

통화정책이 자본유출입에 미치는 비선형적 영향 분석*

이명수** · 송승주***

본고는 정책기조별, 금리수준별, 시기별로 정책 여건에 따라 통화정책이 자본유출입에 미치는 영향의 정도가 달라지는지 여부에 대해 점검해 보았다. 분석 결과 정책기조별, 금리수준별, 시기별로 정책 여건에 따라 통화정책의 영향이 비선형성을 보이는 것으로 분석되었다. 정책기조별로 보면 통화정책의 긴축충격과 완화충격 각각에 대하여 자본이 유입되는 경향은 통화정책의 긴축충격은 채권투자수지를 통해, 그리고 완화충격은 주식투자수지를 통한 자본유입의 확대에 기인하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 통화정책의 긴축충격은 주로 국내 채권시장의 투자수익률 상승을 통해, 완화충격은 주로 미래 경기 상승에 대한 기대감(signaling effect)을 통해 주식시장의 자본유입에 작용하는 것으로 나타났다. 금리수준별로 구분해 보면 저금리 수준에서는 자본유출입에 대한 통화정책의 영향은 크지 않은 것으로 분석되고 있다. 또한 글로벌 금융위기 이후 저금리 기간 중에는 통화정책이 자본유출입에 미치는 영향은 줄어든 것으로 추정되었다.

본고는 자본유출입에 대한 통화정책의 영향을 직·간접 영향으로 분해하고 누적적으로 나타나는 간접적 영향이 통화정책의 비선형성으로 이어지고 있는 경로를 일부 확인하고 있다. 또한 통화정책의 자본유출입에 대한 영향이 비선형성을 보인다는 분석 결과는 정책 수립과 분석에 있어 이의 비선형성까지도 면밀히 고려할 필요가 있음을 시사한다.

핵심주제어: 통화정책 비선형성, 통화정책 충격, 통화정책기조, 자본유출입, 자본이동 요인

경제학문헌목록 주제분류: E52, F32

* 이 논문은 2017년 공주대학교 학술연구지원사업의 연구지원에 의하여 연구되었다. 본고에 대해 유익한 논평을 주신 한국은행 경제연구원 안병권·황광명·이대엽 박사와 한국은행(경제연구원) 세미나 참가자, 익명의 심사자들에게 감사드린다. 여전히 남아 있는 오류는 집필자의 잘못이다. 또한 본고에 밝힌 모든 의견은 집필자 개인의 것으로 한국은행과는 직접적인 관련이 없다.

** 교신저자, 공주대학교 경제통상학부 교수, 전화: (041) 850-8391, E-mail: myungsoo.yie@kongju.ac.kr

*** 주저자, 한국은행 조사국, 전화: (02) 759-4177, E-mail: ssong@bok.or.kr
논문투고일: 2019. 3. 10 수정일: 2019. 10. 5 게재확정일: 2019. 11. 29

I. 머리말

아시아 외환위기 이후 금융시장이 글로벌화 되면서 지난 20여 년간 국가 간 (cross-border) 금융자산 교차 보유 규모가 크게 확대 되었다. <표 1>에서 보는 바와 같이 주요국 대외금융부채 규모는 2000년부터 2017년 중 적게는 3.8배(미국) 부터 많게는 5.9배(호주)까지 증가하였다. 우리나라는 2000년 2,250억 달러에서 2017년 12,054억 달러로 약 5.4배 증가하였다. 이와 같이 금융시장의 국제적 통합 이 확대되면서 소규모 개방경제의 통화정책이 내외 금리차, 환율, 미래 경기에 대 한 전망 등을 통해 자본유출입에 직·간접적 영향을 미칠 가능성에 대한 관심이 높아지고 있다.

<표 1> 주요국의 대외채무

(단위: 백억 달러)

| | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 | 2017 |
|------|-------|---------|---------|---------|---------|
| 호주 | 44.1 | 98.2 | 208.9 | 226.6 | 259.8 |
| 캐나다 | 93.3 | 156.4 | 254.1 | 264.3 | 347.0 |
| 일본 | 181.4 | 276.3 | 375.1 | 506.8 | 605.8 |
| 한국 | 22.5 | 51.4 | 82.8 | 94.0 | 120.5 |
| 뉴질랜드 | 7.7 | 15.8 | 24.1 | 25.9 | 29.0 |
| 영국 | 468.1 | 1,039.7 | 1,614.5 | 1,482.1 | 1,472.1 |
| 미국 | 917.9 | 1,521.5 | 2,428.0 | 3,089.2 | 3,552.4 |

자료: IMF(2018), 국제투자자대조표.

한편, 통화정책은 경기 상태(state of the economy)는 물론 정책금리 수준 (level of policy rate)과 정책기조(policy stance) 등 정책 시행 당시의 정책 여건 에 따라 정책 효과의 정도가 달라질 수 있다. 예를 들어, 정책금리가 이미 낮은 (높은) 수준에 도달한 상태에서 정책금리의 추가 인하(인상) 효과는 정책금리가 높은(낮은) 수준에 머물 때의 인하(인상) 효과와 비교하여 그 크기 또한 달라질 수 있지 않을까라고 생각해 볼 수 있다. 이러한 맥락에서 우리나라의 정책금리가 최저 수준이었던 1.25%까지 낮아진 시기의 정책 효과가 금리 수준이 높았던 과 거와는 달라진 것은 아닌지 등 정책 여건 조건부 정책 효과를 점검해 볼 필요가

있다.

이에 본고는 우리와 같은 소규모 개방경제가 피할 수 없는 중요한 문제인 동시에 정책 실시 전·후 동 효과에 대해 즉각 관찰 가능한 자본유출입을 대상으로 정책 시행 당시의 여건에 따라 통화정책이 자본유출입에 미치는 영향의 정도가 달라지는지 여부를 실증적으로 점검하고자 한다. 소국 금융시장이 글로벌 시장으로의 통합이 진전됨에 따라 소국은 빈번한 자본유출입으로 인해 자국 통화정책은 독자적으로 운영하기 어려워지고 결국은 자국의 정책 목표를 효과적으로 달성하기 어려워지게 된다(Rey, 2013). 이는 그만큼 소규모 개방경제 통화정책이 자본유출입에 미치는 영향의 크기와 방향이 중요하다는 방증이기도 하다.

본고에서 다루고자 하는 자본유출입에 대한 정책 여건 조건부 통화정책의 비선형적 영향의 점검은 다음 두 가지 점에 초점을 두고자 한다. 첫째, 정책금리 인상 또는 인하기조에 따라 자본유출입에 미치는 영향의 정도가 비대칭적(asymmetric), 즉 ‘비선형적’(nonlinear)으로 달라지는가 이다.¹⁾ 둘째는 금리 수준 높낮이 또는 저금리 시기 여부에 따라 정책 효과의 크기가 ‘비선형적’으로 달라지는가 이다. 즉, 정책금리가 낮은 수준에서 인상하는 경우의 정책 효과와 정책금리가 이미 높은 수준에서 이를 추가 인상하는 정책 효과가 정책금리 수준과는 관계없이 서로 비슷한 규모일지 여부에 대해 점검하고자 한다.

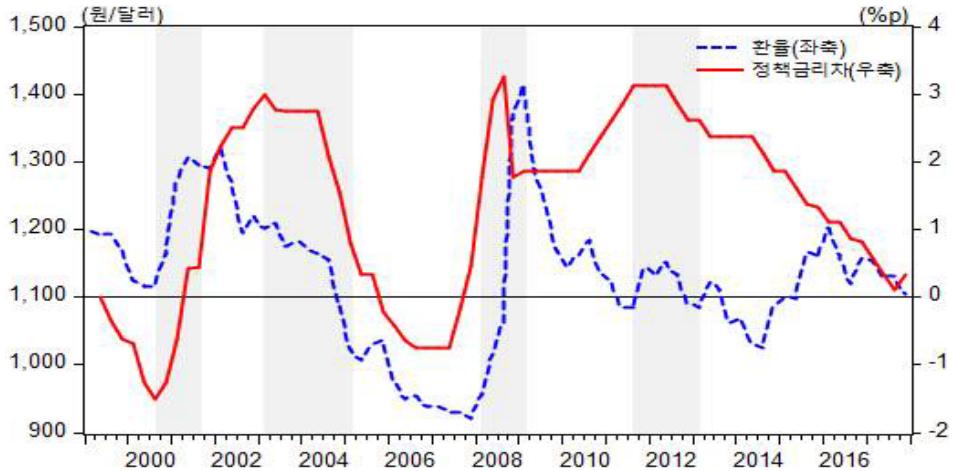
이와 같은 본고의 분석 초점과 관련하여 후술하는 기존 연구는 주로 생산이나 물가에 대한 통화정책의 비선형성을 검토하고 있다. 반면 본고가 주목하는 소국 개방경제는 대외 여건 변화에도 불구하고 소국 개방경제의 숙명인 ‘원죄’(original sin)²⁾에 따른 통화정책 독자성 제약으로 인해 자국의 경기나 물가 국면과 일치하지 않는 채로 통화정책이 운영될 수도 있다. 대외거래의 결제통화 구성으로 인해 선진국의 물가와 통화정책이 곧바로 국내 경제에 영향을 미칠 수밖에 없게 된다(Casas *et al.*, 2017; Gopinath, 2015). 소국 경제의 개방에 따른 실물과 금융의 시장통합 진전은 또한 미국 등 기축통화국 통화정책이 소국의 정책 우선순위에도 영향을 미칠 수 있게 된다(Obstfeld, 2019).

1) 문헌에서 ‘비선형성’(nonlinearity)과 관련하여 밀접히 논의되는 것은 ‘비대칭성’(asymmetry)이다. 정책 효과의 크기, 즉 정책 완화의 효과가 정책 긴축의 그것과 다른 경우를 비대칭성의 정형적 사례로 볼 수 있다. 본고의 이하에서 ‘비선형성’은 이와 같은 ‘비대칭성’까지도 포괄적으로 지칭하는 용어로 사용하고 있다.

2) 외국에서 자국통화 표시로 차입할 수 없어 대외거래와 결제를 자국통화가 아닌 외국의 기축통화로 거래할 수밖에 없는 소국 개방경제의 상황을 지칭한 용어이다(Eichengreen and Hausmann, 1999). ‘원죄’가 있는 소국 개방경제는 대외지급 보장을 위해 필연적으로 적정 수준의 기축통화의 보유라는 부담을 수반한다.

정책금리를 중심으로 통화정책을 운영한 2000년대 이후 한국과 미국의 정책금리차가 원화의 대미환율과 선행하거나 후행하는 밀접한 모습을 보이는 관계(<그림 1> 참조)는 유위험 금리평형(uncovered interest rate parity: UIP) 조건³⁾이 체계적이지는 않더라도 동 관계가 어느 정도 작용하고 있는 현실을 보여 준다.

<그림 1> 한국과 미국의 정책금리차와 환율 변동 추이



주: 회색으로 표시된 기간은 통계청에서 발표하는 경기침체 기간을 의미한다.

