

금리중시 물가안정목표제는 유효한가?*

이 근 영**

논문 초록 본 연구에서는 국소투영모형을 이용해 정책금리 조정에 대한 산업생산과 물가의 반응을 살펴보았다. 실증분석결과에 따르면 정책금리 상승 충격에 대한 소비자물가의 반응은 명확하지 않은 반면 산업생산의 반응은 음(-)의 값으로 명확하게 나타난다. 이러한 결과는 통제변수 또는 시차수를 늘리는 경우나 2000년 이후부터 최근까지의 전체 분석기간을 120개월과 180개월 등의 표본이동을 통해 세분화하는 경우에도 크게 달라지지 않는다. 또한 해외변수를 외생변수로 간주한 VAR 모형을 추정하는 경우에도 콜금리 상승 충격이 소비자물가와 산업생산에 미치는 영향은 국소투영모형의 경우와 유사하다. 한 마디로 본 연구의 전반적인 실증분석 결과는 2000년대 이후 금리중시 물가안정목표제가 유효하다는 증거를 찾아보기가 쉽지 않음을 보여준다.

핵심 주제어: 물가안정목표제, 국소투영, 정책금리
경제학문헌목록 주제분류: E4, E5

투고 일자: 2020. 2. 14. 심사 및 수정 일자: 2020. 4. 27. 게재 확정 일자: 2020. 6. 5.

* 본 논문에 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사를 드립니다.

** 성균관대학교 경제학과 교수, e-mail: lky0614@skku.edu

I. 서 론

각국의 통화당국이 추구하는 최우선 통화정책목표는 국가별 또는 시대별 상황에 따라 변해왔다. 우리나라의 경우 1997년 12월 6차 개정을 통해 한국은행법 제1조는 “이 법은 한국은행을 설립하고 효율적인 통화신용정책의 수립과 집행을 통하여 물가안정을 도모함으로써 국민경제의 건전한 발전에 이바지함을 목적으로 한다.”라고 규정하고 있다. 하지만 6차 개정 이전의 구법에서는 최종목적으로 통화가치안정 외에도 금융안정과 경제발전 등을 명기하고 있다. 한편 글로벌 금융위기의 여파로 2011년 8월 제8차 개정을 통해 한국은행법은 물가안정의 도모뿐만 아니라 제1조에 2항을 신설해 금융안정에도 유의할 것을 추가적으로 규정하고 있다.

이와 같이 우리나라 통화정책의 운영체제는 1997년 12월 6차 한국은행법 개정을 통해 통화량목표제에서 물가안정목표제로 변경되었다. 한마디로 우리나라 통화정책의 운영체제는 물가안정을 최종목표로 삼고 한국은행 기준금리와 익일물 콜금리를 각각 정책금리와 운용목표로 하는 금리중시 물가안정목표제이다. 정책금리인 기준금리는 한국은행의 최고의결기구인 금융통화위원회가 연 8회 열리는 ‘통화정책방향 결정회의’를 통해 결정하여 공포한다. 금융통화위원회는 총체적 접근방식을 통해 미래 인플레이션에 대한 판단을 근거로 기준금리를 결정하며 질충적 접근방식을 통해 물가안정은 물론 경기와 금융시장 상황을 다 같이 고려하여 기준금리를 조절한다.

이와 같이 현재 우리나라 통화정책관련 법과 제도는 금리중시 물가안정목표제를 추구하고 있는데 이는 금리와 물가 간의 밀접한 상관관계 또는 인과관계를 전제로 한다. 하지만 실제 금리가 물가 간의 연계성이 크지 않다면 금리조정을 통해 물가안정을 이룩하겠다는 법적 및 제도적 취지는 실현 가능성이 낮을 뿐만 아니라 오히려 예상치 못했던 부작용을 가져올 가능성도 없지 않다. 예를 들어 금리인상이 물가하락에 미치는 영향은 불확실한 반면 소득하락에 미치는 영향은 확실한 경우 금리인상은 물가안정은 가져오지 못하고 경기침체를 초래할 수 있다. 한편 금리인하가 물가에는 영향을 미치지 못하는 반면 소득과 주택가격을 함께 상승시켜 가계부채를 증대시키는 경우 한국은행법상 최우선 목표인 물가안정과 관계없이 경제성장과 금융안정이라는 목표가 서로 대립하는 상황이 발생할 여지도 있다.

따라서 본 연구에서는 우리나라의 경제 현실이 금리중시 물가안정목표제를 채택

하고 있는 법과 제도의 취지에 얼마나 부합되는가를 살펴보기 위해 금리조정을 통한 통화정책이 물가와 산출에 어떤 영향을 미치는가를 분석해 보고자 한다. 기존의 대부분 연구들은 콜금리 자료를 이용해 콜금리의 변화가 물가나 소득 등 거시금융 변수들에 미치는 영향을 살펴본다. 하지만 본 연구에서는 일종의 설화식(narrative) 또는 사건연구(event study)의 방법으로 금융통화위원회가 정책금리를 변경한 시점과 그렇지 않은 시점을 구분한 통화정책지표를 이용해 이 지표가 물가나 산출 등에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 실증분석 자료로는 보다 많은 표본을 이용하기 위해 월별 소비자물가와 산업생산 자료가 사용되며 통화정책변수 외에도 물가와 산출에 영향을 미치는 다양한 국내의 거시금융변수들이 있기 때문에 기존연구에 근거를 둔 통제변수로 원/달러환율, 미국의 소비자물가지수, 국제유가 등이 사용된다. 또한 DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium)나 VAR(Vector Autoregressive) 모형을 이용하는 기존의 대부분 연구들과 달리 본 연구에서는 Jorda(2005)의 국소투영(local projection) 모형을 이용해 금리조정의 정책효과를 살펴보고 이들 효과들을 대외변수들을 외생적으로 고려한 VAR 모형의 경우와 비교해 본다. 뿐만 아니라 통제변수, 시차수, 이동표본 등의 크기에 따라 실증분석결과에 차이가 있는가를 살펴보고 비대칭효과의 존재 여부도 확인해 본다.

실증분석결과에 따르면 정책금리 상승 충격에 대한 소비자물가의 반응은 명확하지 않은 반면 산업생산의 반응은 음(-)의 값으로 상대적으로 명확하게 나타난다. 이러한 결과는 2000년 이후부터 최근까지의 전체 분석기간을 표본이동을 통해 세분화하는 경우나 통제변수 또는 시차수를 늘리는 경우에도 크게 변하지 않는다. 또한 국소투영모형대신 해외변수를 외생변수로 간주한 Lastrapes(2005)의 VAR 모형을 정책금리대신 콜금리를 사용하여 추정하는 경우에도 결과는 유사하다.

본 연구는 다음과 같은 내용들로 이루어져 있다. 제Ⅱ장에서는 국소투영 모형을 이용하거나 통화정책을 분석한 국내외 기존연구들에 대해 살펴보고 이들 연구들과 본 연구와의 차이점을 비교해 본다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 국소투영 접근법을 통해 어떤 모형들이 분석되는가를 논의한다. 제Ⅳ장에서는 주요 변수들에 대한 단위근 검정을 실시하고 이들의 통계적 특성과 기초통계량에 대해 살펴본다. 제Ⅴ장에서는 먼저 주요 변수들의 상관관계를 살펴보고 금리 인상 또는 인하 시점을 지표화한 정책충격에 대한 산업생산과 물가의 반응을 국소투영모형을 이용해 추정해 본다. 또한 이 결과가 해외변수를 외생변수화한 VAR 모형의 추정결과와 얼마나 유사

한가를 비교해 본다. 뿐만 아니라 비대칭효과를 살펴보고 통제변수 또는 시차의 변화가 추정결과에 어떤 영향을 미치는가를 비교분석한다. 제VI장에서는 앞 장에서의 추정결과들이 국내통화정책에 어떤 시사점을 제시하는가를 논한다. 마지막으로 제VII장에서는 전체적인 연구내용을 요약하고 결론을 맺는다.

II. 기존 연구

여기서는 이 분야의 기존연구들을 국소투영기법과 관련된 연구들과 통화정책이 물가에 미치는 영향을 분석한 연구들로 크게 나누어 살펴보고자 한다. 먼저 국소투영기법과 관련한 기존연구로는 Jorda (2005)가 처음으로 변수 간의 비선형 및 비대칭관계를 고려한 국소투영기법을 통해 거시경제변수들이 이자율 충격의 방향이나 크기에 따라 어떻게 반응하는가를 분석하였다. Jorda (2005)는 DSGE나 VAR 모형과 같이 먼저 모형을 추정한 다음 이 추정결과를 바탕으로 충격에 대한 동태적인 반응을 살펴보는 2단계 분석방법은 추정모형이 자료생성과정과 일치하지 않을 때는 정당화될 수 없다고 주장한다. 반면 Jorda (2005)에 따르면 국소투영기법을 통해 시계열에 대한 충격반응을 도출하는 경우에는 동태적인 다변량 시스템을 특정하거나 추정할 필요가 없고 직접적인 예측모형을 이용해 각 예측범위를 다시 추정함으로써 여러 기간에 걸친 보다 뛰어난 예측치들을 발견해 낼 수 있다. 한편 본 연구의 실증 분석에 토대가 되는 연구인 Jorda, Schularick, and Taylor (2013)는 선형 국소투영기법과 1870년부터 2008년까지의 선진 14개국의 자료를 이용해 금융위기를 동반한 경기침체가 전형적인 경기침체에 비해 보다 높은 비용을 초래하며 경기확장이 초과 신용에 더욱 의존하면 할수록 경기침체가 더 깊어지는 경향이 있음을 보여주고 있다. 그 밖에 Camacho and Palmieri (2019)는 Jorda, Schularick, and Taylor (2013)의 선형 국소투영기법과 1960년부터 2016년까지의 43개국 자료를 이용하여 경기침체가 소득불균형에 미치는 영향을 분석하고 있다. 국소투영모형과 관련된 국내연구로는 김기호·윤성훈(2009)과 이근영(2010) 등이 있다.

인플레이션에 관한 최근 연구(예: Forbes, 2019; Ha, Kose, and Ohnsorge, 2019)들에 따르면 글로벌 수요충격과 유가충격이 글로벌 인플레이션을 변동시키는 주요 요인인 반면 2001년 이후 글로벌 공급충격이 인플레이션에 미치는 영향은 작아지고 있다. 또한 국내수요충격, 국내공급충격, 통화정책충격, 환율충격 등으로

구성된 국내충격의 인플레이션에 대한 영향력도 크게 작아지고 있다. 뿐만 아니라 우리나라와 같이 무역자유화와 자본시장 개방도가 큰 나라일수록 글로벌 충격이 국내 인플레이션에 미치는 영향은 더욱 커지고 있음을 실증분석결과들은 보여주고 있다. 인플레이션의 원인에 관한 분석들은 최근 주로 VAR 모형을 통해 이루어지고 있는데 출레스키 분해를 사용하는 전통적인 VAR 외에도 부호제약을 가진 VAR, FAVAR (Factor Augmented VAR), TVP (Time-Varying Parameter) VAR 등 다양한 VAR 모형이 사용되고 있다. 추정방법과 관련하여 인플레이션에 관한 방대한 양의 연구들을 정리한 서적인 Ha, Kose, and Ohnsorge (2019)의 3장, 특히 Table A.3.1.1은 이와 관련 일부 필립스곡선을 추정한 연구들도 있으나 대부분의 연구들이 다양한 종류의 VAR 모형을 이용하고 있음을 보여주고 있다. 이 표에 따르면 DSGE 모형을 이용하여 추정한 논문은 단 1편에 불과하며 추정기간도 1970:1-2004:4로 최근 기간이 아니다. 글로벌 금융위기 이후 기간에는 주요 선진국들이 제로금리정책과 양적완화정책을 시행하고 지급준비금에 이자(미국, ECB)를 지급함에 따라 금리정책의 효과를 살펴보기가 어려울 뿐만 아니라 레짐스위칭의 문제로 DSGE 모형의 추정 차체가 어렵다. VAR 모형을 추정하는 경우에도 통화정책이 국내인플레이션에 미치는 영향은 국가에 따라 일정하지 않으며 Mohanty and Turner (2008), Vonnak (2008) 등은 개도국의 경우 통화정책 파급효과의 이차율과 자산가격 경로가 제한적이거나 유의적이지 않음을 보여주고 있다. 또한 Ha, Kose, and Ohnsorge (2019)는 1970년부터 2017년까지의 29개 선진국과 26개 개도국 자료를 FAVAR 모형을 이용하여 추정함으로써 통화정책충격이 글로벌 충격, 국내수요충격, 국내공급충격, 환율충격에 비해 국내 인플레이션의 분산을 설명하는 비율이 가장 낮으며, 특히 2001년부터 2017년까지의 기간이 그 이전 기간에 비해 그 설명비율이 더 낮음을 보여주고 있다.

