서 각각의 변수들을 한 번에 한 가지씩만 금융위기 이후 값으로 변화시키는 반사실적 실험을 해보았다. <Figure 6>이 그 결과를 보여주고 있다. 첫 번째 그래프는 <Figure 5>의 두 번째 그래프와 같다. 점선은 2002.2월-2008.6월 기간의 시뮬레이션 결과이며 네 그래프에서 모두 같다. 나머지 그래프에 나타난 실선은 2002.2월-2008.6월 기간의 외생변수 집합에서 각각 표시된 한 가지 변수만을 2010.1-2018.10월 값으로 변화시켰을 때의 시뮬레이션 결과이다.

〈Figure 6〉 Counterfactual Experiments



Note: The dotted lines in each panel show the responses to a 25bp increase in interest differential under the parameter values before GFC listed in 〈Table 6〉. The solid line in the first panel shows the responses under the parameter values after GFC listed in 〈Table 6〉. The solid lines in the other panels show the counterfactual results where the value of indicated parameter is changed to that of after GFC while the other parameters are fixed as those before GFC.

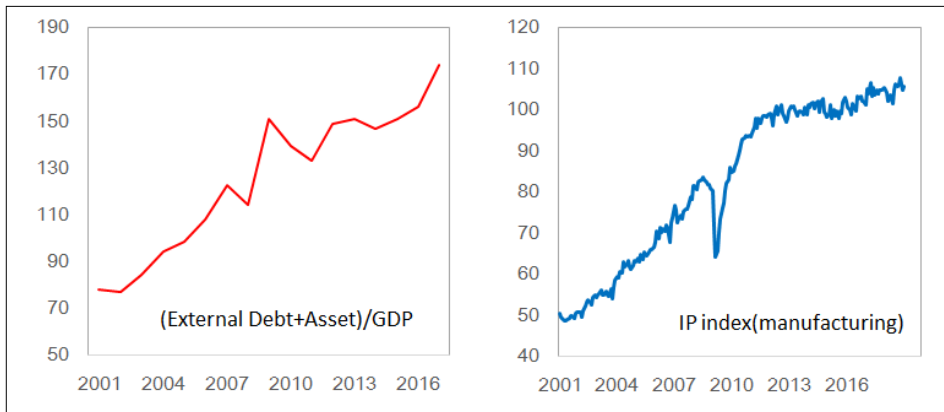
〈Figure 6〉의 그래프들을 비교해보면, 금융불완전성의 감소가 충격반응 분석 전 기간에 걸쳐 자본유입을 더 크게 만들고 있으며, 교역재 산출량 증가도 자본유입의 증가에 기여하였음을 확인할 수 있다. 이자율 변화는 미치는 효과가 작아서 그래프에서 확인하기 어려우나, 전 기간에 걸쳐 자본유입을 증가시키는 쪽으로 작용하였다. 비교역재 소비비중은 극단적으로 변화시키는 경우에도 자본유입 규모에 큰 변화를 일으키지 않았기 때문에 그래프에서는 생략하였다.

이상의 시뮬레이션을 통해 금융위기 이후에 내외금리차의 자본유출입에 대한 영향이 증가한 것에는 금융 불완전성이 감소하고 교역재 산출량, 또는 경제규모가 커진 것이 역할을 했으리라 짐작할 수 있다. 실제로 금융위기 이전과 비교했을 때 금



금융위기 이후에 우리나라의 금융개방도가 크게 높아지고 제조업 산업생산도 크게 증가했다. <Figure 7>에서와 같이 우리나라 대외채권과 채무의 GDP 대비 비율이 높아진 것은 자유로운 자본유출입을 막는 금융불완전성의 정도가 낮아진 데에 따른 결과로 이해할 수 있다.

<Figure 7> Financial Openness and IP Index



Source: Bank of Korea

## V. 결론 및 시사점

본고는 내외금리차가 자본이동에 어떤 영향을 미치는지 우리나라의 자료를 가지고 분석해보았다. 자본이동에 관한 단순한 형태의 구조모형을 설계하여 실증분석의 틀을 마련하고, 결과해석을 뒷받침하였다는 점에서 기존연구와 차별성이 있다. 또한, 국제수지표를 이용하여 거주자와 비거주자 사이의 모든 금융거래를 주체별, 유형별로 나누어 폭넓게 분석하였다는 점에서도 기존문헌에 기여하였다.

