

국제유가충격에 따른 국내 인플레이션 반응에 대한 연구

김진웅¹⁾

요약

본 연구는 공급충격 중 국제유가충격에 주목하여 2000년 이후 국제유가충격에 따른 국내 인플레이션을 반응의 특성 연구에 주된 목적을 두고 있다. 이 반응 형태를 크게 둘로 분류할 수 있는데, 첫째 반응의 형태는 국제유가충격으로 인해 인플레이션이 단기간에 신속히 큰 폭으로 반응하는 제1차 효과이며 둘째 반응의 형태는 시차를 두고 꾸준히 장기간 물가를 자극하는 제2차 효과로 이같은 반응을 확인한다. 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 국제유가의 충격 이후 생산자물가지수 기반 인플레이션율은 소비자물가지수 기반 인플레이션율에 비해 상대적으로 단기간에 신속히 큰 폭으로 반응하였다. 둘째, 세부 품목별 물가지수를 고려한 결과, 생산자물가의 「공산품」과 소비자물가의 「교통」 품목에서 제1차 효과가 뚜렷하였으며, 소비자물가의 「음식 및 숙박」에서 제2차 효과가 두드러졌다. 셋째, 소비자물가지수를 근원물가와 이외 물가지수로 나누어 강건성을 확인하였고, 각각에서 제2차 효과와 제1차 효과의 성격을 보이는 것으로 나타났다. 유가충격이 발생하는 경우, 정책당국은 직접적인 통제 밖에 있는 제1차 효과에 과도히 대응하기보다는 장기적으로 인플레이션 경로를 구축할 수 있는 제2차 효과에 주목하여 적극적으로 대응할 필요가 있다.

주요용어 : 국제유가, 인플레이션, 통과경로, 제2차 효과, 충격반응

1. 서론

최근 10년 내 국제적으로 공급요인에 의한 인플레이션 우려가 빈번히 발생하여 왔다. 가장 먼저 2010년대 후반 미·중간 무역분쟁의 영향을 들 수 있다. 2017년 8월 미국이 통상법 제301조 발동을 통해 중국의 불공정 무역행위에 대응하면서 갈등이 증폭하였고 무역분쟁으로 이어졌다. 이는 해당 양국 뿐 아니라 주변국들에 공급망 압력을 높여 글로벌 비용상승 요인으로 작용하였다. 이어서 발생한 코로나19 팬데믹으로 인한 각국의 대응 조치로 인하여 봉쇄조치들이 이어지면서 공급망 압력 증대가 더욱 커지게 되었고 이로 인한 비용상승 요인이 심각한 문제로 대두되었다. 다음으로, 2022년부터 발생한 우크라이나 사태는 공급망 교란뿐만 아니라 직접적인 원자재 가격 상승으로 인한 인플레이션 우려를 증대시켰다. 특히 이 사태로 인한 국제유가 상승이 기대 인플레이션 상승으로 이어져 글로벌 물가 오름세가 크게 우려된 바 있다(김상훈 외, 2022). 아울러 2025년 6월 13일부터 24일까지 이스라엘-이란 분쟁으로 인하여 국제유가가 크게 요동친 일도 있었다. 이와같이 국제 원자재 가격 상승은 직접적으로 원자재 수입국이자 소규모 개방경제인 우리나라에서 생산 단가 상승 및 수입품 가격의 인상 등으로 이어지고 전반적인 물가상승과 연결된다.

1) 동아대학교 국제무역학과 교수, E-mail: jwkim01@dau.ac.kr

이 연구에서 주목하고 있는 인플레이션은 위와 같은 공급요인에 의해서 발생한 인플레이션이며, 특히 공급요인 중 국제유가 상승요인에 따른 인플레이션이 주된 관심이다. 국제유가 상승충격으로 인한 인플레이션은 직접적으로 관련 석유품 가격을 단기간에 신속히 큰 폭으로 끌어올리는 제1차 효과와 뒤이어 유가충격의 효과가 서비스 부문이나 임금 등으로 확산되면서 시차를 두고 꾸준히 물가를 자극하는 제2차 효과로 구분할 수 있다.²⁾ 상대적으로 단기간에 신속하고 큰 폭으로 나타나는 제1차 효과는 회피하기 어려운 불가피한 효과이지만 반면에 장기적으로 꾸준히 지속되는 제2차 효과는 정책당국의 시의적절한 정책으로 그 효과를 적절히 제어할 수 있을 것으로 기대된다. 따라서 이같은 두 효과를 더욱 잘 이해하고 적절히 대응하기 위해서는 유가충격으로 인한 품목별 물가지수의 움직임을 면밀히 살펴볼 필요가 있다.

연구의 목적은 다음과 같다. 2000년대 이후 한국에서 국제유가충격에 따른 인플레이션율의 반응이 어떤 형태로 진행되는지 살펴보면서 제1차 효과와 제2차 효과의 특성을 살펴본다. 우선 국제유가충격이후 생산자물가지수와 소비자물가지수 기반 인플레이션의 반응을 각각 추정한다. 다음으로 이들 소비자물가지수와 생산자물가지수의 세부 품목별 인플레이션이 국제유가충격에 따라 어떠한 반응 형태를 보이는지 확인하여 즉각적인 반응의 제1차 효과 성격인지 지연된 반응의 제2차 효과 성격인지 살펴본다. 마지막으로 소비자물가지수를 근원(소비자)물가지수³⁾와 이외 (농산물 및 석유류) 물가지수로 구분하여 각각의 지수 기반 인플레이션율이 국제유가충격에 반응하는 형태가 즉각적인 제1차 효과 성격인지 지연된 제2차 효과 성격인지 역시 확인한다. 이러한 다각도의 분석을 통해 한국에서 국제유가충격의 두 효과가 유의적으로 나타나는 품목들을 확인하고자 한다.

본 연구의 기여점은 다음과 같다. 첫째, 공급충격발 인플레이션의 우려가 빈번해짐에 따라 대표적인 공급충격 중 하나인 국제유가충격에 따른 인플레이션 반응을 최근 데이터로 추정했다는 것이며, 둘째, 대부분의 연구에서 사용하는 벡터자기회귀모형(VAR) 대신에 보다 유연하게 모형화할 수 있는 Jorda(2005)의 국소투영법을 활용해서 국제유가충격에 따른 인플레이션을 반응의 유의성 및 지속성 측면에서 그 특성을 확인한다. 셋째, 한국에서의 유가충격에 따른 1·2차 효과 존재를 품목별 물가지수와 근원물가지수를 이용해서 확인하고 정책적 시사점을 제시한다. 특히 이 연구는 유가 충격의 인

2)

	1차 효과	2차 효과
정의	유가충격이 물가에 대한 직접적 초기 영향	1차 효과가 다른 경제주체의 행동변화를 유발하여 물가에 나타나는 간접적 영향
특징1	빠르고 직접적이며 일시성	지연되어 나타나지만 지속성
특징2	공급충격	유가상승의 가격전가 / 임금인상 요구 / 인플레이션 기대심리 증대

다만 본 연구에서 지연되고 지속적인 반응을 ‘제2차 효과’로 분류한 것은 시점과 지속성에 기반한 충격반응의 경험적 증거로 해석되어야 한다. 이는 기대인플레이션 효과나 임금 주도 메커니즘과 같은 구조적 인과관계의 분석을 포함하지 않는다.