글로벌 금융위기 이전 기간에 대한 국내 연구들은 DSGE 모형과 VAR 모형 등을 통해 통화정책효과를 살펴본 반면 글로벌 금융위기 이후 기간을 포함한 연구들은 주로 VAR 모형을 통해 이루어졌다. 먼저 DSGE 모형의 경우 강희돈·편도훈 (2009)이 2국 개방경제 DSGE 모형을 통해 한국과 미국의 통화정책효과를 살펴보고 박무환·유병학·김형수 (2012)와 박무환 (2013) 등이 Justiniano and Preston (2004)의 소규모 개방경제 DSGE 모형을 통해 한국의 통화정책을 분석하였다.^{1) 2)} 이들의 실증적인 통화정책 분석결과들에 따르면 국내금리인상은 국내 산출과 물가

를 하락시키고 원/달러환율을 떨어뜨린다. VAR 모형의 경우에는 Kim (2014) 과 김시원 (2018) 등이 TVP VAR 모형을 이용하여 통화정책효과를 분석하고 있다. 김시원 (2018) 에 따르면 최근으로 올수록 통화충격에 대한 산출과 물가의 반응이 약화되는 추세가 있으며, 특히 글로벌 금융위기 이후에는 통화정책이 산출과 물가에 모두 유의적인 영향을 미치지 못한다.³⁾ 이근영 (2015) 은 부호제약을 가진 VAR 모형과 베이지언 VAR 모형을 통해 국내금리인상이 국내물가에 미치는 영향이 불확실하다는 점을 보여주고 있다. Lee (2016) 또한 장기제약조건과 부호제약조건을 가진 VAR 모형을 통해 이근영 (2015) 과 유사한 결과를 보여준다. 한편 Lee (2018) 은 2국 개방거시경제이론에 근거한 DSGE, DSGE-VAR, VAR 모형 등의 추정결과를 비교하였는데 DSGE와 VAR 모형의 경우 통화정책이 물가에 미치는 영향이 위에서 살펴본 바와 같이 다르게 나타난다. 하지만 특히 물가의 경우 DSGE 또는 DSGE-VAR 모형들의 표본내 RMSE (Root Mean Square Error) 가 해외변수가 외생적으로 주어진 VAR 모형의 표본내 RMSE보다 매우 큰 것으로 나타났다.⁴⁾ 그 밖에 강명현 (2014), 문우식 (2017) 등도 최근 금리중시 물가안정목표제의 유효성이 약해지고 있음을 보여주고 있다.

본 연구에서는 앞의 국내 기존연구들과 달리 Jorda, Schularick, and Taylor (2013) 의 선형 국소투영기법을 통해 정책금리가 인상되거나 인하되는 기간의 경우에는 1 또는 -1인 반면 그렇지 않은 기간의 경우에는 0으로 구성된 통화정책지표를

-
- 1) 그 밖에도 김건홍 (2009), 이한규 (2013), 강환구·박양수·최진호 (2014) 등이 DSGE 모형을 사용하였다.
 - 2) 선진국의 경우와 유사하게 우리나라의 경우도 DSGE 모형의 추정결과는 Lee (2018) 만을 제외하고는 모두 글로벌 금융위기 이전 기간의 추정결과이다. Lee (2018) 의 경우도 글로벌 금융위기 이후의 기간을 포함하고 있지만 콜금리를 사용하는 경우에는 수렴된 추정결과를 얻을 수 없기 때문에 CD금리를 이용해 추정하고 있다. 따라서 최근 연구들과 2000년대 초반 이전의 자료들을 추정한 DSGE 모형과의 비교는 큰 의미가 없다고 본다.
 - 3) 김시원 (2018) 은 콜금리에 대한 한 단위 표준편차 충격 효과를 살펴보고 있는데 최근으로 올수록 금리의 표준편차가 작아지기 때문에 정확한 기간별 효과를 비교하기 위해서는 한 단위 표준편차 충격보다는 1%p 충격에 대한 반응을 살펴볼 필요가 있다.
 - 4) 이는 DSGE 모형이 모형 특성상 특정 전달경로에 의존하기 때문에 나타난 현상으로 보인다. 또한 DSGE 모형을 추정하는 것은 교차방정식 (cross-equation) 제약을 가진 VAR 모형을 추정하는 것과 같기 때문에 표본기간이 짧고 두 차례 경제위기기간들이 포함된 우리나라의 경우 이미 언급한 바와 같이 추정상의 어려움이 있다. DSGE-VAR은 DSGE에 의해 VAR에 부과된 교차계수 제약을 체계적으로 완하시킬 수 있는 방법으로 이 모형은 DSGE의 VAR 근사치와 제약이 없는 VAR의 중간적 형태를 띠고 있다.

이용해 정책금리에 대한 충격이 물가와 산업생산 등에 미치는 영향을 분석하고자 한다. DSGE와 VAR 등을 이용한 기존연구들의 경우 먼저 파라미터를 추정한 후 이로부터 충격반응함수를 도출하는 2단계 방식을 통해 콜금리 또는 단기금리 충격에 대한 물가나 산업생산의 반응을 간접적으로 살펴보는 반면 여기서는 선형 국소 투영법을 통해 여러 기간에 걸친 반응을 직접적으로 추정한다. 또한 정책금리를 인상할 때와 인하할 때를 구분해 정책금리변경이 물가와 산업생산에 미치는 비대칭효과를 살펴본다. 뿐만 아니라 금융통화위원회가 통상적으로 0.25%p씩 정책금리를 인상하거나 인하하나 글로벌 금융위기 때처럼 경기가 급격하게 나빠지는 경우에는 더 큰 폭으로 인하하기 때문에 이를 반영한 통화정책지표를 사용할 때의 효과를 살펴본다.⁵⁾ 끝으로 많은 국내외 기존연구들이 보여주는 바와 같이 해외물가와 유가 등이 물가에 미치는 영향이 크기 때문에 이들을 외생적으로 고려한 VAR 모형의 충격반응결과와 국소투영모형으로부터 얻은 결과를 비교해 본다.

III. 추정모형

본 연구에서는 Jorda (2005), Jorda, Schularick, and Taylor (2013), Camacho and Palmieri (2016) 등에서 사용된 국소투영모형을 이용해 통화정책 충격이 산업생산과 물가에 미치는 영향을 분석한다.

산업생산과 물가 등 각 변수 y_k 의 미래 $t+h$ 시점 ($h = 1, 2, \dots, H$) 부터 t 시점까지 변화율은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\Delta_h y_{k,t+h} = y_{k,t+h} - y_{k,t} \quad (1)$$

$\Delta Y_t = [\Delta y_{1,t} \ \Delta y_{2,t} \ \dots \ \Delta y_{K,t}]'$ 는 산업생산과 물가뿐만 아니라 통제변수들로

5) 설화식의 접근법으로 Romer and Romer (1989)는 Friedman and Schwartz (1963)의 연구에 1960년 이후 발생한 여섯 차례의 통화긴축 사례를 추가해 통화긴축 이후 산업생산이 감소하고 실업률이 상승했음을 보여준다. Boschen and Mills (1995)는 연방공개시장위원회 (FOMC)의 자료를 사용해 1953년부터 1991년까지의 통화정책을 다섯 가지 카테고리(강한 긴축, 약한 긴축, 중립, 약한 확장, 강한 확장)로 구분한 지표를 작성해 이들 지표와 주가와 의 관계를 살펴보았다.

구성되어 있고 D_t 는 만약 중앙은행이 정책금리를 인상(또는 인하) 하는 경우 1(또는 -1)인 반면 그렇지 않은 경우에는 0인 통화정책변수라고 가정하자. 이 경우 Koop, Pesaran, and Potter(1996)에 따르면 K 개의 변수를 가진 모형에서 각 변수의 누적반응에 대한 조건부 경로는 두 예측치의 차이로서 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$CR(\Delta_h y_{k,t+h}, D_t) = E_t[\Delta_h y_{k,t+h} | D_t = 1 \text{ or } -1; \Delta Y_t, \Delta Y_{t-1}, \dots] \\ - E_t[\Delta_h y_{k,t+h} | D_t = 0; \Delta Y_t, \Delta Y_{t-1}, \dots], \quad k = 1, 2, \dots, K \quad (2)$$

식 (2)에서 $CR(\Delta_h y_{k,t+h}, D_t)$ 는 t 시점까지 ΔY 의 영향을 반영하여 미래 $t+h$ 시점에서 구해진 통화정책충격에 대한 k 번째 변수의 누적반응을 나타낸다. 본 연구에서는 다음과 같은 Jorda, Schularick, and Taylor(2013)의 국소투영(local projection) 회귀분석을 이용해 누적반응을 추정한다.

$$\Delta_h y_{k,t+h} = \alpha_k^h + \beta_k^h D_t + \sum_{i=0}^p \Gamma_{k,i}^h \Delta Y_{t-i} + \epsilon_{k,t+h} \quad (3)$$

식 (3)에서는 p 개의 시차를 가진 통제변수들이 포함되어 있다. β_k^h 는 본 연구의 주요 관심사인 정책금리변수의 파라미터이며 $\epsilon_{k,t+h}$ 는 0의 평균과 σ^2 의 분산을 가진 오차항이다. 한편 정책금리 인상 또는 인하폭이 항상 0.25%p로 동일하지 않기 때문에 여기서는 Boschen and Mills(1995)의 경우와 유사하게 D_t 가 금리조정시점에 1과 -1로 구성되어 있는 것이 아니라 <Table 1>에 나타난 바와 같이 실제 금리조정폭×4로 구성된 경우 또한 추정한다. 4는 D_t 가 1과 -1로 구성되어 있는 경우와 비교를 위해 곱해진다. 뿐만 아니라 여기서는 정책금리를 인상할 때와 인하할 때 산업생산과 물가가 비대칭적으로 반응하는가를 살펴보기 위해 다음과 같은 식을 추정해 본다.

$$\Delta_h y_{k,t+h} = \alpha_k^h + \beta_k^{h+} D_t^+ + \beta_k^{h-} D_t^- + \sum_{i=0}^p \Gamma_{k,i}^h \Delta Y_{t-i} + \epsilon_{k,t+h} \quad (4)$$

식 (4)에서 D_t^+ 는 정책금리가 인상될 때는 1(또는 실제 인상폭)인 반면 아닐 경우에는 0인 통화정책지표이며 D_t^- 는 정책금리가 인하될 때는 1(또는 실제 인하폭의 절대치)인 반면 아닐 경우에는 0인 통화정책지표이다.

IV. 검정 및 기초통계량

1. 자료의 특성

Forbes(2019), Ha, Kose, and Ohnsorge(2019) 등의 인플레이션에 관한 최근 연구들은 국내 인플레이션의 설명변수로서 해외변수로는 글로벌 수요충격, 글로벌 공급충격, 유가충격을, 국내변수로는 국내수요충격, 국내공급충격, 통화정책충격, 환율충격 등을 사용하고 있다. 이들 연구들에 따르면 2001년 이후 글로벌 공급충격이 인플레이션에 미치는 영향은 작아지는 반면 글로벌 수요충격과 유가충격이 글로벌 인플레이션을 변동시키는 주요 요인이다. 따라서 여기서는 글로벌 공급충격을 제외한 6변수를 이용한다.⁶⁾

본 연구에서는 사용되는 기본적인 월별 자료는 한국은행 기준금리, 소비자물가지수, 전산업산업생산지수(농림어업 제외, 계절조정), 원/달러환율(종가, 평균), 미국의 소비자물가지수, 국제유가(WTI) 등이며 이들 자료들은 모두 한국은행 경제통계 시스템에서 구하였다. 분석기간은 제6차 한국은행법 개정과 함께 한국은행이 기준금리를 발표하기 시작한 시점 이후인 2000년 1월부터 2019년 5월까지로 표본크기는 233개이다.

먼저 <Table 1>는 한국은행 기준금리의 변경일자 및 조정폭(%)을 보여주고 있다. 한국은행은 1999년 5월 6일에 기준금리를 4.75%로 설정한 이후 2019년 7월까지 총 41차례에 걸쳐 기준금리를 변경하였으며 이 가운데 기준금리가 인상된 경우는 18회인 반면 인하된 경우는 21회에 달한다. 통상 기준금리는 0.25%p(Greenspan's babystep)씩 조정되는데 <Table 1>에 따르면 인상의 경우에는 모두 0.25%p씩 조정된 반면 인하의 경우에는 5차례에 걸쳐 0.25%p보다 조정폭이 컸

6) 하지만 글로벌 공급충격으로 미국산업생산지수를 포함시키는 경우에도 통화정책충격이 국내 인플레이션에 미치는 영향은 크게 달라지지 않는다.

다. 2008년 2월까지의 콜금리 목표를 표시한다.

