

# 외자유입의 인플레이션에 대한 영향 분석

최영준\*·손종철\*\*

본고에서는 자본자유화 등으로 2000년대 이후 꾸준히 증가하고 있는 외자유입의 인플레이션에 대한 영향을 환율 및 총수요 효과를 중심으로 살펴보았다. 환율 효과는 외자유입 시 원화의 평가절상에 따른 수입물가 하락을 통해 인플레이션에 하락 압력으로 작용하는 것을 의미하며 총수요 효과는 외국인 주식투자를 통한 자산경로, 외국인 채권투자를 통한 금리경로 및 은행차입에 의한 대출경로 등을 통해 민간의 소비와 투자가 늘어나고 이를 통해 인플레이션 상승 압력이 나타나는 것을 의미한다. 본고에서는 외자유입의 인플레이션에 대한 영향을 살펴보기 위해 2000~2016년 분기 자료를 이용하여 외자유입 현황을 살펴본 후 공적분회귀 및 베이지언 VAR 모형 등을 통해 보다 엄밀한 분석을 수행하였다.

본고의 분석 결과는 다음과 같다. 우선 시차상관관계 분석 결과, 외자유입은 대체로 4~5분기 정도의 시차를 두고 인플레이션과 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 한편 외국인 주식투자, 외국인 채권투자, 은행차입 등 외자유입 형태별 산포도를 보면 2008년 글로벌 금융위기 이전에는 각각의 외자유입과 인플레이션이 부(-)의 관계를 보였으나 금융위기 이후에는 정(+)의 관계가 나타났다. 둘째, 정준공적분회귀(Canonical Cointegration Regression) 추정 결과, 전기간에는 외자유입과 인플레이션 간에 장기적으로 4분기의 시차를 두고 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 금융위기 전후로 나누어 추정해 본 결과 위기 이전에는 두 변수간의 관계가 통계적으로 유의하지 않았으나 이후에는 통계적으로 유의하게 정(+)의 관계가 나타났다. 셋째, 베이지언 VAR 모형을 통해 전 기간을 대상으로 외자유입별 충격반응함수를 추정해 본 결과, 대체로 단기에는 외자유입에 따른 명목환율 하락(원화 평가절상)의 영향으로 수입물가 하락 및 이에 따른 인플레이션 하락 효과가 나타나지만, 중장기적으로는 원화의 평가절하 및 국제상품가격의 변동을 통한 수입물가 상승 그리고 총수요 효과 등이 복합적으로 작용하면서 인플레이션에 대한 상승 압력이 나타나는 것으로 나타났다. 마지막으로, 분석대상기간을 글로벌 금융위기 전후로 나누어 동일한 충격반응함수를 살펴본 결과, 외자유입의 인플레이션에 대한 파급경로에 구조변화가 있는 것으로 보인다. 즉, 위기 이전의 경우 대체로 환율 효과가 보다 뚜렷하게 나타나면서 단기에 외자유입 충격에 대한 인플레이션 하락 압력이 보다 유의하게 나타난 반면, 위기 이후에는 환율 및 총수요 효과가 모두 제한되면서 외자유입 충격이 인플레이션에 미치는 파급경로가 약화된 것으로 나타났다.

JEL Classification Number: E31, F21, F32

핵심 주제어: 외자유입, 인플레이션, 공적분회귀, 베이지언 VAR, 물가 파급경로, 환율

\* 한국은행 경제연구원, 선임연구위원, email: yjchoi70@bok.or.kr

\*\* 한국외국어대학교 경제학부, email: jkson@hufs.ac.kr, tel: 02-2173-3043

## I. 머리말

국가간 자금이동은 1990년대 이후 자본자유화 등에 힘입어 꾸준히 증가하다가 2008년 글로벌 금융위기 직후 일시 감소하기도 하였으나 주요 선진국이 대규모 양적완화 정책을 시행하면서 다시 늘어났다. 특히 양호한 경제성장과 상대적으로 높은 금리수준을 유지하고 있는 신흥국으로의 자본이동이 확대되었다.

우리나라의 경우에도 외환위기 이후 자본시장이 개방되면서 외국인 자본유입(이하 외자유입)이 본격적으로 증가하기 시작하였으며 특히 글로벌 금융위기 이후에는 주요 신흥국에 비해 상대적으로 빠르게 확대되는 모습을 보였다. 그러나 최근 들어서는 중국경제의 경착륙 우려, 미국 금리 인상, 유가 등 원자재 가격 약세 등으로 외자유입이 축소되는 움직임을 보이고 있다. 우리나라와 주요 신흥국의 GDP대비 외자유입 추이를 살펴보다라도 글로벌 금융위기 이후 우리나라는 멕시코와 비슷한 수준을 유지하다가 최근 들어 완만한 감소세를 보이고 있다.

한편 일국의 인플레이션은 필립스 곡선에서와 같이 국내 실업률 혹은 유향 경제력(economic slack)에 의해 결정된다는 것이 일반적인 견해이었으나 글로벌화가 진전됨에 따라 자본 및 노동 이동, 상품 및 서비스 교역 증대, 글로벌 공급체인 확대 등 대외요인의 인플레이션에 대한 영향력이 증대되어 필립스 곡선이 평탄화 되면서 실업과 인플레이션과의 관계가 약화되고 있다는 주장이 꾸준히 제기되고 있다(IMF, 2013; Borio, 2007; Greenspan, 2005; Fisher, 2006; 객준희 2014). 이는 글로벌화가 진행됨에 따라 해외요인의 국내 인플레이션에 대한 영향력이 보다 강화될 수 있는 여지가 있음을 시사한다고 할 수 있다. 이러한 배경에서 Borio(2007) 등은 대외요인의 영향으로 중앙은행의 인플레이션 대처능력 약화를 지적하고 있는 반면 Woodford(2007) 등은 대외요인에도 불구하고 중앙은행의 통화정책은 인플레이션에 대응할 수 있다고 주장하였다.

해외요인과 경제상황에 대한 기존 연구를 살펴보면 다수의 학자들이 국제원자재가격, 국제금리 등 대외요인들이 미래 경제상황에 대한 정보를 내포하고 있다고 주장하고 있으며 특히 Stock and Watson(1999)은 국제금융시장에서의 다양한 금융상품 가격정보를 주성분 분석(principal component analysis)을 통해 이들 가격정보의 공통 움직임을 지표화하면 개별 상품시장의 특수요인이 제거되어 미래 글로벌 경제상황에 대한 예측력이 높아진다고 분석하였다. 국내에서는 객준희(2014)가 G10국가(11개국)의 금리, 주가 및 환율 그리고 국제원자재가격 등 총

72개 세계시장 가격변수들을 주성분 분석을 통해 공통된 움직임을 추출하여 대외부문 정보지표로 삼고 이를 미국, 유로지역, 일본 및 한국의 필립스 곡선에 추가할 경우 필립스 곡선의 인플레이션 예측력이 높아진다는 결과를 얻었다. 그러나 대외요인중의 하나이면서 점차 규모가 증대되고 있는 자본유입의 경우 경제성장(최영준 외 2011) 및 경기(송치영·김근영 2009)와의 관계에 대한 연구는 어느 정도 축적되어 있는 반면 물가와와의 관계에 대한 연구는 쉽게 찾아볼 수 없었다.

한편 이러한 외자유입 증가는 이론적 측면에서 보면 유입국의 통화가치를 상승시켜 수입물가 하락을 통해 물가하락 요인으로 작용하기도 하지만 다른 한편으로는 총수요를 확대하여 물가상승을 초래하는 요인이 될 수도 있다. 이처럼 인플레이션에 대한 외자유입의 영향에 상반된 측면이 존재하기 때문에 영향력 평가를 위해서는 실증적 분석이 필요하다고 하겠다. 이러한 점을 감안하여 본고에서는 2000~2016년 기간에 대해 외국인 주식투자를 통한 자산경로, 외국인 채권투자를 통한 금리경로와 은행차입에 의한 대출경로로 각 전달 경로를 나누고 외자유입이 인플레이션에 미치는 영향을 실증분석해 보았다.

우선 외자유입과 인플레이션과의 시차상관관계를 살펴본 결과, 외자유입은 대체로 4~6분기 정도의 시차를 두고 인플레이션과 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났으며 외자유입 형태별로 인플레이션과의 산포도를 살펴보면, 2008년 글로벌 금융위기 이전에는 각각의 외자유입과 인플레이션이 부(-)의 관계를 나타내었으나 금융위기 이후에는 정(+)의 관계가 나타났다. 이후에 보다 엄밀한 분석을 위해 정준공적분회귀(Canonical Cointegration Regression) 및 베이지언 VAR 분석을 사용하였다. 공적분회귀 추정결과, 전 기간에서는 외자유입과 인플레이션 간에 장기적으로 4분기의 시차를 두고 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 존재하였다. 또한 금융위기 전후로 나누어 추정해 본 결과 위기 이전에는 두 변수간의 관계가 통계적으로 유의하지 않았으나 이후에는 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 나타났다. 다음으로 전 기간을 대상으로 베이지언 VAR 모형을 통해 외자유입 파급경로별로 각각의 외자유입 충격에 따른 반응함수를 추정해 본 결과, 단기에는 명목환율 하락(원화 평가절상)의 영향으로 수입물가 하락 및 이에 따른 인플레이션 하락 효과가 나타났다. 4분기를 전후하여 원화의 평가절하 및 국제상품가격의 변동을 통한 수입물가 상승 그리고 중장기적인 총수요 효과 등이 복합적으로 작용하면서 인플레이션에 대한 상승 압력이 나타났다.

다음으로 분석대상기간을 2008년 글로벌 금융위기 전후로 나누어 외자유입 형태별로 동일한 충격반응함수를 살펴본 결과, 외자유입이 인플레이션에 미치는 파급경

로에 일정한 변화가 있는 것으로 나타났다. 위기 이전 기간의 경우, 위기 이후 기간에 비해 대체로 환율 효과가 보다 뚜렷하게 나타나면서 단기에 인플레이션 하락 압력으로 작용한 것으로 나타났다. 그러나 글로벌 금융위기 이후의 경우, 미달러화 등 안전자산에 대한 선호 증가 등으로 외자유입 충격에 따른 환율의 평가절상 및 그에 따른 파급 효과가 줄어든 것으로 나타났다. 또한 유동성 공급 경로 또한 제한되면서 전반적으로 외자유입 충격이 인플레이션에 미치는 파급 경로가 약화된 것으로 나타났다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 외자유입과 인플레이션 간의 관계에 대해 이론적 고찰과 함께 외자유입 경로별 인플레이션과의 관계를 살펴보았다. 제Ⅲ장에서는 공적분회귀 및 베이지언 VAR 모형 등을 통해 외자유입이 인플레이션에 미친 영향을 장기 및 동태적 관점에서 실증분석하였다. 제Ⅳ장에서는 본 연구의 결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시하였다.

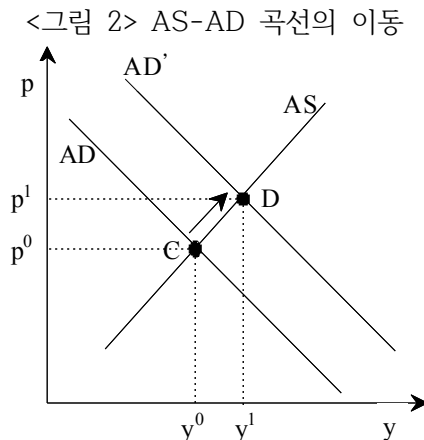
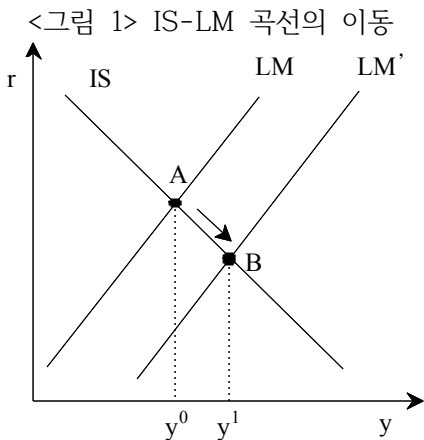
## Ⅱ. 외자유입과 인플레이션과의 관계

### 1. 이론적 개관

단일 통화만이 존재하는 다국가 경제를 가정할 경우 자본유입이 인플레이션에 파급되는 메커니즘은 총수요(AD)와 총공급(AS) 분석을 통하여 살펴볼 수 있다 (Dvorak 1997). 이에 따르면 외자유입이 증가할 경우 환율변동 없이 유입국의 자본·금융거래에 흑자가 발생하게 되고 이는 해외로부터의 통화공급 증가로 이어지게 된다. 이를 생산물 시장(IS)과 화폐시장(LM)의 균형관계를 나타내는 IS-LM 모형을 통해 살펴보면 외자유입의 증가는 <그림 1>에서처럼 LM곡선의 우하향 이동을 초래하며 이는 총수요 증가( $y^0 \rightarrow y^1$ )로 귀착된다. 한편 총수요 증가는 물가상승 압력을 확대시키는 요인으로 작용하게 되는데 이는 <그림 2>의 총공급(AS)-총수요(AD) 평면에서 AD곡선의 우상향 이동으로 나타나게 되며 새로운 균형점(D)에서의 물가( $p^1$ )는 이전( $p^0$ )에 비해 높은 수준에 위치하게 된다. 상기의 분석 모형은 환율이 배제된 간단한 형태이며 현실에서는 이보다 복잡한 과정을 거쳐 외자유입이 인플레이션에 영향을 미치게 된다.