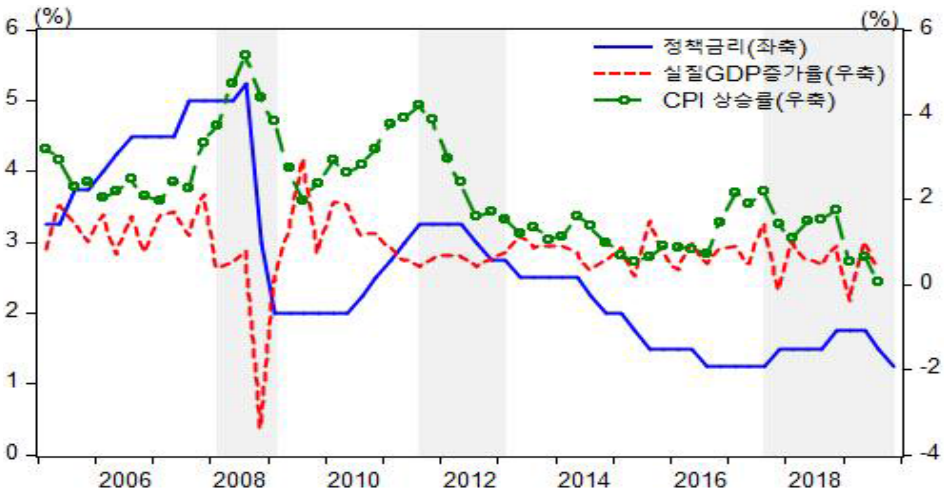
이와 같이 통화정책이 국내 경기나 물가 이외의 다른 요인이 크게 고려되어 운영되고 있을 개연성은 <그림 2>에서 찾아볼 수 있다. 2016~2019년 중 국내의 경기와 물가가 상승할 때 정책금리는 인하되는 반면 경기와 물가가 하락할 때 정책금리는 인상되는 모습을 보이고 있다. 통화정책에서 경기나 물가 이외의 다른 요인이 크게 고려되어 운영된다면 그만큼 통화정책은 비선형적인 효과를 유발할 가능성이 높다.

또한 통화정책이 중점적으로 고려하는 요인은 경제 상황에 따라 달라질 수 있는데 이러한 정책 환경의 가변성은 정책 효과의 비선형성으로 이어질 수 있다.⁴⁾

3) 유위험 금리평형 조건은 국제금융시장이 자유롭게 국가 간 자금이동이 가능하고 완전할 경우 자국과 타국(f)의 무위험자산에 대한 자국통화표시(S_t : 환율) 명목 기대수익률($E_t R_{t+1}$)은 같다는 관계를 말한다. 이를 간단한 방정식으로 나타내면 $E_t R_{t+1} = E_t (R_{t+1}^f S_{t+1} / S_t)$ 으로 나타낼 수 있다. 동 조건에 기반한 금리차와 환율의 관계는 미국이 제로금리 정책과 함께 양적완화(quantitative easing: QE)를 단행한 이후 약화된 모습이다.

자본유출입은 경기나 물가 등 국내 경제보다는 국제경제 요인에 좌우될 가능성이 높은 데다 국내의 경기나 물가 변동이 자본유출입을 더욱 가속화시킬 가능성도 있다. 본고는 이러한 점에 착안하여 생산이나 물가에 초점을 두고 있는 기존 연구와는 달리 자본유출입을 중심으로 통화정책의 비선형적 영향을 살펴보고자 한다.

<그림 2> 실질GDP 성장률, 물가상승률 및 기준금리 추이



주: 회색으로 표시된 기간은 통계청에서 발표하는 경기침체 기간을 의미한다.

자본이득(capital gain)을 쫓는 금융자산에 대한 국가 간 교차 보유 확대는 필연적으로 국가 간 자본이동을 수반한다. 이론적 맥락에서 국가 간 자본유출입과 통화정책의 연계성을 찾아보면 통화정책은 유위험 금리평형(UIP) 관계에 따라 환율 수준과 변동을 통해 자본이득은 물론 국내외 가계의 소비위험(consumption risk)에도 영향을 미치게 된다. 통화정책의 자본이득과 가계소비 위험에 대한 영향은

4) 통화정책 효과의 비선형성에 대한 관심은 학술적인 측면보다는 불확실성하의 통화정책 운영이라는 보다 현실적인 이유와 관련이 크다고 할 수 있다. 통화정책은 경제 상황에 대한 제한적인 정보(data or shock uncertainty)나 경제 구조에 대한 불완전한 이해(model uncertainty) 속에서 운영될 수밖에 없다. 이러한 불확실성(risk or uncertainty)은 상황에 따라 통화정책이 소극적(conservatism or Brainard principle)이거나 적극적(aggressive)일 것을 요구한다. 본고에서 논의하는 비선형성하에서는 확실성 증가(certainty equivalence)가 성립하지 않는데, 동 비선형성은 결국 경제의 불확실성의 원인이거나 결과일 수 있기 때문이다.

결국 금융자산의 국가 간 교차 보유에 대한 영향으로 이어지는데 저장(stock) 개념인 금융자산의 국가 간 교차 보유 변화를 유량(flow) 개념으로 환산하면 국가 간 자본유출입(capital flows)이 된다.⁵⁾

통화정책은 환율을 통해 자본유출입을 견인하는 자본이득에 영향을 미칠 수 있기 때문에 정책금리 조정을 통해 운영되는 통화정책은 금리 수준 그 자체로도 자본유출입 규모에 미치는 영향이 달라질 수 있게 된다. 통화정책은 또 소비변동 위험을 통해 금융자산의 국가 간 교차 보유 수준에 영향을 미치고 있다. 소비 수준으로 대표되는 경기 국면에 따른 가변적인 통화정책기조는 국가 간 위험공유 기제(international risk-sharing mechanism)를 통해 정책기조별로 자본유출입 규모에 미치는 영향이 달라질 수 있게 된다.⁶⁾ 개방 거시경제모형의 유위험 금리평형 조건과 국제 위험공유 조건(international consumption risk sharing)에서 확인할 수 있는 바와 같이 경제변수 수준이나 상태에 따라 통화정책이 자본유출입 규모에 미치는 영향⁷⁾이 달라질 수 있다는 것이 본고의 분석 초점인 비선형성 원천의 이론적 측면이라고 할 수 있다.

자본유출입에 대한 실증분석에서는 이를 촉발하는 요인으로 크게 국제적 공통 요인(push factors)과 국내적 특수요인(pull factors)으로 구분되고 있다. 국제적 공통요인은 자본공급 국가의 자본을 불특정 다수의 자본수요 국가로 이동하게 하는 요인을 지칭한다.⁸⁾ 이러한 국제적 공통요인으로 대표적인 것은 선진국, 특

5) 자본유출입은 거시적인 요인뿐만 아니라 특정 산업의 일시적인 업황, 즉 미시적 요인에 의해 유발될 수도 있다. 미시적 요인의 대표적인 사례를 들면 2000년대 중반 우리나라 조선업의 수주가 늘어난 데 따른 환위험 헤지용 선물환거래 확대가 급격한 단기 외화차입(자본유입)으로 귀결된 바 있다. 미시적 요인에 의한 자본유출입은 본고의 분석범위를 벗어난 것이다.

6) 표준적인 개방 거시경제모형(Open Economy New Keynesian Model: OENK)에 따르면, 일국의 통화정책이 타국(f)에 영향을 미치는 경로로는 유위험 금리평형 조건의 환율경로뿐만 아니라 국가 간 금융자산의 교차 보유에 따른 소비위험의 공유 경로가 있다. 국내외 가계는 다음과 같은 최적화 조건을 달성하는 가운데 국내외 소비를 배분하게 된다. 즉,

$$E_t \left(\frac{S_t}{S_{t+1}} \frac{P_t^f}{P_{t+1}^f} \frac{U_{t+1}^f}{U_t^f} \right) = E_t \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{U_{t+1}^*}{U_t^*} \right).$$

여기서 U_t^* 은 다음과 같은 도함수(derivatives) $U_t^* = \frac{\partial U(\cdot)}{\partial c_t}$ 을 나타낸다. 통화정책은 국내외 가계소비의 최적화 조건을 통해 소비와 반

대방향으로 흐르는 자금이동에 영향을 미치고 그 결과 금융자산에 대한 국가 간 교차 보유에 영향을 주게 된다. 유위험 금리평형 조건과 함께 이를 도식화하면 통화정책 → (정책)금리 → 환율 → 소비(변동) → 자금(이동) → 금융자산 잔고 증감으로 나타낼 수 있다.

7) 경제변수 수준이나 상태에 따라 통화정책이 유발하는 자본유출입 규모가 얼마나 달라질 것인지는 이론모형의 문제라기보다는 본고가 다루고자 하는 실증분석 문제이다.

8) 2008년 이후 선진국의 양적완화 실시로 인해 선진국에서 신흥시장국으로 자본이 대거 이동

히 미국의 통화정책과 금리를 들 수 있다.⁹⁾ 이와 반대로 자본을 수요하거나 유치하는 특정국, 특히 신흥시장국이 국제자본을 유인하는 요인을 지칭하는 국내적 특수요인이 있다. 이러한 특수요인으로는 자본수요국의 경기나 유동성, 금융제도, 금융정책 및 통화정책¹⁰⁾ 등을 들 수 있다.

국내적 특수요인 중에서도 투자자가 자본유치국의 통화정책에 대해 어떻게 반응하는가가 자본유출입 동학의 관건이라 할 수 있다. 또한 통화정책은 금리변동에 따른 투자수익률에 영향을 미치기도 하지만 미래 경기에 대한 기대의 변화도 유발한다. 긴축적인 통화정책은 국제투자자의 국내 투자수익률을 상승시켜 자본유입을 증가시키기도 하지만 미래 경기의 하강 예상으로 인해 투자자금이 국외로 유출되는 측면도 있다. 이 같은 상반된 정책 효과로 인해 긴축적인 통화정책 이더라도 자본이 유출되거나 완화적인 통화정책 하에서도 자본이 유입될 가능성을 배제하기는 어렵다. 결국 자본을 수요하거나 유치하는 경제의 통화정책이 자본유출입에 영향을 미칠 수 있다는 것은 정책적 측면에서 자본유치국이 적절한 정책수단을 동원하여 글로벌 충격이 자국에 미치는 영향을 어느 정도 완화¹¹⁾시킬 수 있다는 점도 또한 시사한다(Ahmeds, 2017).