분석결과도 기존연구와 차별성을 갖는다. 첫째, 본고는 우리나라에서도 금융위기 이후에 자본이동의 내외금리차에 대한 반응도가 높아진 것을 확인하였다. 실증분석의 토대가 되었던 구조모형을 통해 분석해본 결과 이 같은 효과는 금융불완전성 감소와 제조업 산출 증가에 기인할 수 있다는 점을 확인했다. 2000년대에 비하여 2010년대에 국경을 넘는 자본이동이 더 자유로워지고, 우리 경제 규모도 훨씬 확대됨에 따라 내외금리차에 따른 자본이동이 더 활발하게 일어난 것일 수 있다는 의미이다.

두 번째로 우리는 내외금리차 변동이 자본유출입의 주체별, 유형별로 다른 영향을 미치는 것을 확인했다. 특히 그 동안 간과되어온 거주자에 의한 자본유출입도 내외금리차와 관련되어 있음을 밝혔다. 거주자에 의한 자본유출은 비거주자가 주도하는 자본유출과 달리 자산매각이나 차환중단을 수반하지 않으므로 단기간에 금융시장 혼란을 불러일으킬 가능성은 적다. 그러나 국내자본의 해외유출은 주체의 거주성을 막론하고 외환시장과 국내금융시장에 영향을 미치므로 관심을 기울여야 할 것이다.

우리나라는 10년 주기로 자본이동의 급격한 유출전환(sudden stop)과 그에 따른 혼란을 경험하였다. 국경을 넘는 자본의 이동은 정책당국은 물론 경제계 일반의 중요 관심사이다. 이에 따라 내외금리차 변화에 관한 우려도 외환위기나 금융위기 당시와 같은 자본의 급격한 유출을 초래할 가능성에 초점이 맞추어져 있다. 그러나 본 연구 결과를 종합해보면, 내외금리차의 변화는 단기간에 급격한 자본유출입을 일으키기보다는 변화된 금리 수준이 유지되는 장기간에 걸쳐 자본유출입에 지속적인 영향을 미치는 것으로 보인다.