통상적으로 글로벌 자금이동은 국가간 통용이 가능한 기축통화로 이루어지는데 소규모 개방 국가의 경우 기축 통화국이 아니기 때문에 유입된 외자는 유입국 통화로 환전된 후 주식, 채권, 대출시장에 투자된다. 따라서 외자유입이 늘어나면서 국

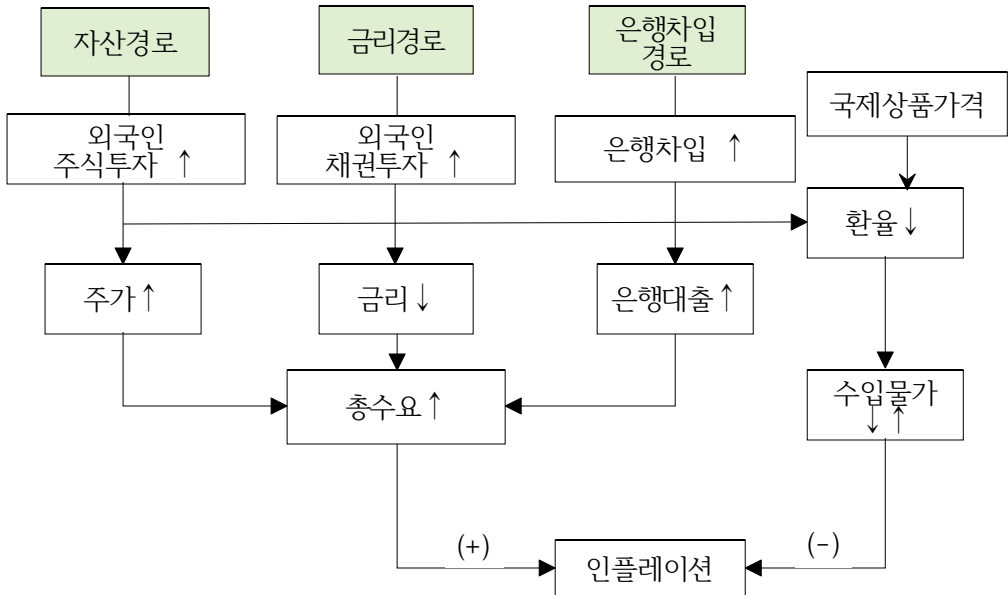
내 시장에 유동성 공급이 증가함에 따라 해당 국가의 주가가 상승하고 금리는 하락하며 대출은 증가하는 효과가 나타나게 되고 소비, 투자 등 총수요 증가로 이어지게 된다. 이러한 과정이 중장기적으로 계속되면 물가가 상승하게 된다.



현실경제에서는 외자유입과 더불어 환율 효과도 나타나는데 동 효과는 외환시장에서 외자가 유입국 통화로 환전되는 과정에서 유입국의 통화가치가 절상됨에 따라 달러표시 수입물가가 하락하고 이는 다시 인플레이션 압력을 완화시키는 영향을 의미한다. 반면 유동성 공급 증가에 따른 총수요 효과에서는 주식시장, 채권시장, 대출시장에 투자된 외자가 소비 및 투자 증가로 이어지고 이러한 총수요 증가는 물가를 상승시키는 요인으로 작용하게 된다. 따라서 인플레이션에 상반된 영향을 미치는 환율효과와 총수요 효과가 외자유입과 동시에 발생한다면 두 효과의 상대적 크기 및 파급 시차 등이 외자유입의 인플레이션에 대한 영향을 결정하는 요인이 될 것이다.

한편 외자유입의 총수요 효과는 자산경로, 금리경로, 대출경로 등의 파급경로를 통해 인플레이션에 영향을 미치는 것으로 정리될 수 있다(<그림 3> 참조). 이를 구체적으로 살펴보면 먼저 자산경로에서는 외국인 주식투자 형태의 외자유입이 증가할 경우 주가가 상승하고 부의 효과(wealth effect)가 작용하면서 소비가 늘어난다. 금리경로의 경우는 외국인 채권투자가 증가하면서 채권 수익률이 하락하고 금융상품 간 재정거래 등을 통해 시장금리가 낮아짐에 따라 소비와 투자가 증가하는 과정을 의미한다. 마지막으로 대출경로는 금융기관의 해외차입이 대출재원으로 활용되는 과정을 통해 소비·투자가 증가하는 효과를 의미한다.

<그림 3> 외자유입의 인플레이션에 대한 파급경로



한편 환율효과는 외자가 유입되는 과정에서 자국 화폐의 평가절상을 통해 달러표시 수입품의 물가가 하락하고 이는 결국 소비자물가에 부(-)의 영향을 미치게 된다. 다만, 수입물가는 명목환율의 변화뿐만 아니라 국제시장에서의 원유 가격 변동 등 국제상품가격의 변동에 의해서도 크게 영향을 받는 것으로 이해될 수 있다. 이에 따라 본고에서 외자유입과 인플레이션 간의 동태적 상관관계를 실증분석과 관련하여 국제상품가격 지수를 포함한 베이지언 VAR 모형을 고려하였다.

## 2. 외자유입 추이 및 경로별 현황

본 장에서는 국제투자대조표(International Investment Position, IIP) 자료 중 비중이 큰 외국인 주식투자, 외국인 채권투자, 은행차입을 합산하여 외자유입 추이 및 경로별 현황을 살펴보았다.

먼저 외자유입 변수와 관련하여 1990년 초반까지는 외자순유입(외국인 국내투자 - 내국인 해외투자) 변수를 사용하는 경우가 많았으나 1990년대 중반 이후부터는 국제 자본이동의 심화로 외국인 국내투자(외자유입)와 내국인 해외투자(외자유출)가 서로 다른 요인에 의해 결정되기 때문에 외자유입과 외자유출을 단순

차감한 외자순유입보다는 각 변수를 별도의 독립변수로 인식할 필요가 있다는 문제의식이 꾸준히 확산되었다(Forbes and Warnock 2012).<sup>1)</sup> 또한 초기 외국자본의 급정지(sudden stop) 관련 논문(Calvo 1998; Calvo et al. 2004; Calvo et al. 2008; Reinhart and Reinhart 2009)에서 사용한 외자순유입(net inflows)은 내국인의 자본유출에 크게 변동이 없는 가운데 외국인의 자본유입이 크게 감소하는 경우의 급정지만 포착할 수 있을 뿐이지 내국인 자본유출이 외국인 자본유입보다 더 많이 증가하는 내국인 자본의 급유출(sudden flight)은 무시될 수 있다는 주장이 다수의 논문(Faucette et al. 2005; Cowan and De Gregorio, 2007; Cowan et al. 2008; Rothenberg and Warnock 2011)에서 제기되었다. 따라서 본고에서는 이러한 기존 논의에 기초하여 내국인의 외자유출을 포함하고 있는 외자순유입 대신 순수한 외국자본의 총유출입(gross inflow - outflow)에 보다 초점을 둔 외자유입 변수를 사용하였다.

한편 Bonfiglioli(2008), Joice(2010) 등에 따르면, 외자유입과 성장, 물가 등 거시경제변수와의 중장기 관계를 분석하는 데에는 변동성이 심한 유량통계(국제수지표 기준)보다는 추세적인 변화를 나타내는 저장통계(국제투자대조표 기준)를 사용하는 것이 보다 적절하다고 한다. 다만, 국제투자대조표 자료에는 환율, 금리, 주가 등의 변화에 따른 평가조정<sup>2)</sup>이 포함되어 실제 외자 유출입과는 다소 차이가 있을 수 있음에 유의할 필요가 있다.

기간 구분은 외자유입 자료가 이용 가능한 1995년부터 본격적으로 외자가 증가하기 이전인 1999년까지, 외자가 급격히 증가하기 시작한 2000년부터 글로벌 금융위기 이전인 2007년까지, 글로벌 금융위기 기간인 2008년 그리고 이후 최근 기간까지로 하였다.

## (1) 외자유입 추이

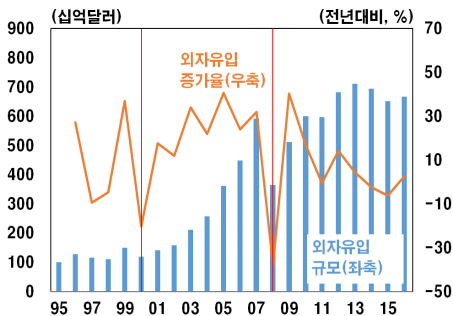
우리나라의 외자유입 추이를 보면 대체로 외환위기 이후 자본시장이 개방되면서 빠르게 증가하였다. 기간별로 살펴보면 <그림 4>에서 볼 수 있듯이 1990년

---

2) IIP는 1990년대 이후 국제자본이동이 빈번해지면서 IMF 회원국들의 대외 금융자산 및 부채의 포지션(잔액)을 체계적으로 파악할 필요성이 증대됨에 따라 IMF가 개발하여 회원국들에게 작성·공표토록 권고한 것이다. IIP는 잔액자료이며 잔액의 증감요인으로 거래요인과 비거래요인이 있다. IIP에는 기초잔액으로 직접투자, 증권투자, 파생금융상품, 기타투자, 준비자산이 있으며 일정기간 동안 이 항목에 대한 변동(BOP에서 집계)이 거래요인이 되며 비거래 요인은 환율변동, 가격변동, 기타조정 등 거래와는 상관없이 이들 자산가치의 변동이 발생하는 데 이를 평가조정이라고 한다.

대에는 외자유입의 절대규모가 미미한 가운데 연간 증감률이 큰 폭으로 변동하는 불안정한 모습을 보였다. 그러나 2000년대 들어서는 외자유입이 꾸준히 확대되면서 글로벌 금융위기 발생 직전인 2007년까지 연평균 18.7%의 높은 증가세를 지속하였으며 이에 따라 동 기간중 유입규모가 5배나 확대되었다. 2008년 중에는 리먼 브라더스 파산으로 글로벌 금융시장이 급격히 위축되면서 유입규모가 전년대비 38.4% 감소하기도 하였다. 이러한 금융시장 불안 및 경기침체에 대응하여 주요 선진국이 대규모 양적완화정책을 지속함에 따라 신흥국에 대한 글로벌 투자자금 유입 확대 기조가 이어지는 가운데 우리나라에 대한 투자자금 유입도 재개되면서 2009~13년중 연평균 14.3%의 견조한 증가세를 보였다. 그러나 2014년부터 외자유입이 은행차입을 중심으로 위축되면서 2009~16년에는 연평균 7.8% 증가에 그쳤다. 한편 전년대비 증가율 추이를 보면 글로벌 금융위기 이후 외자유입이 둔화되고 있는 모습이다.

<그림 4> 외자<sup>1)</sup> 유입



주 : 1) IIP(주식+채권+은행차입)  
자료 : ECOS

<표 1> 외자<sup>1)</sup> 유형별 유입추이

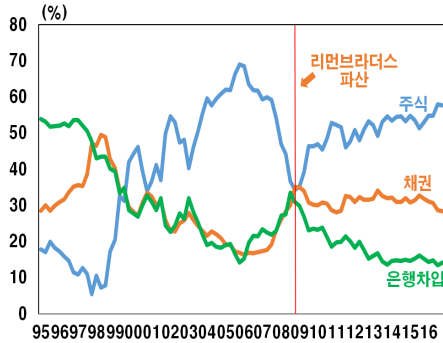
	(연평균, %)			
	주식	채권	은행차입	계
2000~07	22.6	15.1	15.4	18.7
2008	-61.1	-6.7	-16.8	-38.4
2009~16	15.1	5.0	-2.2	7.8
전기간	11.2	8.9	4.7	9.2

주 : 1) IIP 기준  
자료 : ECOS

한편 투자형태별로 외자유입 추이를 살펴보면 글로벌 금융위기를 전후로 상이한 모습을 나타내고 있다. 위기 이전에는 주식 투자자금을 중심으로 외자유입이 큰 폭 증가하였으며 그 결과 전체 외자유입에서 주식투자가 차지하는 비중이 70%까지 확대되기도 하였다. 그러나 금융위기 이후에는 위험회피성향 강화 등으로 주식 투자자금 유입은 위축된 반면 연기금 및 중앙은행 등 중장기적 투자성향의 채권 투자자금이 대거 유입되면서 채권 투자자금 비중이 40% 수준까지 확대되었다. 은행차입의 경우는 글로벌 금융위기 직전 2~3년간 빠르게 증가하다 이후에는 차입금 상환기조가 이어지면서 동 비중이 감소하고 있다.