(Table 1) Bank of Korea Base Rate Change Date and Adjustment Range(%)

Change Date		Base Rate	Adjustment Range	Change Date		Base Rate	Adjustment Range
1999	May 6	4.75	—	2008	October 27	4.25	-0.75
2000	February 2	5.00	+0.25	2008	November 7	4.00	-0.25
2000	October 5	5.25	+0.25	2008	December 11	3.00	-1.00
2001	February 8	5.00	-0.25	2009	January 9	2.50	-0.50
2001	July 5	4.75	-0.25	2009	February 12	2.00	-0.50
2001	August 9	4.50	-0.25	2010	July 9	2.25	+0.25
2001	September 19	4.00	-0.50	2010	November 16	2.50	+0.25
2002	May 7	4.25	+0.25	2011	January 13	2.75	+0.25
2003	May 13	4.00	-0.25	2011	March 10	3.00	+0.25
2003	July 10	3.75	-0.25	2011	June 10	3.25	+0.25
2004	August 12	3.50	-0.25	2012	July 12	3.00	-0.25
2004	November 11	3.25	-0.25	2012	October 11	2.75	-0.25
2005	October 11	3.50	+0.25	2013	May 9	2.50	-0.25
2005	December 8	3.75	+0.25	2014	August 14	2.25	-0.25
2006	February 9	4.00	+0.25	2014	October 15	2.00	-0.25
2006	June 8	4.25	+0.25	2015	March 12	1.75	-0.25
2006	August 10	4.50	+0.25	2015	June 11	1.50	-0.25
2007	July 12	4.75	+0.25	2016	June 9	1.25	-0.25
2007	August 9	5.00	+0.25	2017	November 30	1.50	+0.25
2008	August 7	5.25	+0.25	2018	November 30	1.75	+0.25
2008	October 9	5.00	-0.25	2019	July 18	1.50	-0.25

2. 단위근 검정

식 (3) 과 (4) 를 추정하기 전에 추정에 사용되는 내생변수와 통제변수들에 대한 단위근 검정을 실시한다. <Table 2>가 시차가 2이며 추세를 가진 경우의 단위근 검정결과를 보여주고 있다. 여기서는 내생변수로 사용되는 소비자물가와 산업생산, 그리고 국내외 통제변수로 사용되는 원/달러환율, 미국소비자물가지수, WTI 등의 경우에 대해서 단위근 검정결과를 살펴본다. 수준변수의 경우 5변수 모두 단위근을 갖고 있는 반면 차분변수의 경우에는 모두 단위근을 갖고 있지 않은 것으로 나타났다.

따라서 추정식 (3) 과 (4) 에 표시된 것처럼 차분변수 벡터 ΔY_t 가 사용된다.

〈Table 2〉 Unit Root Test(Lag=2, Trend Included)

Variable	Level		Difference	
	ADF	PP	ADF	PP
CPI	-0.192	-0.228	-12.168**	-12.428**
IP	-1.657	-1.705	-9.492**	-11.078**
Won/\$	-2.228	-2.007	-7.613**	-7.639**
USCPI	-2.151	-2.163	-8.981**	-8.981**
WTI	-2.084	-2.067	-8.340**	-8.338**

Notes: 1) CPI and IP imply Consumer Price Index and Industrial Production Index, respectively.

2) ** denotes significant at the 1% level.

3. 기초통계량

〈Table 3〉은 각 수준변수에 대수를 취해 차감한 후 100을 곱해 얻은 월별 변화율(%)에 대한 기초통계량을 보여준다. 분석기간 동안 한국과 미국의 평균 소비자물가 상승률은 각각 0.201%와 0.180%로 한국보다 미국의 물가상승률이 조금 낮으며 평균 산업생산 증가율은 물가상승률보다 높은 0.271%인데 세 변수 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 한편 원/달러환율의 평균변화율은 0.020%로 0과 크게 다르지 않은 반면 WTI의 평균 변화율이 0.285%로 모든 변수 가운데 가장 크나 두 변수 모두 통계적인 유의성은 없다. 표준편차는 평균 변화율이 가장 큰 WTI의 경우 가장 큰 반면 평균 변화율이 가장 작은 원/달러환율의 경우 다음으로 크다. 한국의 소비자물가지수의 표준편차가 0.373으로 가장 작다. 왜도는 소비자물가지수, 산업생산지수, 원/달러환율 등의 경우 양(+)의 값으로 변화율의 분포가 오른쪽으로 기울어져 있는 반면 나머지 두 변수들은 음(-)의 값을 갖는다. 첨도는 한국 소비자물가지수의 경우 정규분포의 첨도인 3보다 약간 작은 반면 나머지 변수들의 경우에는 큰 것으로 나타났다. 최고치와 최저치의 절대값은 WTI, 원/달러환율, 산업생산지수의 순으로 크다. 마지막으로 Q(10)는 변화율의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여주고 있다. 변화율이 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설은 WTI를 제외한 네 변수 모두 1% 유의수준에서 기각된다.

〈Table 3〉 Summary Statistics for Changes(%)

	CPI	IP	Won/\$	USCPI	WTI
Mean	0.201**	0.271**	0.020	0.180**	0.285
St. Dev.	0.373	1.319	2.300	0.381	9.416
Skewness	0.206	0.098	1.402	-0.912	-0.587
Kurtosis	2.931	4.583	12.072	7.079	4.001
Maximum	1.290	4.962	15.473	1.199	26.017
Minimum	-0.748	-4.546	-8.398	-1.989	-39.484
Q (10)	84.910 [0.000]	45.004 [0.000]	47.181 [0.000]	102.044 [0.000]	13.946 [0.175]

Notes: 1) CPI, IP, and St. Dev. imply Consumer Price Index, Industrial Production Index, and standard deviation, respectively.

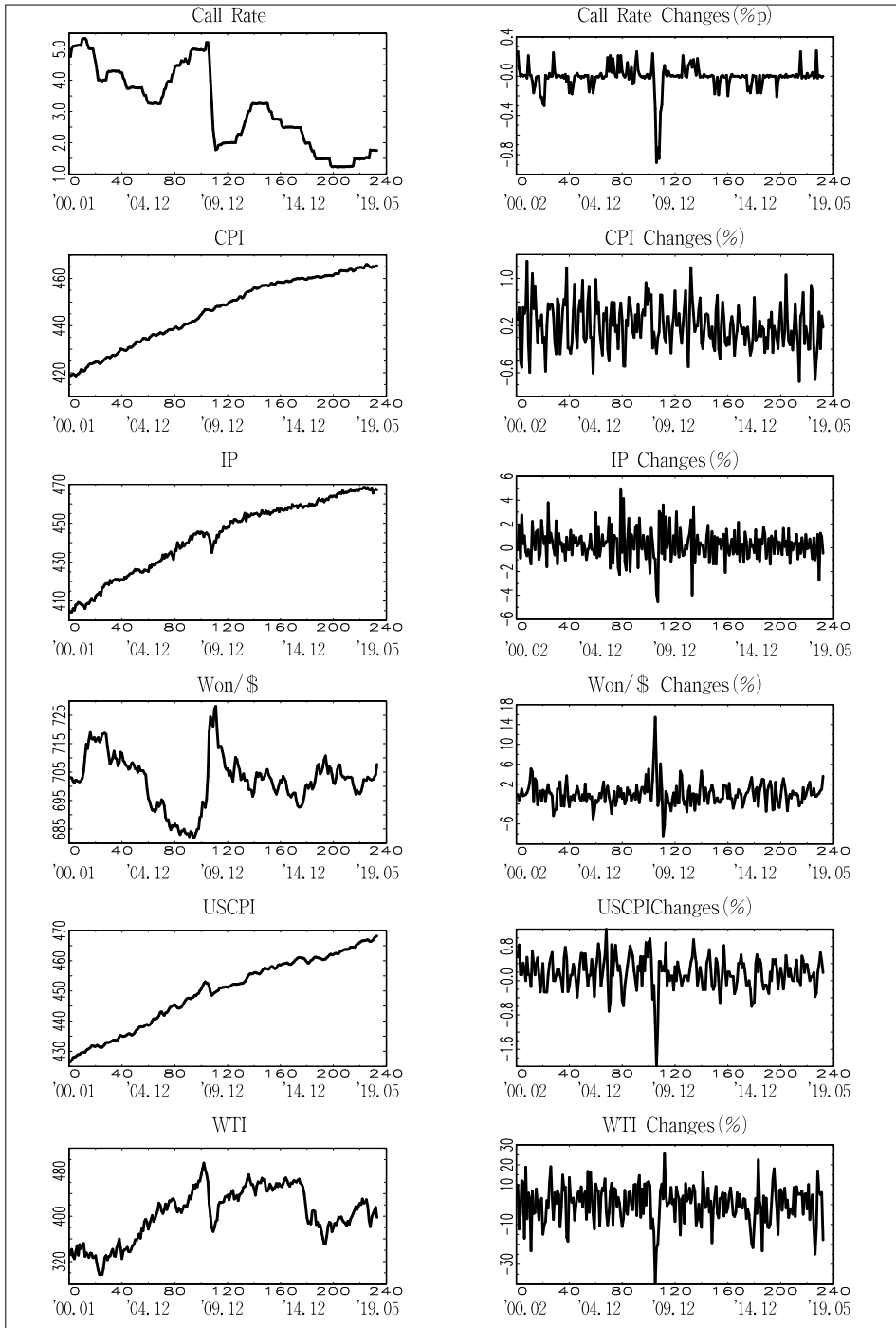
2) ** denotes significant at the 1% level.

3) Q (10) displays Ljung-Box test statistics for 10th order correlation.

4) Values in brackets indicate p-values.

〈Figure 1〉은 각 수준변수와 변화율의 추이를 보여주고 있다. 〈Table 1〉에 대한 설명에서 언급한 바와 같이 2008년 2월까지 한국은행은 콜금리 목표를 발표하였기 때문에 다른 변수들과의 비교의 편의를 위해 콜금리(무담보, 1일) 추이도 함께 보여주고 있다. 콜금리는 전체 분석기간 동안 전반적으로 하락하는 추세이나 기간별로는 2001년부터 하락하다가 2005년 이후 상승하나 글로벌 금융위기와 더불어 2008년 10월부터 2009년 2월 사이에 급격히 떨어진다. 콜금리는 글로벌 금융위기 이후 경기회복과 더불어 2010년 중반부터 상승하나 유럽재정위기 등의 영향으로 2012년 중반부터 다시 하락한다. 콜금리는 2017년 11월과 2018년 11월 두 차례의 기준금리 인상으로 상승하나 한국은행이 2019년 7월 기준금리를 인하함에 따라 다시 하락한다. 소비자물가지수와 산업생산지수는 전반적으로 상승 추세이나 글로벌 금융위기 이전보다 이후에 상승 추세가 낮아진다. 또한 산업생산지수는 글로벌 금융위기 직후 크게 하락하는 반면 소비자물가지수는 그렇지 않다. 미국 소비자물가지수는 글로벌 금융위기 직후를 제외하고는 지속적으로 상승한다. 원/달러환율은 글로벌 금융위기기간에 크게 상승했다가 다시 하락한 후 일정 범위내에서 변동하고 있다. WTI는 지속적으로 상승하다가 글로벌 금융위기로 크게 하락한다. 하지만 글로벌 경기회복과 함께 WTI는 다시 상승하다가 셰일 석유 등의 개발로 떨어진다. 한편 본 연구의 분석대상변수인 소비자물가지수와 산업생산지수의 변화율은 글로벌 금융

〈Figure 1〉 Key Variables



Note: 1) CPI and IP imply Consumer Price Index and Industrial Production Index, respectively.

위기가 기간이 포함되어 있음에도 불구하고 전체 분석기간에 걸쳐 크게 달라지지 않음을 볼 수 있다. 콜금리 변화율(%p)은 수준변수 자체의 차이로서 표시된다.

V. 국소투영모형 추정결과

1. 상관관계

식 (3)과 (4)를 추정하기 전에 먼저 여기서 사용되는 기본변수들 간의 상관관계를 살펴보고자 한다. 본 연구에서는 통화정책효과를 분석하는 데 콜금리대신 통화정책지표가 사용된다. 통화정책지표로는 한국은행이 정책금리를 인상시킬 때 1, 인하시킬 때는 -1, 변경하지 않을 때는 0으로 구성된 경우와 실제 정책금리 조정폭으로 구성된 경우가 사용된다. <Table 4>는 통화정책지표와 주요 차분변수 간 동시기 상관계수 추정치를 보여주는데 두 통화정책지표와 콜금리 변화율 간의 상관계수는

<Table 4> Estimation of Correlation Coefficient between Monetary Policy Indicators and Key Differential Variables

	Call Rate	CPI	IP	won/\$	USCPI	WTI
D_t (1, -1, 0)	0.744**	0.037	0.090	-0.087	0.077	0.111 ⁺
D_t (Real Adj.)	0.788**	0.054	0.132*	-0.209**	0.178**	0.234**
Call Rate	—	0.087	0.123 ⁺	-0.164*	0.242**	0.211**
CPI		—	0.046	0.027	0.432**	0.152*
IP			—	-0.027	0.185**	0.102
Won/\$				—	-0.151*	-0.338**
USCPI					—	0.371**
WTI						—

Notes: 1) CPI and IP imply Consumer Price Index and Industrial Production Index, respectively.