본 연구는 내외금리차의 변화가 국내투자와 해외투자의 상대적인 증감에 영향을 미치고 있음을 시사하고 있다. 국민계정 항등식을 고려해보면 순자본유출( $FA$ )은 총저축( $S$ )과 국내투자( $I$ )의 차이와 항상 같다. ( $FA \equiv S - I$ ) 자본유출이 총저축( $S = Y - C - G$ )에는 별 영향을 미치지 않는다고 보면, 지속적인 자본유출이 국내투자 부진과 관련이 있다고 할 수 있다. 앞서 〈Figure 2〉에서 확인하였듯이 금융위기 이후 민간 자본이동이 큰 폭의 유출을 기록하고 있으며 이는 외국인의 대내투자보다 내국인의 해외투자 증가규모가 훨씬 컸던 데 기인한다. 국내투자 대신 해외투자를 선택한 것의 의미와 그 기회비용에 대해서도 생각해 보아야 할 것이다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 박종연 · 김동순 · 엄승섭, “글로벌 금융위기 전후 외국인의 채권투자 결정요인 분석: 잔존 만기 별, 출신 지역별 순매수를 중심으로,” 『기업경영연구』, 제22권 제3호, 2015, pp. 45-69.  
(Translated in English) Park, Jong Youn, Dong Soon Kim, and Seung Sub Eum, “Changes in Determinants of Foreign Investment in Korean Government Bonds around the Global Financial Crisis: Focusing on Foreigners’ Net Purchases by Maturity and their Region of Origin,” *Korean Corporation Management Review*, Vol. 22, No. 3, 2015, pp. 45-69.
2. 송승주 · 이명수, “통화정책이 자본유출입에 미치는 영향: 행태방정식 분석,” 『BOK 경제연구』, 2018-46, 2018.  
(Translated in English) Song, SungJu and Myung-Soo Yie, “Nonlinear Effects of Monetary Policy on International Capital Flows,” *BOK Working paper*, 2018-46, 2018.
3. 유복근, “글로벌 금융위기 전 · 후 외국인의 채권투자 결정요인 변화 분석: 한국의 사례,” 『금융연구』, 제32권 제3호, 2018, pp. 101-128.  
(Translated in English) Yu, Bok-Keun, “Analysis of Changes in Determinants of Foreigners’ Bond Investment before and after the Global Financial Crisis: The Case of Korea,” *Journal of Money & Finance*, Vol. 32, No. 3, 2018, pp. 101-128.
4. 최우진, “미국의 통화정책 변화가 외국자본 유출에 미치는 영향,” 『KDI 경제전망』, 제35권 제1호, KDI, 2018, pp. 45-52.  
(Translated in English) Choi, Woojin, “Effects of U.S. Monetary Policy Change on Capital Outflows,” *KDI Economic Forecast*, Vol. 35, No. 1, 2018, pp. 45-52.
5. 한재준 · 배영수, “내외금리차 변화가 국내 금융시장의 자금흐름에 미치는 영향-채권시장을 중심으로,” working paper, 2018.  
(Translated in English) Hahn, Jaejoon, and Youngsoo Bae, “Effects of Changes in Interest Rate Differential on Fund Flows in Domestic Financial Markets,” working paper, 2018.
6. Ahmed, Shaghil, and Andrei Zlate, “Capital Flows to Emerging Market Economies: A Brave New World?” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 48, 2014, pp. 221-245.
7. Avdjiev, Stefan, Leonardo Gambacorta, Linda S. Goldberg and Stefano Schiaffi, “The Shifting Drivers of Global Liquidity,” Working Paper No. 23565, National Bureau of Economic Research, 2017.
8. Du, Wenxin, Alexander Tepper and Adrien Verdelhan, “Deviations from Covered Interest Rate Parity,” *The Journal of Finance*, Vol. 73, No. 3, 2018, pp. 915-957.
9. Gabaix, Xavier and Matteo Maggiori, “International Liquidity and Exchange Rate Dynamics,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 130, No. 3, 2015, pp. 1369-1420.
10. Han, Xuehui and Shang-Jin Wei, “International Transmissions of Monetary Shocks: Between a Trilemma and a Dilemma,” *Journal of International Economics*, Vol. 110, 2018, pp. 205-219.

11. Jorda, Oscar, "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, 2005, pp.161-182.
12. Kang, Young-Kwan and Hyunseung Oh, "The Effective Interest Rate Lower Bound in a Small Open Economy: the Case of Korea," working paper, 2018.
13. Kim, Soohyon, "Determinants of Capital Flows in the Korean Bond Market," BOK Working Paper, 2018-44, 2018.
14. Rey, Helen, "Dilemma Not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence," Working Paper No.21162, National Bureau of Economic Research, 2015.
15. Yun, Youngjin, "Cross-Border Bank Flows through Foreign Branches: Evidence from Korea," BOK Working Paper, 2018-23, 2018.

## 부록 A. 시장균형 로그선형화

이 부록에서는 식 (6)을 유도하는 과정을 서술하고자 한다. 먼저 식 (2) - (5)를 균형상태근방에서 로그선형화하면 각각 다음과 같다.

$$\hat{Q}_t = \frac{\bar{R}^*}{\bar{R} - \bar{R}^*} (\hat{R}_t - \hat{R}_t^* + \hat{e}_t - E_t \hat{e}_{t+1}) - \hat{\Gamma}_t \quad (\text{A1})$$

$$\hat{Q}_t^* = -\frac{\bar{R}}{\bar{R} - \bar{R}^*} (\hat{R}_t - \hat{R}_t^* + \hat{e}_t - E_t \hat{e}_{t+1}) - \hat{\Gamma}_t^* \quad (\text{A2})$$

$$\hat{e}_t = -\frac{\bar{CF}}{\bar{CF} + \bar{Y}} \hat{CF}_t - \frac{\bar{Y}}{\bar{CF} + \bar{Y}} \hat{Y}_t \quad (\text{A3})$$

$$\begin{aligned} \hat{CF}_t &= \frac{\bar{Q}}{\bar{CF}} \hat{Q}_t - \frac{\bar{Q}^*}{\bar{CF}} \hat{Q}_t^* - \frac{\bar{R}^* \bar{Q}}{\bar{CF}} (\hat{R}_{t-1}^* + \hat{Q}_{t-1}) + \frac{\bar{R} \bar{Q}^*}{\bar{CF}} (\hat{R}_{t-1} + \hat{Q}_{t-1}^*) \\ &\quad + \frac{\bar{R} \bar{Q}^*}{\bar{CF}} (\hat{e}_{t-1} + \hat{e}_t) \end{aligned} \quad (\text{A4})$$