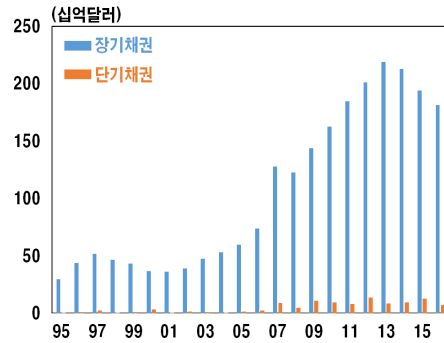


<그림 5> 외자유형별 비중<sup>1)</sup>



주 : 1) 주식, 채권, 은행차입 합계 대비  
자료 : ECOS

<그림 6> 채권만기별 외자<sup>1)</sup>유입



주 : 1) IIP 기준  
자료 : ECOS

<표 2> 외자유입<sup>1)</sup> 증가율과 인플레이션<sup>2)</sup>간의 시차상관관계<sup>3)</sup>

시차(k) <sup>4)</sup>	시차상관관계
0	-0.03
1	0.08
2	0.24*
3	0.31*
4	0.42*
5	0.38*
6	0.25*
7	0.21
8	0.14

주 : 1) 주식, 채권, 은행차입(원화 기준) 합계의 전년동기대비 증감률(%)

2) CPI의 전년동기대비 증감률(%)

3) 2000.1/4 ~ 16.4/4 분기

4) t기의 외자유입 전년동기대비 증감률과 t+k기의 인플레이션 사이의 시차상관관계

5) \*는 5% 수준에서 유의함을 의미

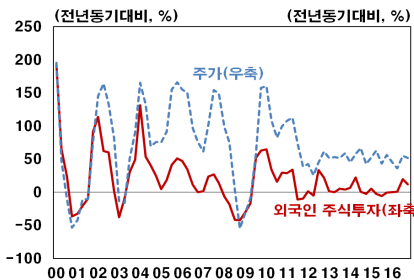
2000년 이후 최근까지의 외자유입(원화 기준, 이하 같음) 증가율과 소비자물가 상승률 간의 시차상관계수를 살펴보면, <표 2>에서 볼 수 있듯이 외자유입이 인플레이션 변동에 대해 4~5분기 후에 다소 강한 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 한편 단기에서는 유의성은 떨어지지만 외자유입과 인플레이션간에 부(-)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이 같은 상관관계 결과는 앞서의 이론에서 예견된 바와 같이 외자가 유입된 단기에는 환율 효과가 크게 나타나면서 인플레이션을 완화시키는 요인으로 작용하는 반면 중기 이후에는 총수요 효과가 커지면서 인플레이션을 상승시키는 요인으로 작용할 가능성을 시사한다.

## (2) 외자유입 경로별 현황

모형을 이용한 실증 분석에 앞서 파급경로별로 주된 외자유입 형태와 인플레이션간의 연관관계를 살펴보았다. 형태별 외자유입 변수는 외화자금의 원화로 환전된 후 국내 금융시장에 투입되는 점을 감안하여 원화로 환산된 지표를 사용하였다.

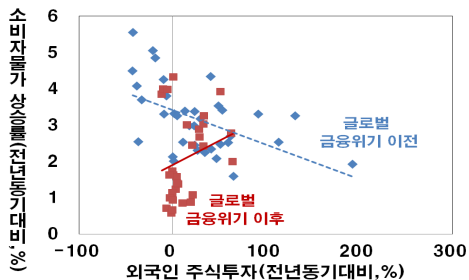
먼저 자산경로 파악을 위해 외국인 주식투자과 주가와의 관계를 살펴보았다. 2000년 이후 두 변수의 움직임을 <그림 7>을 통해 살펴보면 밀접한 정(+)의 관계가 존재하고 있음을 확인할 수 있는데 이는 2000년 이후 외국인 주식투자 자금의 큰 폭 증가로 10%대에 불과했던 외국인 국내 주식 보유비중이 2000년대 들어 30% 수준으로 확대됨에 따라 외국인 투자의 주가변동 영향력도 함께 커진 데 기인한 것으로 판단된다. 그러나 외국인 주식투자과 인플레이션간의 단순 산포도인 <그림 8>을 살펴보면 글로벌 금융위기 이전에는 두 변수 간에 부(-)의 관계가 나타났으나 위기 이후에는 양(+)의 관계가 보다 우세해진 것으로 나타났다.

<그림 7> 외국인 주식투자<sup>1)</sup> 증가율과 주가



주 : 1) IIP 기준  
자료 : ECOS

<그림 8> 외국인 주식투자<sup>1)</sup> 증가율과 인플레이션율<sup>2)3)</sup>

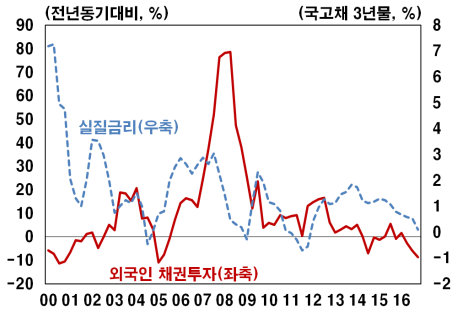


주 : 1) IIP 기준  
2) 외국인 주식투자 증가율(t)과 인플레이션율간의 시차상관관계(위기이전 : t, 위기이후 : t+2)  
3) 위기이전 : 2000.1/4 ~ 08.4/4  
위기이후 : 2009.1/4 ~ 16.4/4  
자료 : ECOS

다음으로 금리경로 파악을 위해 외국인 채권투자과 금리의 움직임을 살펴보면 글로벌 금융위기 이전에는 대체로 상반된 방향성을 나타내면서 변동하고 있지만 이후에는 두 변수가 하락하는 추세를 보이고 있다. 외국인 채권투자과 인플레이션간의 단순 산포도인 <그림 10>을 보면 글로벌 금융위기 이전에는 두 변수간의 관계가 반대 방향으로 나타났으나 위기 이후에는 자산경로와 유사하게 정(+)의 관계가 나타나고 있다.

<그림 9>

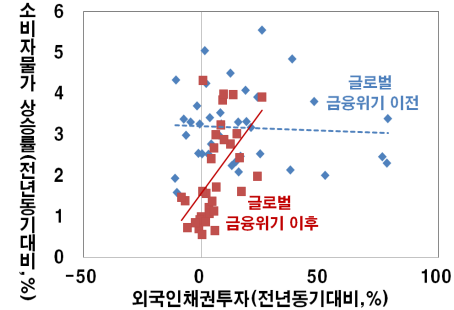
외국인 채권투자<sup>1)</sup> 증가율과 실질 금리



주 : 1) IIP 기준  
2) 국고채 3년물 금리 - 인플레이션을  
자료 : ECOS

<그림 10>

외국인 채권투자<sup>1)</sup> 증가율과 인플레이션  
율<sup>2)3)</sup>

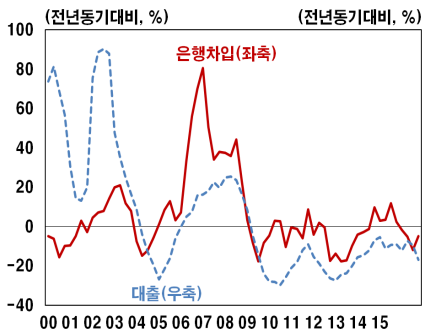


주 : 1) IIP 기준  
2) 외국인 채권투자 증가율(t)과 인플레이션율간의 시차상관관계(위گی이전 : t+2, 위گی이후 : t)  
3) 위گی이전 : 2000.1/4 ~ 08.4/4  
위گی이후 : 2009.1/4 ~ 16.4/4  
자료 : ECOS

대출경로에 있어서도 <그림 12>에서와 같이 은행의 외자차입이 증가(감소)하면 대출이 늘어나는(줄어드는) 움직임이 2000년 이후 유지되고 있는 것으로 나타났다. 은행차입 증가율과 인플레이션간의 선형관계를 나타내는 단순 산포도를 살펴보면 자산 및 금리 경로와 같이 글로벌 금융위기 이전에는 부(-)의 관계가, 이후에는 정(+)의 관계가 나타나고 있다.

<그림 11>

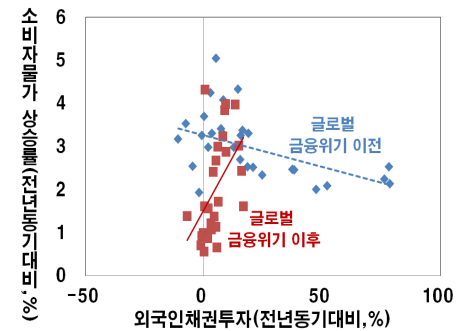
은행차입<sup>1)</sup> 증가율과 대출<sup>2)</sup>



주 : 1) IIP 기준  
2) 예금은행 말잔 기준  
자료 : ECOS

<그림 12>

은행차입<sup>1)</sup> 증가율과 인플레이션율<sup>2)3)</sup>



주 : 1) IIP 기준  
2) 은행차입 증가율(t)과 인플레이션율간의 시차상관관계(위گی이전 : t+6, 위گی이후 : t+3)  
3) 위گی이전 : 2000.1/4 ~ 08.4/4  
위گی이후 : 2009.1/4 ~ 16.4/4  
자료 : ECOS

### Ⅲ. 외자유입과 인플레이션 간의 장기 및 동태적 관계

앞장의 현황 분석을 토대로 본 장에서는 외자유입과 인플레이션간의 관계를 보다 엄밀하게 살펴보고자 한다. 즉, 인플레이션에 영향을 미치는 여타 요인들을 통제하고 외자유입이 인플레이션에 미치는 영향을 계량모형을 통해 실증분석해 보았다. 본고에서는 외자유입이 인플레이션에 미치는 영향을 공적분 방식과 VAR 방식 두 가지로 접근하고 있다. 두 접근법은 상호 보완적이며 분석 목적도 다소 다르다고 할 수 있다. 우선 공적분회귀 접근법을 통해 단위근을 가지고 있는 시계열 간의 장기적인 균형관계를 확인할 것이다. 이후 외자유입이 인플레이션에 미치는 동태적인 파급경로는 베이지언 VAR 접근법을 통해 주로 분석한다. 한편 외자 순수입(BOP 기준)과 인플레이션과의 관계에 대해서는 강건성 확인 차원에서 베이지언 VAR 접근법을 통해 일부 논의를 추가하였다.

#### 1. 공적분회귀 실증분석

모형은 확장형 케인지안(Keynesian) 모형을 사용하였으며 설명변수로는 경제 이론 등에서 일반적으로 물가에 영향을 미친다고 알려진 인플레이션 변동의 주요 요인으로서 GDP갭률, 공급 및 비용요인으로서 원/달러 환율, 유가, 임금, 농축수산물가격 등의 전형적인 인플레이션 변동 요인을 포함하였으며 여기에 본고의 관심 변수인 외자유입을 추가하였다.

GDP갭률을 제외한 여타변수는 자연로그를 취하였다. 단위근(unit root) 검정 결과는 <표 3>에서 볼 수 있듯이 소비자물가지수, 유가를 제외한 모든 변수에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났으며 공적분 검정결과에서도 <표 4>에서 볼 수 있듯이 변수들 간에 공적분 관계가 있는 것으로 분석되었다. Flôres and Szafarz(1996) 및 Burke and Hunter(2005)는 안정적 시계열 I(0)와 불안정적 시계열 I(1)이 혼합된 경우에도 공적분 과정이 정상적이라면 넓은 의미에서 공적분 관계가 성립하여 경제변수들 간에 중장기적인 안정적 관계가 성립함을 보여주었다.

이에 공적분된 회귀식을 효율적으로 추정해주는 정준공적분회귀(CCR, Canonical Cointegration Regression) 추정기법을 적용하였다. 이는 OLS 추정시 변수들이 단위근을 가질 경우 종속변수와 설명변수 간의 내생성 등으로 추정상의 문제점이 발생하게 되는데 이를 완화시킬 수 있는 기법이 Park(1992)의 정준공

적분회귀추정이기 때문이다(한국고용정보원 2007). 동 식의 잔차항에 대한 단위근 검정을 실시해 본 결과 <표 5>에서 볼 수 있듯이 단위근이 없는 것으로 나타나 정준공적분회귀 추정이 타당한 것으로 보인다.

<표 3>                      단위근 검정  
                                      (2000.1/4 ~ 16.4/4)

변수	ADF <sup>1)</sup>	
	수준	1차 차분
외자유입(원화)	-2.24	-8.73***
소비자물가지수	-1.53	-2.91
GDP갭률	-4.33**	-6.99***
원/달러 환율	-2.81	-6.07***
유가	-2.36	-1.97
농축수산물 가격	-1.89	-7.76***
임금	-2.64	-9.15***

주 : 1) 귀무가설은 ‘단위근 존재’이며 숫자는 t-값(수준값)  
2) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 귀무가설 기각을 의미

<표 4>                      공적분 검정 결과  
                                (2000.1/4 ~ 16.4/4)

	Trace 통계량	Maximum Eigenvalue 통계량
$H_0 : r=0$	175.86***	55.67**
$H_0 : r=1$	120.18***	46.83*
$H_0 : r=2$	73.36**	30.25
$H_0 : r=3$	43.10	17.38
$H_0 : r=4$	25.72	11.23

주 : \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미

<표 5> 정준공적분회귀 오차항 단위근 검정 결과

	ADF <sup>1)</sup>	
	수준	1차 차분
전기간	-4.41***	-5.20***
위기이전	-3.25**	-6.05***
위기이후	-4.06**	-7.77***

주 : 1) 귀무가설은 ‘단위근 존재’, 수치는 t-값을 의미  
2) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 귀무가설 기각을 의미

한편 외자유입의 장기적인 효과를 포착하기 위해 외자유입 변수에 대해서는 앞서의 시차상관관계 분석 결과를 반영하여 4분기의 선행시차를 두었다. 이러한 점을

모두 고려하여 아래와 같은 추정식을 설정하였다.

$$\pi_t = c + \beta_1 CAINW_{t-4} + \beta_2 ER_t + \beta_3 GAP_t + \beta_4 OIL_t + \beta_5 WAGE_t + \beta_6 AGR_t + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서  $\pi$ 는 소비자물가,  $CAINW$ 는 원화기준 외자유입,  $ER$ 은 원/달러 환율,  $GAP$ 은 GDP갭률,  $OIL$ 은 두바이 유가,  $WAGE$ 는 제조업 임금,  $AGR$ 은 농축수산물가격을 각각 의미한다. 분석대상기간은 외자유입이 본격화된 2000년 이후를 대상으로 하되 글로벌 금융위기 전후로 외자유입의 인플레이션에 대한 영향력이 변화되었는지 여부를 파악하기 위해 2000.1/4~16.4/4분기(이하 전 기간)와 함께 2000.1/4~08.4/4분기(이하 이전 기간), 2009.1/4~16.4/4분기(이하 이후 기간)으로 나누어 추정하였다.