3) 근원물가지수란 농산물 및 석유류 품목과 같이 일시적으로 변동성이 큰 품목 제외하고 기본적인 물가를 추계한 물가지수이다.

플레이션을 전이에 대한 크기에 주목하기보다는 2000년 이후 한국 경제에서 인플레이션 구성 요소별로 유가 전이의 시점과 지속성에 어떠한 차이가 있는지 나타냄으로써 기여한다.

연구의 순서는 다음과 같다. 이어지는 제2절에서는 선행연구를 알아보고 제3절에서는 실증분석 모형과 자료에 대해 설명한다. 제4절에서는 데이터 및 실증모형에 대한 충격반응 분석결과를 알아보고 마지막으로 제5절에서는 소결을 제시한다.

2. 선행연구

본 연구와 연관된 선행연구는 다음과 같이 국내외 선행연구로 나누어 정리하였다.

김권식(2005)은 1970년 1분기부터 2004년 3분기까지의 자료를 이용한 구조적 벡터 자기회귀모형(SVAR: Structural Vector Autoregression)으로 유가충격이 국내 경제에 미치는 효과를 연구하였다. 가격기준(수량기준) 실질 유가상승 충격의 인플레이션 탄력성은 0.081%(0.015%)로 제시하였다. 김민수·강규호(2005)는 생산자물가지수와 소비자물가지수 간에 이론적인 장기관계를 연구하였다. 이 과정에서 원유가격 상승과 같은 생산재에서의 공급충격이 생산자물가지수를 상승시키는 한편 (구매력 감소를 통해) 수요 측에 음의 충격을 발생시켜 소비자물가지수의 상승압력을 어느정도 상쇄한다고 설명하였다. 이달석·최성희·오세신(2007)은 1980~2005년 분기별 시계열자료를 이용한 거시계량모형(KEM/KEEI모형)을 이용하여 원유가 상승에 따른 거시경제변수들의 영향을 살펴보았다. 특히 원유가 10% 상승시 소비자물가와 생산자물가가 각각 0.03%p와 0.17%p 상승하는 것으로 연구하였다. 따라서 생산자물가지수가 소비자물가지수보다 5~6배 더 민감하게 반응하는 것으로 나타나고 있다. 강상훈(2014) 및 강상훈·윤성민(2014)에서는 실증분석 지역이 서로 상이하였지만 모두 원유가격의 충격이 물가지수에 미치는 영향에 대해서 측정하였다. 이들은 모두 원유가격 상승으로 인하여 생산자물가지수가 소비자물가지수보다 더 민감하고 더 오래 유의적인 영향을 받는다는 것을 VAR모형을 이용한 충격반응분석으로 살펴보았다. 차경수·오세신(2014)은 거시계량모형을 이용하여 국제유가충격의 영향을 살펴보았으며 생산자물가지수가 소비자물가지수보다 더 민감한 것으로 밝혔다. 황인욱(2022)은 Kilian(2009)⁴⁾ 및 Gao et al.(2014)의 4변량 VAR모형을 이용하여 국제유가 상승이 물가상승률에 미치는 동태적 파급효과의 시기, 크기, 지속성을 추정하였다. 소비자물가 중에서 석유류 관련 소비자물가는 4개월 내 빠른 반응을 보이며 비석유품목으로의 확산은 제한적이었다. 따라서 국제유가의 상승은 국내에서 석유류 가격 등에 빠르게 직접적인 영향을 주며 서서히 시간을 두고 근원 소비자물가의 제한된 상승을 견인한다고 밝혔다. 김상훈 외(2022)는 국소투영모형을 통하여 미국과 유럽에서 국제유가 상승에 따른 기대인플레이션의 상승을 연구하였다. 특히 유가충격 후 1~2분기 정도의 시차를 두고 기대인플레이션에 유의한 영향을

4) 본 연구는 Kilian(2009)이 제안한 접근법과 달리 석유 공급, 글로벌 수요, 예비적 수요 충격을 별도로 구분하지 않는다. 대신, 정보집합의 간결성(parsimony)을 유지하면서 예측되지 않은 유가 충격이 국내 인플레이션 요소에 미치는 전파 메커니즘에 초점을 맞추고 있다.

미치며, 특히 유가수준이 높고 유가충격이 지속될수록 기대인플레이션의 반응도가 크다고 밝혔다. 만약 발생한 기대인플레이션이 안착되지 못하는 경우, 기업의 가격결정이나 임금협상 등을 통해서 실제 인플레이션이 더욱 광범위해질 수 있음을 지적하였다.

Blanchard·Gali(2007)는 1970년대 이후 6개 선진국을 대상으로 한 VAR모형으로 유가충격의 거시경제적 영향을 연구하였다. 이들은 유가충격의 영향이 시간에 따라 동일하지는 않지만 생산, 고용 뿐 아니라 임금과 물가에 작고 꾸준한 영향을 미치고 있다고 밝혔다. Gelos·Ustyugova(2017)는 유가가 인플레이션으로 전이되는 과정을 실증적으로 연구했다. 유가를 포함한 원자재 가격에 충격이 발생하는 경우 식품과 석유 집중도가 높은 구조에서는 지속적인 인플레이션 효과를 경험하는 경향이 있음을 지적하였다. Choi et al.(2017)은 1970~2015년간 72개 선진국 및 개도국으로 구성된 패널 데이터를 사용한 국소투영법으로 국제유가가 각 국가의 인플레이션에 미치는 영향을 연구하였다. 글로벌 유가 인플레이션이 10% 증가하면 국가의 인플레이션은 평균적으로 약 0.4%p 상승하고 이 효과가 모든 국가에서 약 2년 후에 사라진다고 주장하였다. 또한 Conflitti·Luciani(2017)는 VAR모형을 이용하여 미국과 유로지역에서 예상하지 못한 실질유가 10% 상승이 핵심 PCE (Personal Consumption Expenditures) 물가지수 인플레이션을 미미하게 상승시키지만 4년이상 유의미하게 유지된다고 나타내었다. Baba·Lee(2022)는 유럽의 두 그룹(선진, 신흥)에서 유가충격이 인플레이션에 미치는 과급효과를 추정하였으며, 경제의 구조적 특성에 따라서 유가충격이 인플레이션에 반영되는 정도에 차이가 나타날 수 있음을 보였다. 이러한 인플레이션 반응은 선진 유럽 경제가 신흥 유럽 경제에서 보다 더 낮다고 밝혔다. 또한 중앙은행이 시장의 인플레이션 기대심리를 잘 관리하는 경우 즉 중앙은행에 대해 시장 참여자들이 신뢰하여 장기적으로 인플레이션이 크게 상승하지 않을 것이라고 믿는 경우에 유가충격이 큰 폭의 인플레이션으로 이어지지 않는다고 주장하였다. 더욱이 중앙은행이 독립적일수록 인플레이션의 통제 능력에 대한 신뢰성이 제고되어 유가충격의 인플레이션 상승효과가 억제된다고 주장하였다. Gago·Vale(2025)은 프랑스, 독일, 포르투갈, 그리고 미국에서 유가변동이 인플레이션이 미치는 영향을 구조적 벡터자기회귀모형(SVAR)모형을 이용하여 연구하였다. 유가 상승은 모든 국가의 인플레이션을 자극하며 인플레이션 척도를 소비자물가에만 집중한다면 석유 시장 충격의 전체 인플레이션 영향을 과소평가하는 경향이 있다면서, 유가충격으로 생산자물가가 소비자물가에 비해 더 큰 변동성을 나타내었다고 밝혔다. 또한 이들은 다양한 유형의 충격을 고려하면서 결국 유가충격에 따른 불안정성을 완화하기 위해서는 재생 에너지를 채택할 필요성을 강조하였다. Zhao et al.(2025)는 미국, 영국, 독일, 중국, 러시아를 대상으로 충격반응 네트워크 모형을 사용하여 유가충격의 물가지수에 대한 영향을 연구하였다. 이들은 국제유가충격 이후 1~2개월 이내에 물가로 전달되며 생산자물가지수가 소비자물가지수보다 더 지속적으로 오랜기간 영향을 받는다고 밝혔다.