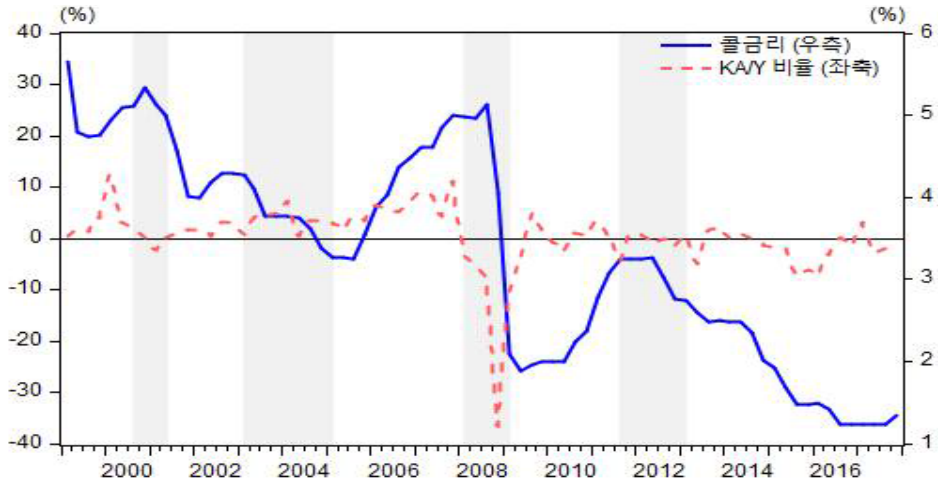
본격적인 실증분석에 앞서 우리가 관심을 두고 있는 자본유출입¹²⁾과 정책금리의 관계를 살펴보기로 한다. <그림 3>에서 보는 바와 같이 글로벌 금융위기 이전의 자본유출입은 본고의 분석에서 정책금리의 대응지표로 이용할 콜금리와 어느 정도의 규칙적인 관계를 보여 주고 있다. 이를 조금 더 세부적으로 살펴보면 불황 국면에서 금리가 인하되는 등 정책 준칙 등에 비춰 어느 정도 예측 가능한 관계에 있다. 그러나 각 경기순환 국면의 전환과 통화정책 조정이 반드시 동시에 발생하지는 않는 모습이다. 또한 경기 국면과 자본유출입은 시기별로 다른 관계

한 것은 글로벌 공통요인에 의한 자본이동의 한 사례라고 할 수 있다.

- 9) 선진국, 특히 미국 통화정책이 갖는 국제 공통적 측면은 Obstfeld(2019)가 주목하는 국제적 차원(international dimensions)으로 이해될 수 있다.
- 10) Mishkin(2010)은 금융시장이 불안할 때 위험관리(risk management approach) 차원의 통화정책은 동 불안에 대한 보험 기능을 제공하기 위해 보다 적극적으로 운영될 필요가 있다고 주장하였다.
- 11) 이러한 가능성은 글로벌 금융위기 이후 선진국에서 실시한 양적완화에 따른 신흥시장국으로의 자본유입 완화를 위해 이들 각국이 도입한 일련의 거시 건전성 정책에 대한 논거가 되고 있다.
- 12) 자본유출입 변수는 국제수지 통계의 금융계정상 외국인 자본 명목순유입(net inflow: KA)을 이용하였다. 경제 규모의 확대에 따라 자본유출입 규모도 확대될 수 있다는 점을 고려하여 Hodrick Prescott 필터를 이용한 명목GDP의 장기 추세(Y)로 나눈 값(비율= KA/Y)을 이용하여 분석하였다.

를 보이고 있어 뚜렷한 양자 관계를 육안으로 식별하기는 어려운 모습이다.

<그림 3> 콜금리와 자본유출입



주: 자료는 1999년 1분기~2017년 3분기까지이며, 회색으로 표시된 기간은 통계청에서 발표하는 경기침체 기간을 의미한다.

글로벌 금융위기 이후는 이전과 달리 자본유출입과 콜금리 두 변수 사이의 관계가 달라진 모습이다. 콜금리는 2005년 3분기부터 2008년 3분기까지, 그리고 2010년 2분기부터 2011년 3분기까지 각각 1.7%p와 1.3%p 상승하였다. 같은 기간 중에 글로벌 금융위기가 발생하였다는 점에 착안하여 동 기간을 글로벌 금융위기 전후로 구분해 살펴보면, 2005~2008년에는 자본유입이 증가한 반면 2010~2011년에는 뚜렷한 방향성을 보이지 않고 있다. 또한 글로벌 금융위기 전후의 상관계수를 계산해 보면 위기 이전에 두 변수가 -0.15인 반면 이후에는 -0.27로 음(-)의 상관관계가 확대된 모습이다.¹³⁾ 이같이 자본유출입은 글로벌 금융위기 전후로 사뭇 다른 양상을 보이고 있다. 이러한 관측을 바탕으로 본고는 정책기조, 정책금리 수준 및 시기 등에 따른 자본유출입에 대한 통화정책의 비선형적 영향을 분석하고 이에 대한 정책 시사점을 찾아보고자 한다.

이후의 논의는 다음과 같은 순서로 전개한다. 제II절에서는 분석방법론을 중

13) 글로벌 금융위기 직후(2008년 3분기~2009년 1분기) 급격한 자본유출이 발생한 점을 고려하여 글로벌 금융위기 이후 기간의 시작을 2009년 2분기로 보고 계산하면 두 변수는 0.30의 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

심으로 통화정책의 비선형적 영향과 관련한 기존 연구를 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 통화정책의 비선형적 영향 분석을 위한 추정모형 설정과 추정 방법에 관하여 논의하고 제Ⅳ절에서는 추정 결과를 분석한다. 끝으로 제Ⅴ절에서는 본고에서 논의한 주요 분석 결과를 정리하고 정책적 시사점을 찾아보면서 본고를 맺는다.

Ⅱ. 기존 연구

정책 여건에 따른 통화정책의 비선형적 효과에 대한 관심은 1930년대 미국의 대공황 이후 경기 국면에 따라 통화정책 효과가 달라진다는 점을 인식하게 되면서 시작되었다(Morgan, 1993). 통화정책의 비선형적 효과와 관련한 기존 연구는 크게 경기 국면이나 정책기조에 따른 영향에 관한 연구로 구분할 수 있다.

먼저 경기에 대한 기업과 소비자의 자신감이 낮아져 있는 경기수축기에는 통화정책 완화 효과가 제한되는 반면 경기확장기의 경기감속을 위한 정책 긴축은 상당한 효과를 발휘하는 것으로 알려져 있다. 정책 완화는 생산보다는 물가를 자극하는 효과가 큰 반면 정책 긴축은 물가의 하방경직성으로 인해 물가보다는 생산을 위축시키는 효과가 큰 것으로 분석되고 있다(Telatar and Hasanov, 2006). 또한 통화정책의 주요 전달경로 중 하나인 신용경로의 작동을 통해 정책 완화보다는 정책 긴축이 경기에 더 큰 영향을 미치고 있는 것으로 분석되고 있다. 이와 같이 경기 국면에 따른 통화정책의 비선형적 효과를 분석한 연구 사례로 Garcia and Schaller(2002)를 들 수 있다. 이들은 Hamilton(1989)이 제안한 모형(Markov-switching model with single equation)의 추정 결과를 이용하여 생산에 대한 통화정책의 효과가 경기 국면에 따라 비대칭적으로 나타나는지 여부를 점검하였다.

Telatar and Hasanov(2006)는 전이함수(transition function)¹⁴⁾를 이용한 모형(smooth transition vector error-correction model)의 추정을 통해 통화정책 기조와 강도(size)에 따른 터키 경제의 영향을 분석하였다. Kuzin and Tober(2004)는 소규모 구조모형¹⁵⁾의 추정¹⁶⁾을 통해 통화정책 변화에 대한 독일 경제의 영향이

14) 전이함수는 모수(parameter)의 국면을 나타내는 상태(state)가 0과 1 사이의 값을 갖는 연속함수(continuous function)라고 가정한다.

15) 분석의 편의를 위해 실물자본이 고정되어 있다고 가정하는 Clarida, Galí, and Gertler(1999) 유형의 소규모 구조모형은 생산 갭을 고려하기 위한 투자-저축곡선(investment-saving (IS) curves), 인플레이션을 고려하기 위한 필립스곡선, 테일러 준칙(Taylor rule)으로 대표되는 통화정책 반응함수(monetary policy reaction)의 방정식 3개로 구성된다.

경기 국면별로 달라지는 여부를 점검하였다.

정책기조와 정책 효과의 비선형적 관계를 분석한 다른 연구로는 Cover(1992), Morgan(1993), Garibaldi(1997), Karras(2013) 등을 들 수 있다. Cover(1992)는 미국의 경우 통화정책 긴축을 완화와 비교하여 경제성장에 미치는 영향이 비대칭적으로 나타나는지 여부를 2단계 추정법을 적용하여 점검하였다. Morgan(1993)은 정책 수단으로 통화공급을 고려한 Cover(1992)의 분석을 정책금리에 적용하였다. 분석 결과 통화정책이 경제성장에 미치는 영향은 완화보다는 긴축의 효과가 더 크다는 것을 발견하였다. Garibaldi(1997)도 Morgan(1993)처럼 금리준칙을 식별한 후 통화정책이 노동시장에 미치는 비대칭적 효과를 분석하였다. Karras(2013) 또한 Cover(1992)의 2단계 추정법을 적용하여 통화정책의 비대칭성과 통화정책 충격 크기와의 관계 분석을 통해 통화정책 충격의 크기가 클수록 통화정책 효과는 축소되는 것을 발견하였다.

한국 경제를 대상으로 통화정책의 비선형적 영향을 분석한 연구로는 김기화(2010)와 김광환·최석기(2016) 등을 들 수 있다. 김기화(2010)는 생산, 인플레이션, 금리로 구성된 소규모 구조모형¹⁷⁾에 경기순환 국면을 나타내는 더미변수를 추가하여 통화정책 효과를 분석하였다. 다른 나라 경제를 대상으로 한 분석과 일관되게 우리나라도 경기 국면에 대응한 통화정책은 완화보다는 긴축이 더 큰 효과를 보이는 것으로 나타났다. 김광환·최석기(2016)는 명목임금 조정의 하방 경직적인 경제¹⁸⁾에서 소비와 주택 투자가 통화정책에 대해 비선형적으로 반응하는지 여부를 점검하였다.

본고는 구조모형¹⁹⁾ 대신 직관적인 이해를 도모하고자 단일 행태방정식(behavioral equation)으로 구성되는 자기회귀식(autoregression)을 고려한다. 정책기조에 따라 정책 효과의 크기가 달라지는지 여부를 점검하기 위하여 Cover(1992)와 Morgan(1993)의 자기회귀모형에 자본유출입을 설명할 수 있는 경제변수를 추

16) 경기순환 국면에 따른 통화정책의 비대칭적 효과를 포착하기 위하여 생산 갭의 확대 또는 축소를 나타내는 더미변수가 구조모형에 추가되었다. 모형에 존재할 수도 있는 각 방정식의 잔차 간 상관관계를 고려하기 위하여 3단계 최소제곱법(three-stage least-squares)을 이용하였다.

17) Clarida, Galí, and Gertler(1999) 유형의 구조모형을 적용하고 있다.

18) 명목임금 조정에 하방 제약을 받는 2부문 뉴케인지언 구조모형을 설정하고 모의실험 적률 추정법(simulated method of moment)을 적용하여 추정된 후 통화정책의 비대칭적 영향을 분석하였다.

19) 구조모형을 이용한 기존의 연구는 축약형(reduced form) 방정식 3개로 구성되는 소규모 구조모형(New Keynesian structural model *a la* Clarida, Galí, and Gertler, 1999)을 설정하고 있다.

가하였다. 이와 같이 설정된 추정식을 2단계 추정법을 통해 추정함으로써 통화정책의 자본유출입에 대한 영향이 정책기조에 따라 비선형적으로 달라지는지 여부를 점검하고자 한다. 또한 정책기조 간 비선형적 정책 효과와 함께 금리 수준 및 시기별 비선형적 영향을 점검함으로써 통화정책의 자본유출입에 대한 비선형적 영향이 주로 어느 요인과 관련되는지를 분석하고자 한다.