2) $D_t(1, -1, 0)$ is a monetary policy indicator that consists of 1(-1) when the Bank of Korea's policy rate is raised(decreased) and 0 when it is not changed.

3) $D_t(\text{Real Adj.})$ is a monetary policy indicator when the actual policy rate adjustment width is used.

4) +, *, and ** denote significant at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

각각 0.744와 0.788이다. 통화정책지표 또는 콜금리 변화율은 한국과 미국의 소비자물가 상승률, 산업생산 증가율, 유가 상승률과 양(+)의 상관관계를 가지고 있는 반면 원/달러환율과 음(-)의 상관관계를 가지고 있다. 국내 소비자물가 상승률의 경우에만 항상 10% 수준에서 통계적 유의성이 없다. 하지만 시차를 가진 상관계수들을 살펴보면 기간에 따라 상관계수의 부호가 양(+) 또는 음(-)의 값을 가지는데 여기서는 지면절약상 이 관계를 더 이상 기술하지 않는다. 한편 소비자물가 상승률은 산업생산 증가율, 원/달러환율 변화율, 유가 상승률, 미국 소비자물가 상승률과 모두 양(+)의 상관관계를 가진다. 특히 유가 상승률과 미국 소비자물가 상승률의 경우에는 적어도 5% 수준에서의 통계적 유의성을 가지고 있기 때문에 본 연구에서 통제변수로서 사용된다. 산업생산 증가율은 유가 상승률과 미국 소비자물가 상승률과 모두 양(+)의 상관관계를 가진 반면 원/달러환율은 음(-)의 상관관계를 가진다.

2. 추정결과

먼저 <Table 5>와 <Figure 2>는 국소투영모형 추정식인 식 (3)에서 통화정책지표 충격에 대한 산업생산의 반응인 β_{IP}^h ($h = 1, 3, \dots, 24$)의 추정결과를 보여주고 있다. 여기서는 식 (3)에서 통제변수가 사용되지 않은 경우 외에도 변수선택 등의 문제를 배제하기 위해 IP , CPI , $won/\$$ 등의 3변수, IP , CPI , $won/\$$, WTI , $USCPI$ 등의 5변수가 사용된 경우를 추가적으로 살펴본다. 3변수의 경우 과도한 변수를 사용함으로써 발생하는 추정상의 모호함을 배제함과 동시에 우리 경제가 소규모 개방경제임을 반영하여 기본적인 변수로 통화정책지표, IP , CPI 외에도 $won/\$$ 가 사용된다. 또한 통화정책이 물가에 미치는 영향을 좀 더 심도 있게 분석하고 <Table 4>의 상관관계가 보여주듯이 국내 물가에 미치는 영향이 큰 국제유가와 해외물가를 고려하기 위해 원/달러환율과 함께 WTI 와 $USCPI$ 등이 통제변수로 사용된다.⁷⁾ 통제변수로서는 6변수 VAR 모형의 시차수에 대한 AIC(Akaike's Information Criterion)와 AICC(Corrected AIC)기준에 따라 2기의 시차를 가진 변수들이 사용된다.⁸⁾ 한편 통화정책지표로서는 정책금리 인상 시 1, 정책금리 인하 시

7) 주 6)에서 글로벌 공급충격으로 언급된 미국산업생산지수 외에 통제변수로 연방자금금리, 통화량, 생산자물가지수, 고용률, 실업률, 코스피, 주택가격 등이 사용되었으나 결과에 큰 차이가 없기 때문에 본 연구에서는 최근 글로벌한 연구동향에 따라 이 두 경우만을 기술한다.

-1, 정책금리 조정이 없을 시에는 0인 경우와 0.25%p, -0.25%p, -0.50%p, -0.75%p, -1.00%p 등 실제 정책금리 조정폭을 사용한 경우를 살펴본다. 실제 조정폭을 사용하는 경우 D_t 로 1과 -1 등이 사용되는 경우와 반응의 크기를 비교하기 위해 실제 조정폭에 4를 곱한 경우를 추정한다.

〈Table 5〉와 〈Figure 2〉는 긴축적인 정책금리 인상이 서서히 지속적으로 산업생산을 떨어뜨리며 그 하락 폭이 17개월 후에 가장 커짐을 보여준다. 또한 통제변수가 사용되지 않은 경우보다 통제변수가 사용된 경우 β_{IP}^h 추정치의 절대값이 더 크며 통계적으로 유의적이다. 통제변수로 3변수와 5변수가 사용된 경우는 크게 다르지 않음을 볼 수 있다. 한편 실제 정책금리 조정폭이 사용된 경우가 D_t 로 1과 -1 등이 사용되는 경우에 비해 시간이 흐를수록 산업생산이 더 크게 반응하고 통계적

〈Table 5〉 Estimates of β_{IP}^h

Control Variables & Lag	$D_t \backslash h$	1	3	6	12	24
×	1, -1, 0	-0.106 (0.260)	-0.400 (0.329)	-0.954 (0.539) ⁺	-1.272 (0.771) ⁺	-0.987 (1.020)
	Real Adj.	-0.025 (0.222)	-0.209 (0.312)	-0.961 (0.372) ^{**}	-1.294 (0.482) ^{**}	-1.202 (0.650) ⁺
<i>IP, CPI,</i> <i>won/\$,</i> Lag: 2	1, -1, 0	-0.321 (0.231)	-0.542 (0.360)	-1.093 (0.538) [*]	-1.269 (0.757) ⁺	-1.183 (0.966)
	Real Adj.	-0.253 (0.182)	-0.409 (0.243) ⁺	-1.185 (0.380) ^{**}	-1.416 (0.523) ^{**}	-1.436 (0.667) [*]
<i>IP, CPI,</i> <i>won/\$,</i> <i>WTI, USCPI,</i> Lag: 2	1, -1, 0	-0.317 (0.223)	-0.617 (0.345) ⁺	-1.062 (0.466) [*]	-1.129 (0.707)	-1.129 (0.928)
	Real Adj.	-0.251 (0.168)	-0.503 (0.238) [*]	-1.157 (0.326) ^{**}	-1.287 (0.515) [*]	-1.440 (0.638) [*]

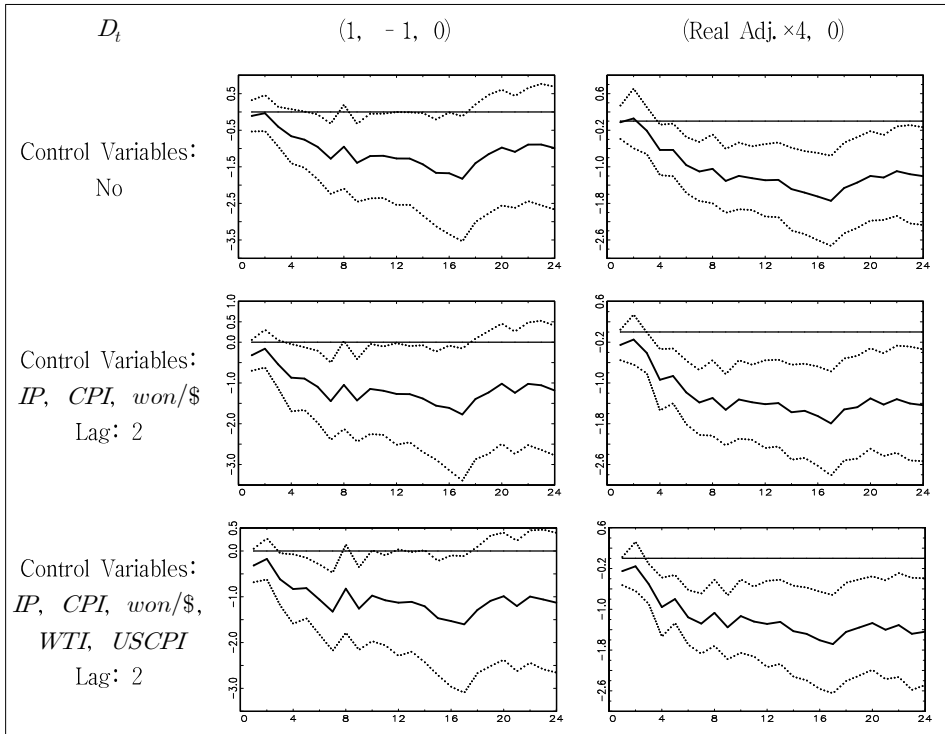
Notes: 1) CPI and IP imply Consumer Price Index and Industrial Production Index, respectively.

2) In case of Real Adj. β_{IP}^h is estimated by multiplying the actual interest rate adjustment width by 4 for comparison of estimates.

3) The values in parentheses are standard errors obtained by the Newey and West (1987) method.

4) +, *, and ** denote significant at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

8) 추가적인 시차수를 가진 경우들은 뒤에서 일괄적으로 살펴본다.

〈Figure 2〉 Impulse Response of IP(Estimates of β_{IP}^h)

Notes: 1) CPI and IP imply Consumer Price Index and Industrial Production Index, respectively.

2) In case of (Real Adj. $\times 4$, 0), β_{IP}^h is estimated by multiplying the actual interest rate adjustment width by 4 for comparison of estimates.

3) The dotted line is a 90% confidence interval obtained by the Newey and West (1987) method.

4) A thin solid line indicates that the y-axis value is 0.

인 유의성 또한 높음을 알 수 있다. 〈Figure 2〉에서 실선으로 표시된 추정치 상하에 위치한 짧은 점선들은 Newey and West(1987) 방법에 의해 구한 90% 신뢰구간을 표시한다.

〈Table 6〉과 〈Figure 3〉은 국소투영모형 추정식인 식 (3)에서 통화정책지표 충격에 대한 소비자물가의 반응인 β_{CPI}^h ($h = 1, 3, \dots, 24$)의 추정결과를 보여주고 있다. 〈Table 6〉은 긴축적인 정책금리 인상으로 소비자물가가 통계적인 유의성은 없으나 하락하기보다는 오히려 상승하고 있음을 보여준다. 통화정책지표 D_t 로 1과

-1 등이 사용되는 경우 통제변수 사용 여부에 관계없이 정책금리 인상은 물가를 지속적으로 하락시키지 못한다. 실제 정책금리 조정폭이 D_t 로 사용된 경우에는 1과 -1 등이 사용되는 경우에 비해 서서히 상승하다가 10개월 전후로 반전되어 하락하기 시작하며 통제변수가 사용되는 경우 음(-)의 값에 도달한다. 90% 신뢰구간을 보여주는 〈Figure 3〉의 짧은 점선들은 실제 정책금리 조정폭이 D_t 로 사용된 경우에 물가의 반응이 음(-)의 값을 보일 확률이 D_t 로 1과 -1 등이 사용되는 경우에 비해 더 크다는 사실을 보여준다.⁹⁾

〈Table 6〉 Estimates of β_{CPI}^h

Control Variables & Lag	$\begin{matrix} h \\ D_t \end{matrix}$	1	3	6	12	24
×	1, -1, 0	0.059 (0.055)	0.116 (0.125)	0.171 (0.143)	0.479 (0.227)*	0.624 (0.349) ⁺
	Real Adj.	0.042 (0.038)	0.046 (0.102)	0.041 (0.108)	0.219 (0.170)	0.176 (0.279)
<i>IP, CPI,</i> <i>won/\$,</i> Lag: 2	1, -1, 0	0.082 (0.054)	0.211 (0.118) ⁺	0.196 (0.141)	0.396 (0.234)	0.479 (0.364)
	Real Adj.	0.064 (0.042)	0.115 (0.109)	0.045 (0.117)	0.116 (0.188)	-0.007 (0.314)
<i>IP, CPI,</i> <i>won/\$,</i> <i>WTI, USCPI,</i> Lag: 2	1, -1, 0	0.086 (0.053)	0.149 (0.136)	0.214 (0.134)	0.376 (0.209) ⁺	0.477 (0.341)
	Real Adj.	0.047 (0.039)	0.091 (0.100)	0.066 (0.112)	0.080 (0.170)	-0.036 (0.291)

Notes: 1) CPI and IP imply Consumer Price Index and Industrial Production Index, respectively.