3. 실증분석 모형 및 데이터

3.1 모형

실증분석 모형은 Jorda(2005)가 제안한 국소투영법(local projection)을 사용한다.⁵⁾ 본 연구 주제에서는 Baba·Lee(2022)에서의 적용과 유사하다. 기본 추정식은 식 (3.1)과 같다.

$$\Delta Y_{t+h} = \alpha_0 + \beta_0 Shock_t + \sum_{i=1}^I \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^I \delta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^3 \sum_{i=1}^I \phi_i^j \Delta Z_{t-i}^j + \epsilon_{t+h} \quad (3.1)$$

단, 변수 X 와 Y 는 국제유가와 물가지수를 나타내며, Z 는 통제변수(control variable)들로 Z^1 (산업생산지수), Z^2 (이자율), 그리고 Z^3 (환율)을 포함한다. 이들 변수들은 이자율을 제외하고 모두 자연로그를 취하여 사용한다. $Shock$ 은 국제유가 변화율(ΔX_t)의 구조적인 충격이다. ϵ 은 오차항이며, 추정된 계수는 α , β , γ , δ , ϕ 이다. 첨자 i 는 래그수이며, j 는 통제변수를 표기한다. 최적래그(I)는 Schwarzw 정보기준에 따라 1로 설정하였다. h 는 예측기간으로 충격시점인 $h=0$ 부터 24(월)까지 고려한다.⁶⁾

국제유가 증가율의 구조적 충격인 변수 $shock$ 은 식 (3.1)에 포함된 주요 변수들로 구성된 5변량 벡터자기회귀모형(VAR)을 추정 후 직교화(orthogonality)를 위한 식별처리 후 구조적인 유가충격⁷⁾을 도출하여 사용한다. 식별방법은 Cholesky 방식이며 이때 적용한 순서(ordering)는 $(X-Z^1-Y-Z^2-Z^3)$ 순이었다, 이 순서 기준은 Stock·Watson(2005)의 방식을 이용한 것이며, 김영덕(2002)과 김권식(2005)에서 적용한 식별과정의 변수 순서와도 일관적이다.⁸⁾ 구조적 충격을 도출하기 위한 벡터자기회귀모형에서의 최적 래그는 Schwarz 정보기준에 의하여 1로 설정하였다.

국제유가는 한국에서 영향을 미칠 수 없는 외생적인 해외변수이므로 유가상승률(ΔX)은 인플레이션율(ΔY)과 내생성에 대한 우려가 크지 않다. 그러나 유가 시계열에는 여러 정보 예컨대 예측 가능한 정보와 예측 불가능한 충격이 혼재하고 있으므로 국제유가에 발생한 갑작스러운 예상하지 못한 충격을 분리할 필요가 있다. 따라서 VAR모형을 통해 예측가능한 정보를 제거하고 예측 불가능한 유가충격만을 남기는

5) Jorda(2005), Ramsey·Zubairy(2018), Zeev·Ramsey·Zubairy(2023)의 설명을 참고하라.

6) 유가충격 이후에 인플레이션율에 즉각적이고 단기간에 큰 폭의 반응이 특징인 제1차 효과와 지연되고 지속적인 장기반응이 특징인 제2차 효과를 가장 효과적으로 표현하기 위해서는 24개월 설정이 가장 유용하였다. 다만 실증분석 중에서 간혹 24개월을 소폭(1~2개월) 지나서 최대 누적반응에 도달하는 경우도 있었지만 그 차이가 크지 않고 특징적이지 않아서 24개월 까지 보고하였다.

7) Cholesky 식별을 통해 얻어진 「구조적 유가충격」은 계량적 접근을 통해 추정되는 예측오차 기반 충격이다. 이는 모형 내 변수 간의 순서와 통계적 관계에 따라 충격을 추정하므로, 엄밀히 말하면 「외부충격(external shock)」이나 「서사적 충격(narrative shock)」과는 구분된다. 왜냐하면, 「외부충격」은 모형 외부의 요인에 의해 발생하며, 「서사적 충격」은 역사적 기록이나 텍스트 기반의 해석을 통해 정의되기 때문이다.

8) 김권식(2005)의 경우 (국제유가, 생산, 물가)로 구성된 3변량 모형을 그리고 김영덕(2002)의 경우 5변량 모형을 참고하였다.

처리를 한다.⁹⁾

국소투영모형의 장점은 다음과 같다. 첫째, 해당 모형 내에서 구조적 충격의 식별과 충격반응분석을 동시에 함께 진행하는 VAR모형과 달리 국소투영모형은 구조적 충격과 같은 관심 변수를 외부 모형 등에서 조달가능하므로 충격의 식별방법과 독립적인 모형설정이 가능하다. 둘째, VAR모형에서는 충격반응분석시 목적한 예측시점까지 순차적으로 반복적인 예측을 해야하므로 오류가 누적되는 반면 국소투영법은 예측 각 시점마다 독립적으로 추정하므로 특정시점의 오류가 다른 시점의 추정에 영향을 주지 않는 견고성을 지니며 충격반응의 신뢰구간 측정도 VAR보다 간편하게 측정가능하다. 셋째, 국소투영모형은 변수별 래그의 수를 달리 설정할 수 있고 또한 비선형이나 비대칭성을 고려할 수 있는 등 모형 설정이 유연하여 확장성이 있다.¹⁰⁾

소규모 개방 경제에서 국제유가 충격은 환율, 세계 경제 상황, 수입물가와 같은 외부 채널을 통해 전파될 뿐만 아니라, 그 영향이 비대칭성을 보일 수도 있다. 그러나 본 연구는 품목별 물가지수의 인플레이션 반응 시점과 지속성에 초점을 맞추어, 공통 변수를 중심으로 한 모형의 간결성을 유지하였다. 환율과 같은 주요 전파 경로는 통제 변수로 포함하였으나, 글로벌 경기 선행지수나 수입물가지수와 같은 추가적인 외부 변수는 고려하지 못하였다. 이로 인해 변수 누락의 편의 가능성이 존재할 수 있으며, 보다 다양한 외부 통제 변수 및 비대칭적 반응을 포함하는 확장 연구는 향후 과제로 남긴다.