Ⅲ. 분석모형 및 추정 방법

본고는 분석모형 및 추정 방법을 분석 대상에 따라 크게 세 가지로 구분한다. 먼저 정책기조별 비선형적 영향의 분석은 2단계의 모형 설정과 추정을, 정책금리 수준별 비선형적 영향의 분석은 금리 수준 더미를 포함한 모형을 설정하고, 시기별 비선형적 영향의 분석은 기간더미를 포함한 모형을 각각 설정한다. 분석 대상 기간은 2000년 1분기부터 2016년 1분기까지로 한다.

1. 정책기조별 비선형성

첫 번째 점검 대상은 정책금리의 인상 또는 인하 등 정책기조별로 통화정책이 자본유출입에 미치는 영향의 크기가 다르게 나타나는지 여부이다. 이에 대한 점검을 위하여 Cover(1992)와 Morgan(1993)의 2단계 추정법을 적용하기로 한다. 제 1단계에서는 다음과 같은 정책금리(i_t) 준칙식 (1)의 추정을 통하여 통화정책 충격 ε_t 을 식별하고 동 충격을 양(+의 충격 ε^+ 와 음(-)의 충격 ε^- 로 이루어진 변수를 생성한다.

$$i_t = \rho_0 + \rho_{i,1}i_{t-1} + \rho_{i,2}i_{t-2} + \gamma_\pi E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \gamma_y \tilde{y}_t + \gamma_{\Delta \bar{y}} \Delta \bar{y}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

중앙은행이 기본적으로 준수하는 정책 준칙 (1)은 경제변수에 대응하는 체계적인 항과 나머지의 비체계적인 통화정책 충격 ε_t 항으로 구분할 수 있다. 체계적인 항은 중앙은행이 과거의 정책금리 수준 $\rho_{i,1}i_{t-1} + \rho_{i,2}i_{t-2}$ 과 인플레이션 갭 $\tilde{\pi}_{t+1}$, 생산 갭 \tilde{y}_t 및 세계경제 성장률 $\Delta \bar{y}_t$ 에 대응하는 테일러(Taylor) 유형의 정책 준칙에 따라 통화정책이 조정되는 부분을 나타낸다. 통화정책 충격을 의미

하는 잔차항 ε_t 이 자기상관 문제에서 자유로울 수 있도록 정책 준칙 (1)의 체계적인 항에는 과거의 정책금리 i_{t-1} 과 i_{t-2} 를 포함하고 있다. 또한 우리 경제가 소규모 개방경제인 점을 감안하여 세계경제에 대한 대응변수로 G20 경제 실질 GDP의 전년 동기 대비 성장률을 적용하고 있다.²⁰⁾

정책 준칙 추정에 이용된 자료는 먼저 정책금리 i_t 에 대한 대응지표로 월별 콜금리를 분기 평균으로 전환하여 이용하고 있다. 인플레이션 갭 $\tilde{\pi}_t$ 는 실제 인플레이션 π_t 에서 물가 목표의 중앙값 $\bar{\pi}_t$ 을 차감한 값($\tilde{\pi}_t = \pi_t - \bar{\pi}_t$)이며, 인플레이션²¹⁾ π_t 은 물가 목표의 기준지표 변경에 맞추어 2000~2006년과 2007년 이후의 기간으로 구분하여 각각 근원 소비자물가지수(core CPI)와 종합 소비자물가지수(headline CPI)를 이용하고 있다. 끝으로 생산 갭 \tilde{y}_t 은 실질GDP의 로그 값 $\ln y_t$ 에서 HP 필터를 통해 구한 추세 값 $\ln \bar{y}_t$ 를 차감한 값²²⁾을 이용하고 있다.

추정의 제1단계는 Clarida, Galí, and Gertler(CGG, 2000)를 따라 일반화 적률 추정법(generalized method of moments: GMM)을 적용한다. 추정에 이용한 도구 변수로 CGG(2000)의 방법을 따라 추정에 이용된 변수의 과거 값을 이용하였다. 즉, $t-1$, $t-2$ 기의 콜금리 i_{t-1} , i_{t-2} , t 와 $t-1$ 기의 인플레이션 갭 $\tilde{\pi}_t$, $\tilde{\pi}_{t-1}$, t 와 $t-1$ 기의 생산 갭 \tilde{y}_t , \tilde{y}_{t-1} 및 t 기의 G20 경제의 실질GDP 성장률 $\Delta \bar{y}_t$ 을 이용하고 있다.

추정의 제2단계는 제1단계에서 식별된 양(+의 충격 ε^+ 과 음(-)의 충격 ε^- 을 추정식 (2)와 같이 자본유출입 f_t 에 대하여 회귀분석을 실시하고 각 충격에 대한 추정계수(β^+)와 (β^-)의 유의성을 점검한다.

$$f_t = \beta_0 + \Omega X_t + \beta^+ \varepsilon_t^+ + \beta^- \varepsilon_t^- + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서 f_t , X_t 는 t 시점의 자본유출입 규모와 통화정책 충격(ε_t^+ , ε_t^-) 이외의 기

20) 전 세계 경제 상황과 함께 통화정책기조에 대한 대응변수로 미국의 정책금리(Federal Funds Rate)를 고려할 수도 있다. 그러나 글로벌 금융위기 이후 동 정책금리가 제로(0%) 하한으로 유지됨에 따라 세계경제와 통화정책기조를 적절하게 반영하기에는 한계가 있다는 점도 대응변수 선택에 고려하였다.

21) 인플레이션은 연율 환산 물가지수 변동을 이용하였다. 즉, $\pi_t = 400 \times \ln(p_t/p_{t-1})$ 로 정의된다.

22) 즉, $\tilde{y}_t = 100 \times (\ln y_t - \ln \bar{y}_t) = 100 \times \ln(y_t/\bar{y}_t)$ 로 정의된다.

타 설명변수를 각각 의미한다. 또한 양(+)의 충격과 음(-)의 충격은 각각 다음과 같이 정의된다.

$$\varepsilon_t^- = -\frac{1}{2} [\text{abs}(\varepsilon_t) - \varepsilon_t] \quad (3)$$

$$\varepsilon_t^+ = \frac{1}{2} [\text{abs}(\varepsilon_t) + \varepsilon_t] \quad (4)$$

여기서 $\text{abs}(\cdot)$ 은 절댓값 기호를 의미한다.

먼저 통화정책의 긴축 (ε_t^+) 또는 완화 (ε_t^-) 기조가 자본유출입 f_t 에 미치는 영향을 파악하기 위하여 과거 자본유출입을 고려한 자기회귀모형을 설정하였다. 자본유출입에는 통화정책뿐만 아니라 다른 요인도 영향을 미칠 수 있음을 고려할 필요가 있으므로, 이러한 요인을 통제하기 위하여 통제변수 x_t 를 추가한다. 또한 통화정책 변화가 자본유출입에 미치는 비선형적 영향을 분석할 수 있도록 통화정책 변화를 반영하는 양(+)의 충격 ε_{t-k}^+ 과 음(-)의 충격 ε_{t-k}^- 을 추가한다. 따라서 실제 추정에 적용되는 추정식 (2)는 자기회귀모형에 맞추어 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$f_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \rho_j f_{t-j} + \omega x_{t-1} + \sum_{k=1}^K \beta_k^+ \varepsilon_{t-k}^+ + \sum_{k=1}^K \beta_k^- \varepsilon_{t-k}^- + \epsilon_t \quad (5)$$

여기서 자본유출입 f_t 의 과거시차 J 와 통화정책 시차 K 는 AIC와 BIC 기준으로 각각 $J=2$, $K=2$ 로 설정하고 분석하였다.²³⁾

추정식 (5)에서 정책기조가 자본유출입에 미치는 영향은 동 추정식을 정책기조 변수 ε_{t-k}^+ 또는 ε_{t-k}^- 로 편미분한 값으로 평가된다. 즉,

$$\text{긴축기조: } \frac{\partial f_t}{\partial \varepsilon_{t-k}^+} = \underbrace{\beta_k^+}_{\text{직접적}} + \underbrace{0}_{\text{간접적}}$$

23) 추정의 일치성(consistent estimation)을 고려하여 AIC는 물론 BIC 기준도 고려하였다. 이를 지적해 주신 심사위원께 감사드린다.

$$\text{완화기조: } \frac{\partial f_t}{\partial \varepsilon_{t-k}} = \underbrace{\beta_k}_{\text{직접적}} + \underbrace{0}_{\text{간접적}}$$

다음 제Ⅲ절 제2항과 제Ⅲ절 제3항에서 분석하는 바와 같이 직접적 영향은 물론 간접적 영향까지도 감안하는 금리수준별 또는 시기별 분석과는 달리 정책기조가 자본유출입에 미치는 영향은 직접적 영향만을 대상으로 분석하고 있다.

추정식 (5)에 사용된 변수는 Fratzscher(2012) 등 자본유출입 관련 문헌을 참고하였다. 자본유출입 f_t 은 국제수지의 금융계정상 외국인 자본 순유입을 명목 GDP의 장기 추세로 나눈 비율로 정의된다. 설명변수는 과거 자본유출입 f_{t-j} 과 함께 통제변수(x_t)인 글로벌 공통요인으로 국외 금리 uip_t ,²⁴⁾ 국제유동성 ted_t , 국제경제의 불확실성 $vi x_t$,²⁵⁾을 고려한다. 다른 통제변수인 국내 요인(pull factors)으로는 순수출 ca_t , 경제성장률 Δy_t ,²⁶⁾ 주가지수 수익률 Δsp_t 을 고려한다. 순수출은 명목GDP의 장기 추세로 나눈 비율을 이용하고 있다.

2. 금리수준별 비선형성

두 번째 점검 대상은 정책금리 조정 시점의 금리 수준에 따라 통화정책이 자본유출입에 미치는 영향의 크기가 다르게 나타나는지 여부이다. 이를 분석하기 위해 다음과 같이 정책금리 수준을 나타내는 금리 수준 더미변수 $I_{m,t}$ 를 포함한 추정식 (6)을 고려한다.

$$f_t = \alpha_0 + \alpha i_{t-1} + \omega x_{t-1} + \sum_{m=1}^4 \gamma_m I_{m,t-1} + \sum_{m=1}^4 \delta_m I_{m,t-1} i_{t-1} + \sum_{j=1}^J \rho_j f_{t-k} + \epsilon_t \quad (6)$$

24) 재정거래(arbitrage) 차익을 나타내는 유위험 금리평형(UIP) 조건의 국외 요인은 ‘미국 3년 만기 국제수익률×환율변동’으로 가정한다.

25) 국제 유동성은 TED 스프레드(3개월 물 Libor와 T-bills 간의 스프레드)를 대용지표로 적용하고 있으며, 국제경제의 불확실성은 VIX 지수를 대용지표로 적용하고 있다. 또한 uip_t , $vi x_t$, ted_t 등 본고의 추정에 이용한 모든 변수는 검정 결과 단위근이 없는 것으로 나타났다.

26) 실질GDP의 전년 동기 대비 로그차분, 즉 $\Delta y_t = 100 \times \ln(y_t/y_{t-4})$ 로 정의된다.