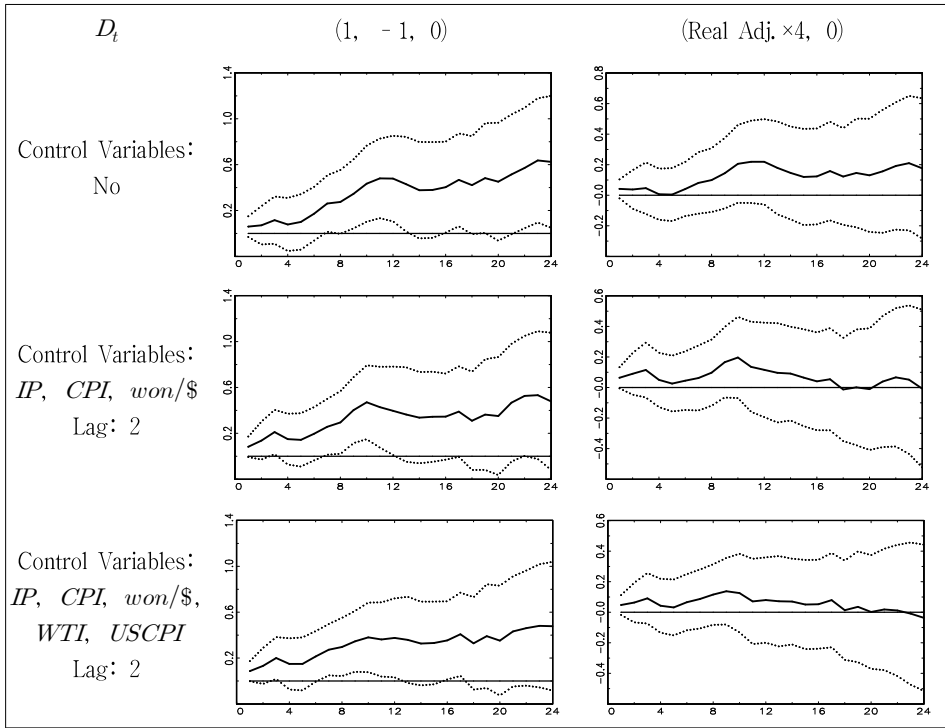
2) In case of Real Adj. β_{CPI}^h is estimated by multiplying the actual interest rate adjustment width by 4 for comparison of estimates.

3) The values in parentheses are standard errors obtained by the Newey and West (1987) method.

4) +, *, and ** denote significant at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

9) 산업생산지수를 실질 GDP로 대체한 분기별 자료(기간: 2000:1-2019:2)를 이용하는 경우에도 추정결과는 월별 자료의 경우와 유사하다. 간단히 정리하면 정책금리 인상 충격은 실질 GDP를 하락시키는 반면 이 충격이 물가에 미치는 영향은 명확하지 않다. 다음에 살펴보는 비대칭효과의 경우도 크게 다르지 않다.

〈Figure 3〉 Impulse Responses of CPI(Estimates of β_{CPI}^h)



- Notes: 1) CPI and IP imply Consumer Price Index and Industrial Production Index, respectively.
 2) In case of (Real Adj. $\times 4$, 0), β_{CPI}^h is estimated by multiplying the actual interest rate adjustment width by 4 for comparison of estimates.
 3) The dotted line is a 90% confidence interval obtained by the Newey and West (1987) method.
 4) A thin solid line indicates that the y-axis value is 0.

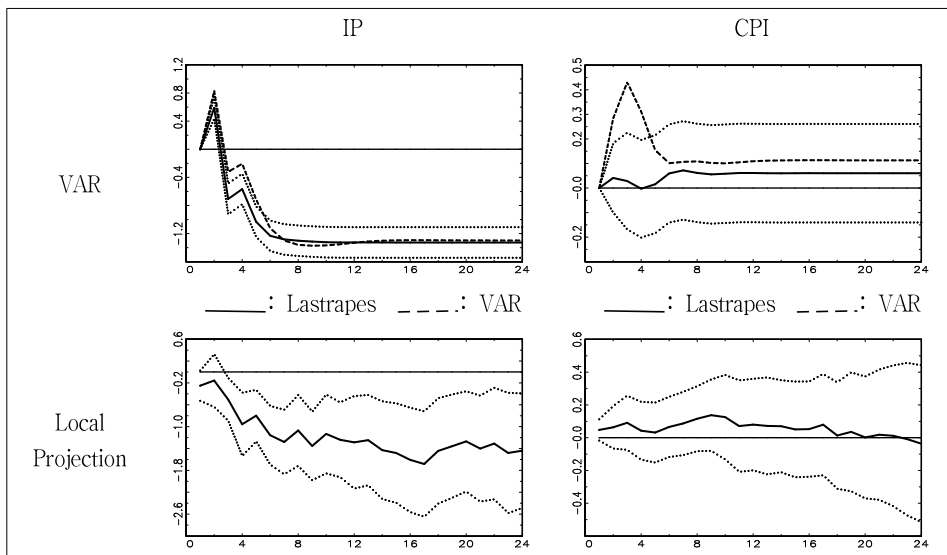
3. VAR 모형과의 비교

여기서는 국소투영모형과 VAR 모형에서 산업생산과 물가의 반응이 어떻게 달라지는가를 비교하고자 한다. VAR 모형으로는 통상적인 6변수 VAR 모형과 이 가운데 2개의 해외변수인 *WTI*와 *USCPI*가 외생적으로 주어지는 Lastrapes (2005)의 VAR 모형이 추정된다. VAR 모형의 경우 통화정책지표대신 콜금리가 사용되며 나머지 5변수들은 국소투영모형에서 사용된 변수들과 동일하다. 변수의 순서는 기존 연구들을 따라 *WTI*, *USCPI*, *IP*, *CPI*, *CALL*, *won/\$* 등의 순으로 한다. 시

차는 AIC와 AICC기준에 따라 2가 사용된다. Lastrapes(2005)의 경우 *WTI*와 *USCPI* 등의 해외변수들은 동시기의 다른 국내변수들에 영향을 주는 반면 반대로 이들 변수들로부터는 영향을 받지 않는다. 여기서 비교를 위한 국소투영모형으로는 이미 앞에서 살펴본 경우로 2기의 시차가 사용되며 D_t 가 실제 정책금리 조정폭과 0으로 구성된 모형이 사용된다.

〈Figure 4〉의 상단 그림에서 실선은 Lastrapes(2005)으로부터 얻은 충격반응곡선을 보여주며 짧은 점선은 1,000회 몬테칼로 시뮬레이션으로부터 얻은 90% 신뢰구간을 보여준다. 또한 긴 점선은 통상적인 6변수 VAR 모형의 충격반응곡선을 보여준다. 먼저 통화정책지표 1%p 상승 충격에 대한 산업생산의 반응은 두 VAR 모형에서 콜금리 1%p 상승 충격에 대한 산업생산의 반응들과 초기에는 차이가 있지만 시간이 흐를수록 유사해진다. 제약이 없는 VAR 모형의 경우 콜금리 상승 충격에 처음에는 산업생산이 상승하나 곧 바로 떨어져 3분기에는 1.3%p 이상 하락한

〈Figure 4〉 Comparison of IP and CPI Responses



- Notes: 1) IP and CPI imply Industrial Production Index and Consumer Price Index, respectively.
 2) The dotted line in the VAR model is a 90% confidence interval obtained from 1000 Monte Carlo simulations.
 3) The dotted line in the local projection model is a 90% confidence interval obtained by the Newey and West (1987) method.
 4) A thin solid line indicates that the y-axis value is 0.

다. 한편 콜금리 상승 충격에 대한 소비자물가의 반응은 VAR 모형의 경우에도 <Figure 4>의 우측 그림에 나타난 바와 같이 국소투영모형의 경우처럼 하락하지 않고 미약하나마 상승한다. 신뢰구간이 보여주는 것처럼 반응이 0과 다르다는 통계적 유의성은 없다. 논란의 여지를 지닌 출레스키 분해에 근거한 VAR 모형보다는 해외 변수가 외생적인 VAR 모형의 경우가 국소투영모형의 경우와 더 유사하다.

4. 비대칭효과 비교

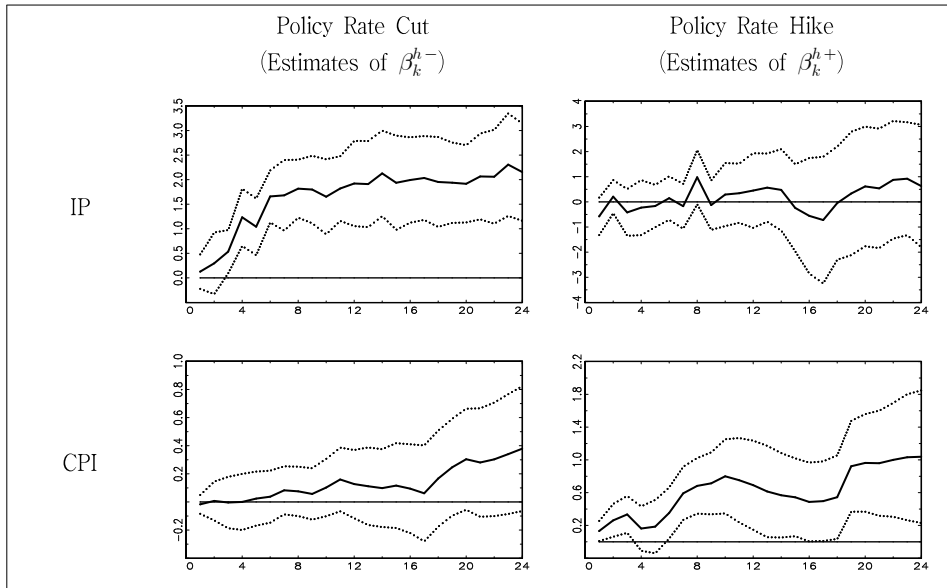
여기서는 정책금리가 인상될 때와 인하될 때 산업생산과 물가의 반응이 어떻게 달라지는가를 보기 위해 식 (4)을 추정해보고자 한다. 통제변수로 시차가 2기인 IP , CPI , $won/\$$ WTI , $USCPI$ 등이 사용되며 D_t 로는 실제 정책금리 조정폭과 0으로 구성된 경우가 사용된다.

<Figure 5>가 산업생산과 소비자물가의 반응을 보여준다. 먼저 정책금리 인하 충격이 산업생산에 미치는 영향을 보여주는 β_{IP}^{h-} ($h = 1, 2, \dots, 24=1$)의 추정치는 시간이 흐름에 따라 상승함을 알 수 있다. 반면 정책금리 인상 충격이 산업생산에 미치는 영향을 보여주는 β_{IP}^{h+} ($h = 1, 2, \dots, 24$)의 추정치는 시간이 흐름에 따라 하락하지 않고 0에서 횡보하고 있음을 볼 수 있다. 90%의 신뢰구간을 보여주는 점선은 산업생산이 상승하거나 하락할 확률이 크게 다르지 않음을 보여준다. 소비자물가의 경우 정책금리 인하에 따라 상승하나 그 상승폭은 크지 않다. 반면 정책금리 인상 충격은 소비자물가를 하락시키는 것이 아니라 오히려 상승시키며 90% 신뢰구간이 보여주는 바와 같이 정책금리 인하시보다 통계적 유의성이 더 높다.¹⁰⁾ 이

10) 미국 자료를 사용한 VAR 모형을 추정하는 경우 price puzzle 문제가 나타나고, 통상적으로 이 문제는 sensitive commodity price를 포함하는 경우 해결된다. 미국의 경우 sensitive commodity price를 포함시키면 통화정책에 대한 물가의 반응이 1년 정도는 나타나지 않다가 하락하는데 이러한 실증분석결과가 물가가 일정하다고 가정하는 케인즈이론이 단기이론임을 지지하는 하나의 실증적 증거로서 제시된다. 하지만 우리나라의 경우에는 미국의 경우와 달리 소비자물가지수 외에 생산자물가지수, 농산물 및 석유류제외지수, 식료품 및 에너지제외지수, 생활물가지수 등 다양한 물가지수를 함께 고려하는 경우에도 추정결과가 크게 달라지지 않는다. 다만 생활물가지수를 사용하는 경우에는 소비자물가지수의 경우에 비해 정책금리 충격에 대한 반응이 커진다. 한편 이근영 (2015)은 소규모개방경제인 우리나라의 경우 이자율 평가와 구매력평가 이론에 따라 금리인상충격이 원/달러환율을 상승시켜 물가를 올릴 수 있음을 보여준다.

와 같은 실증분석결과들은 통화긴축정책이 산업생산 증대나 인플레이션의 상승을 억제할 정도로 강력하지 못했거나 또는 이들 변수들이 수요측면보다는 공급측면의 요인이나 다른 외부요인에 의해 영향을 받았기 때문일 가능성이 큼을 보여준다.