여기서  $\bar{x}$ 는  $x$ 변수의 균형상태에서 값을,  $\hat{x}_t \equiv \frac{x_t - \bar{x}}{\bar{x}}$ 는  $x$ 변수가 균형상태로부터 벗어난 비율을 나타낸다. 특히  $\bar{Q}$ ,  $\bar{Q}^*$ ,  $\bar{CF}$ 는 아래와 같이  $\bar{R}$ ,  $\bar{R}^*$ ,  $\bar{\Gamma}$ ,  $\bar{\Gamma}^*$ 의 함수이다.

$$\begin{aligned} \bar{Q} &= \frac{1}{\bar{\Gamma}} \left(1 - \frac{\bar{R}^*}{\bar{R}}\right) \\ \bar{Q}^* &= \frac{1}{\bar{\Gamma}^*} \left(1 - \frac{\bar{R}}{\bar{R}^*}\right) \\ \bar{CF} &= (1 - \bar{R}^*) \bar{Q} - (1 - \bar{R}) \bar{Q}^* \end{aligned}$$

식 (A3)을 식 (A1)과 (A2)에 대입하면 다음과 같다.

$$\hat{Q}_t = \frac{\bar{R}^*}{\bar{R} - \bar{R}^*} (\hat{R}_t - \hat{R}_t^*) + \frac{\bar{R}^*}{\bar{R} - \bar{R}^*} \frac{\bar{CF}}{\bar{CF} + \bar{Y}} (E_t \hat{CF}_{t+1} - \hat{CF}_t)$$

$$+ \frac{\bar{R}^*}{\bar{R} - \bar{R}^*} \frac{\bar{Y}}{\bar{CF} + \bar{Y}} (E_t \hat{Y}_{t+1} - \hat{Y}_t) - \hat{\Gamma}_t \quad (A1)',$$

$$\begin{aligned} \hat{Q}_t^* &= \frac{\bar{R}}{\bar{R} - \bar{R}^*} (\hat{R}_t - \hat{R}_t^*) + \frac{\bar{R}}{\bar{R} - \bar{R}^*} \frac{\bar{CF}}{\bar{CF} + \bar{Y}} (E_t \hat{CF}_{t+1} - \hat{CF}_t) \\ &+ \frac{\bar{R}}{\bar{R} - \bar{R}^*} \frac{\bar{Y}}{\bar{CF} + \bar{Y}} (E_t \hat{Y}_{t+1} - \hat{Y}_t) - \hat{\Gamma}_t^* \end{aligned} \quad (A2)',$$

단순화를 위하여 자본유출입과 경제성장률의 기대변화율은 다음과 같이 각각 AR(1)을 따른다고 가정한다.

$$\begin{aligned} E_t \hat{CF}_{t+1} - \hat{CF}_t &= \rho_{CF} (\hat{CF}_t - \hat{CF}_{t-1}) + \eta_{CF,t} \\ E_t \hat{Y}_{t+1} - \hat{Y}_t &= \rho_Y (\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}) + \eta_{Y,t} \end{aligned}$$

이러한 가정하에 식 (A1)', (A2)', (A3)을 식 (A4)에 대입하면 다음과 같은 식을 얻는다.

$$\begin{aligned} c_0 \hat{CF}_t &= c_1 \hat{CF}_{t-1} + c_2 \hat{CF}_{t-2} \\ &+ c_3 (\hat{R}_t - \hat{R}_t^*) + c_4 (\hat{R}_{t-1} - \hat{R}_{t-1}^*) + c_5 \hat{R}_{t-1} + c_6 \hat{R}_{t-1}^* \\ &+ c_7 (\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}) + c_8 (\hat{Y}_{t-1} - \hat{Y}_{t-2}) \\ &+ c_9 \hat{\Gamma}_t + c_{10} \hat{\Gamma}_{t-1} + c_{11} \hat{\Gamma}_t^* + c_{12} \hat{\Gamma}_{t-1}^* + \eta_t \end{aligned} \quad (A5)$$