설명변수는 과거 자본유출입 f_{t-k} , $t-1$ 시점의 정책금리 i_{t-1} 와 정책금리 수준을 의미하는 금리 수준 더미변수 $I_{m,t-1}$ 로 구성된다. 이외에 자본유출입에 영향을 미칠 수 있는 요인을 포착하는 통제변수(x_t)도 추가적으로 고려한다. 여기서 금리 수준 더미변수 $I_{m,t}$ 는 다음과 같이 각각 1%대($I_{1,t}$), 2%대($I_{2,t}$), 3%대($I_{3,t}$), 4%대($I_{4,t}$)의 금리 수준을 의미한다.²⁷⁾

$$I_{1,t} = \begin{cases} 1, & \text{if } 1 \leq i_t < 2 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, \quad I_{2,t} = \begin{cases} 1, & \text{if } 2 \leq i_t < 3 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases},$$

$$I_{3,t} = \begin{cases} 1, & \text{if } 3 \leq i_t < 4 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, \quad I_{4,t} = \begin{cases} 1, & \text{if } 4 \leq i_t < 5 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}.$$

추정식 (6)에서 통화정책이 자본유출입에 미치는 영향은 동 추정식을 금리변수 i_{t-1} 로 편미분한 값으로 평가된다.

$$\frac{\partial f_t}{\partial i_{t-1}} = \underbrace{\alpha}_{\text{직접적}} + \underbrace{\sum_{m=1}^4 \delta_m I_{m,t-1}}_{\text{간접적}}$$

추정식 (6)의 계수 δ_m 이 통계적으로 유의하면 정책금리 조정이 자본유출입에 미치는 영향 $\partial f_t / \partial i_{t-1}$ 은 직접적 영향 α 와 금리 수준 $I_{m,t-1}$ 에 영향을 받는 간접적 영향 $\sum \delta_m I_{m,t-1}$ 으로 분해될 수 있다. 이를 통해 제Ⅲ절 제1항의 정책기조 분석에서는 나타나지 않는 간접적 영향을 살펴본다. 즉, 제Ⅲ절 제1항은 자본유출입에 대한 직접적 비선형성의 여부만을 분석하는 반면, 본 절에서는 금리수준별로 달리 나타나는 간접적 영향도 통화정책의 비선형성을 유발하는지 여부를 점검한다.

3. 시기별 비선형성

세 번째 점검 대상은 저금리 시기 또는 글로벌 금융위기 발생 등 정책금리 조정시기별로 통화정책이 자본유출입에 미치는 영향의 크기가 다르게 나타나는지

27) 내생성 문제를 고려하여 $t-1$ 시점의 정책금리와 더미변수를 이용하였다.

여부이다. 이러한 비선형성 존재 여부에 대한 점검을 위해 금리 수준 더미변수 대신 저금리 더미변수 I_t^{low} 를 적용한 추정식 (7) 또는 글로벌 금융위기 더미변수 I_t^{gfc} 를 적용한 추정식 (8)을 대상으로 분석한다.

$$f_t = \alpha_0 + \alpha i_{t-1} + \gamma^{low} I_{t-1}^{low} + \delta^{low} I_{t-1}^{low} i_{t-1} + \sum_{j=1}^J \rho_j f_{t-k} + \omega x_{t-1} + \epsilon_t \quad (7)$$

$$f_t = \alpha_0 + \alpha i_{t-1} + \gamma^{gfc} I_{t-1}^{gfc} + \delta^{gfc} I_{t-1}^{gfc} i_{t-1} + \sum_{j=1}^J \rho_j f_{t-k} + \omega x_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

금리수준별 비선형성에 대한 분석과 마찬가지로 저금리 시기 또는 글로벌 금융위기가 자본유출입에 미치는 영향 $\partial f_t / \partial i_{t-1}$ 은 분석하고자 하는 대상이 저금리 시기의 식 (7) 또는 글로벌 금융위기의 식 (8)인지에 따라 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{고} \cdot \text{저금리} : \frac{\partial f_t}{\partial i_{t-1}} = \underbrace{\alpha}_{\text{직접적}} + \underbrace{\delta^{low} I_{t-1}^{low}}_{\text{간접적}}$$

$$\text{위기 전} \cdot \text{후} : \frac{\partial f_t}{\partial i_{t-1}} = \underbrace{\alpha}_{\text{직접적}} + \underbrace{\delta^{gfc} I_{t-1}^{gfc}}_{\text{간접적}}$$

여기서 저금리 더미 I_t^{low} 와 글로벌 금융위기 더미 I_t^{gfc} 는 각각 다음과 같이 정의된다.

$$I_t^{low} = \begin{cases} 1 & \text{for } i_t < 3.53 (\text{표본기간 평균}) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$I_t^{gfc} = \begin{cases} 1 & \text{for 2008년 3분기 이후의 기간} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

저금리 시기는 2004년 4분기부터 2005년 4분기까지의 기간과 2008년 4분기 이후 기간을 나타낸다. 그러나 저금리 시기는 2004년 4분기부터 2005년 4분기까지의 기간과 2008년 4분기를 제외하면 글로벌 금융위기 기간과 중첩되고 있다. 이와 같이 글로벌 금융위기 기간과 저금리 시기의 중첩은 통화정책의 비선형성이

금리 수준에 따른 결과인지 또는 특정 사건의 발생에 따른 일시적 현상인지 등 분석 결과 해석에 유의할 필요가 있음을 시사한다.

앞의 제Ⅲ절 제2항과 마찬가지로 저금리 시기 모수 δ^{low} 나 글로벌 금융위기 모수 δ^{gfc} 가 통계적으로 유의하면 정책금리 조정에 따른 자본유출입의 영향은 직접적 영향 α 와 간접적 영향 $\delta^{low} I_{t-1}^{low}$ 또는 $\delta^{gfc} I_{t-1}^{gfc}$ 로 분해될 수 있다. 이를 통해 저금리 시기 또는 글로벌 금융위기 이후의 기간이 통화정책의 비선형성을 유발하고 있는지 여부를 점검한다. 앞의 제Ⅲ절 제2항은 금리수준별 간접적 영향의 누적(cumulative) 합(summation)이 비선형성을 유발하는지 여부를 점검하는 반면 저금리 시기 또는 글로벌 금융위기 이후 기간은 제Ⅲ절 제1항 정책기조별 비선형성과 같이 단순가감 효과의 작용 여부에 대한 점검이라는 점이 다르다.

IV. 추정 결과

1. 정책기조별 비선형성

본 절에서는 실증분석 결과를 토대로 첫 번째 점검 대상인 정책금리 기조별로 통화정책의 영향이 달라지는지 여부를 단계별로 검토해 보기로 한다.

1) 제1단계: 정책 준칙 추정

정책기조별 정책 효과의 비선형성 점검의 제1단계는 정책 준칙을 추정하는 것이다. 정책 준칙 추정식 (1)에서 보는 바와 같이 인플레이션 갭(γ_π)과 생산 갭($\gamma_y, \gamma_{\Delta \bar{y}}$) 등의 모수는 정책금리의 지속성($\rho_{i,1}, \rho_{i,2}$)이 혼재되어 있다. 이 같은 추정식 설정은 경제 동향에 따라 정책금리가 내생적(endogenously)으로 조정되는 영향의 측정을 어렵게 할 수 있다. 이러한 점을 고려하여 Clarida, Galí, and Gertler(2000)를 따라 정책 준칙 추정식 (1)을 다음과 같이 변환하여 통화정책이 인플레이션 갭과 생산 갭에 직접 반응하는 정도를 살펴보기로 한다.

$$i_t = \rho_0 + \rho_{i,1}i_{t-1} + \rho_{i,2}i_{t-2} + (1 - \rho_{i,1} - \rho_{i,2})[\alpha_\pi \tilde{\pi}_{t+1} + \alpha_y \tilde{y}_t + \alpha_{\Delta \bar{y}} \Delta \bar{y}_t] + \varepsilon_t \tag{9}$$

추정식 (1)을 대상을 추정한 결과와 이를 추정식 (9)로 변환한 결과는 <표 2>에 정리되어 있다. 먼저 표의 마지막 행에 있는 J-통계량(J-stat.)은 추정모형이 과대 식별되어 있는지 여부를 판별할 수 있는 J-통계량이다. 우리의 추정 결과는 적률제약이 필요 이상으로 과도하게 부과되어 있지 않다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 따라서 GMM 추정의 과대 식별 문제는 없는 것으로 간주할 수 있다.

<표 2> 금리준칙 추정 결과

$$i_t = \rho_0 + \rho_{i,1}i_{t-1} + \rho_{i,2}i_{t-2} + (1 - \rho_{i,1} - \rho_{i,2})[\alpha_\pi \tilde{\pi}_{t+1} + \alpha_y \tilde{y}_t + \alpha_{\Delta \tilde{y}} \Delta \tilde{y}_t] + \varepsilon_t$$

| | 추정치 | 표준오차 |
|-------------------------------|-----------|---------|
| ρ_0 | -0.029 | (0.119) |
| $\rho_{i,1}$ | 1.190*** | (0.058) |
| $\rho_{i,2}$ | -0.240*** | (0.053) |
| γ_π | 0.053* | (0.032) |
| $[\alpha_\pi]$ | [1.079] | |
| γ_y | 0.049** | (0.020) |
| $[\alpha_y]$ | [0.985] | |
| $\tilde{\gamma}_y$ | 0.056*** | (0.023) |
| $[\alpha_{\Delta \tilde{y}}]$ | [1.153] | |
| J-stat. | 1.563 | <0.457> |

주: 상첨자 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미한다. () 안의 수치는 HAC-표준 오차, 마지막 행의 J-stat.은 J-통계량 및 < > 안의 수치는 p-값을 각각 의미한다. 또한 두 번째 열 [] 안의 수치는 추정식 (9)의 추정 결과를 통해서 시산한 값이다.

다음으로 각 계수의 추정 결과를 살펴보기로 한다. 인플레이션 갭과 생산 갭의 반응계수인 α_π 와 α_y 는 각각 1.08과 0.98로 추정되었으나 두 추정치는 큰 차이를 보이지 않고 있다. 테일러 유형의 표준적인 정책 준칙은 생산 갭 반응계수가 인플레이션 갭 반응계수의 약 1/3 수준으로 추정되는 점을 감안할 때 모수 α_π 와 α_y 에 대한 추정치는 우리나라가 통화정책을 운영함에 있어 인플레이션과 함께 생산변동에도 유의하고 있음을 시사한다.

과거 금리에 대한 반응계수는 1에 가까운 0.95(= $\rho_{i,1} + \rho_{i,2}$)로서 현재의 정책금리가 과거($t-1$, $t-2$ 기) 수준에서 크게 벗어나지 않는 지속성을 보이고 있다.

다음으로, 세계경제 성장률에 대해서는 반응계수 $\alpha_{\Delta y}$ 가 1.15로 추정되고 있다. 소국 개방경제로서 무역 의존도가 높은 우리 경제의 속성장 통화정책도 세계경기, 즉 수출경기에 대해 상대적으로 민감하게 대응하고 있음을 시사한다. 대외무역 의존도가 높은 소규모 개방경제라는 속성으로 인해 한국은행은 통화정책 결정에서 주요국은 물론 신흥시장국의 금융·경제 상황을 두루 살피고 있다고 밝히고 있다.²⁸⁾ 실증분석 결과 인플레이션과 생산 등 국내 경제에 대한 반응계수는 $2.06(=\alpha_{\pi} + \alpha_y)$ 으로 통화정책이 세계경제(1.15)보다는 국내 경제를 상대적으로 더 중시하고 있음을 시사한다. 이러한 추정 결과는 우리나라 통화정책이 자유변동(free floating) 환율제도 하에서 국내외 요인을 종합적으로 고려하면서 최우선적으로 물가 목표(inflation targeting)라는 책무(mandate)를 달성하는 방향으로 운영된 것으로 볼 수 있다.