<표 6>은 전 기간, 이전 및 이후 기간으로 나누어 추정한 결과이다. 먼저 전 기간을 대상으로 한 추정결과에 따르면 변수들이 대체로 예견된 부호를 보였으며 통계적 유의성도 확보하였다. 특히 외자유입은 여타 요인들을 통제한 이후에도 인플레이션에 대해 4분기 이후 유의한 정(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 한편 위기 이전에는 두 변수간의 관계가 통계적으로 유의하지 않지만 부(-)의 관계가 나타난 반면 위기 이후에는 통계적으로 유의하게 정(+)의 관계가 나타났다.

<표 6> 외자유입의 인플레이션에 대한 영향

	전 기간	위기 이전	위기 이후
<i>C</i>	3.69 *** (0.25)	2.95 *** (0.22)	3.84 *** (0.13)
<i>lCAINW</i> (-4)	0.02 ** (0.01)	-0.00 (0.01)	0.02 * (0.01)
<i>lER</i>	0.02 (0.01)	-0.00 * (0.01)	0.01 (0.01)
<i>GAP</i>	0.001 (0.74)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
<i>lOIL</i>	0.03 *** (0.00)	-0.02 (0.01)	0.11 *** (0.01)
<i>lWAGE</i>	-0.10 *** (0.03)	0.22 ** (0.07)	-0.04 (0.04)
<i>lAGR</i>	0.12 *** (2.74)	0.12 *** (0.03)	-0.10 *** (0.02)
<i>dum1</i> <sup>2)</sup>	0.01 * (0.00)	0.03 *** (0.00)	0.01 *** (0.00)
<i>GAP</i> × <i>dum2</i> <sup>3)</sup>	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.99	0.99	0.99

주 : 1) ( )내는 표준오차를 의미

2) 금융위기 더미(2008.1/4~09.3/4)

3) 위기이전 GDP갭을 하락을 통제하기 위해 추가

4) \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 의미

## 2. 파급경로별 베이지언 VAR 분석

본 장에서는 외자유입의 물가에 대한 영향을 파급경로별로 구분하여 각각의 영향력을 평가해 보았으며 특히 글로벌 금융위기 전후로 파급경로 및 시차 등에서 차별화되는 특징이 나타나는지 여부를 분석해 보았다. 이를 위해 본 장에서는 외자유입의 파급경로별로 베이지언 VAR 모형을 각각 구축하고 충격반응함수 분석 등을 통해 내생변수 간 동태적 상관관계를 보다 엄밀히 살펴보았다.

### (1) 모형 및 사전정보

외자유입의 파급경로별 인플레이션에 대한 영향을 살펴보기 위해 베이지언 VAR 모형을 설정하였다. 단순 VAR 대신 베이지언 VAR를 사용한 이유는 VAR 모형의 동태적 계수에 적절한 사전제약을 가함으로써 제한된 자료에 비해 추정해야 하는 모수가 기하급수적으로 많아지는 문제, 즉 VAR의 일반적인 약점인 차원의 저주 또는 과다적합 문제(over-fitting problem)를 완화할 수 있기 때문이다. 또한 전통적인 VAR에서는 변수들이 안정적(stationary) 시계열이라는

강한 가정이 필요하나, 베이지언 VAR에서는 사용변수가 단위근에 가까운 특성을 가지고 있더라도 비교적 효율적인 추정이 가능하기 때문이다. Sims and Uhlig(1992) 및 Sims(1988) 등은 유한 표본(finite sample) 베이지언 VAR 모형에서 단위근에 가까운 내생변수가 포함되더라도 추정에 큰 문제가 되지 않음을 보였다.

식 (2)의 베이지언 추정은 사전정보(prior information)와 우도함수를 토대로 베이지 규칙(Bayes rule)을 이용하여 조건부 사후적 분포(conditional posterior density)를 도출하고 이를 토대로 사후적 분포를 추정하는 과정으로 요약할 수 있다. 이를 좀 더 자세히 살펴보면 아래와 같다. 일반적인  $(n \times 1)$  내생변수 벡터인  $Y_t$ 는 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$Y_t = X_t \beta + \epsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

$Y_t$  :  $n \times 1$  내생변수 벡터,

$X_t = (I_n \otimes W_{t-1})(n \times nk)$ ,

$W_{t-1} = (Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-p}, z'_t)' (k \times 1)$ ,  $z_t$  :  $d \times 1$  외생변수 벡터

$\beta = \text{vec}(B_1, B_2, \dots, B_p, D) (nk \times 1)$

$\epsilon_t$  :  $n \times 1$  오차항,  $\epsilon_t \sim iid N(0, \Sigma)$

우도함수(likelihood function)를 식 (3)과 같이 두고 모수에 대한 사전결합분포(joint prior distribution)를  $p(\beta, \Sigma)$ 라고 하면 조건부 사후적 분포( $p(\beta, \Sigma | Y)$ )는 사전결합분포( $p(\beta, \Sigma)$ )와 우도함수( $L(Y | \beta, \Sigma)$ )의 곱에 비례하는 식 (4)가 된다. 이 조건부 사후적 분포에서 Gibbs Sampling 등 수치적 방법론을 통해 사후적 분포와 모수를 추정하여 충격반응분석 등을 수행하게 된다.<sup>3)</sup>

$$L(Y | \beta, \Sigma) \propto |\Sigma|^{-T/2} \exp \left( -\frac{1}{2} \sum_t (Y_t - X_t \beta)' \Sigma^{-1} (Y_t - X_t \beta) \right) \quad (3)$$

3) 베이지언 VAR 모형에 대한 자세한 설명은 Ciccarelli and Rebucci(2003), 손종칠(2010), 황종률(2011)을 참고하기 바란다.



$$p(\beta, \Sigma | Y) = \frac{p(\beta, \Sigma) L(Y | \beta, \Sigma)}{p(Y)} \quad (4)$$

$$\propto p(\beta, \Sigma) L(Y | \beta, \Sigma)$$

앞서 살펴보았듯이 베이지언 VAR에서는 사전제약이 중요하다고 할 수 있는데 본 연구에서는 Litterman(1986)을 따라서 가장 일반적인 소위 미네소타 사전제약을 부여하였다. 동 사전제약은 크게 두 가지 특징으로 대별된다. 첫째, 시차(lag)가 길어질수록 동적계수를 추출하는 분포가 더욱 평균 '0'에 집중되도록 설계하는 데, 이는 시차가 길어질수록 각 시차변수가 현재 변수에 미치는 영향력이 감소함을 의미한다. 둘째, 동일 변수의 시차변수와 비교할 경우 상대적으로 여타 시차변수의 영향력이 감소하도록 분포를 설계한다. 즉, 다른 변수의 시차 동적계수를 추출하는 분포가 상대적으로 더욱 평균 0에 집중되도록 설계한다.

이상의 논의는 식 (5)에서 보다 직관적으로 이해될 수 있다. 가령, 인플레이션( $P$ ) 변수의 경우 전 분기 인플레이션의 계수인  $\alpha_1$ 을 확률 추출(random sampling)하는 경우 평균은 0이고 표준편차는 임의의 값인  $\lambda$ 인 정규분포에서 추출하도록 설정한다. 한편 전전 분기 인플레이션 계수인  $\alpha_2$ 를 추정할 경우에는 평균은 0, 표준편차는  $\lambda$ 보다 더 작은  $\lambda/2$ 인 정규분포에서 추출토록 설계함으로써 전전 분기 인플레이션의 영향력이 점차 감소함을 알 수 있다.

$$P_t = \alpha_1 P_{t-1} + \alpha_2 P_{t-2} + \beta_1 Bank_{t-1} + \beta_2 Bank_{t-2} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$(0, \lambda) \quad (0, \lambda/2) \quad (0, \theta\lambda\sigma_1/\sigma_2) \quad (0, \theta\lambda\sigma_1/2\sigma_2)$$

한편  $Bank_{t-1}$ 을 해외 은행차입 증가율이라고 가정하는 경우  $\beta_1$ 의 추정에 사용되는 정규분포는 평균 0, 표준편차  $\lambda\theta$ 로서,  $\theta$ 값이  $0 \leq \theta \leq 1$ 인 경우 인플레이션 시차변수에 적용되었던  $\lambda$ 값보다 해당 값이 작아짐을 확인할 수 있다. 이 때  $\sigma_1/\sigma_2$ 는 각 변수 교란항 표준편차의 비율로서 서로 다른 두 변수간의 변동성의 정도 차이를 반영해주는 기술적인 항목이다. 두 분기 전 해당 변수의 계수인  $\beta_2$  추정을 위한 분포의 표준편차는  $\lambda\theta/2$ 로서 더욱 평균 0에 근접하게 설계되어 있다. 본고에서는 사후 분포의 추정을 위해 깃스 샘플링(Gibbs sampling) 방법을 적용하였으며 1,000번의 추출을 통해 모수값을 추정하였다. 한편 시차변수는 모든 모형에서 3으로 고정하였다. 이는 글로벌 금융위기 이전과 이후로 분석대상기간을 구분함에 따라 모형을 추정할 수 있는 최대의 시차변수이다.

즉, 각 내생변수는 3분기 정도의 시차까지 영향을 받는 것으로 설정되었다.

## (2) 분석자료

본고에서는 7변수 베이지언 VAR 모형을 설정하였다. 추정에 사용한 변수들의 내역은 <표 7>에 정리되어 있다. 경로별 영향을 분석한 기존 논문의 경우 경로별 영향 비교를 위하여 충격변수, 반응변수, 경로변수 등으로 모형을 단순화하여 분석하는 것이 일반적이다. 예를 들어, 외자유입과 경기변동을 분석한 송치영 및 김근영(2009)에서도 VAR모형을 “외자, 실질GDP, 경로변수”로 설정하였다.

<표 7> VAR 내생변수<sup>1)</sup>

변수명		변수 내용		자료
국제상품가격(cp)		전년동기 대비 all commodity index의 상승률		IMF IFS
형태별 외자	주식투자 (stock)	전년동기 대비	외국인 주식투자(달러화 기준) 증가율	한국은행
	채권투자 (bond)	전년동기 대비	외국인 채권투자(달러화 기준) 증가율	“
	은행차입 (bank)	전년동기 대비	은행차입(달러화 기준) 증가율	“
경로 변수	주가 <sup>2)</sup> (sp)	전년동기 대비	실질 종합주가지수(KOSPI)의 상승률	“
	실질금리 (r)	국고채 금리(3년) - 전년동기 대비 소비자물가지수(CPI)의 상승률		“
	은행대출 <sup>2)</sup> (loan)	전년동기 대비	실질 예금은행 대출금(말잔)의 증가율	“
환율 (fx)		원/달러 명목 환율		“
총수요 (ad)		전년동기 대비	실질 가계 소비(S.A.)+실질 민간고정투자(S.A.)의 증가율	“
수입물가 (ip)		전년동기 대비	수입물가지수의 상승률	“
인플레이션 (p)		전년동기 대비	소비자물가지수(CPI)의 상승률	“

주 : 1) 모든 자료는 대출 변수를 제외하고 분기 평균 기준

2) 주가와 대출은 소비자물가지수(CPI)로 나누어 실질화

구체적으로 살펴보면, 외자변수(달러화 기준)는 모두 전년동기 대비 증가율 변수로 전환하였다. 경로변수인 주가, 금리, 대출의 경우 물가지수로 실질화하였는데, 주가는 실질 종합주가지수(KOSPI)의 전년동기 대비 상승률, 금리는 실질 국

고채 금리(3년), 그리고 대출은 실질 예금은행 대출금(말잔)의 전년동기 대비 증가율 자료를 각각 사용하였다. 환율은 원/달러 명목환율을 사용하였다. 이는 환율의 변동이 수입물가로 이전되는 효과를 즉시 반영하기 위함이다. 총수요는 실질 가계소비와 실질 민간고정투자를 합한 수치의 전년동기 대비 증가율 자료를 사용하였다. 예금은행 대출금 자료를 제외한 모든 자료는 분기 평균 기준으로 구축되었다.

분석대상 기간은 앞서와 같이 전 기간인 2001.1/4~16.4/4분기와 위기 이전 기간인 2001.1/4~08.4/4분기, 위기 이후 기간은 2009.1/4~2016.4/4분기로 구분하였다. 한편 계절성이 있다고 판단되는 가계소비 및 민간고정투자 변수는 BOK-X-13 ARIMA 모형을 통해 계절조정하였다. 상기 내생변수의 기초통계에 대한 자료는 부록의 <별첨>에 수록해 두었다.