$\eta_t$ 는  $\eta_{CF,t}$ 와  $\eta_{Y,t}$ 의 함수이며 각 계수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} c_0 &= 1 - \frac{\bar{R}\bar{Q}^*}{\bar{CF} + \bar{Y}} - \frac{\bar{R}^*}{\bar{R} - \bar{R}^*} \frac{\rho_{CF}\bar{Q}}{\bar{CF} + \bar{Y}} + \frac{\bar{R}}{\bar{R} - \bar{R}^*} \frac{\rho_{CF}\bar{Q}^*}{\bar{CF} + \bar{Y}} \\ c_1 &= -\frac{\bar{R}\bar{Q}^*}{\bar{CF} + \bar{Y}} - \frac{\bar{R}^*}{\bar{R} - \bar{R}^*} \frac{\rho_{CF}\bar{Q}}{\bar{CF} + \bar{Y}} + \frac{\bar{R}}{\bar{R} - \bar{R}^*} \frac{\rho_{CF}\bar{Q}^*}{\bar{CF} + \bar{Y}} \\ &- \frac{\bar{R}^*}{\bar{R} - \bar{R}^*} \frac{\rho_{CF}\bar{R}^*\bar{Q}}{\bar{CF} + \bar{Y}} + \frac{\bar{R}}{\bar{R} - \bar{R}^*} \frac{\rho_{CF}\bar{R}\bar{Q}^*}{\bar{CF} + \bar{Y}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 c_2 &= \frac{\overline{R}^*}{\overline{R}-\overline{R}^*} \frac{\rho_{CF} \overline{R}^* \overline{Q}}{\overline{CF}+ \overline{Y}} - \frac{\overline{R}}{\overline{R}-\overline{R}^*} \frac{\rho_{CF} \overline{R} \overline{Q}^*}{\overline{CF}+ \overline{Y}} \\
 c_3 &= \frac{\overline{Q}}{\overline{CF}} \frac{\overline{R}^*}{\overline{R}-\overline{R}^*} - \frac{\overline{Q}^*}{\overline{CF}} \frac{\overline{R}}{\overline{R}-\overline{R}^*} \\
 c_4 &= -\frac{\overline{R}^* \overline{Q}}{\overline{CF}} \frac{\overline{R}}{\overline{R}-\overline{R}^*} + \frac{\overline{R} \overline{Q}^*}{\overline{CF}} \frac{\overline{R}}{\overline{R}-\overline{R}^*} \\
 c_5 &= \frac{\overline{R} \overline{Q}^*}{\overline{CF}} \\
 c_6 &= -\frac{\overline{R}^* \overline{Q}}{\overline{CF}} \\
 c_7 &= \frac{\overline{Q}}{\overline{CF}} \frac{\overline{R}^*}{\overline{R}-\overline{R}^*} \frac{\rho_Y \overline{Y}}{\overline{CF}+ \overline{Y}} - \frac{\overline{Q}^*}{\overline{CF}} \frac{\overline{R}}{\overline{R}-\overline{R}^*} \frac{\rho_Y \overline{Y}}{\overline{CF}+ \overline{Y}} + \frac{\overline{R} \overline{Q}^*}{\overline{CF}+ \overline{Y}} \\
 c_8 &= -\frac{\overline{R}^* \overline{Q}}{\overline{CF}} \frac{\overline{R}}{\overline{R}-\overline{R}^*} \frac{\rho_Y \overline{Y}}{\overline{CF}+ \overline{Y}} + \frac{\overline{R} \overline{Q}^*}{\overline{CF}} \frac{\overline{R}}{\overline{R}-\overline{R}^*} \frac{\rho_Y \overline{Y}}{\overline{CF}+ \overline{Y}} \\
 c_9 &= -\frac{\overline{Q}}{\overline{CF}} \\
 c_{10} &= \frac{\overline{R}^* \overline{Q}}{\overline{CF}} \\
 c_{11} &= \frac{\overline{Q}^*}{\overline{CF}} \\
 c_{12} &= -\frac{\overline{R} \overline{Q}^*}{\overline{CF}}
 \end{aligned}$$