2) 제2단계: 식별된 충격을 이용한 추정

제2단계 추정은 제1단계에서 식별된 양(+)과 음(-)의 충격을 추정식 (5)에 적용하여 자본유출입 f_t 에 대하여 회귀분석 하는 것이다. 제2단계 추정 결과는 <표 3>에 정리되어 있다. 먼저 <표 3>의 제2열은 금융계정수지를 이용한 결과를, 제3열은 후술하는 부채성 증권수지를 이용한 결과를, 제4열은 주식수지를 이용한 결과를 각각 나타낸다.

우선 금융계정수지를 이용한 결과를 보면 긴축기조 모수 $\Sigma \beta_k^+$ 와 완화기조 모수 $\Sigma \beta_k^-$ 은 각각 4.92, -12.32로 추정되고 있다. 또한 긴축기조 또는 완화기조 반응계수의 합이 모두 0이라는 귀무가설이 기각되고 있다. 이는 정책기조는 자본유출입에 통계적으로 유의하게 영향을 미치고 있다는 것을 의미한다.

28) 최근 개최된 한국은행 금융통화위원회는 통화정책 결정문 말미에 빈번히 “주요국과의 교역 여건, 주요국 중앙은행의 통화정책 변화, 신흥시장국 금융·경제 상황, 가계부채 증가세, 지정학적 리스크 등도 주의 깊게 살펴볼 것이다”라고 밝히고 있다.

<표 3> 통화정책 효과의 비선형성 추정 결과

| | 금융계정수지 | 부채성 증권 | 주식 |
|---|------------------|----------------|-----------------|
| β_0 | 4.43 (3.19) | 0.56 (0.73) | 2.18 (1.61) |
| f_{t-1} | 0.36*** (0.11) | 0.48*** (0.10) | 0.13 (0.10) |
| f_{t-2} | 0.13*** (0.10) | 0.23 (0.14) | |
| f_{t-3} | | -0.46* (0.24) | |
| uip_{t-1} | -0.25*** (0.08) | -0.03* (0.02) | 0.02 (0.03) |
| ca_{t-1} | 0.36 (0.47) | 0.15 (0.18) | 0.22*** (0.10) |
| ca_{t-2} | -0.83* (0.43) | -0.24 (0.19) | -0.32* (0.17) |
| Δy_{t-1} | 0.59*** (0.19) | 0.03 (0.11) | -0.06 (0.20) |
| Δsp_{t-1} | -0.09*** (0.03) | 0.01 (0.01) | -0.03** (0.16) |
| ted_t | -0.96 (2.34) | 1.71 (1.30) | -3.11*** (0.98) |
| vix_t | -27.69*** (9.07) | -2.15 (2.57) | -2.12 (3.19) |
| ε_{t-1}^+ | -5.18 (3.38) | -3.30 (3.04) | 2.91 (3.58) |
| ε_{t-2}^+ | 10.10** (4.23) | 3.44 (2.43) | -1.51 (2.83) |
| ε_{t-3}^+ | | -0.56 (2.38) | -1.16 (2.09) |
| ε_{t-4}^+ | | 4.31** (1.66) | -0.70 (3.84) |
| ε_{t-1}^- | -2.96 (3.47) | -1.74 (1.87) | -1.04 (1.33) |
| ε_{t-2}^- | -9.36** (4.24) | -0.05 (1.76) | -2.11 (2.19) |
| ε_{t-3}^- | | 1.21 (1.66) | -0.33 (1.51) |
| ε_{t-4}^- | | -0.42 (0.94) | -4.04*** (1.15) |
| \bar{R}^2 | 0.77 | 0.50 | 0.40 |
| $\sum_{k=1}^n \beta_k^+$ | 4.92 | 3.89 | -0.46 |
| $\sum_{k=1}^n \beta_k^-$ | -12.32 | -1.01 | -7.52 |
| F-통계량 $H_0: \beta_k^+ = 0 \forall k = 1, \dots, n$ | 3.87** | 3.54** | 0.39 |
| F-통계량 $H_0: \beta_k^- = 0 \forall k = 1, \dots, n$ | 2.56* | 0.34 | 8.14*** |
| F-통계량 $H_0: \left \sum_{k=1}^n \beta_k^+ \right = \left \sum_{k=1}^n \beta_k^- \right $ | 1.94 | 0.35 | 1.87 |

주: () 안의 수치는 HAC-표준오차를 의미하며, 상첨자 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미한다.

통화정책의 비선형적 영향 여부를 점검하기 위해 긴축기조 추정치 합 $|\Sigma \beta_k^+|$ 와 완화기조 추정치 합 $|\Sigma \beta_k^-|$ 이 통계적으로 서로 같다는 귀무가설에 대해 F-검정을 실시한 결과 F-통계량이 1.94로 나타나 10% 유의수준에서도 귀무가설을 기각하지 못하였다. 이러한 결과는 정책기조에 따른 자본유출입의 영향이 비선형적이라고 보기 어렵다는 것을 의미한다.

이와 같이 정책기조가 자본유출입에 미치는 영향이 선형적이라는 귀무가설이 기각되지는 못하였으나 다음과 같은 이유로 통화정책이 자본유출입에 비선형적으로 영향을 주고 있다고 해석할 수 있는 여지가 있다. 통화정책이 정책기조별로 자본유출입에 미치는 영향이 선형적이기 위해서는 동일 경제 여건 하에서 동일 정책기조에 대한 자본유출입의 반응은 같아야 한다. 즉, 긴축기조와 완화기조의 추정치 합은 동일한 부호를 가져야 한다. 그러나 긴축기조 추정치 $\Sigma \beta_k^+$ 는 양(+)으로 추정되어 정책금리 인상기조에서는 자본유출입이 늘어나게 된 반면, 완화기조 추정치 $\Sigma \beta_k^-$ 는 음(-)으로 추정되어 금리를 인하한 때에도 또한 늘어나게 된다.²⁹⁾ 결국 정책기조가 자본유출입에 미치는 영향은 비선형적으로 나타난다고 볼 수 있다.

3) 투자자산 형태별 반응: 채권과 주식

앞 소절에서는 자본유출입에 대한 통화정책의 비선형적 영향을 살펴보았다. 외국인이 국내에 주식이나 채권을 투자할 때 그 동기나 주체는 사뭇 다르고 그 결과 외국인 투자자금 유출입도 다른 양상³⁰⁾을 보이는 것이 일반적이다. 또한 채권과 주식은 금융자산의 성격이 다른 만큼 금융투자자의 자산운영 전략이 다를 수 있을 것으로 유추할 수 있다. 상이한 자산운영 전략은 정책기조 전환에 대한 외국인 채권투자자나 주식투자자의 상이한 국내 투자 행태로 이어질 수 있다. 이에 본 소절에서는 정책기조별 비선형성을 조금 더 세부적으로 살펴보는 한편 이

29) 긴축기조 추정치 $\Sigma \beta_k^+$ 와 완화기조 추정치 $\Sigma \beta_k^-$ 이 같다는 귀무가설에 대하여 F-검정을 실시한 결과 귀무가설은 10% 유의수준에서 기각되었다.

30) 주식은 기관투자자가 어느 정도의 위험을 감수하고서도 저평가된 주식을 찾아 투자수익률(search for yield), 즉 성장 전망을 보고 투자하는 경향이 있다. 이 결과 외국인의 주식투자자금 유출입은 수익 전망에 따라 상당한 변동성을 보이기 마련이다. 반면 안정성 위주로 투자자산을 운영하는 중앙은행 등이 투자자금 배분(composition of investments in a portfolio)의 일환으로 투자하는 채권은 금리차와 환율에 따라 투자자금의 유·출입이 발생하지만 주식투자자보다는 상대적으로 낮은 변동성을 보이는 경향이 있다.

러한 채권과 주식 투자자금의 다른 양상을 감안하여 자본유출입에 대한 통화정책 비선형성 여부가 투자자산별로 달라지는지 여부를 점검하고자 한다. 즉, 자본유출입을 채권과 주식으로 구분하고 동 시장을 통한 외국인 투자자의 자본유출입에 대하여 통화정책의 비선형성이 나타나는지를 점검하기로 한다.

채권은 국제수지 통계의 금융계정 증권투자 중 부채성 증권의 외국인 자본 순유입을, 주식은 국제수지 통계의 금융계정 증권투자 중 주식의 외국인 자본 순유입을 각각 명목GDP의 장기 추세로 나눈 비율을 이용하였다. 통계변수는 추정 방법의 일관성과 결과 비교의 용이성을 위해서 금융계정수치를 대상으로 한 추정에서 이용한 변수를 그대로 적용하였다.

(1) 채권

먼저 채권에 대한 추정 결과는 <표 3>의 제3열에서 보는 바와 같이 긴축기조 추정치 $\Sigma \beta_k^+$ 와 완화기조 추정치 $\Sigma \beta_k^-$ 는 각각 3.89와 -1.01로 추정되었다. 절댓값을 기준으로 긴축기조가 완화기조보다 크게 추정됨에 따라 긴축기조의 영향이 완화기조보다 크다는 것을 알 수 있다. 긴축기조 또는 완화기조의 추정치가 모두 0이라는 귀무가설은 긴축기조에서 기각되었으나 완화기조에서는 기각되지 않았다.

정책기조에 따른 채권투자 행태가 동일하게 나타나는지 여부를 점검하기 위해 절댓값을 기준으로 긴축기조 추정치 합 $|\Sigma \beta_k^+|$ 과 완화기조 추정치 합 $|\Sigma \beta_k^-|$ 이 통계적으로 서로 같다는 귀무가설에 대해 F-검정을 실시한 결과 동 귀무가설이 기각되지 않아 비선형적 영향을 확인하지는 못하고 있다. 그러나 절댓값 기준으로 긴축기조 추정치 $\Sigma \beta_k^+$ 가 완화기조 추정치 $\Sigma \beta_k^-$ 보다 크게 추정된 점에서 정책금리의 인하기조보다는 인상기조에서 채권시장을 통한 자본유입 효과가 크다고 볼 수 있다. 아울러 긴축기조 추정치 $\Sigma \beta_k^+$ 는 양(+)으로 추정된 반면 완화기조 추정치 $\Sigma \beta_k^-$ 는 음(-)으로 추정된 점에 비추어 통화정책의 비선형적 영향이 나타나고 있음을 알 수 있다.

(2) 주식

다음으로 주식에 대한 추정 결과를 살펴보기로 한다. 추정 결과를 채권과 비교해 보면 긴축기조 또는 완화기조의 추정치가 모두 0이라는 귀무가설은 완화기조에서는 기각되고 긴축기조에서는 기각되지 않았다. 한편, 절댓값을 기준으로 완

화기조가 긴축기조보다 크게 추정되어 완화기조의 영향이 긴축기조보다 크다는 것을 알 수 있다.