〈Figure 5〉 Comparison of IP and CPI Responses
 $(D_t = (\text{Real Adj.} \times 4, 0))$; Lag: 2; Control Variables: 5)



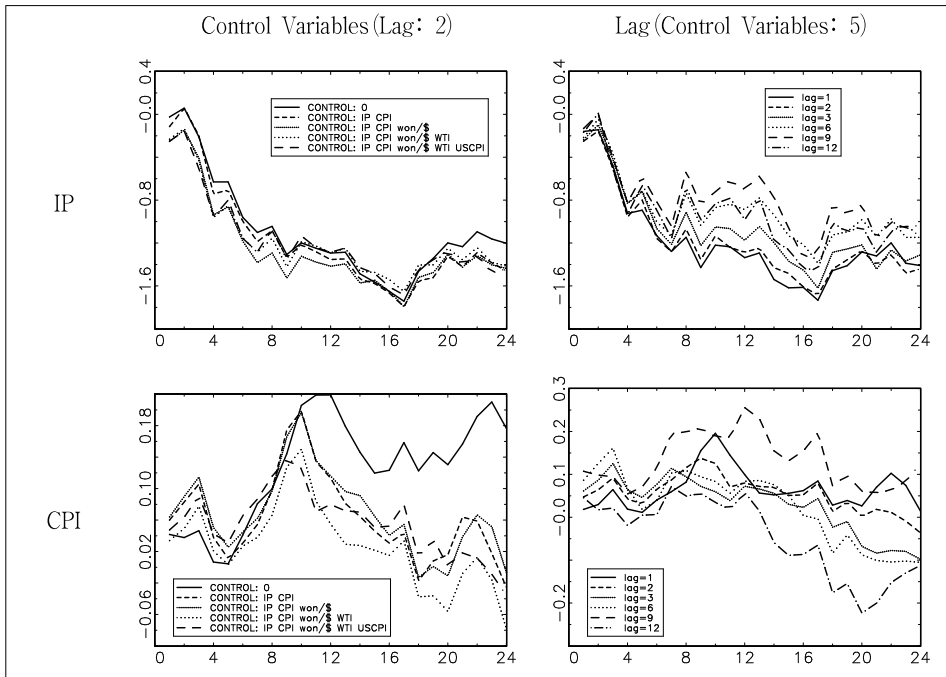
- Notes: 1) IP and CPI imply Industrial Production Index and Consumer Price Index, respectively.
 2) In $D_t = (\text{Real Adj.} \times 4, 0)$, β_k^h is estimated by multiplying the actual interest rate adjustment width by 4 for comparison of estimates.
 3) The dotted line is a 90% confidence interval obtained by the Newey and West (1987) method.
 4) A thin solid line indicates that the y-axis value is 0.

5. 통제변수 및 시차의 변화 비교

여기서는 통제변수나 시차의 수가 변하는 경우 통화정책지표 충격에 대한 산업생산이나 물가의 반응이 어떻게 달라지는가를 살펴보고자 한다. 먼저 시차로는 앞서와 마찬가지로 2기의 시차를 사용하는 반면 통제변수의 수를 변화시키는 경우에는 통제변수가 없는 경우, 2변수((IP, CPI)), 3변수($(IP, CPI, \text{won}/\$)$), 4변수

(IP , CPI , $won/\$$, WTI), 5변수(IP , CPI , $won/\$$, WTI , $USCPI$)의 경우 등 5가지 경우를 살펴보고자 한다. 〈Figure 6〉이 보여주는 바와 같이 통화정책지표 상승 충격에 대한 산업생산의 반응은 통제변수가 어떻게 사용되느냐에 관계없이 유사하게 하락하며 17개월경에 그 하락폭이 가장 크다. 다음은 통제변수로 5변수(IP , CPI , $won/\$$, WTI , $USCPI$)를 사용하는 반면 시차수로 1, 2, 3, 6, 9, 12를 사용한 경우를 살펴보고자 한다. 시차로 1을 사용한 경우 산업생산의 반응이 제일 크며 9를 사용한 경우 산업생산의 반응이 제일 작으나 모든 경우 12개월 이후 0.8%p 이상 하락한다.

〈Figure 6〉 Comparison of IP and CPI Responses($D_t = (\text{Real Adj.} \times 4, 0)$ Case)



Note: 1) IP and CPI imply Industrial Production Index and Consumer Price Index, respectively.

소비자물가의 경우 통제변수가 없는 경우와 있는 경우 통화정책지표 상승 충격에 대한 소비자물가의 반응이 크게 다르다. 통제변수가 있는 경우에는 10개월 이후로 소비자물가의 반응이 하락하는 추세로 반전되는 반면 통제변수가 없는 경우에는 횡보하고 있다. 다음은 통제변수로 5변수를 사용하는 반면 시차수로 1, 2, 3, 6, 9,

12를 사용한 경우 시차수에 관계없이 10개월 이후 소비자물가의 반응은 하락세로 반전되나 하락폭은 시차수에 따라 크게 달라진다. 시차수가 12인 경우 12개월 후에 소비자물가가 음(-)의 값으로 하락하나 9인 경우에는 소비자물가의 반응이 가장 높다.

한편 본 연구에서는 통화정책이 소비자물가에 미치는 영향이 애매함에 따라 대체 물가 자료를 이용해 반응이 어떻게 달라지는가를 살펴보았다. 먼저 소비자물가지수의 보조지표로서 소비자들의 구입 빈도가 높은 156개 생필품을 대상으로 작성되는 생활물가를 사용하는 경우 소비자물가의 경우와 마찬가지로 통제변수가 없는 경우와 있는 경우 통화정책지표 상승 충격에 대한 생활물가의 반응이 크게 다르다. 하지만 생활물가의 반응이 10개월 이후 반전되어 하락하는 추세가 소비자물가에 비해 빨라 통제변수들을 포함하는 경우 12개월 이후에는 음(-)의 값을 보인다. 마찬가지로 통제변수로 5변수를 사용하는 반면 시차수로 1, 2, 3, 6, 9, 12를 사용한 경우에도 생활물가의 반응이 소비자물가의 경우와 유사하게 움직이나 그 하락폭이 더 커 12개월 이후에는 생활물가가 음(-)의 값으로 하락한다. 한편 농산물 및 석유류 제외 지수와 식료품 및 에너지 제외 지수 등의 경우에는 실증분석결과가 소비자물가지수의 경우와 큰 차이가 없다. 이들 결과들은 지면절약상 더 이상 기술하지 않는다.

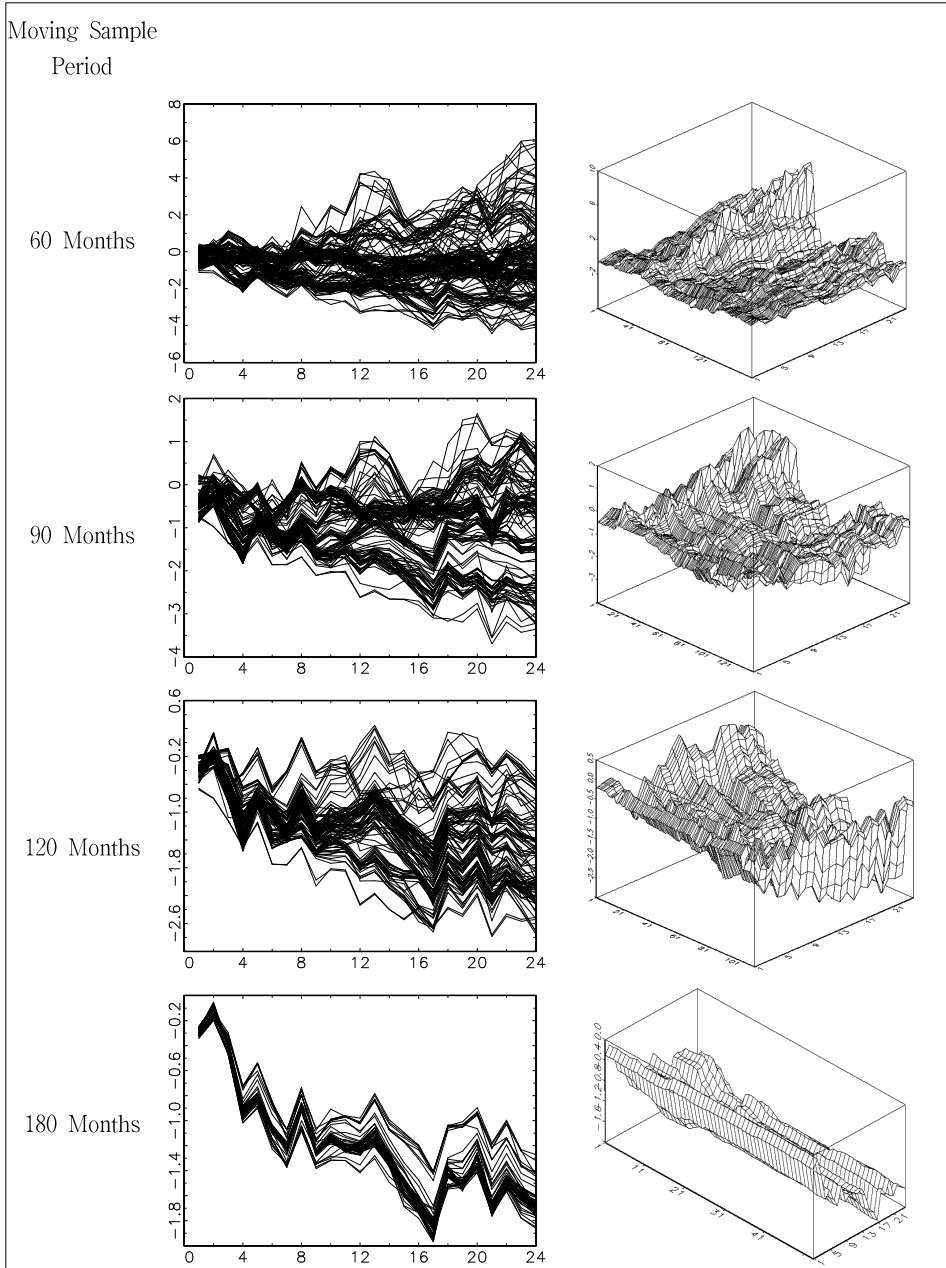
6. 이동표본 비교

마지막으로 표본이동 추정방법을 이용해 분석기간에 따라 통화정책 충격에 대한 산업생산과 물가의 반응이 순차적으로 어떻게 변하여 왔는가를 살펴보고자 한다. 여기서는 이동표본기간으로 60개월, 90개월, 120개월, 180개월 등 다양한 표본기간을 사용한다. 예를 들어 이동표본으로 60개월을 사용하는 경우 첫 번째 반응곡선은 2000년 2월부터 2005년 1월까지의 자료, 두 번째 반응곡선은 2000년 3월부터 2005년 2월까지의 자료를 사용하여 추정한다. 마지막으로 172번째 반응곡선은 2014년 6월부터 2019년 5월까지의 표본을 이용한다. 90개월, 120개월, 180개월의 경우에도 유사한 방법으로 추정된다.

먼저 〈Figure 7〉은 통제변수로 5개의 변수들과 시차로 2기의 시차가 사용되는 경우 실제 정책금리 조정폭을 이용한 통화정책지표 상승 충격에 대한 산업생산의 반

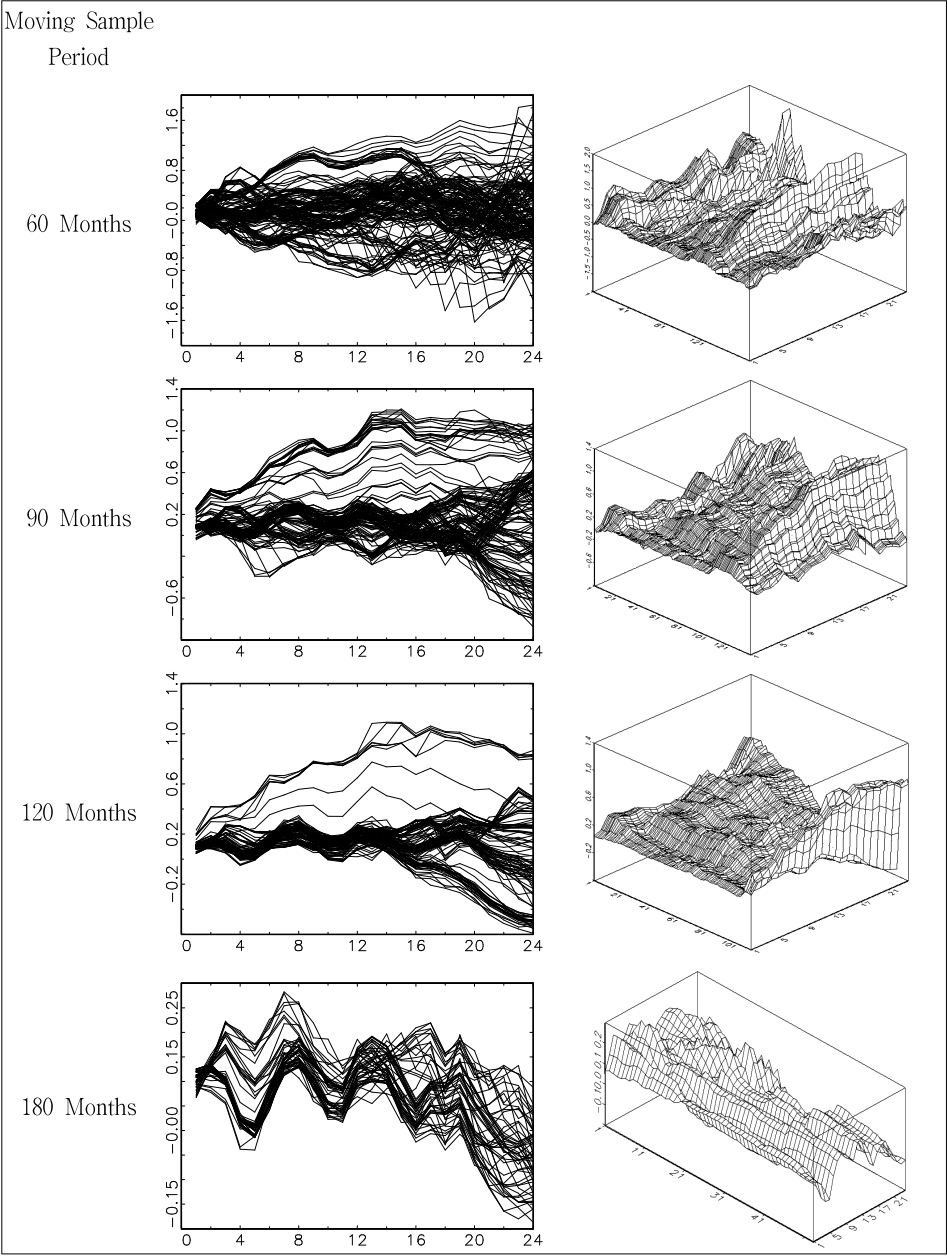
(Figure 7) Impulse Responses of Industrial Production(IP)

($D_t = (\text{Real Adj.} \times 4, 0)$; Lag: 2; Control Variables: 5)



Note: 1) In the 3D plot, the x-axis, y-axis, and z-axis display the predicted period (24 months), the number of sample movements (172, 142, 112, 52), and the magnitude of the response, respectively.