### (3) 모형식별

본고에서는 구조분석을 위한 식별과 관련하여 널리 활용되고 있는 출레스키 분해를 이용하였다. 동 식별 체계는 단순하지만 외생성 순서를 임의대로 결정하여 변수의 나열순서(ordering)를 결정한다는 한계는 있다.

본고에서의 외생성 순서는 <그림 3>을 참조하여 국제상품가격 → 외자유입 → 환율 → 수입물가 → 주가(금리, 은행대출) → 총수요 → 소비자물가지수로 하였다(<표 8> 참조). 우선 국제상품가격의 경우 국내의 금융경제 여건과는 별개로 해외의 수요 및 공급에 의해 결정되기 때문에 여타 국내 변수에 비해서 외생성 정도가 가장 높다고 설정하였다. 또한 형태별 외자도 국내외 상황뿐만 아니라 해외 투자자의 전략적 결정과 관련되어 있기 때문에 여타 국내 변수에 비해서 외생성 정도가 높은 것으로 판단하였다. 외자유입의 물가에 대한 파급경로는 앞서 살펴본 바와 같이 자산경로, 금리경로, 대출경로로 설정하였다.

&lt;표 8&gt;

경로별 외생성 순위(Ordering)

	변수
자산경로	· 국제상품가격(cp) → <b>외국인 주식투자(stock)</b> → 환율(fx) → 수입물가(ip) → <b>주가(sp)</b> → 총수요(ad) → 소비자물가지수(p)
금리경로	· 국제상품가격(cp) → <b>외국인 채권투자(bond)</b> → 환율(fx) → 수입물가(ip) → <b>금리(r)</b> → 총수요(ad) → 소비자물가지수(p)
대출경로	· 국제상품가격(cp) → <b>은행차입(bank)</b> → 환율(fx) → 수입물가(ip) → <b>은행대출(loan)</b> → 총수요(ad) → 소비자물가지수(p)

주 : 이탤릭체는 각 경로별 충격변수와 경로변수를 의미

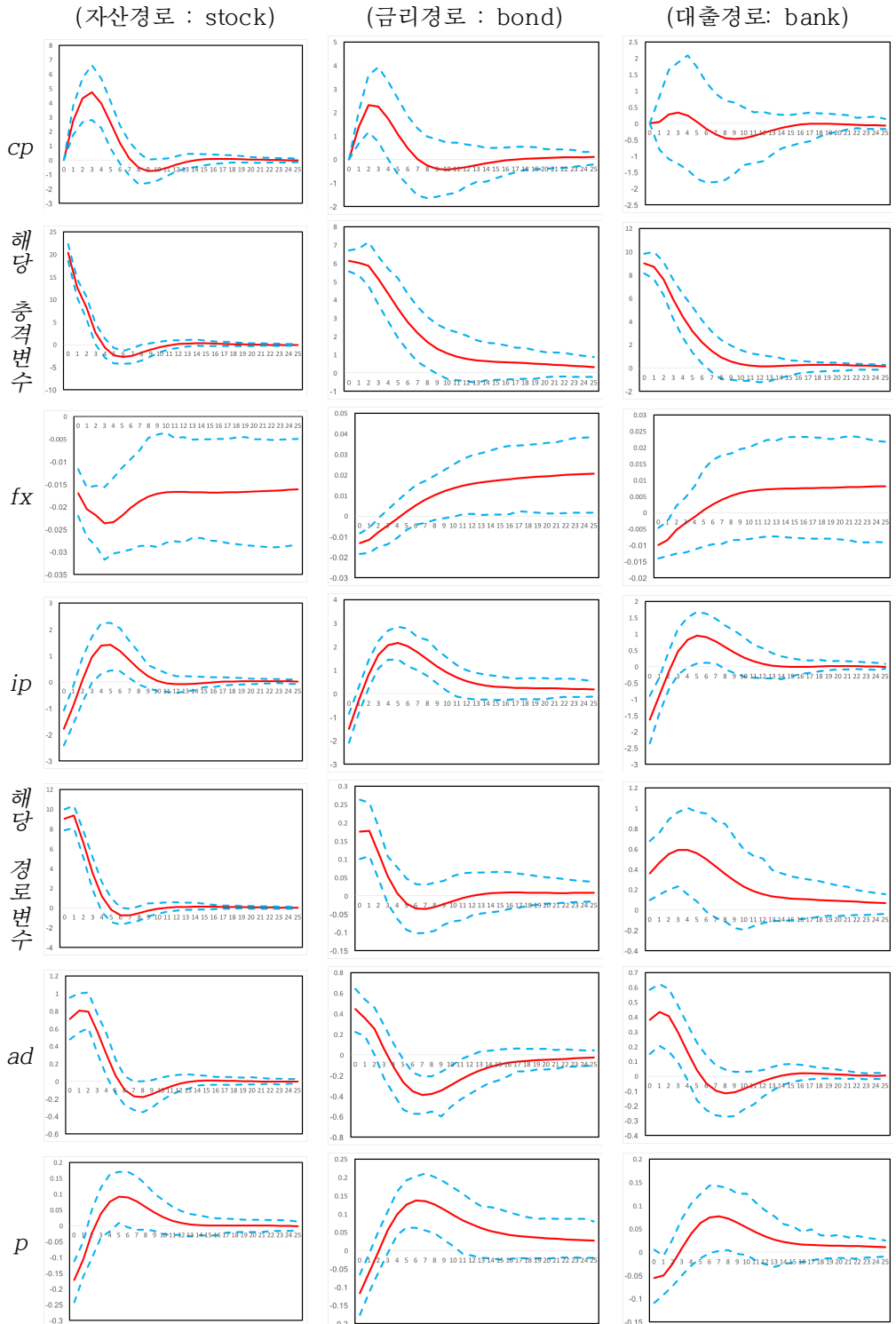
#### (4) 충격반응분석 결과

먼저 전 기간을 대상으로 각 경로별 외자유입 교란항의 1 표준편차 상승 충격에 대한 모든 변수의 25분기에 걸친 반응함수가 <그림 13>에 나타나 있다<sup>4)</sup>. 우선 외자유입에 따른 환율 효과를 살펴보면 외자유입시 명목환율이 단기간에 절하되고 이에 따라 수입물가도 하락하나 2~3분기 이후에는 국제유가 급등과 같은 국제상품가격의 변동 및 글로벌 위기 이후 안전자산 선호 현상 등에 따라 원화가 평가절하되면서 수입물가가 다시 상승하는 것으로 나타났다. 이는 외자유입 충격으로 단기에는 원화가 평가절상 되지만 이후 대외준비자산을 꾸준히 확보해야 하는 소규모 개방경제로서 무역수지 개선 등 중장기적으로 원화의 평가절하 압력이 지속되기 때문으로 사료된다. 전체적으로 수입물가의 충격반응 패턴이 이후 소비자물가의 충격반응 패턴을 결정하는데 크게 기여하는 가운데 여타의 내생 변수들이 영향력이 충격의 강도 및 방향성에 또한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 이와 같이 외자유입의 환율에 대한 영향이 단기와 중기에 걸쳐 그 효과가 차별화되는 이유에 대해서는 향후 우리나라의 국제수지 추이 및 중앙은행의 정책 방향 등을 고려하여 심도있는 후속 연구가 필요해 보인다.

경로별 외자유입에 따른 총수요 효과를 살펴보면 자산, 대출경로의 경우 외자유입 충격시 경로변수인 주가 상승 및 대출 증가 반응을 통해 총수요가 5~6분기까

4) 본고에서 충격반응함수의 크기는 외자유입의 외생적인 충격에 대한 각 내생변수의 반응함수이다. 가령, 환율 및 수입물가의 반응함수는 외자유입 충격에 대한 반응함수이고 동 반응함수는 이후 총수요 및 국제유가의 반응함수 그러나 여타 나머지 내생변수의 시차와 동태적으로 상관관계를 맺으며 최종적으로 외자유입 충격에 대한 인플레이션의 반응함수를 산출하게 된다. 이에 따라 단순히 외자유입 경로변수 및 환율 반응함수의 초기 계수의 크기가 외자유입 충격에 대한 인플레이션 반응함수의 크기 및 동태적 패턴을 전적으로 결정하지는 않는다는 점에 유의할 필요가 있다.

<그림 13> 경로별 1 표준편차 충격에 대한 반응 함수 (전 기간)



주: 점선은 1000번의 표본 추출을 바탕으로 한 68% 확률밴드(probability bands)

지 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 외국인채권투자 충격시 시장금리가 하락하지 않는 것으로 나타났는데 이는 시장금리가 채권에 대한 외국인과 내국인 투자자의 수요와 공급 외에 중앙은행의 공개시장조작 강도 및 개입 시점 등에 따라 민감한 영향을 받기 때문인 것으로 추정된다. 이러한 결과는 원승연·주상영(2009)의 연구에서도 확인된다. 이와 같은 경로별 외자유입 충격시 환율 효과와 총수요 효과를 종합해 보면 환율의 단기적인 평가절상에 따라 인플레이션도 초기에는 하락하였다가 이후 환율효과가 약해지고 총수요 효과가 시차를 두고 나타나면서 인플레이션이 상승하는 것으로 보여진다.

한편 강건성 차원에서 경로별로 외자유입 변수 대신 외자유입 순수입 변수(외자 순수입/명목GDP)를 사용하여 동일한 베이지언 VAR 분석을 수행하였다. 전 기간에 대한 충격반응함수는 <별첨 2>에 수록되어 있다. 앞서의 외자유입 변수의 결과와 같이 수입물가의 충격반응 패턴이 물가지수의 충격반응 패턴에 큰 영향을 미치고 있지만, 전체적으로 인플레이션 상승과 하락 요인이 상충하면서 통계적 유의성이 하락하는 것으로 나타났다. 이는 VAR 내생변수의 구조가 다르며 외국인 주도에 의한 자본유입과 내국인 주도에 의한 자본유출이 서로 다른 요인에 의해 결정되기 때문으로 사료된다. 다만 글로벌 위기 전후로 기간을 구분하여 추정한 충격반응함수는 <별첨 3> 및 <별첨 4>에서 확인할 수 있듯이 앞서의 외자유입 변수로 추정한 결과와 대체로 유사한 것으로 나타났다. 이는 이어지는 분석 결과에서 확인할 수 있다.

한편 분석대상기간을 글로벌 금융위기 전후로 나누어 충격반응함수를 추정해 본 결과 위기 전후로 외자유입의 인플레이션에 대한 파급경로에 일정한 변화가 발생한 것으로 보인다. 위기 이전에는 각 경로별 외자유입 교란항의 1 표준편차 상승 충격에 대한 반응함수(<그림 14> 참조)를 살펴보면, 대체로 모든 경로에서 위기 이후 기간에 비해 환율효과가 보다 뚜렷하게 나타나면서 단기에 보다 유의하게 인플레이션 하락 압력으로 작용하는 것으로 나타났다.

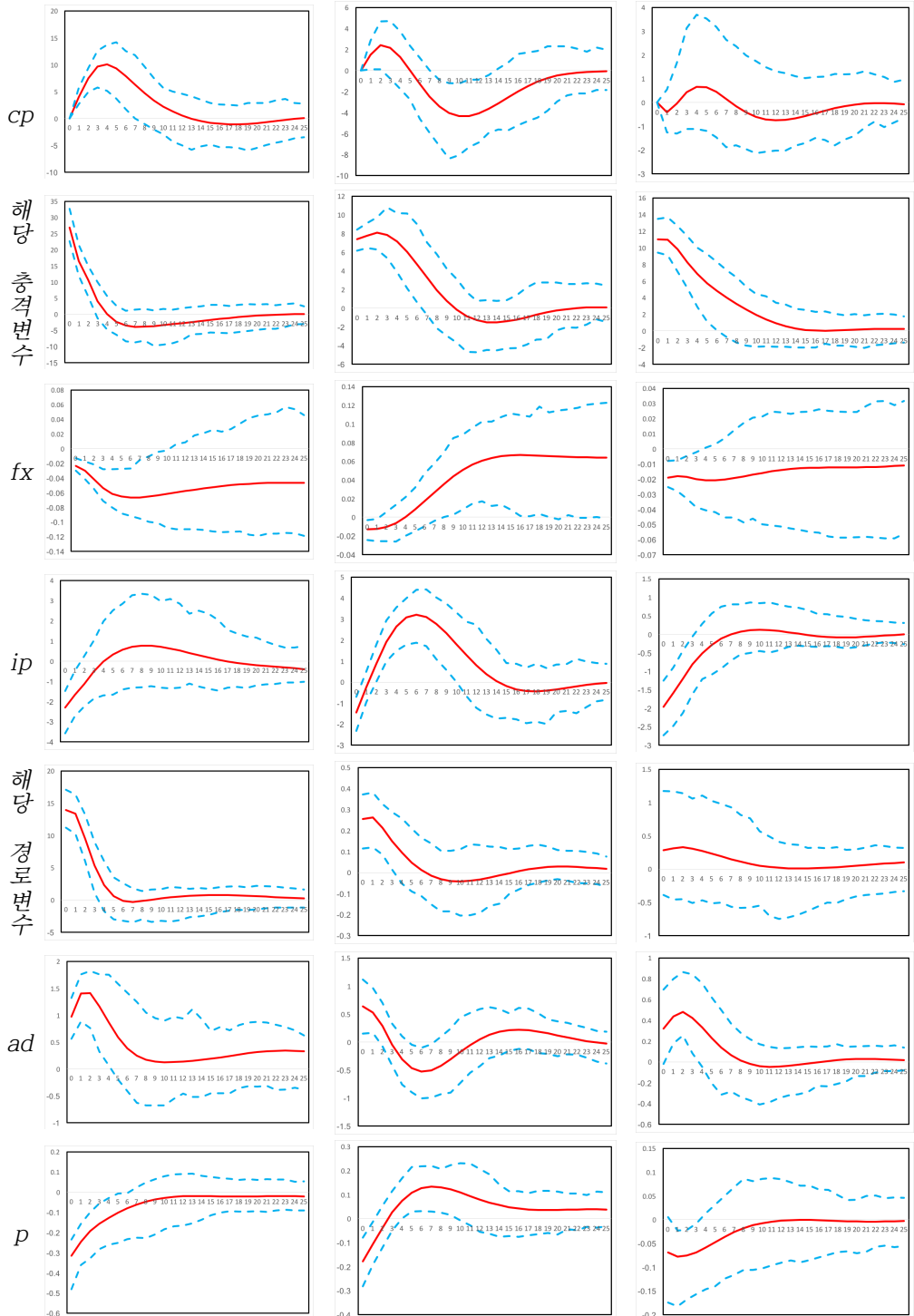
글로벌 금융위기 이후(<그림 15> 참고)에는 외자유입의 인플레이션에 대한 파급경로가 위기 이전과는 다른 모습을 보였다. 우선 외국인 주식투자 충격을 통한 자산경로의 경우, 총수요 효과는 위기 이전과 비슷한 수준이나 외자유입에 따른 환율효과가 위기 이전에 비해 축소되면서 외자유입 충격이 인플레이션에 미치는 영향이 위기 이전과 달라진 모습을 보였다. 즉, 총수요 파급 경로와 평가절상을 통한