정책기조에 대한 주식투자 행태가 동일하게 나타나는지 여부를 점검하기 위해 절댓값을 기준으로 긴축기조 추정치 합 $|\sum \beta_k^+|$ 과 완화기조 추정치 합 $|\sum \beta_k^-|$ 이 통계적으로 서로 같다는 귀무가설에 대해 F-검정을 실시한 결과 동 귀무가설을 기각하지는 못하는 것으로 나타나 비선형적 영향은 없는 것으로 나타났다. 그러나 긴축기조 모수 $\sum \beta_k^+$ 는 -0.46, 완화기조 모수 $\sum \beta_k^-$ 는 -7.52로 음(-)으로 추정되고 있다. 이러한 결과는 정책금리 인상기조에서는 주식시장을 통한 자본유입 효과는 미미한 반면 인하기조에서는 주식시장을 통해 자본유입이 늘어나는 비선형성이 있음을 의미한다.

자본유출입을 채권과 주식으로 구분하여 분석한 결과 정책금리 인상기조는 주로 채권투자를 통한 자금유입을 유발하는 반면 인하기조는 주로 주식투자를 통한 자금유입을 유발하는 것을 확인할 수 있다.³¹⁾ 이를 바탕으로 채권과 주식을 합산한 금융계정수지의 외국인 투자자금 유출입은 채권과 주식 두 경로 중 어느 경로가 더 활성화되는지에 따라 정책기조별로 자본유출입 행태가 달리 나타날 수 있음을 유추할 수 있다. 결국 정책기조별로 두 경로의 상대적 활성화 정도에 따라 자본유출입에 대한 통화정책의 비선형적 영향으로 이어질 수 있음을 의미한다. 아울러 국내 정책기조에 따라 자본유출입이 나타나는 경로가 달라질 수 있다는 점은 국내의 자본유출입이 국제적 자본이동 요인(push factor)에 의한 수동적(passive) 작용뿐만 아니라 국내적인 자본이동 요인에 의한 능동적(active) 작용도 함께 작용한 결과일 수 있다는 점을 시사한다.

2. 금리수준별 비선형성

두 번째 점검 대상으로 정책금리 조정 당시의 금리 수준이 자본유출입에 비선형적으로 영향을 미치는지 여부를 점검해 보기로 한다. 이를 위해 추정식 (6)을 대상으로 추정한 결과를 <표 4>에 정리하였다.

추정 결과 정책금리의 대응변수로 활용한 콜금리와 콜금리 수준더미의 교차항

31) 정책금리의 인상기조와 인하기조 모두 주식 또는 채권을 통해 자본유입을 유발하는 결과로 나타난 것은 분석기간의 상당 부분이 미국 등 선진국에서 양적완화를 실시하여 국제적으로 유동성이 풍부해진 결과 신흥시장국으로 자본이 유입되는 시기와 겹치기 때문인 것으로 해석될 수 있다.

이 모두 통계적으로 유의하게 추정되었다. 동 교차항에 대해 F-검정을 실시한 결과 동 계수가 모두 같다는 귀무가설은 기각되고 있다. 한편, 정책 효과의 크기는 금리 수준이 5% > 1% > 4% > 3% > 2% 순서로 그 크기가 점차 축소됨을 알 수 있다.³²⁾

<표 4> 금리 수준에 따른 통화정책 효과의 비선형성 추정 결과

| | 추정계수 |
|---|-------------------|
| α_0 | -83.75*** (18.51) |
| f_{t-1} | 0.20*** (0.05) |
| f_{t-2} | 0.02 (0.03) |
| uip_{t-1} | -0.25*** (0.03) |
| ca_{t-1} | 0.39* (0.24) |
| ca_{t-2} | 0.80*** (0.22) |
| Δy_{t-1} | 0.09 (0.15) |
| Δsp_{t-1} | -0.03* (0.01) |
| ted_t | -4.32*** (0.67) |
| vir_t | -27.68*** (2.44) |
| i_{t-1} | 18.72*** (3.48) |
| $i_{t-1}I_{1,t-1}$ | -7.02* (4.07) |
| $i_{t-1}I_{2,t-1}$ | -19.96*** (3.48) |
| $i_{t-1}I_{3,t-1}$ | -16.24*** (3.02) |
| $i_{t-1}I_{4,t-1}$ | -12.47*** (4.07) |
| $I_{1,t-1}$ | 70.62*** (18.69) |
| $I_{2,t-1}$ | 93.92*** (17.96) |
| $I_{3,t-1}$ | 82.98*** (16.43) |
| $I_{4,t-1}$ | 66.69*** (20.45) |
| \overline{R}^2 | 0.75 |
| F-통계량 $H_0: \delta_m = 0 \forall m = 1, 2, 3, 4$ | 53.77*** |

주: () 안의 수치는 HAC-표준오차를 의미하며, 상첨자 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미한다.

32) 1%대부터 순차적으로 5%대까지 1%p 간격으로 각각 11.70(=18.72-7.02), -1.24(=18.72-19.96), 2.48(=18.72-16.24), 6.25(=18.72-12.47), 18.72로 추정되어 절댓값을 기준으로 작아진 후 점차 확대되는 모습을 보이고 있다. 그러나 5%와 1%대는 관측치의 개수가 각각 7개에 불과하여 동 추정치는 과다하게 추정되었을 가능성은 남아 있다.

분석 결과에서 주목할 만한 점은 2%대 정책금리는 금리 인하가 자본유입을 확대시킨다는 것이다. 이는 정책금리가 이미 낮은 수준에서 정책금리 조정이 현재의 국내 투자수익률보다는 미래 경기에 대한 투자자의 기대감에 따른 유인 요인(pull factor)이 크게 작동하고 있다고 해석될 수 있다.³³⁾ 또 다른 측면에서는 분석 대상 표본의 상당 부분이 주요 선진국에서 실시된 양적완화(QE) 등 비전통적 통화정책에도 영향을 받았을 수도 있다. 주요 선진국 비전통적 통화정책으로 인해 신흥시장국에는 국내적인 자본이동 요인보다는 국제적 자본이동 요인에 의해 대규모로 자금이 유입되었다는 것도 상기할 필요가 있다.

3. 시기별 비선형성

세 번째 점검 대상은 정책금리 조정 당시의 상황이 정책 효과에 간접적으로 영향을 주는지 여부이다. 이를 위해 저금리 더미변수 I_t^{low} 를 적용한 추정식 (7) 또는 글로벌 금융위기 더미변수 I_t^{fc} 를 적용한 추정식 (8)을 대상으로 분석을 수행하였으며 추정 결과를 <표 5>에 정리하였다. 표의 제2열은 고금리와 저금리 시기, 제3열은 글로벌 금융위기 이전과 이후 시기로 구분하여 추정한 결과를 나타낸다.

1) 시기 구분: 고금리와 저금리

먼저 분석 대상 기간의 정책금리가 표본 평균 이상과 이하인 시기로 구분하여 추정한 결과를 살펴보기로 한다.³⁴⁾ 추정 결과 고금리 시기의 추가적인 정책금리 인상은 자본유입을 증가시키는 반면, 저금리 시기에는 정책금리 조정에 따른 자본유출입 효과가 거의 없는 것으로 나타났다. 고금리 시기의 정책금리 모수에 대한 추정치는 4.22로 통계적으로 1% 수준에서 유의하게 추정되었다. 그러나 저금리 시기에는 정책금리와 저금리 더미 교차항의 추정치 합 $\alpha + \delta^{low}$ 가 -0.01 (=4.22-4.23)로 작으며 동 추정치의 통계적 유의성은 낮게 추정되었다.

33) 각주 30)에서 언급한 바와 같이 주식투자자는 성장 전망을 보고 투자하는 경향이 있기 때문에 금리차에 따른 채권투자자금의 유출에도 불구하고 주식투자자금의 유입 규모가 더 크다면 자본유입이 자본유출보다 많아져 총량에서 자본은 유입될 수 있게 된다.

34) 저금리 기간의 시기 구분을 표본기간 중 평균금리 수준이 아닌 하위 25%에 해당하는 금리 주순인 2.49%를 적용하였을 경우에도 후술하는 본고의 결과는 그대로 유지된다. 동 결과는 지면상의 이유로 본고에는 생략되었으나 저자에게 요청하는 경우 제공할 수 있다.

이와 같이 저금리 시기에 정책금리가 자본유출입에 미치는 영향이 미미하게 나타난 이유는 금리조정에 따른 국내 투자수익률 변화와 투자자의 미래 경기에 대한 기대감이 서로 상쇄되기 때문인 것으로 해석될 수 있다. 금리 인하는 국내 투자수익률 하락으로 인해 자본을 유출시키는 유인으로 작용하는 반면 투자자의 미래 경기에 대한 낙관적인 기대감은 자본을 유입시키는 유인으로 작용하기 때문이다. 반면 고금리 시기에는 정책금리 조정이 투자자의 미래 경기에 대한 낙관적인 기대감보다는 국내 투자수익률 변화에 더 크게 영향을 주는 것으로 이해될 수 있다.

<표 5> 시기별 통화정책 효과의 비선형성 추정 결과

| | 고금리와 저금리 | 글로벌 금융위기 전후 |
|---|----------------------------|------------------|
| α_0 | -7.49 (6.78) | -1.94 (6.00) |
| f_{t-1} | 0.23** (0.12) | 0.23* (0.12) |
| f_{t-2} | 0.02 (0.08) | 0.02 (0.08) |
| uip_{t-1} | 0.26*** (0.08) | -0.26*** (0.08) |
| ca_{t-1} | 0.37 (0.46) | 0.32 (0.45) |
| ca_{t-2} | -0.88 ^{sv} (0.43) | -0.81* (0.42) |
| Δy_{t-1} | -0.03 (0.31) | 0.09 (0.32) |
| Δsp_{t-1} | -0.02 (0.03) | -0.04 (0.03) |
| ted_t | -4.08* (2.42) | -3.22 (2.44) |
| vi_{x_t} | -28.99*** (7.22) | -29.70*** (7.78) |
| i_{t-1} | 4.22*** (1.76) | 2.77* (1.55) |
| $i_{t-1}I_{1,t-1}^{low}$ | -4.23** (2.09) | |
| $I_{1,t-1}^{low}$ | 15.79** (7.68) | |
| $i_{t-1}I_{1,t-1}^{gfc}$ | | -2.34 (1.88) |
| $I_{1,t-1}^{gfc}$ | | 8.70 (6.70) |
| \bar{R}^2 | 0.75 | 0.74 |
| F-통계량 $H_0: \alpha + \delta^{low} = 0$ | 0.01 | |
| F-통계량 $H_0: \alpha + \delta^{gfc} = 0$ | | 0.11 |

주: () 안의 수치는 HAC-표준오차를 의미하며, 상첨자 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의함을 의미한다.