3.2 데이터

실증분석에서 고려하는 기간과 주기는 2000년 1월부터 2025년 5월까지의 월별 형태이다. 연구에 사용하는 변수명과 출처는 다음과 같다. 물가지수는 크게 소비자물가지수(CPI, Consumer Price Index)와 생산자물가지수(PPI, Producer Price Index)로 나누어 적용한다. 또한 각각 물가지수 마다 세부품목으로 나누어 고려한다. 즉 소비자물가지수는 12개의 세부 지수 - 1(식료품 및 비주류음료), 2(주류 및 담배), 3(의류 및 신발), 4(주택, 수도, 전기 및 연료), 5(가정용품 및 가사 서비스), 6(보건), 7(교통), 8(통신), 9(오락 및 문화), 10(교육), 11(음식 및 숙박), 12(기타 상품 및 서비스) - 로 분류할 수 있고(한국은행, 20205), 생산자물가지수는 5개의 세부 지수 - 1(농림수산물), 2(광산물), 3(공산물), 4(전력, 가스, 수도 및 폐기물), 5(서비스) - 로 분류할 수 있다(통계청,

9) 김상훈 외(2022)에서도 식별된 유가충격을 추정 후 사용한다. 또한 Ramsey·Zubairy(2018), Zeev·Ramsey·Zubairy(2023)의 설명을 참고하라.

10) 한편 국소투영법의 단점도 존재하는데, 첫째, VAR모형이 모형 전체의 구조를 동시에 추정하지만 국소투영법은 각 예측 단계별로 추정하므로 상대적으로 효율성이 높지 않으며, 둘째, VAR 모형이 변수들 간의 동태적인 관계를 포함하는 반면 국소투영법은 특정 변수에 대한 충격반응에 주목하므로 변수 간 직·간접적인 인과관계와 같은 상호작용의 해석이 용이하지 않다. 이상을 볼 때 두 추정 방식간 장단점이 존재하지만, 모든 내생변수들의 관계를 명시적으로 모형화해야 하는 다변량 모형인 VAR모형에 비해 국소투영법은 특정 구조적 충격에 대한 특정 변수의 충격반응효과를 추정함에 있어서 견고하고도 유연한 도구로 유용하다고 할 수 있다.

2024). 이러한 품목별 분류와는 별개로 소비자물가지수는 근원물가지수인 Core(농산물 및 석유류 제외 지수)와 그 외 지수인 Non-Core(농산물 및 석유류 지수)로 분류하여 사용한다(통계청, 2025). 통계변수로 사용하는 변수들은 총 3개로 전산업 기준 지수 산업생산지수, 단기 이자율, 그리고 명목실효환율(nominal effective exchange rate)이다. 이들 자료들의 출처는 한국은행 경제통계 시스템(ECOS), 통계청(KOSIS), 그리고 국제결제은행(BIS)이다.

<표 3.1> 단위근 검정 결과

		수준			차분			판정
		ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	
<i>Shock</i>	CPI 모형	-16.709***	-16.899***	0.052				$I(0)$
	PPI 모형	-16.641***	-17.110***	0.054				$I(0)$
<i>Y</i> 물가	CPI 총지수	-1.856	-1.757	0.421***	-14.462***	-14.497***	0.205**	$I(1)$
	CPI01	-2.214	-2.099	0.275***	-14.093***	-17.719***	0.069	$I(1)$
	CPI02	-2.219	-2.192	0.134*	-18.401***	-18.425***	0.060	$I(1)$
	CPI03	-1.851	-1.418	0.274***	-21.452***	-20.996***	0.135	$I(1)$
	CPI04	-2.289	-2.336	0.365***	-14.802***	-16.128***	0.115	$I(1)$
	CPI05	-1.917	-2.115	0.128*	-17.947***	-17.938***	0.081	$I(1)$
	CPI06	-1.610	-5.177***	0.464***	-13.117***	-16.662***	0.120*	$I(1)$
	CPI07	-2.036	-1.966	0.391***	-11.523***	-10.997***	0.056	$I(1)$
	CPI08	-3.959**	-3.461**	0.409***	-14.805***	-34.584***	0.119*	$I(0)$
	CPI09	-0.963	-1.378	0.239***	-20.321***	-20.078***	0.060	$I(1)$
	CPI10	-3.186*	-2.648	0.512***	-5.968***	-18.706***	0.254***	$I(1)$
	CPI11	-2.356	-1.329	0.165**	-6.822***	-13.014***	0.105	$I(1)$
	CPI12	-1.133	-1.514	0.276***	-20.758***	-20.482***	0.128*	$I(1)$
	Core	-1.170	-1.553	2.105***	-3.498***	-17.133***	0.321**	$I(1)$
	Non-Core	-1.804	-1.755	1.630***	-13.806***	-13.541***	0.189**	$I(1)$
	PPI 총지수	-1.786	-1.722	0.237***	-8.668***	-8.580***	0.087	$I(1)$
	PPI01	-4.040***	-3.896**	0.090	-14.528***	-17.864***	0.028	$I(0)$
	PPI02	-1.845	-2.133	0.265***	-17.045***	-17.112***	0.047	$I(1)$
	PPI03	-2.055	-1.860	0.224***	-8.269***	-8.213***	0.074	$I(1)$
	PPI04	-1.438	-1.414	0.132*	-6.850***	-17.366***	0.105	$I(1)$
	PPI05	-1.412	-1.342	0.308***	-14.678***	-14.674***	0.161**	$I(1)$
<i>X</i> , 국제유가		-2.392	-1.785	0.320***	-12.948***	-12.698***	0.039**	$I(1)$
Z^1 , 산업생산		-1.934	-1.749	0.484***	-19.546***	-19.671***	0.031	$I(1)$
Z^2 , 이자율		-2.450	-2.160	0.215**	-9.200***	-9.056***	0.041	$I(1)$
Z^3 , 환율		-2.575	-2.187	0.111	-11.884***	-11.983***	0.057	$I(1)$

주: 1) 각 변수들은 기본 실증모형인 식 (3.1)의 표기와 동일하다.

2) 단위근 검정식 내에 추세와 상수가 존재함을 가정하였다. 세 검정의 귀무가설은 「해당 변수가 불안정적 시계열」(ADF와 PP 검정법)이거나, 「해당 변수가 안정적인 시계열」(KPSS 검정법)으로 설정되어 있다.

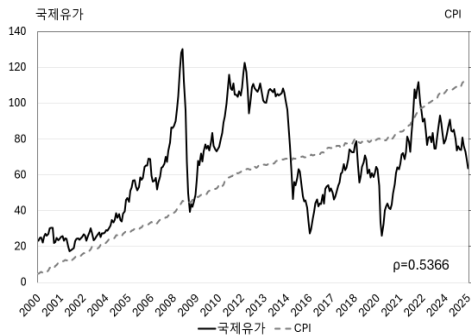
3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 귀무가설이 기각됨을 나타낸다.