〈Figure 8〉 Impulse Responses of Consumer Price(CPI)
($D_t = (\text{Real Adj.} \times 4, 0)$; Lag: 2; Control Variables: 5)



Note: 1) In the 3D plot, the x-axis, y-axis, and z-axis display the predicted period (24 months), the number of sample movements (172, 142, 112, 52), and the magnitude of the response, respectively.

응을 보여주고 있다. 이동표본수가 60개월인 경우 <Figure 7>의 왼쪽 그림에서 선행들은 각 이동표본에 대한 172개의 반응곡선을 보여주고 있으며 금리상승충격에 따라 산업생산이 상승하는 기간도 많이 있음을 볼 수 있다. 오른쪽의 3차원 그림은 60개월 표본들을 처음부터 순차적으로 이동시킴에 따라 산업생산의 반응이 어떻게 변하는가를 보여주는데 상대적으로 2000년대 중반 이후보다는 이전에 산업생산이 더 큰 양(+)의 반응을 종종 보여준다. x축은 24개월의 예측기간, y축은 172개의 표본이동기간, z축은 반응의 크기를 보여준다. 이동표본수가 90개월인 경우 60개월에 비해 양(+)의 반응이 줄어드나 전반적으로 유사하다. 이동표본수가 120개월인 경우에는 산업생산은 앞의 경우와 달리 음(-)의 반응을 보이며 180개월인 경우에는 음(-)의 반응 크기가 거의 유사하게 나타난다. 간단히 말해 이동표본수가 증가할수록 금리상승충격에 대한 산업생산의 반응은 더 크게 하락한다.

<Figure 8>은 산업생산의 경우와 동일한 통화정책지표 상승 충격에 대한 소비자물가의 반응을 보여주고 있다. 이동표본수가 60개월인 경우 소비자물가가 상승하는 기간이나 하락하는 기간이 비슷해 보인다. 이동표본수가 90개월과 120개월인 경우 여전히 소비자물가가 양(+) 또는 음(-)의 반응을 보이며 오히려 상대적으로 양(+)의 반응이 큰 기간들이 있다. 180개월인 경우에는 소비자물가의 반응이 처음에는 횡보하다가 18개월 이후에 음(-)으로 변하는 기간들이 다수 존재한다. 오른쪽의 3차원 그림들은 이동표본수가 작을수록 물가의 반응이 일정한 패턴을 가지고 있지 않음을 보여준다.

VI. 정책적 시사점

이미 서론에서 언급한 바와 같이 우리나라 통화정책의 운영체제는 물가안정을 최종목표로 삼고 한국은행 기준금리와 익일물 콜금리를 각각 정책금리와 운용목표로 하는 금리중시 물가안정목표제이다. 하지만 국소투영모형을 이용한 본 연구의 실증분석결과에 따르면 정책금리 조정에 대한 소비자물가의 반응은 명확하지 않다. 이러한 결과는 2000년 이후부터 최근까지의 전체 기간을 어떻게 세분화하거나 또는 어떤 통제변수 등을 사용하거나에 관계없이 나타난다.¹¹⁾ 국소투영모형대신 해외변

11) 분기별 자료의 경우 주 3) 참조.

수를 외생변수로 간주한 Lastrapes (2005)의 VAR 모형을 통해 정책금리대신 콜금리를 사용한 경우를 추정할 때도 콜금리 충격이 소비자물가에 미치는 영향은 명확하지 않다. 이러한 실증분석결과는 세계 각국의 인플레이션이 최근 낮아지고 있을 뿐만 아니라 무역자유화와 자본시장 개방도가 큰 나라일수록 글로벌 충격이 국내 인플레이션에 미치는 영향은 더욱 커지는 반면 국내충격, 특히 통화정책충격이 국내 인플레이션에 미치는 영향은 약해지고 있다는 최근의 국내외의 실증분석결과와 일맥상통한다. 이는 통화정책관련 법과 제도는 금리중시 물가안정목표제를 추구하고 있으나 현실적으로 금리조정을 통해 물가안정을 이룩하는 것은 쉽지 않음을 보여준다. 한편 정책금리 조정에 대한 산업생산의 반응은 상대적으로 소비자물가에 비해 명확하다. 이러한 결과는 통제변수의 사용여부나 시차수에 관계없이 나타난다. 해외변수를 외생변수로 간주한 VAR 모형의 추정결과도 유사하다. 따라서 본 연구의 실증분석결과에 따르면 물가안정과 달리 정책금리조정을 통해 경기변동을 완화하는 전략은 유효한 것으로 판단된다.¹²⁾

정책금리를 인상하는 경우와 인하하는 경우를 구분하여 실증분석을 한 결과에 따르면 소비자물가는 정책금리를 인하한 경우나 인상한 경우 모두 상승할 뿐만 아니라 오히려 후자의 경우 더 높이 상승하며 통계적 유의성도 높게 나타난다. 한편 산업생산은 정책금리를 인하한 경우 상승하는 반면 인상한 경우에도 하락하지 않는다. 이와 같은 비대칭효과를 분석한 실증분석결과에 따르면 물가안정이나 산출갭 축소 중 어느 것을 목표로 하더라도 금리인상보다는 인하가 바람직하다는 잘못된 결론에 도달할 수 있다. 한편 한국은행법 제1조 2항은 “한국은행은 통화신용정책을 수행할 때에는 금융안정에 유의하여야 한다.”라고 규정하고 있다.¹³⁾ 주택가격 폭등

12) 우리나라는 2014년 3분기부터 대외투자(대외금융자산)가 외국인투자(대외금융부채)를 초과하여 순대외채권(순국채투자) 국가가 되었다. 국제투자대조표(IIP) 상 2018년도 대외직접투자는 387.6조 달러인 반면 외국인직접투자는 231.4조 달러로 해외직접투자가 156.2조 달러 더 많으며 최근 들어 해외직접투자가 외국인직접투자에 비해 큰 폭으로 증가하고 있다. 한국의 산업구조가 대기업 중심으로 이루어져 있는 상황에서 유동성이 풍부한 대기업들이 국내투자보다 해외투자에 집중하는 경우 전통적인 이자율경로 효과는 향후 더욱 제약될 것으로 보인다. 단적인 예로 2019년 3분기 말 기준 삼성전자의 보유 현금은 105조에 이르고 있기 때문에 금리변화가 삼성전자의 국내투자에 미치는 영향은 미미하다고 볼 수 있다.

13) 글로벌 금융위기 이후 통화정책의 새로운 전달경로로 주목받고 있는 위험감수경로에 따르면 저금리는 고수익을 추구할 유인을 강화시키며 신용분을 통해 시스템리스크를 증대시킨다. 즉 저금리는 자산수요를 증대시켜 자산가격을 상승시키며 이는 담보가치를 올림으로써 신용이

과 심각한 가계부채문제 등에 비추어 볼 때 경제성장과 금융안정이 충돌하는 경우 한국은행법에 따르면 전자보다는 후자를 우선시 하는 정책이 법조문에 충실한 정책이라는 해석이 가능하다.^{14) 15) 16)} 또한 정책적인 측면에서 본다면 금리인상이 산업생산을 하락시키지 않고 소비자물가를 더 상승시키는 현상은 금리인하와 달리 금리인상이 적절한 시점에 강력하게 이루어지지 않았기 때문에 발생했다고 볼 여지가 없지 않아 보인다.¹⁷⁾

정리하면 한국은행법이 물가안정을 최우선 목표로 규정하고 있고 아직까지 이를

낮은 차입자에 대한 대출을 증가시킨다.

- 14) 단적인 예로 2019년 7월과 10월에 정책금리를 0.25%p씩 두 차례 인하했는데 소비자물가지수는 2019년 6월에 104.88에서 2019년 11월에는 104.87로 오히려 0.001p 하락했다. 반면 같은 기간동안 전국 주택시장 소비자심리지수(국토연구원 자료)는 98.5에서 116.4로 17.9p나 상승했다. 또한 한국은행의 소비자동향조사에 따르면 전국 기대인플레이션율이 2019년 6월에 2.1%에서 2019년 11월에는 1.7%로 0.4%p나 오히려 하락한 반면 같은 기간동안 KB부동산 전국 매매가격 전망지수는 88.5에서 109.3으로 20.8p나 상승했다. 실제로 산업생산, 소비자물가, 콜금리 외에 한국은행 소비자동향조사의 전국 기대인플레이션율, KB부동산 전국 매매가격 전망지수, 국토연구원의 전국 주택매매시장 소비자심리지수 등의 변수들을 포함한 4변수 또는 5변수 VAR 모형을 모든 자료가 이용 가능한 2013년 4월부터 2019년 11월까지에 걸쳐 추정한 결과 콜금리 인하는 기대인플레이션에 거의 영향을 주지 못하는 반면 매매가격 전망지수나 주택매매시장 소비자 심리지수를 유의적으로 상승시킨다. 콜금리는 기대인플레이션 경로를 통해서도 실제 인플레이션에 영향을 미치지 못한다. 이와 유사한 결론은 Ha, Kose, and Ohnsorge (2019)에서 언급된 바 있다. 한편 이근영 (2020)은 한국감정원의 아파트 실거래가격지수를 이용해 정책금리인하가 아파트가격을 상승시키며 그 상승폭은 전국보다는 서울, 서울보다는 강남4구의 경우가 더 크고 통계적 유의성을 가지고 있음을 보여주고 있다.
- 15) 또한 경제성장과 관련하여 우리나라와 같이 인구고령화와 국내자본의 해외유출이 급격하게 일어나는 경우, 또는 최근 최저임금의 대폭 인상과 주 52시간제 도입이 생산성 향상에 의해 뒷받침 되지 않는 경우 잠재성장률이 얼마나 하락하느냐 하는 문제는 통화정책과 관련하여 매우 중요한 이슈이나 추정상의 많은 어려움을 가지고 있다.
- 16) 물가안정이 중앙은행의 최종목표라 하지만 물가안정을 추구하는 근본적인 이유는 인플레이션이 가져오는 폐해(자원배분의 왜곡, 소득과 부의 자의적 재분배 등)를 방지하기 위한 것이기 때문에 만약 과도한 경기부양을 위한 확장적인 통화정책이 인플레이션을 초래하지는 않지만 소득과 부를 자의적으로 재분배시키는 경우 물가안정을 추구하는 본질적인 목표가 달성되었다고 보기 어렵다.
- 17) 예를 들어 소비자물가 상승률이 평균상승률+2×표준편차보다 클 때 1, 평균상승률-2×표준편차보다 작을 때 -1, 그 사이에 있을 때 0인 통화정책지표를 인위적으로 구성하여 앞에서와 동일한 분석모형을 추정하는 경우 실제 통화정책지표를 사용하는 경우와 달리 금리상승 충격은 소비자물가 상승률을 하락시킨다. 문우식 (2017)은 2012년부터 2016년 사이에 “한국은행의 통화정책은 인플레이션에 주의할 필요 없이 전적으로 성장에 중점을 두어 운영되어 왔으나 실제 물가는 대체로 목표하단을 하회하였다.”라고 기술하고 있다.

대체할 만한 더 나은 명목기준지표가 없다고 보여 질 뿐만 아니라 일부 학자들은 물가안정목표제를 채택하고 있기 때문에 물가가 안정되고 있다고 주장한다. 하지만 정책금리가 경제성장이나 금융안정의 경우와 달리 물가안정에 미치는 영향이 불확실한 경우 금리만을 중시하는 물가안정목표제는 향후 제고의 여지가 있어 보인다. 따라서 관련 법조문의 개정 또는 대체 가능한 통화정책수단을 개발함으로써 통화정책 현실과 법적 목표를 일치시키려는 지속적인 노력이 필요하다.