2) 시기 구분: 글로벌 금융위기 전후

다음으로 분석 대상 기간을 글로벌 금융위기 전후의 시기로 구분하여 추정된 결과를 살펴보기로 한다. 추정 결과 금융위기 이전에는 금리 인상이 자본유입을 증가시키는 반면 금융위기 이후에는 금리변동에 따른 자본유출입 효과가 나타나지 않는 것으로 추정되었다. 글로벌 금융위기 이전에는 정책금리에 대한 모수 추정치가 2.77로서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 금융위기 이후에는 정책금리와 기간 터미 교차항은 -2.34로 추정되었으나 동 계수는 10%의 유의수준에서도 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 또한 정책금리 모수와 정책금리와 글로벌 금융위기 터미 교차항 모수의 추정치 합 $\alpha + \delta^{fc}$ 은 0.43으로 추정되었으나 F-검정 결과 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

이와 같이 글로벌 금융위기 이후 정책금리 조정이 자본유출입에 미치는 영향이 크지 않은 이유는 금리조정이 국내 투자수익률에 대한 영향을 통해 국내적인 자본이동 요인으로 작용하는 측면도 있지만 글로벌 금융위기 이후 선진국에서 시행된 양적완화의 영향으로 확대된 국제유동성 규모가 자본의 이동 요인³⁵⁾으로 더 크게 작용한 때문으로 해석된다. 또한 분석 대상 기간을 고금리와 저금리 시기로 나누어 추정한 결과와 글로벌 금융위기 전후 시기로 구분하여 추정한 결과에 대한 F-검정 결과가 동일한 것은 저금리 시기와 글로벌 금융위기 이후 시기가 대체로 중첩되기 때문으로 이해될 수도 있다.

V. 맺음말

경기 국면은 물론 정책금리 수준과 정책기조 등 정책 수행 여건에 따라 통화정책 영향은 달라질 수 있다. 이러한 점에 착안하여 본고는 통화정책이 정책기조별, 금리수준별, 시기별로 다른 정책 여건에 따라 자본유출입에 미치는 영향의 정도가 다른지 여부를 점검해 보았다.

분석 결과 정책기조별, 금리수준별, 시기별로 정책 여건에 따라 통화정책의 영향은 비선형성을 보이는 것으로 나타났다. 먼저 통화정책을 정책기조별로 구분해 보면 자산시장별로 자본유출입에 미치는 영향이 달라지는 것으로 분석되었다. 긴

35) 글로벌 금융위기 이후 선진국에서 시행된 양적완화의 영향으로 확대된 국제 유동성은 캐리트레이드(carry trade) 기법 등을 통해 신흥시장국으로 대거 유입된 바 있다.

축(완화)은 주로 채권(주식)투자를 통해 자본유입을 확대시키는 등 정책기조에 따라 통화정책이 자본유출입에 영향을 미치는 금융시장이 달라졌다. 이에 대한 가지 가능한 설명은 통화정책 긴축기조는 주로 국내 채권시장의 투자수익률 상승을 통해, 완화기조는 주로 경기상승 기대를 반영한 주식매입 확대를 통해 자본을 유입시킨다고 해석할 수 있다.

금리수준별로 보면 저금리 수준에서는 자본유출입에 대한 통화정책의 영향은 크지 않은 것으로 분석되었다. 1%대 수준을 제외하고는 정책금리 수준이 낮아질수록 통화정책의 자본유출입에 대한 영향은 줄어드는 비선형성을 보였다. 정책금리가 분석기간 평균보다 낮은 저금리 시기에는 미래 경기에 대한 신호 효과 작용으로, 글로벌 금융위기 이후에는 확대된 국제 유동성이 한국을 비롯한 신흥국으로 유입됨에 따라 자본유출입에 미치는 통화정책의 영향은 뚜렷하게 나타나지는 않은 것으로 보인다. 또한 글로벌 금융위기 이후 저금리 기간 중에는 우리나라 통화정책이 자본유출입에 미치는 영향이 약화된 것으로 추정되었다.

이상의 추정 결과만으로 통화정책의 자본유출입에 대한 유효성이 약화되었다고 해석하기는 시기상조로 보인다. 향후 정책금리 수준이 미국 등에 보조를 맞춰 정상화되면 통화정책의 영향도 정상화될 가능성이 높기 때문이다. 본고에서 논의한 자본이동에 대한 통화정책의 비선형성에 대한 실증분석 결과는 통화정책을 수립함에 있어 우리 경제가 비기축 통화의 소규모 개방경제임을 감안하여 통화정책 관련 국내외 경제 여건뿐만 아니라 통화정책 효과의 비선형성까지도 면밀하게 고려할 필요가 있음을 시사한다.

본고는 다음과 같은 분석의 의의가 있다. 먼저 자본유출입 동학의 추정을 통해 자본유출입에 미치는 통화정책의 영향을 직접적 영향과 간접적 영향으로 분해하고 있다. 이어 동 결과를 통해 자본유출입에 대한 통화정책의 영향이 정책기조에 대해서는 직접 영향이 비선형성으로, 금리 수준에 대해서는 누적적으로 나타나는 간접 영향이 비선형성으로 이어지고 있음을 확인하고 있다. 이를 통해 국내의 자본유출입은 국제적 요인에 의한 수동적인 작용뿐만 아니라 국내적인 요인에 의한 능동적인 작용도 함께 작동한 결과일 수 있음을 확인하고 있다. 이와 같이 자본유출입에 대한 정책 여력(policy space)이 존재한다는 본 연구는 향후 예상되는 정책금리 조정이 자본유출입에 어느 정도 영향을 미칠지의 사전적(pre-emptive) 고려에 대한 화두를 제공할 것으로 기대된다.

본고는 이와 같은 분석의 의의에도 불구하고 뚜렷한 한계 또한 가지고 있다. 본고는 개방경제의 거시구조모형을 대상으로 추정하기보다는 단일 방정식의 추

정을 통해 통화정책의 비선형성 작용 여부에만 초점을 맞추고 있다. 이에 따라 동 결과만으로는 비선형성이 나타나는 원인을 구조적으로 파악하기 어려운 데다 정책 조정에 따른 자본유출입을 사전에 예상하여 정책 방향을 결정할 때는 양자간 인과관계를 입증하기 어려운 한계도 있다. 또한 본고는 통화정책의 비선형성을 검증하기 위해 2단계 추정법을 이용하고 있다. 여기에는 제1단계에서 추정된 통화정책 충격이 유도된 변수(generated regressor)로서 제2단계에서 표준오차 계산에 표본 불확실성(sampling uncertainty)이 적절하게 반영되지 않는 문제가 있을 수 있다. 향후 이러한 한계를 보완할 수 있는 구조모형이나 분석 기법을 통해 비선형성이 나타나는 원인을 밝히는 작업이 필요하다.

또한 자본이동은 본고의 분석 초점인 국내적 요인뿐만 아니라 국제적 요인에도 상당한 영향을 받는다. 소규모 개방경제는 어느 면에서는 국내적 요인보다는 국제적 요인에 더 크게 영향을 받을 수 있다. 이와 같은 국제적 요인도 고려할 수 있도록 향후 분석의 시계를 2국 또는 다국가 구조모형이나 패널 분석으로 확장할 필요가 있다. 본고는 소규모 개방경제가 직면한 외국투자자의 자본거래에 초점을 두고 있으나 외국 투자자뿐만 아니라 국내 투자자의 자본거래 또한 통화정책에 대하여 비선형성을 보이는지에 대해서도 분석할 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 김광환·최석기, “명목임금 하방경직성과 통화정책 효과의 비대칭성,” 『국제금융연구』 제6권 제1호, 2016, 5~31.
- 김기화, “경기순환 국면별 통화정책 효과의 비대칭성,” 『경제학연구』 제58권 제1호, 2010, 57~85.
- Ahmed, S., “The Drivers of Capital Flows in Emerging Markets Post Global Financial Crisis,” *IMF Working Paper*, WP/17/52, 2017.
- Casas, C., F. Díez, G. Gopinath, and P. Gourinchas, “Dollar Pricing Redux,” *BIS Working Papers*, No. 653, 2017.
- Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler, “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective,” *Journal of Economic Literature*, 37, 1999, 1661~1707.
- _____, “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and

- Some Theory,” *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 2000, 147~180.
- Cover, J. P., “Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks,” *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1992, 1261~1282.
- Eichengreen, B. and R. Hausmann, “Exchange Rates and Financial Fragility,” *NBER Working Paper*, No. 7418, 1999.
- Fratzcher, M., “Capital Flows, Push versus Pull Factors and the Global Financial Crisis,” *Journal of International Economics*, 88, 2012, 341~356.
- Garcia, R. and H. Schaller, “Are The Effect of Monetary Policy Asymmetric?” *Economic Inquiry*, 40(1), 2002, 102~119.
- Garibaldi, P., “The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Job Creation and Destruction,” IMF Working Paper WP/97/57, 1997.
- Gopinath, G., “The International Price System,” *NBER Working Paper*, No. 21646, 2015.
- Hamilton, J., “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle,” *Econometrica*, 57(2), 1989, 357~384.
- Karras, G., “Asymmetric Effects of Monetary Policy with or without Quantitative Easing: Empirical Evidence for the US,” *Journal of Economic Asymmetries*, 10, 2013, 1~9.
- Kuzin, V. and S. Tober, “Asymmetric Monetary Policy Effects in Germany,” *DIW Berlin Discussion Papers*, No. 397, 2004.
- Mishkin, F. S., “Monetary Policy Flexibility Risk Management and Financial Distruptions,” *Journal of Asian Economics*, 21, 2010, 242~246.
- Morgan, D. P., “Asymmetric Effects of Monetary Policy,” *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review Second Quarter*, 1993, 21~33.
- Obstfeld, M., “Global Dimensions of U.S. Monetary Policy,” *NBER Working Paper*, No. 26039, 2019.
- Rey, H., “Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence,” *Proceedings - Economic Policy Symposium, Jackson Hole, Federal Reserve of Kansas City Economic Symposium*, 2013, 285~333.
- Telatar, E. and M. Hasanov, “The Asymmetric Effects of Monetary Shocks: The Case of Turkey,” *Applied Economics*, 38(18), 2006, 2199~2208.

[Abstract]

Nonlinear Effects of Monetary Policy on International Capital Flows*

Myung-Soo Yie** · SungJu Song***

This paper investigates whether monetary policy has nonlinear effects on flows of international capital. We find that tightening monetary policy causes international capital inflows by raising the returns on investment in the bond market, and that easing monetary policy also leads to international capital flows by affecting investors' optimistic expectations of future return in the local stock market. Additionally, we find that the effects of monetary policy on international capital flows are not so large during the period of low interest rates, and monetary policy effects have weakened in the low-interest-rate regime after the global financial crisis. These findings imply that, if policy rates are normalized to the previous level in the future, policy effects on international capital flows could be strengthened more effectively.

The contribution of this paper is that we decompose policy effects on international capital flows into the direct and indirect components and investigate the nonlinear channel of monetary policy transmission to international capital Inflows. Although there are methodological limitations in estimating a behavioral equation, the finding that monetary policy has nonlinear effects on international capital flows implies that nonlinear effects of monetary policy should be closely considered in the monetary analysis.

* This work was supported by the research grant of the Kongju National University in 2017.

** Corresponding author, Division of Economics and Trade, Kongju National University, Tel: +82-41-850-8391, E-mail: myungsoo.yie@kongju.ac.kr

*** First Author, Research Department, Bank of Korea, Tel: +82-2-759-4177, E-mail: ssong@bok.or.kr

Keywords: nonlinear effects of monetary policy, monetary policy shocks, monetary policy stance, international capital flows, push factor and full factor

JEL Classification: E52, F32