실증분석 기본모형에서 사용하는 변수들은 모두 안정적인 시계열 특성을 지닌 상태로 변환된 형태이며 이를 확인하기 위해 단위근 검정을 시행하였다. $I(0)$ 또는 $I(1)$

성격에 대한 판정은 세 검정법 중 다수의 결과에 따라서 결정하였다. <표 3.1>의 단위근 검정결과를 보면 대부분의 물가 변수가 1계 차분 후 안정적인 $I(1)$ 이고 일부에서는 수준 형태에서 안정적인 $I(0)$ 이었다. 국제유가(X)와 세 통제변수(Z^j , $j=1\sim 3$)가 모두 $I(1)$ 이었고 국제유가 상승률 충격 변수($Shock$)는 $I(0)$ 였다. 따라서 실증분석 기본 모형 - 식 (3.1) - 에서는 $Shock$ (국제유가 증가율의 구조적 충격)을 제외하고는 모두 1계 차분하여 사용하는 형태로, 실증분석 모형내 모든 변수들이 정상변수로 변환된 것이므로 추정결과에서 통계적 추론의 타당성을 확보할 수 있다.¹¹⁾

4. 실증분석 결과

<그림 4.1> 유가 및 CPI 추이



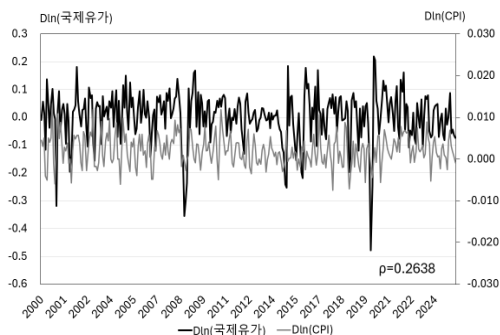
주: ρ 는 두 변수간 상관계수이다.
자료: 한국은행 경제통계 시스템(ECOS)

<그림 4.2> 유가 및 PPI 추이



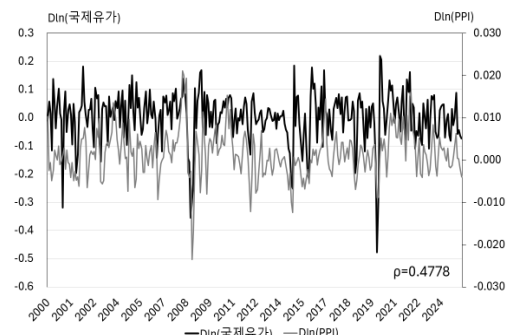
주: ρ 는 두 변수간 상관계수이다.
자료: 한국은행 경제통계 시스템(ECOS)

<그림 4.3> 유가상승률, CPI상승률



주: ρ 는 두 변수간 상관계수이다.
자료: 한국은행 경제통계 시스템(ECOS)

<그림 4.4> 유가상승률과 PPI상승률



주: ρ 는 두 변수간 상관계수이다.
자료: 한국은행 경제통계 시스템(ECOS)

11) 국제유가변화율의 구조적 충격인 $Shock$ 은 다양한 물가지수의 사용에 따라 모두 별도로 추정하여 사용하지만, 단위근 검정에서는 대표적으로 소비자물가 총지수와 생산자물가 총지수에 대해서만 도출한 구조적 충격의 특성을 보고하였다.

4.1 자료 추이

본 연구에서 가장 관심을 가지는 관계는 국제유가 변화율과 국내 물가 상승률(즉 인플레이션율)이다. 국제유가는 두바이유 기준으로 사용하며 물가는 기본적으로 소비자물가지수(CPI)와 생산자물가지수(PPI)를 각각 이용한다. 우선 국제유가와 국내 물가지수 간의 관계는 수준(level) 단위에서는 <그림 4.1>과 <그림 4.2>에서 그리고 증가율 단위에서는 <그림 4.3>과 <그림 4.4>에서 나타내고 있다. 국제유가와 물가 간의 관계는 양(+)의 상관관계를 보이고 있고 소비자물가보다는 생산자물가와와의 관계에서 더욱 높은 상관성을 나타낸다. 이같은 단순한 관계는 직관적인 이해에는 도움이 되지만 내생성, 시차 등과 같은 문제를 통제하지 못하고 있다. 즉 자료에서 보이는 단순한 관계를 통해서 국제유가충격에 따른 국내 물가의 변화를 고려하는 것은 심각한 문제를 유발할 수 있다. 왜냐하면, 국내 물가의 변화를 결정하는 요인들은 국제유가 뿐 아니라 국내 생산, 시중 자금흐름, 그리고 대외적인 요인인 환율 등으로 동시에 통제될 필요가 있기 때문이다. 따라서 다음에서는 이들을 통제하는 실증분석 모형을 통하여 도출한 충격반응분석으로 자세히 살펴본다.

4.2 충격반응 분석

4.2.1 소비자물가지수와 생산자물가지수 기반 인플레이션의 반응¹²⁾

국소투영법 - 식 (3.1) -을 통해서¹³⁾ 충격 당월(0)부터 향후 2년(24)까지 충격반응 그래프를 도출한다. 이 충격반응은 국제유가에 초기 1%p의 상승충격이 발생한 이후 국내 인플레이션율의 누적 반응으로 표현하며, 이때 95% 신뢰구간을 함께 표기한다. <그림 4.5>는 소비자물가 총지수 기반 인플레이션율의 누적반응과 생산자물가지수 총지수 기반 인플레이션율의 누적반응을 함께 나타내고 있다. 국소투영법에서 시차가 길어질수록 이분산 및 자기상관 문제가 중요해지므로, Newey-West 방법에 기반한 HAC(Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent) 표준오차를 추정하여 95% 신뢰구간을 산출하였으며 자세한 내용은 Jorda(2005, pp.168~172)를 참고하자.