VII. 요약 및 결어

본 연구에서는 2000년부터 최근까지의 월별 자료와 국소투영모형을 이용하여 정책금리 조정을 통한 통화정책이 산업생산과 물가에 어떤 영향을 미치는가를 살펴본다. 본 연구에서는 통화정책변수로 금융통화위원회가 정책금리를 변경한 시점과 그렇지 않은 시점을 구분한 통화정책지표를 이용하였고 통제변수들로는 최근 인플레이션에 관한 국제적인 연구들을 따라 국내산업생산, 소비자물가, 원/달러환율, 미국의 소비자물가지수, 국제유가 등이 사용되었다.

국소투영모형을 이용한 본 연구의 실증분석결과에 따르면 정책금리 조정에 대한 소비자물가의 반응은 명확하지 않다. 이러한 결과는 2000년 이후부터 최근까지의 전체 분석기간을 60일, 90일, 120일 180일 등의 표본이동을 통해 세분화하는 경우나 통제변수들을 추가적으로 사용하는 경우에도 크게 달라지지 않는다. 이는 최근의 글로벌 연구결과나 국내 연구결과와 일맥상통하는 연구결과이다. 한편 정책금리 조정에 대한 산업생산의 반응은 상대적으로 소비자물가에 비해 명확하다. 이러한 결과는 통제변수의 사용여부나 시차수에 관계없이 나타난다. 또한 2000년 이후부터 최근까지의 전체 분석기간을 120일과 180일 등의 표본이동을 통해 세분화하는 경우에도 마찬가지이다. 뿐만 아니라 국소투영모형대신 해외변수를 외생변수로 간주한 Lastrapes (2005)의 VAR 모형과 정책금리대신 콜금리를 사용한 경우에도 콜금리 상승 충격이 소비자물가에 미치는 영향은 명확하지 않은 반면 산업생산은 하락한다.

비대칭효과를 살펴보기 위해 정책금리를 인상하는 경우와 인하하는 경우를 구분하여 실증분석을 한 결과에 따르면 소비자물가는 정책금리를 인하한 경우나 인상한 경우 모두 상승할 뿐만 아니라 오히려 후자의 경우 더 높이 상승하며 통계적 유의성

도 높게 나타난다. 한편 산업생산은 정책금리를 인하한 경우 상승하는 반면 인상한 경우에도 하락하지 않는다.

요약하면 아직까지 물가안정목표제를 대체할만한 더 나은 명목기준지표가 없더라도 본 연구의 전반적인 실증분석결과는 운용수단으로 금리만을 중시하는 물가안정목표제가 과연 더 이상 유효한가에 대한 의구심을 점차 증폭시킨다. 동시에 이와 같은 결과는 통화정책의 전통적인 목표인 경제성장과 법적 목표인 금융안정이 대립되는 경우 통화당국이 향후 이에 대해 어떻게 대응하는 것이 바람직한가에 대한 심도 있는 논의의 필요성을 제기한다.¹⁸⁾

■ 참 고 문 헌

1. 강명현, “금리중시 통화정책의 유효성 연구,” 『국제경제연구』, 제20권 제2호, 2014, pp. 1-27.
(Translated in English) Kang, Myunghun, “A Study on the Effectiveness for the Interest Rate Oriented Monetary Policy,” *KUKJE KYUNGJE YONGU*, Vol. 20, No. 2, 2014, pp. 1-27.
2. 강환구 · 박양수 · 최진호, “주요국 중앙은행의 DSGE 모형 개발현황 및 향후 개선과제,” 『경제분석』, 제20권 제1호, 2014, 한국은행, pp. 94-144.
(Translated in English) Kang, H-K, Y. S. Park, and J. Choi, “Recent Developments and Challenges in DSGE Modeling at Central Banks: A Survey,” *Economic Analysis*, Vol. 20, No. 1, 2014, The Bank of Korea, pp. 94-144.
3. 강희돈 · 편도훈, “한국은행의 경제전망용 DSGE모형 (BOKDPM)의 개발현황,” 『조사통계월보』, 1월호, 2009, 한국은행, pp. 57-86.
(Translated in English) Kang, H. D. and D. H. Pyeon, “The Bank of Korea’s Developments of a DSGE Model(BOKDPM) for Forecasting the Korean Economy,” *Monthly Bulletin*, Vol. 1, 2009, Bank of Korea, pp. 27-86.
4. 김건홍, “한국의 통화정책 파급과정에서 주택담보대출 신용경로 및 환율경로: 소규모개방경제에 관한 확률적 동태일반균형모형을 통한 분석,” 『한국경제의 분석』, 제17권 제2호, 2011, 한국금융연구원, pp. 127-166.

18) 필립스곡선이나 단기 AS곡선이 평평해지고 경제성장률이 지속적으로 하락하고 있는 우리나라의 경우 향후 잠재성장률의 정의나 측정방법, 더 나아가 물가안정의 본질에 대한 보다 심도 있는 논의가 필요하다고 본다.

- (Translated in English) Kim, K-H., "Household Credit Channel and Exchange Rate Channel in the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Korea: Analysis Based on a Small Open Economy DSGE Model," *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 17, No. 2, 2011, Korea Institute of Finance, pp.127-166.
5. 김기호 · 윤성훈, "소비자물가에 대한 유가 및 환율충격의 비대칭성 · 비선형성 분석," 『국제경제연구』, 제15권 제2호, 2009, pp. 131-152.
(Translated in English) Kim, Ki-Ho and Seong-Hun Yun, "Asymmetric and Nonlinear Effects of Oil Price and Exchange Rate Shocks on Consumer Price," *KUKJE KYUNGJE YONGU*, Vol. 15, No. 2, 2009, pp.131-152.
 6. 김시원, "우리나라 통화정책 효과의 구조변화: 시간변화계수-VAR 모형을 이용한 실증분석," 『국제경제연구』, 제24권 제1호, 2018, pp.49-70.
(Translated in English) Kim, Seewon, "Structural Changes in Monetary Policy in Korea: An Empirical Investigation Using a Time Varying Parameter VAR Model," *KUKJE KYUNGJE YONGU*, Vol. 24, No. 1, 2018, pp.49-70.
 7. 박무환 · 유병학 · 김형수, 『개방경제 DSGE 모형을 이용한 GDP갭 추정 및 전망』, 정책보고서, 2012-07, 2012, 국민연금연구원.
(Translated in English) Park, M. H., B. H. Yoo, and H. S. Kim, *The Estimation of GDP Gap and Prospect Using an Open Economy DSGE Model*, Policy Report, 2012-07, 2012, National Pension Research Institute.
 8. 박무환, 『소규모 개방경제 DSGE 모형을 이용한 통화정책의 거시경제 파급효과 분석』, 위경폐이퍼, 2013-01, 2013, 국민연금연구원.
(Translated in English) Park, M. H., *Macroeconomic Impact Analysis of Spillover Effect of Monetary Policy Using a Small Open Economy DSGE Model*, Working Paper, 2013-01, 2013, National Pension Research Institute.
 9. 문우식, "우리나라의 물가목표제 2012~2016," 『한국경제의 분석』, 제23권 제2호, 2017, pp. 1-46.
(Translated in English) Moon, Woosik, "Inflation Targeting in Korea: 2012-2016," *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 23, No. 2, 2017, pp. 1-46.
 10. 이근영, "금리정책의 국제공조가 국내 거시경제변수에 미치는 영향," 『국제경제연구』, 제16권 제3호, 2010, pp.131-156.
(Translated in English) Lee, Keun Yeong, "The Effect of International Cooperation of Interest Rate Policy on Domestic Macroeconomic Variables," *KUKJE KYUNGJE YONGU*, Vol. 16, No. 3, 2010, pp.131-156.
 11. ———, "금리, 환율, 물가간의 동태적 인과관계," 『금융연구』, 제29권 제4호, 2015, pp.129-159.
(Translated in English) Lee, Keun Yeong, "The Dynamic Causal Relationship between Interest Rates, Exchange Rates, and Prices," *Journal of Money & Finance*, Vol. 29, No. 4, 2015, pp. 129-159.
 12. ———, "정책금리가 주택가격에 미치는 영향," 2020, 미출간논문.
(Translated in English) Lee, Keun Yeong, "The Effects of Policy Interest Rates on Housing Prices," 2020, Unpublished Paper.

13. 이한규, “KDI-DSGE 모형을 이용한 우리나라 경기변동의 특징 및 동인 분석,” 연구자료 2013-01, 2013, 한국개발연구원, pp. 1-43.
(Translated in English) Lee, H-G., “An Analysis of Characteristics and Drivers of Economic Fluctuations in Korea Using the KDI-DSGE Model,” Research Materials, 2013-01, 2013, Korea Development Institute, pp. 1-43.
14. Boschen, J. F. and L. O. Mills, “The Relation between Narrative and Money Market Indicator of Monetary Policy,” *Economic Inquiry*, Vol. 33, 1995, pp. 24-44.
15. Camacho, M. and G. Palmieri, “Do Economic Recessions Cause Inequality to Rise?” *Journal of Applied Economics*, Vol. 22, 2019, pp. 304-320.
16. Forbes, K., “Inflation Dynamics: Dead, Dormant, or Determined Abroad?” 2019, NBER Working Paper, No. 26496.
17. Friedman, M. and A. J. Schwartz, *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, 1963, Princeton University Press, N. J.
18. Ha, J., M. A. Kose, and F. Ohnsorge, *Inflation in Emerging and Developing Economies: Evolution, Drivers, and Policies*, 2019, Washington, DC: World Bank.
19. Jorda, O., “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections,” *American Economic Review*, Vol. 95, 2005, pp. 161-182.
20. Jorda, O., M. Schularick, and A. Taylor, “When Credit Bites Back,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 45, 2013, pp. 3-28.
21. Justiniano, A. and B. Preston, “Small Open Economy DSGE Models: Specification, Estimation, and Model Fit,” 2004, Columbia University, Manuscript.
22. Kim, T. B., “Effectiveness of Monetary Policy in Korea Due to Time Varying Monetary Policy Stance,” *KDI Journal of Economic Policy*, Vol. 36, No. 1, 2014, pp. 1-22.
23. Koop, G., M. Pesaran, and S. Potter, “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 74, No. 1, 1996, pp. 119-147.
24. Lastrapes, W. D., “Estimating and Identifying Vector Autoregressions under Diagonality and Block Exogeneity Restrictions,” *Economics letters*, Vol. 87, 2005, pp. 75-81.
25. _____, “Inflation and the Distribution of Relative Prices: The Role of Productivity and Money Supply Shocks,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 38, 2006, pp. 2159-2198.
26. Lee, K. Y., “What Are Sources of Real Exchange Rate Fluctuations?” *Korea and the World Economy*, Vol. 17, No. 3, 2016, pp. 389-417.
27. _____, “A Comparison Analysis of Monetary Policy Effect Under an Open Economy Model,” *East Asian Economic Review*, Vol. 22, No. 2, 2018, pp. 141-176.
28. Mohanty, M. S. and P. Tunner, “Monetary Policy Transmission in Emerging Market Economies: What Is New?” In *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, 2008, pp. 1-59, Basel: Bank of International Settlements.
29. Newey, W. K. and K. D. West, “A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity, and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 703-708.
30. Romer, C. and D. Romer, “Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of

- Friedman and Schwartz," in Blanchard, O. and S. Fisher, Eds.: *NBER Macroeconomic Annual*, 1989, MIT Press, Cambridge, Mass.
31. Vonnak, B., "The Hungarian Monetary Transmission Mechanism: An Assessment," In *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, 2008, pp. 235-257, Basel: Bank for International Settlements.

Is Interest Rate-Focused Inflation Targeting Valid?*

Keun Yeong Lee**

Abstract

This paper analyzes the reaction of industrial production and prices to policy rate adjustment by estimating the local projection model. Empirical results show that the response of consumer prices to the shock of rising policy rates is not clear, while the response of industrial production is obviously negative. These results do not change significantly when increasing control variables or time lags, and subdividing the entire analysis period from 2000 to the latest through sample movement such as 120 and 180 months. In addition, when estimating the VAR model that considers foreign variables as exogenous variables, the impact of the call rate increase on consumer prices and industrial production is similar to that of the local projection model. In short, the overall empirical results of this study suggest that it is not easy to find evidence that the inflation targeting, which uses interest rates as its operational instrument, is valid since the 2000s.

Key Words: inflation targeting, local projection, policy rate

JEL Classification: E4, E5

Received: Feb. 14, 2020. Revised: April 27, 2020. Accepted: June 5, 2020.

* I would like to thank the anonymous referees for their valuable comments.

** Professor, Department of Economics, Sungkyunkwan University, 25-2, Sungkyunkwan-ro, Jongno-gu, Seoul, 03063, Korea, Phone: +82-2-760-0614, e-mail: lky0614@skku.edu