한편  $\widehat{CF}_t = \frac{CF_t - \overline{CF}}{\overline{CF}}$ ,  $-c_0 + c_1 + c_2 = 1$ 의 관계식을 이용하면 식 (A5)는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}
 c_0 CF_t &= \overline{CF} + c_1 CF_{t-1} + c_2 CF_{t-2} \\
 &\quad + c_3 \overline{CF}(\hat{R}_t - \hat{R}_t^*) + c_4 \overline{CF}(\hat{R}_{t-1} - \hat{R}_{t-1}^*) + c_5 \overline{CF} \hat{R}_{t-1} + c_6 \overline{CF} \hat{R}_{t-1}^* \\
 &\quad + c_7 \overline{CF}(\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}) + c_8 \overline{CF}(\hat{Y}_{t-1} - \hat{Y}_{t-2})
 \end{aligned}$$

$$+ c_9 \overline{CF} \hat{\Gamma}_t + c_{10} \overline{CF} \hat{\Gamma}_{t-1} + c_{11} \overline{CF} \hat{\Gamma}_t^* + c_{12} \overline{CF} \hat{\Gamma}_{t-1}^* + \overline{CF} \eta_t \quad (\text{A6})$$

마지막으로  $\hat{R}_t = r_t - \bar{r}$ ,  $\hat{R}_t^* = r_t^* - \bar{r}^*$ ,  $\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1} = \Delta \log Y_t$ 의 관계식을 이용하면 식 (A6)는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} c_0 CF_t &= k + c_1 CF_{t-1} + c_2 CF_{t-2} \\ &+ d_3(r_t - r_t^*) + d_4(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + d_5 r_{t-1} + d_6 r_{t-1}^* \\ &+ d_7 \Delta \log Y_t + d_8 \Delta \log Y_{t-1} \\ &+ d_9 \log \Gamma_t + d_{10} \log \Gamma_{t-1} + d_{11} \log \Gamma_t^* + d_{12} \log \Gamma_{t-1}^* + \epsilon_t \end{aligned} \quad (\text{A7})$$

$\epsilon_t = \overline{CF} \eta_t$ 이며 각 계수는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} k &= \overline{CF} + (c_3 \overline{CF} + c_4 \overline{CF})(-\bar{r} + \bar{r}^*) - c_5 \overline{CF} \bar{r} - c_6 \overline{CF} \bar{r}^* \\ &- (c_9 \overline{CF} + c_{10} \overline{CF}) \log \bar{\Gamma} - (c_{11} \overline{CF} + c_{12} \overline{CF}) \log \bar{\Gamma}^* \end{aligned}$$

$$d_i = c_i \overline{CF}, \quad i = 3, 4, \dots, 12$$



## Interest Rate Differential and Capital Flows: A Theory and Empirical Analysis\*

Youngjin Yun\*\* · Jongwook Park\*\*\*

### Abstract

We study the effect of interest rate differential between Korea and US on capital flows of Korea. We first build a simple small open economy model which shows that the capital flow is a function of interest rate differential, growth and financial friction. Guided by the model, we empirically test the effect of interest rate differential on capital flows using the financial account of monthly balance of payment data of Korea from 2002 to 2018. Deploying the autoregressive distributed lag model and the local projection method, we find that capital flows of Korea became more sensitive to interest rate differential after the Global Financial Crisis. The effect is mainly coming from resident banks' borrowing from abroad, and non-residents' bond investment. The small open economy model suggests that this may be a result of reduced barriers to international capital flows and economic growth.

**Key Words:** international capital flows, interest rate differentials

**JEL Classification:** E43, F21, F34

---

*Received: Jan. 16, 2019. Revised: May 14, 2019. Accepted: June 20, 2019.*

\* The views expressed in this paper are solely those of the authors, and should not be interpreted as reflecting the views of the Bank of Korea. We are thankful for helpful comments and advice to Hyunjoo Ryou, Bok-Keun Yu, Ahrang Lee, Woojin Choi, Bosung Kim, Jeong Hwan Lee, and Hail Park.

\*\* First Author, Economist, International Affairs Department, The Bank of Korea, Phone: +82-2-759-4264, e-mail: youngjin@bok.or.kr

\*\*\* Corresponding Author, Economist, Research Department, The Bank of Korea, Phone: +82-2-759-4164, e-mail: jongwook.park@bok.or.kr