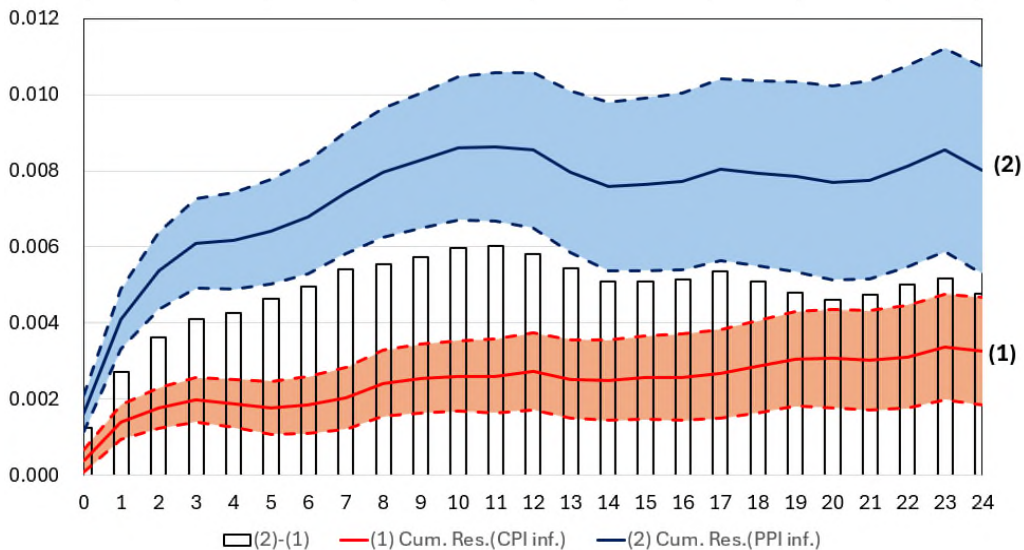
국제유가에 1%p 상승충격이 발행하였을 때(즉 국제유가 변화율에 1%p의 구조적 충격이 발생하는 경우), 소비자물가 총지수와 생산자물가 총지수에 기반한 인플레이션율의 누적반응은 충격 후 전 기간 모두 유의적인 상승 반응을 보이지만 크기와 형태에 차이가 있다. 일단 세부적인 결과는 다음과 같다. 먼저, 국제유가에 1%p 상승 충격이 발생하면 소비자물가지수에 기반한 국내 인플레이션율은 충격 당월 약 0.0004%p 상승 반응하였고 향후 3개월 0.0020%p까지 상승한 이후 이 투과속도는 점차 둔화하였지만

12) 누적반응을 효과적이고 선명하게 나타내기 위해서 충격 후 24개월까지 결과를 보고한다.

13) 국소투영법에서 사용하는 VAR기반 유가충격은 국제유가 상승률과 높은 상관관계(0.9이상의 상관계수)를 보인다. 그러나 VAR정보집합은 ΔX_t 변동의 약 12~13%만을 설명하는데, 이는 대부분의 유가 변동이 예측불가능하며 충격에 의해 포착된다는 것을 의미한다.

지속적이고 완만한 상승세를 보여 향후 23개월 후에 0.0034%p 최대 누적 반응을 나타내었다. 다음으로 국제유가에 1%p 상승충격이 발생하면 생산자물가지수에 기반한 국내 인플레이션율은 충격 당월 약 0.0016%p 상승 반응한 이후 향후 3개월까지 0.0061%p로 빠르게 상승 반응한 이후 10개월까지 0.0086%p의 최대 누적반응을 보였고 이후 기간에는 소폭 완화되며 안정세를 유지한다.

<그림 4.5> 국제유가 상승충격에 따른 국내 인플레이션율의 누적반응



- 주: 1) x축은 충격시점(0)부터 향후 2개4월까지의 기간을 표시하며 y축은 인플레이션율의 누적 반응 정도를 나타낸다.
 2) 실선(cum. response)은 국제유가 1% 충격에 대한 국내 인플레이션율의 누적 반응이며, 점선은 95%신뢰구간이다.
 3) 「(1) Cum. Res.(CPI)」는 소비자물가 총지수 기반 인플레이션의 누적 반응이며, 「(2) Cum. Res.(PPI)」는 생산자물가 총지수 기반 인플레이션의 누적 반응이고, 막대 그래프는 두 누적반응의 격차를 나타낸다.

이와 같이 국제유가에 발생한 초기 충격 이후 소비자물가 및 생산자물가 총지수에 기반한 두 국내 인플레이션율의 반응이 보이는 특징은 다음과 같다. 첫째, 국제유가의 초기 충격이후 당월부터 24개월간 두 인플레이션율은 모두 유의적인 정(+)의 누적 반응을 나타내었다. 둘째 국제유가에 충격이 발생한 이후, 두 물가지수 기반 인플레이션율은 상승 반응하였는데, 최초 1년간 누적 반응의 절대적 크기 면에서 생산자물가지수 기반 인플레이션의 증가세가 상대적으로 더욱 두드러졌다. 국제유가충격이 발생한 이후 두 인플레이션율의 누적반응 격차가 충격 당월 0.0012%p에서 향후 12개월까지 0.0060%p로 빠르게 커졌다. 이후 이 격차는 완화 안정세를 보이지만 생산자물가지수 기반 인플레이션율의 누적반응은 소비자물가지수 기반 인플레이션율의 누적 반응에

비해 약 2.5배 정도의 반응 크기를 유지하였다.¹⁴⁾

이상에 주목할 때, 소비자물가지수에 비해 생산자물가지수는 보다 국제유가에 더욱 민감한 반응을 보인다. 왜냐하면 생산자물가지수는 생산과정에서 사용되는 품목들(원자재, 중간재, 자본재 등)의 가격과 더욱 밀접하므로 유가 변동에 따른 가격 변화를 소비자물가지수보다 더욱 직접적으로 반영한다. 반면에 소비자물가지수는 생산과정의 가격들보다는 최종 소비재 가격을 중심으로 살피고 있기 때문에 생산자물가지수보다는 국제유가 변동에 직접적인 영향이 제한되는 구조이다. 달리 표현하면, 생산자물가지수에서의 석유류 제품은 생산자에 더욱 직접적인 정유사 공급 세전가격이 기준이 되지만, 소비자물가에서 고려하는 석유 관련 제품은 유통단계의 여러 다른 요인(세금 및 이윤 등)이 포함된 주유소 가격이다. 특히 생산자물가지수는 생산 단계에서의 물가 변동을 반영하는 데에 반하여 소비자물가지수는 일정 시차를 두고 후행하면서 생산 뿐 아니라 유통 등 종합적인 물가 변동을 반영되는 구조이므로, 생산자물가지수가 소비자물가지수보다 더 민감하고 빠르게 반응하는 성격을 보인다. 또한 유가충격의 효과는 수요과정의 대체효과, 정부의 세금/보조금정책, 유통합리화 등으로 인하여 소비자물가지수에서 상대적으로 더욱 낮아지게 된다.