<그림 14> 경로별 1 표준편차 충격에 대한 반응 함수 (위기 이전 기간)

(자산경로 : stock)

(금리경로 : bond)

(대출경로: bank)



주: 점선은 1000번의 표본 추출을 바탕으로 한 68% 확률밴드(probability bands)

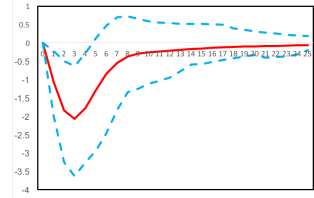
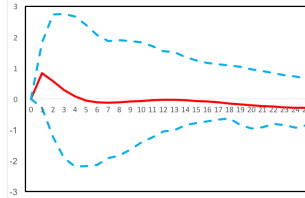
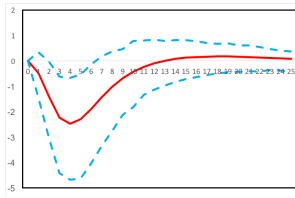
<그림 15> 경로별 1 표준편차 충격에 대한 반응 함수 (위기 이후 기간)

(자산경로 : stock)

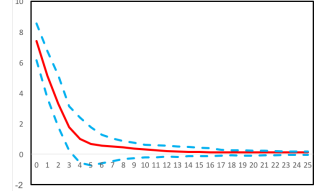
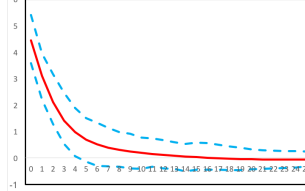
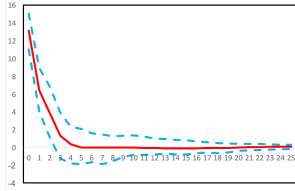
(금리경로 : bond)

(대출경로: bank)

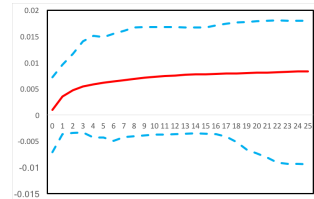
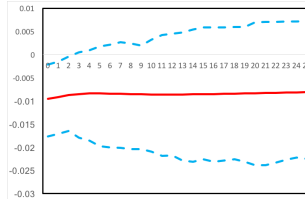
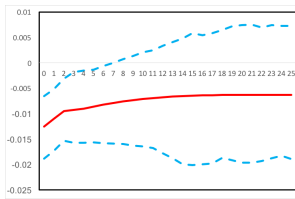
CP



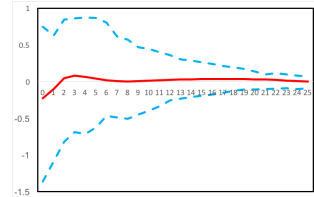
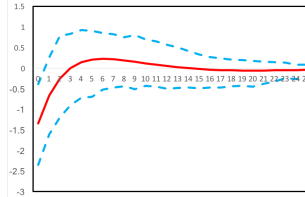
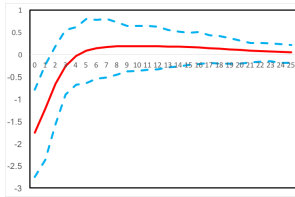
해당  
충격변수



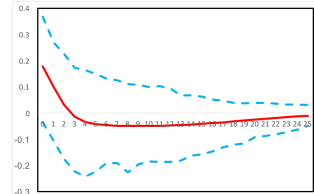
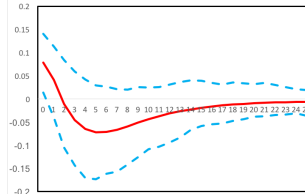
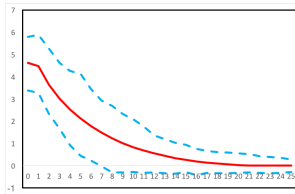
fx



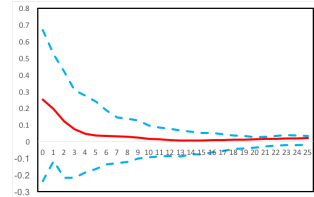
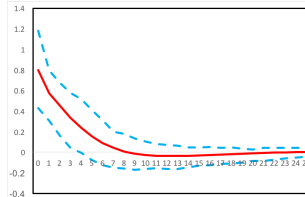
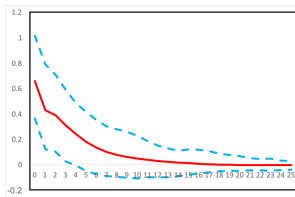
ip



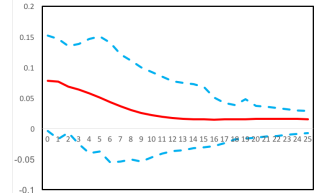
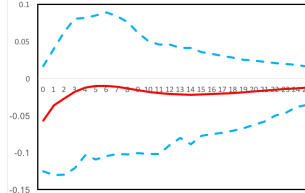
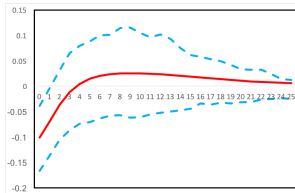
해당  
경로변수



ad



p



주: 점선은 1000번의 표본 추출을 바탕으로 한 68% 확률밴드(probability bands)



환율경로가 서로 영향을 미치지만 글로벌 금융위기 이전과 비교할 경우, 원화 평가 절상의 폭이나 지속성이 약화되면서 결과적으로 인플레이션의 하락 폭과 지속성이 다소 줄어든 것으로 보인다.

외국인 채권투자 충격 또한 위기 이전 기간과 비교할 경우 환율 효과가 유의하지 않음에 따라 단기의 인플레이션 하락 효과가 나타나지 않았다. 은행차입 충격의 경우도 환율을 통한 파급경로가 유의하지 않음에 따라 총수요 효과에 힘입어 인플레이션이 소폭 상승하는 것으로 나타났으나 그 통계적 유의성은 낮았다. 이는 은행차입을 통한 유동성 공급 증가가 국내의 가계 및 기업으로 직접적으로 파급될 수 있는 경로가 금융위기 이후 상대적으로 약화된 데 기인한 것으로 보인다.<sup>5)</sup> 여러 연구에서도 환율의 물가에 대한 영향력이 점차 둔화되고 있음을 보여주고 있다. 실제로, 우리나라의 자료를 이용하여 Gopinath and Itskhoki(2007)의 방법론으로 환율의 물가에 대한 전가율(pass-through)을 분석해 본 결과 2000년대 이후 지속적으로 하락하고 있는 것으로 나타났다. 또한 수입물가 변동을 환율요인과 수입단가요인으로 분해하여 살펴봐도 최근의 수입물가 하락은 주로 유가하락 등 수입단가 하락에 기인하고 있다.

이처럼 위기 이전과 비교할 경우, 위기 이후에는 미달러화 등 안전자산에 대한 선호 증가 등으로 외자유입 충격에 따른 환율의 평가절상 및 그에 따른 파급효과가 줄어든 것으로 나타났다.<sup>6)</sup> 이와 더불어 은행차입 경로의 경우는 국내 경기로 파급될 수 있는 유동성 공급 경로 또한 제한되면서 전반적으로 외자유입 충격이 인플레이션에 미치는 영향이 약화된 것으로 나타났다. 한편 <별첨 3> 및 <별첨 4>에서 확인할 수 있듯이 금리경로를 제외하고 외자 순유입 변수로 내생변수를 구축한 모형의 충격반응함수는 앞서 논의한 외자유입 변수의 결과와 대체로 유사한 것으로 나타났다. 다만, 통계적 유의성과 변수 간에 다소의 차이가 존재하여 직접적인 비교에는 신중을 기할 필요가 있다. 앞서 논의했듯이, 외국인에 의한 자본유입과 내국인에 의한 자본유출이 서로 다른 요인에 의해

5) 은행차입 경로와 관련해서는, 정부가 2010년 발표한 “거시 건전성 제고를 위한 자본유출입 변동 완화방안”(기획재정부, 2010.6월) 정책도 영향을 미치고 있는 것으로 판단된다. 동 방안에 따르면, 자본유입 중 은행부문을 통한 해외차입의 변동성이 가장 크기 때문에 은행의 외화대출에 대해 해외사용 용도로만 제한하는 한편 특히 외은지점에 대해서는 자율적으로 외화유동성 리스크 관리 기준에 따라 외화자금조달 장기화 및 안정적인 유동성 리스크 관리를 유도해 나가겠다고 밝힌 바 있다.

6) 거시경제이론에 의하면 중장기적인 인플레이션은 화폐적 현상으로 인식(Friedman 1963)되어 왔지만 글로벌 금융위기 이후 전세계적인 완화적 통화정책에도 불구하고 저성장, 저물가 현상이 고착됨에 따라 경제구조의 변화에 따른 저물가의 가능성도 제기되고 있다. 예를 들어, 한국은행(2015)에서는 금융위기 이후 우리 경제는 노동시장 이중구조, 고령화 등에 따른 수요기반 약화, 글로벌화 진전, 유통구조 혁신 등에 따른 국내의 경쟁도 확대 등으로 수요와 공급 측면 모두에서 인플레이션 압력이 약화되었다고 분석하였다.

결정되며, 분기별 시차를 감안하는 경우 유입과 유출이 분기 내에서 서로 상쇄됨에 따라 해당 유출 및 유입의 충격이 충분히 식별되지 않을 수 있는 문제 등이 있기 때문이다. 이에 대해서는 추후에 심도 있는 후속 연구가 필요하다고 사료된다.

## V. 결론 및 시사점

본고에서는 2000년 이후 꾸준히 증가하고 있는 외자유입의 인플레이션에 대한 영향을 환율 및 총수요 효과를 중심으로 살펴보았다. 환율 효과는 외자유입 시 원화의 평가절상으로 수입물가가 하락하고 이는 인플레이션 하락 압력으로 주로 작용하는 파급경로를 의미한다. 반면 총수요 효과는 외자유입이 확대될 경우 주가상승, 금리하락 및 은행대출 증가 등으로 민간의 소비 및 투자가 활성화되고 이를 통해 인플레이션이 상승 압력을 받는 파급경로를 의미한다. 특히 이러한 파급경로와 관련해서 그간의 이론적 논의를 바탕으로 자산경로(외국인 주식투자), 금리경로(외국인 채권투자), 대출경로(은행차입) 등 세 부문으로 구분하고 파급경로별로 인플레이션에 미친 영향력을 분석하였다.

우선 외자유입 추이 및 경로별 현황을 살펴본 결과, 외자유입은 대체로 4~5분기 정도의 시차를 두고 인플레이션과 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 외자유입 형태별로 인플레이션과의 산포도를 살펴보면, 2008년 글로벌 금융위기 전후로 두 변수 간 상관관계가 차별화되는 모습을 보였다.

한편 이와 같은 현황분석을 토대로 보다 엄밀한 실증분석을 위해 본고에서는 정준공적분회귀 및 베이지안 VAR 기법을 각각 적용하였다. 공적분회귀 추정결과, 외자유입과 인플레이션 간에는 장기적으로 4분기의 시차를 두고 양(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다.

다음으로 외자유입의 파급경로별로 베이지안 VAR을 구축하고 출레스키 분해를 통해 외자유입 충격을 식별한 뒤, 각각의 충격반응함수를 살펴보았다. 우선 전 기간을 대상으로 한 외자유입 한 단위 충격에 대한 반응함수 추정 결과, 대체로 단기에는 명목환율 하락(원화 평가절상)의 영향으로 수입물가 하락, 인플레이션 하락의 효과가 나타나지만, 4분기를 전후해서 환율의 평가절하, 국제상품가격의 변동을 통한 수입물가 상승 그리고 중장기적인 총수요 효과 등으로 인플레이션이 상승 압력을 받는 것으로 나타났다.