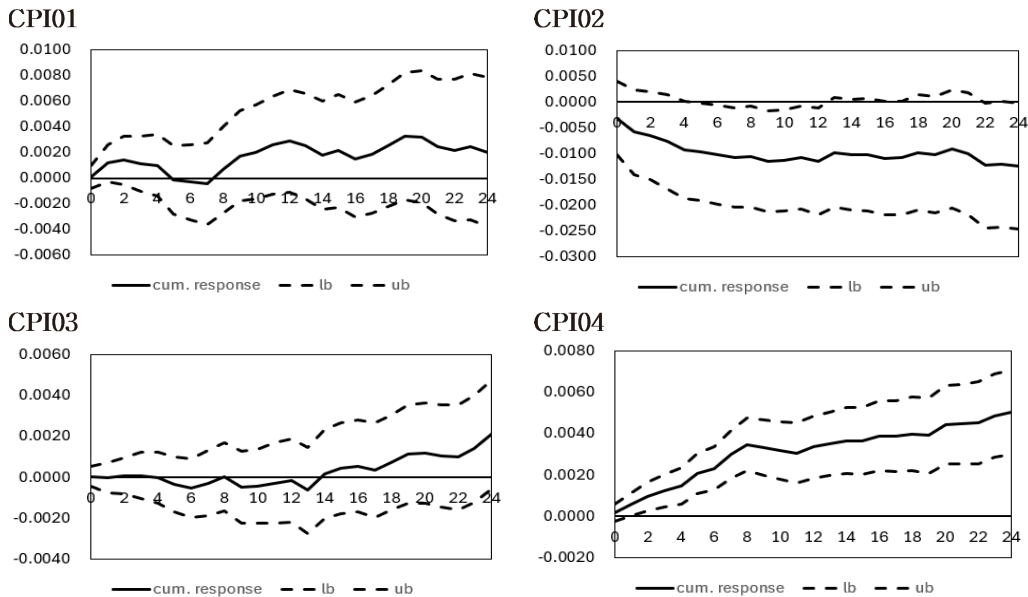
4.2.2 세부 품목별 CPI와 PPI기반 인플레이션의 반응

이상에서 살펴본 소비자물가 총지수는 총 12개 세부품목(CPI_i , $i = 1 \sim 12$)으로 나눌 수 있다. - $i=1$ (식료품 및 비주류음료), 2(주류 및 담배), 3(의류 및 신발), 4(주택, 수도, 전기 및 연료), 5(가정용품 및 가사 서비스), 6(보건), 7(교통), 8(통신), 9(오락 및 문화), 10(교육), 11(음식 및 숙박), 12(기타 상품 및 서비스). 국제유가충격에 따른 세부적 소비자물가지수 기반 인플레이션의 반응을 측정하여 다음 <그림 4.6>에 제시하였다. 누적반응의 유의성에 주목할 때, 국제유가에 1%p의 상승충격이 발생하면 「4(주택, 수도, 전기 및 연료)」, 「7(교통)」, 「11(음식 및 숙박)」 기반의 인플레이션율을 중심으로 유의적인 상승 반응이 뚜렷했다. 이들 각각을 설명하면 다음과 같다. 「4(주택, 수도, 전기 및 연료)」 기반 인플레이션율은 초기 국제유가충격 당월 비유의적인 반응을 보였지만 다음 1개월 후에 0.0006%p의 유의적인 누적반응을 보이기 시작하여 24개월까지 꾸준히 상승한 0.0050%p까지 이르고 이후에 비슷한 수준을 유지한다. 「7(교통)」 기반 인플레이션율은 초기 국제유가충격 당월부터 유의적인 0.0031%p반응을 보이고 3개월까지 0.0148%p까지 빠르게 상승한 후, 나머지 기간 동안 비슷한 정도의 누적 반응을 유지하였다. 「11(음식 및 숙박)」 기반의 인플레이션율은 국제유가가 발생한 이후 3개월까지 비유의적인 누적반응을 보인 후 비로소 충격후 4개월이 되어서야 유의적인

14) 국제유가충격이 소비자물가지수 보다 생산자물가지수에 상대적으로 더 큰 영향을 준다는 결과는 앞서 설명한 이달식·최성희·오세신(2007), 강상훈(2014), 강상훈·윤성민(2014), 차경수·오세신(2014), Gago·Vale(2025), Zhao et al.(2025)과도 일관적이다. 유사하게, Wei·Xie(2018)에서도 공급망 관련 공급충격의 효과를 다루고 있는데 유가충격과 같은 비용상승 공급충격이 발생하면 생산자물가지수의 반응이 상대적으로 더 강하게 나타나며 소비자물가지수의 반응이 덜 민감하고 늦게 반응한다고 분석하였다.

0.0005%p 반응을 시작으로 지속적으로 커져서 24개월 후에는 0.0020%p의 누적반응에 이르렀다. 이들 12개의 세부 소비자물가지수 중에서 가중치¹⁵⁾가 가장 높은 4개 품목 중 이상의 세 품목에서 유의적인 누적반응이 발생하고 있다는 점에서 이들이 국제유가충격발 소비자물가 상승을 주도한다는 것을 확인할 수 있었다.¹⁶⁾ 특히 누적반응의 유의성과 크기를 모두 종합적으로 고려하면, 국제유가충격에 따른 소비자물가지수 기반 인플레이션 상승을 충격 초반부터 빠르고 강하게 견인하는 세부품목은 「7(교통)」 품목으로 보이며 이는 제1차 효과에 해당한다고 볼 수 있었다. 또한 지연된 반응과 지속성을 볼 때 「11(음식 및 숙박)」은 제2차 효과로 분류할 수 있었다.¹⁷⁾ 또한 비록 초기 국제유가충격이후 14~15개월과 19개월에서만 유의적 정(+)의 누적반응을 나타낸 「5(가정용품 및 가사 서비스)」에서도 역시 제2차 효과의 특징과 유사하게 지연된 누적반응 형태를 보인 바 있다.

<그림 4.6> 국제유가 상승충격에 따른 세부 CPI품목별 인플레이션을 누적반응(계속)