다음으로 2008년 글로벌 금융위기 전후로 샘플 기간을 나누어 외자유입 형태별로 동일한 충격반응함수를 살펴본 결과, 외자유입이 인플레이션에 미치는 파급경로에 일정한 변화가 있는 것으로 나타났다. 보다 구체적으로 살펴보면, 위기 이후 기간과 비교할 경우 위기 이전 기간에는 대체로 환율 효과가 보다 뚜렷하게 나타나면서 외자유입 충격이 단기에 인플레이션 하락 압력으로 작용하는 것으로 나타났다. 2008년 글로벌 금융위기 이후에는, 대체로 미달러화 등 안전자산에 대한 선호 증가 등으로 외자유입 충격에 따른 환율의 평가절상 강도 및 지속성이 저하되면서 그 파급 효과가 줄어든 것으로 나타났다. 이와 더불어 은행차입의 경우 국내 경기로 파급될 수 있는 유동성 공급 경로 또한 제한되면서 전반적으로 외자유입 충격이 인플레이션에 미치는 파급 경로가 약화된 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과는 향후 경기상황이 개선될 경우 우리나라에 대한 외국인 투자자금 유입이 크게 증가할 것으로 예상되는 점을 고려할 때 외자유입의 인플레이션에 미치는 영향에 대해 더 많은 관심을 기울일 필요성을 제기하고 있다. 특히 소규모 개방경제로서 외국자본의 유출입이 빈번한 우리나라 여건을 고려하는 경우 외자가 인플레이션에 미치는 영향이 단기 및 중장기에 걸쳐서 차별화될 수 있다는 점에서 보다 장기적인 시계에서의 정책 대응이 필요하다고 할 수 있다. 또한 2008년 글로벌 금융위기 이후 전세계적으로 디플레이션에 대한 우려와 관심이 크게 높아져 온 배경 하에 국내의 총수요·총공급 뿐만 아니라 외자유입 충격도 일정부분 인플레이션에 영향을 미칠 수 있다는 본고의 분석결과는 향후 중장기 물가전망의 정도(精度) 제고를 위해서라도 외자유입이 물가에 미치는 파급 경로에 대한 보다 심도 있는 후속 연구가 이루어져야 함을 시사한다.

본고에는 VAR 분석이 태생적으로 가지는 한계가 있다. 즉, 글로벌 금융위기 등으로 경제사회 시스템에 큰 변화가 있을 수 있음에도 이전의 시스템이 향후에도 지속될 것이라는 가정 하에서 예측을 수행하기 때문이다. 이러한 한계를 보완하기 위해서 본고에서는 글로벌 금융위기 전후로 샘플 기간을 나누어서 추가적인 분석을 수행하였다. 또 다른 본고의 한계로는 외자유입이 물가에 미치는 질적 방향성에 대해서만 대부분의 논의를 할애하고 있는 점이다. 이는 본고에서 채택한 실증분석 기법이 공적분회귀 및 VAR 방법론에 주로 의존하고 있기 때문이다. 즉, 공적분방법론의 경우 외자유입과 물가 간의 장기적인 안정적 상관관계가 존재하는지를 살펴보는 데 유용하며, VAR의 충격반응함수의 경우, 외자유입 충격시 물가에 미치는 효과가 상이할 것으로 예측되는 두 가지 효과, 환율 및 총수요 효과 중 어느 것이 우위에 있는 것인지를

정도를 판별하는 데 이점이 있기 때문이다. 향후의 후속연구에서 두 변수간의 질적인 방향성뿐만 아니라 실제의 양적인 효과에 대해서도 심도 있는 분석이 필요하다.

## <참고문헌>

- 곽준희, “인플레이션 예측시 대외부문 정보지표의 유용성 평가”, 『해외경제 포커스』, 제 2014-32호, 한국은행, pp.1-15, 2014.
- 기획재정부 등, “거시 건전성(Macro-Prudential Measures) 제고를 위한 자본유출입 변동 완화방안”, 보도참고자료, 2010.
- 손종칠, “통화정책 및 실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석,” 『경제학연구』, 제58집 제2호, pp.179-219, 2010.
- 송치영·김근영, “자본유출입의 경기순응성과 파급경로,” 『금융경제연구』, 한국은행, 2009.
- 원승연·주상영, “외국인의 채권 투자 결정요인과 영향에 대한 연구,” 『경제학연구』, 제57집 제3호, pp.31-65, 2009.
- 최영준·최준박민철, “자본유입 급증이 경제성장에 미치는 영향”, 『조사통계월보』, pp.24-54, 한국은행, 2011.
- 한국고용정보원, 『노동시장조기경보모형』, 2007.
- 한국은행, 『인플레이션 보고서』, 2015.
- 황종률, “경제성장률 단기예측 모형 - 베이지언 VAR 접근방식에 의한 예측 -, 『경제현안분석 제68호』, 국회예산정책처, 2011.
- Bonfiglioli, A., “Financial Integration, Productivity and Capital Accumulation,” *Journal of International Economics*, 76 (2), pp.337-355, 2008.
- Borio, C. and A. Filardo, “Globalisation and Inflation: New Cross-country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation,” *BIS Working Paper* No. 227, 2007.
- Burke, S. P. and J. Hunter, “Modelling Non-Stationary Economic Times Series: A Multivariate Approach,” *Palgrave Macmillan*, 2005.
- Calvo, Guillermo, “Capital Flows and Capital-market Crises: the Simple Economics of Sudden Stops,” *Journal of Applied Economics* 35-54 (Nov) 1998.
- Calvo, Guillermo, Izquierdo, Alejandro and Mejía, Luis-Fernando, “On the Empirics of Sudden Stops: the Relevance of Balance-sheet Effects,” *NBER Working Paper* 10520, 2004.
- Calvo, Guillermo, Izquierdo, Alejandro, Mejía, Luis-Fernando, “Systemic Sudden Stops: the Relevance of Balance-sheet Effects and Financial Integration,” *NBER Working Paper* 14026, 2008.
- Ciccarelli, M. and A. Rebucci, “A Survey of the Recent Literature with an Application to the European Monetary System,” *IMF Working Paper*, WP/03/102, IMF, 2003.
- Cowan, Kevin and De Gregorio, Jose, “International Borrowing, Capital Controls and the Exchange Rate: Lessons from Chile. Capital Controls and Capital Flows in Emerging Economies: Policies, Practices and Consequences. *National Bureau of Economic Research*, Boston, 2007.

- Cowan, Kevin, De Gregorio, José, Micco, Alejandro and Neilson, Christopher, "Financial diversification, sudden stops and sudden starts," In: Cowan, Kevin, Edwards, Sebastian, Valdés, Rodrigo (Eds.), *Current Account and External Finance*. Central Bank of Chile, 2008.
- Dvorak, T., "Are Capital Inflows in the Czech Republic Inflationary?," *Eastern European Economics*, vol. 35, no.3, pp.35-65, 1997.
- Faucette, Jillian E., Rothenberg, Alexander D., Warnock, Francis E., "Outflows-induced Sudden Stops," *Journal of Policy Reform* 8, 119-130, 2005.
- Fisher, R. W., "Coping with Globalization's Impact on Monetary Policy," Remarks for the National Association for Business Economics Panel Discussion, 2006.
- Flôres, R. G. and A. Szafarz, "An Enlarged Definition of Cointegration," *Economics Letters* 50, pp.193-195, 1996.
- Forbes, K. and F. E. Warnock, "Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight and Retrenchment," *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 88(2), pp.235-251, 2012.
- Friedman, Milton and Anna Jacobson Schwartz, *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press, 1963.
- Gopinath, G. and O. Itskhoki, "Frequency of Price Adjustment and Pass-through," *NBER Working Paper* 14200, NBER, 2008.
- Greenspan, A., "Economic Outlook," Testimony before the Joint Economic Committee, U.S. Congress, 2005.
- IMF, "Global Impact and Challenges of Unconventional Monetary Policies," *IMF Policy Paper*, 2013.
- Litterman, R., "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions: Five Years of Experience," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, No. 1, pp.25-38, 1986.
- Park, J. Y., "Canonical Cointegrating Regression," *Econometrica*, Vol. 60, pp.119-143, 1992.
- Reinhart, Carmen and Reinhart, Vincent, "Capital Flow Bonanzas: an Encompassing View of the Past and Present. In: Frankel, Jeffrey, Giavazzi, Francesco (Eds.), *NBER International Seminar in Macroeconomics* 2008. Chicago University Press, Chicago, 2009.
- Rothenberg, Alex, Warnock, Francis E., "Sudden flight and true sudden stops," *Review of International Economics* 19 (3), 509-524, 2011.
- Sims, C. A., "Bayesian Scepticism on Unit Root Econometrics," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.436-474, 1988.
- Sims, C. A. and H. Uhlig, "Understanding Unit Rooters: A Helicopter Tour," *Econometrica*, 60, pp.121-124, 1992.
- Stock, J. and M. Watson, "Forecasting Inflation," *Journal of Monetary Economics* 44, pp.293-335, 1999.
- Woodford, M., "Globalization and Monetary Control," *NBER Working Paper* 13329, NBER, 2007.

# The Effect of Foreign Capital Inflow on Inflation

This paper analyzes the impact of foreign capital inflow on inflation, centering on the exchange rate effect and total demand effect: foreign capital has continuously flowed in the Korean market since 2000 due to capital liberalization. The effect of exchange rates refers to the phenomenon where the inflow of foreign capital leads to lower import prices due to the won's appreciation, consequently causing the downward pressure on inflation. Meanwhile, the effect of total demand leads to the upward pressure on inflation since foreign capital inflow encourages private consumption and investment via the asset channel (stock investment by foreigners), interest rate channel (bond investment by foreigners) and loan channel (bank borrowings). This paper, in a bid to examine the impact of foreign capital inflow on inflation, reviews the trend and current status of foreign capital inflow with the quarterly data from 2000 to 2016, and then thoroughly analyzes the data using a Co-integration regression and Bayesian VAR model.

The result of this paper can be summarized as follows. First, the analysis of time-lag correlation shows that the inflow of foreign capital has a positive relationship with inflation with a four to five quarter lag. Meanwhile, looking into the dispersion by the type of foreign capital inflow (e.g stock investment by foreigners, bond investment by foreigners and bank borrowings), each type shows a negative relationship with inflation before the 2008 global financial crisis; but, it turns to be positive after the crisis. Second, according to the estimation of Canonical co-integration regression, the statistically positive relationship between foreign capital inflow and inflation is observed over the whole period with a four quarter lag. However, more specifically, before the financial crisis, the relationship between the two variables is not statistically significant; while it becomes statistically significant positive after the crisis. Third, we estimate the impulse response function by the type of foreign capital inflow using the Bayesian VAR model over the whole period. The estimation result shows that import price drop and the consequent decrease in inflation are generally observed in the short run due to a fall in nominal exchange rates (the won's appreciation) induced by foreign capital inflow; but, in the mid and long term, the upward pressure on inflation is generated under the complex combination of import price rise by the won's depreciation and international commodity price fluctuations, and the effect of total demand. Lastly, we apply the same impulse response function to the prior-to and the post financial crisis period, respectively. According to the result, structural changes seem to be occurred in the spreading path of foreign capital inflow to inflation. That is, before the crisis, the effect of exchange rates is generally distinct; and the downward pressure on inflation to the capital inflow shock is relatively stronger. Afterward, however, the effect of exchange rates through the won's appreciation is weaker when compared to the prior-to crisis; and accordingly, the downward pressure on inflation is seen to be somewhat diluted.

JEL Classification Number : E31, F21, F32

Key words : Foreign Capital Inflow, Inflation, Inflation Transmission Mechanism

<별 첨 1>

VAR 내생변수의 기초통계<sup>1)</sup>

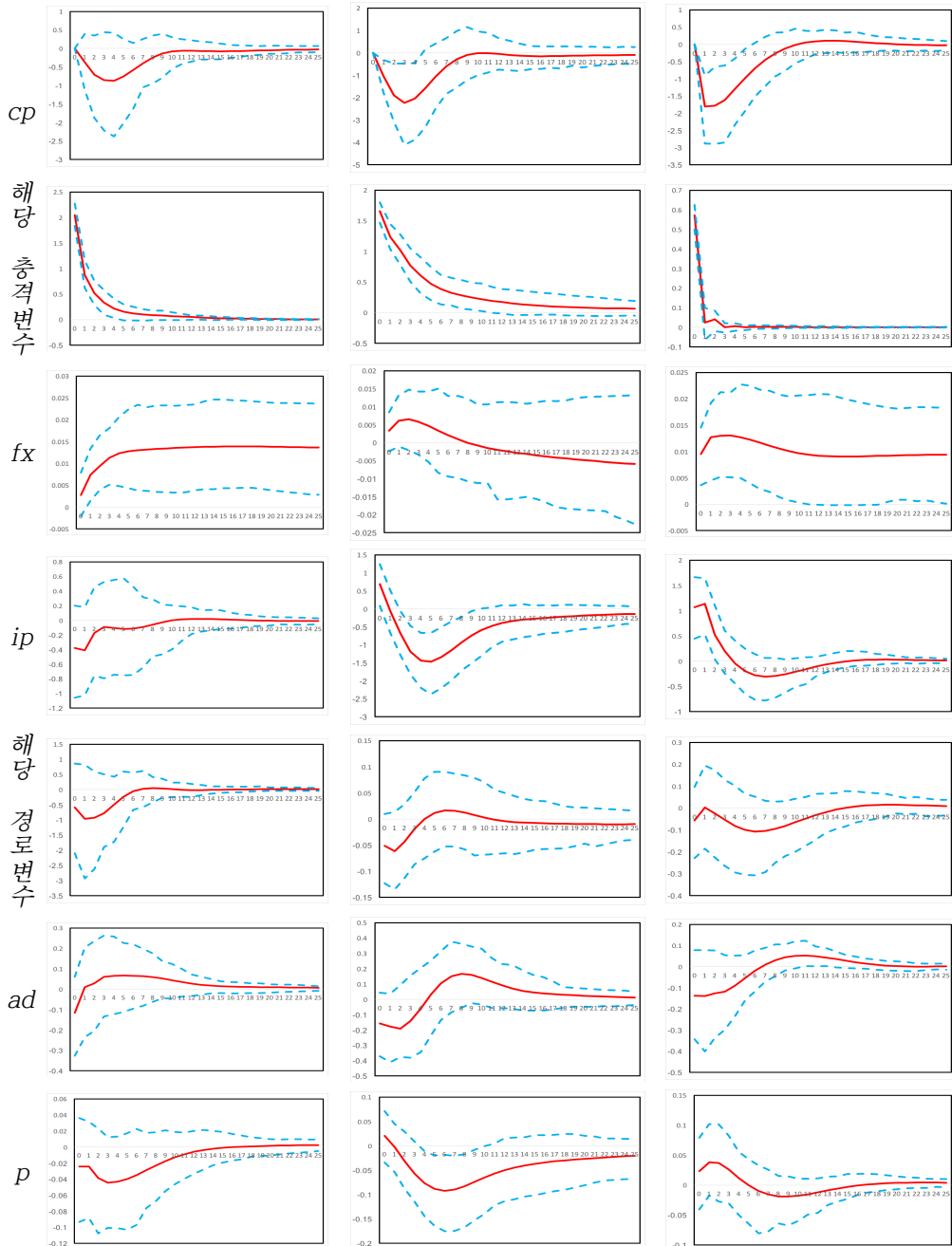
변수명		평균	표준편차	최대값	최소값
형태별 외자	국제상품가격 상승률(cp, %)	2.86	24.03	44.20	-56.27
	주식투자 증가율 (stock, %)	11.68	34.96	86.51	-94.35
	채권투자 증가율 (bond, %)	9.62	16.30	58.63	-19.15
	은행차입 증가율 (bank, %)	5.10	20.95	63.12	-36.05
	주가 <sup>2)</sup> 상승률 (sp, %)	3.73	21.49	35.69	-58.61
	실질금리 (r, %)	1.28	1.00	3.57	-0.72
	은행대출 <sup>2)</sup> 증가율 (loan, %)	7.18	5.97	25.72	-0.28
경로변수	환율 (fx, 로그값)	7.02	0.10	7.26	6.83
	총수요 증가율 (ad, %)	2.95	3.01	9.96	-7.43
	수입가격 상승률 (ip, %)	1.39	11.22	37.32	-19.99
	인플레이션 (p, %)	2.60	1.18	5.39	0.56

주 : 1) 모든 자료는 대출 변수를 제외하고 분기 평균 기준이며 환율을 제외한 모든 자료는 전년 동기대비 증가율

2) 주가와 대출은 소비자물가지수로 나누어 실질화

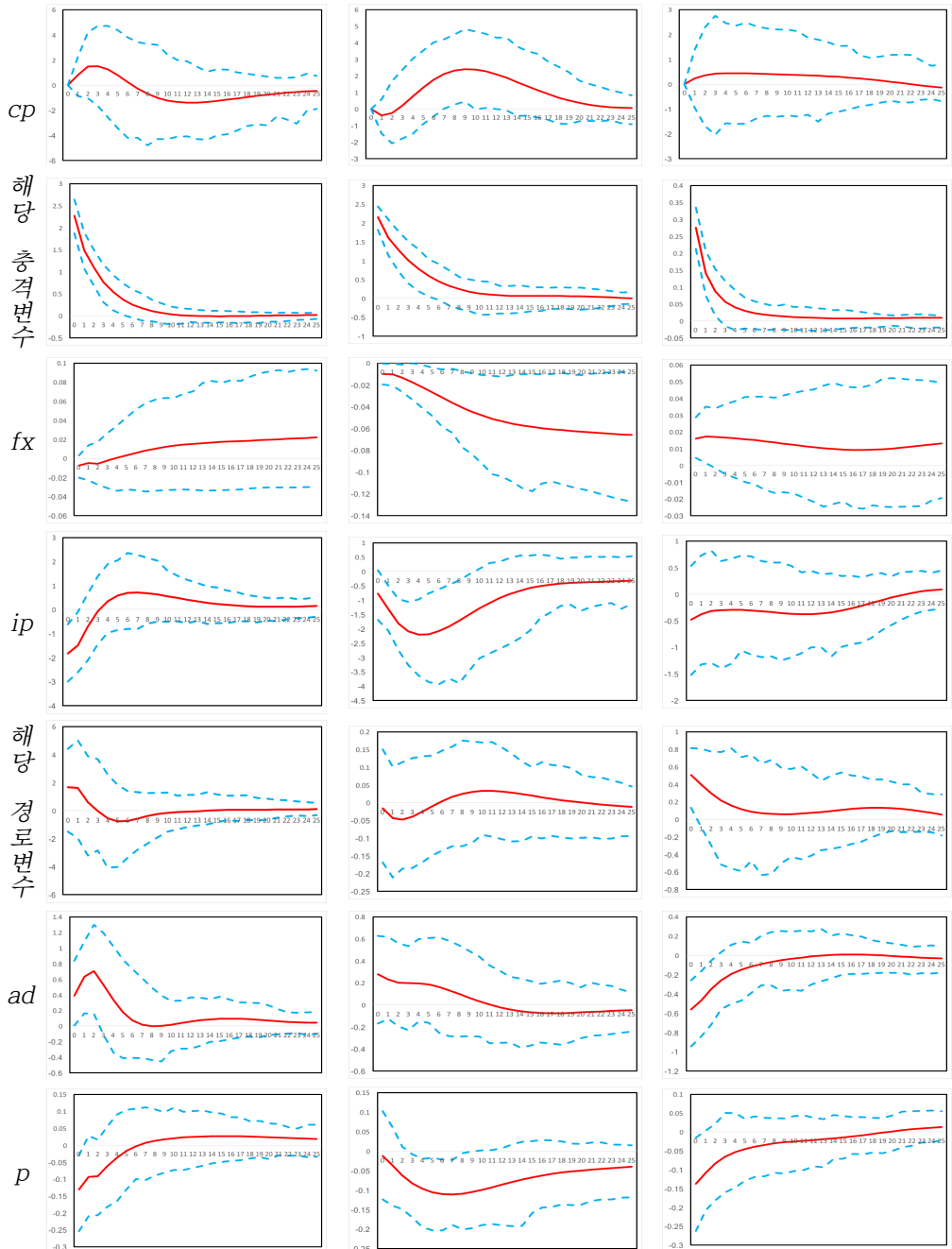


〈별첨 2〉 외자 순유입 변수를 이용한 경로별 충격반응함수<sup>1)2)</sup> (전 기간)  
 (자산경로 : stock)<sup>3)</sup> (금리경로 : bond)<sup>4)</sup> (대출경로: bank)<sup>5)</sup>



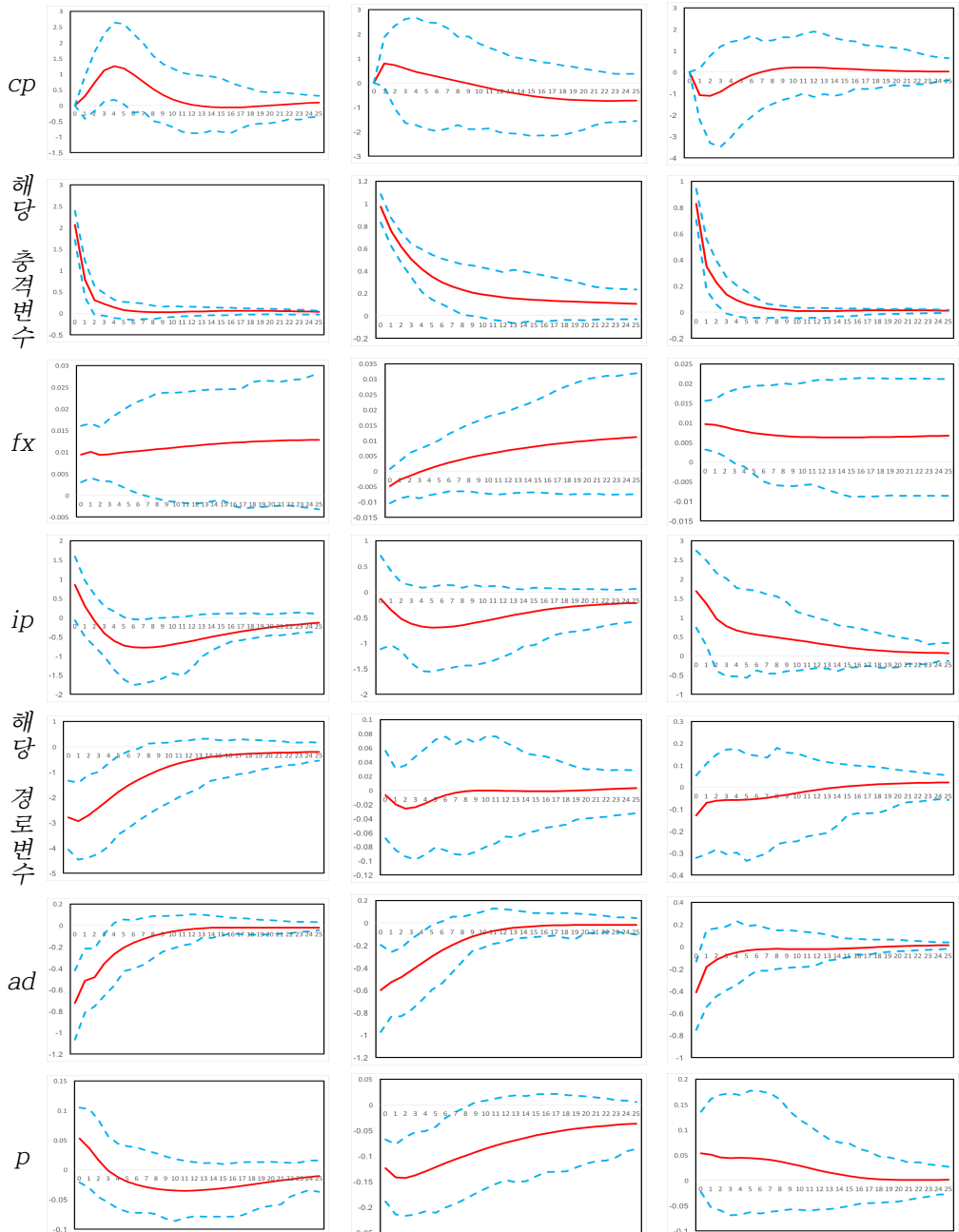
- 주: 1) 점선은 1000번의 표본 추출을 바탕으로 한 68% 확률밴드(probability bands)  
 2) 자본 순유입 변수는 모두 국제수지표상의 자료를 이용  
 3) 주식 순유입은 (주식 자산 - 부채)/명목GDP 비율로 산정  
 4) 채권 순유입은 (부채성증권 자산 - 부채)/명목GDP 비율로 산정  
 5) 은행차입 순유입은 (예금취급기관 자산 - 부채)/명목GDP 비율로 산정. 자료는 이용 가능한 2003~2016년 기간에 해당

<별첨 3> 외자 순유입 변수를 이용한 경로별 충격반응함수<sup>1)2)</sup> (위기 이전 기간)  
 (자산경로 : stock)<sup>3)</sup> (금리경로 : bond)<sup>4)</sup> (대출경로: bank)<sup>5)</sup>



- 주: 1) 점선은 1000번의 표본 추출을 바탕으로 한 68% 확률밴드(probability bands)  
 2) 자본 순유입 변수는 모두 국제수지표상의 자료를 이용  
 3) 주식 순유입은 (주식 자산 - 부채)/명목GDP 비율로 산정  
 4) 채권 순유입은 (부채성증권 자산 - 부채)/명목GDP 비율로 산정  
 5) 은행차입 순유입은 (예금취급기관 자산 - 부채)/명목GDP 비율로 산정. 자료는 이용 가능한 2003~2008년 기간에 해당

<별첨 4> 외자 순유입 변수를 이용한 경로별 충격반응함수<sup>1)2)</sup> (위기 이후 기간)  
 (자산경로 : stock)<sup>3)</sup> (금리경로 : bond)<sup>4)</sup> (대출경로: bank)<sup>5)</sup>



- 주: 1) 점선은 1000번의 표본 추출을 바탕으로 한 68% 확률밴드(probability bands)  
 2) 자본 순유입 변수는 모두 국제수지표상의 자료를 이용  
 3) 주식 순유입은 (주식 자산 - 부채)/명목GDP 비율로 산정  
 4) 채권 순유입은 (부채성채권 자산 - 부채)/명목GDP 비율로 산정  
 5) 은행차입 순유입은 (예금취급기관 자산 - 부채)/명목GDP 비율로 산정