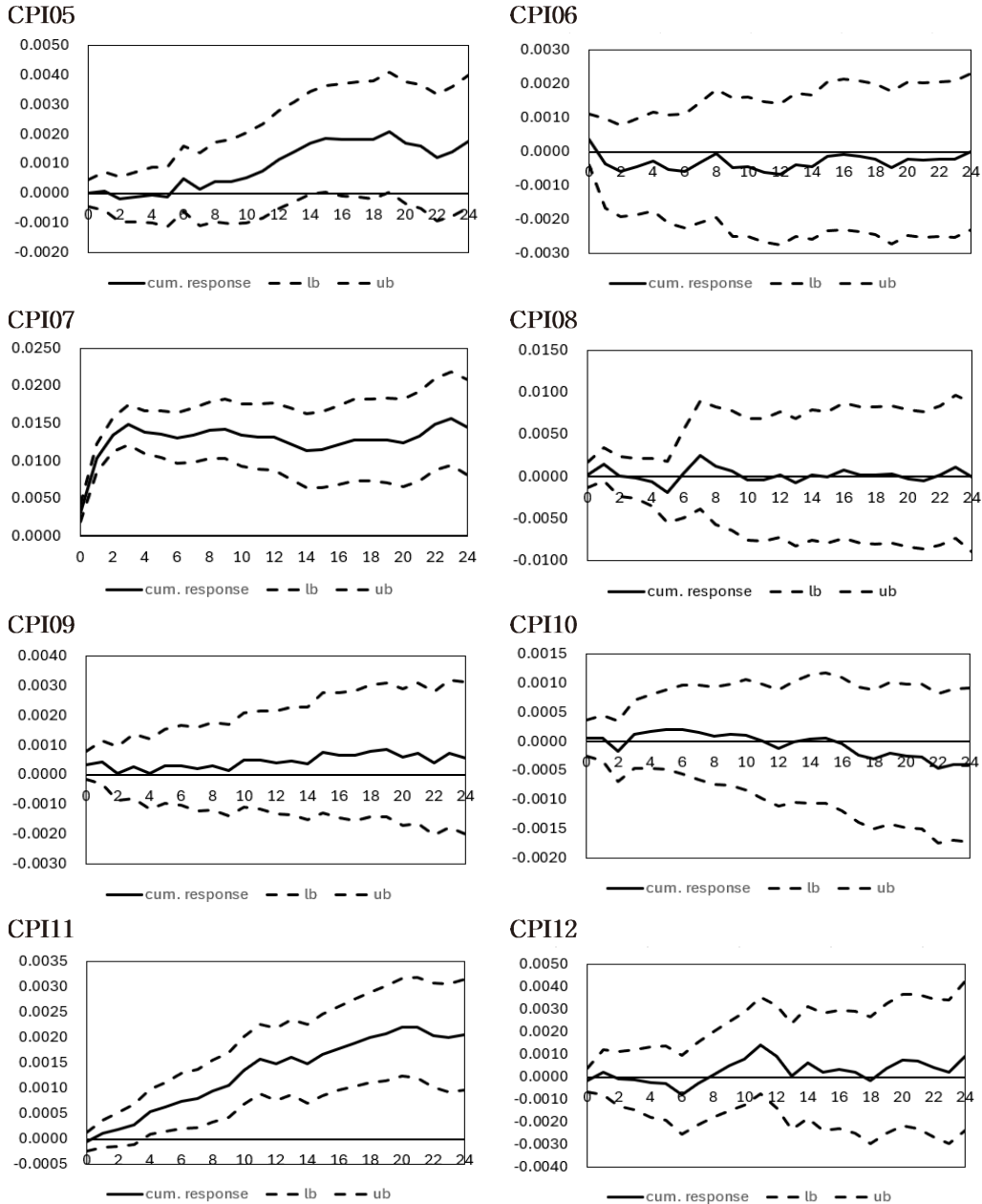


15) 소비자물가 세부 가중치는 한국은행 경제통계 시스템 및 통계청(2024, p.56)을 참고하라.

16) 소비자물가지수에서 가중치가 높은 4개 품목 소비자물가지수들 중에서 국제유가의 충격에 대해 유의적이지 않은 품목은 「1(식료품 및 비주류음료)」였다.

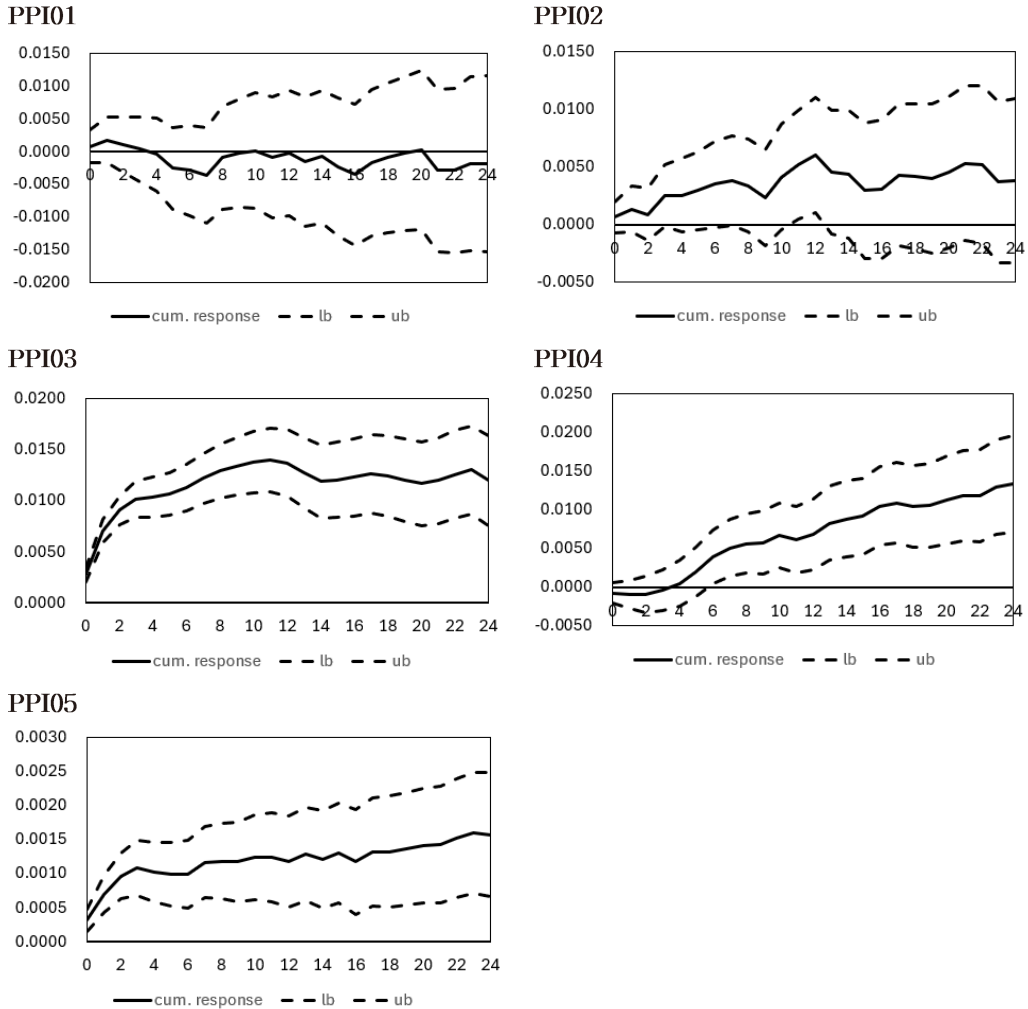
17) 다만 「4(주택, 수도, 전기 및 연료)」에 대해서 효과를 구분하지 않은 이유는 다음 두 가지 이유 때문이다. 첫째, 해당 품목의 구성과 둘째는 정부의 개입 특성이 포함되어 있다는 것이다. 첫째 이유에 대해서는 해당 품목에 국제유가의 변동에 직접적인 품목 - ①전기 및 ②연료 - 와 그렇지 않은 품목인 ③주택, ④수도가 혼재하고 있다. 둘째 이유에 대해서는 이들 물가는 대부분 정부의 규제를 받고 있고 국제유가상승이 발생할 때 정부가 가계에 급격한 부담을 완화하기 위해 요금인상을 한 번에 크게 단행하기보다는 시간을 두고 점진적으로 분할 인상하는 경우가 많기 때문이다.

<그림 4.6> 국제유가 상승충격에 따른 세부 CPI품목별 인플레이션율 누적반응



- 주: 1) x축은 충격시점(0)부터 향후 24개월까지의 기간을 표시하며 y축은 인플레이션율의 누적 반응 정도를 나타낸다.
 2) 실선(cum. response)은 충격에 대한 누적 반응이며 점선(lb, ub)은 95%신뢰구간이다.
 3) CPI세부 품목번호는 1(식료품 및 비주류음료), 2(주류 및 담배), 3(의류 및 신발), 4(주택, 수도, 전기 및 연료), 5(가정용품 및 가사 서비스), 6(보건), 7(교통), 8(통신), 9(오락 및 문화), 10(교육), 11(음식 및 숙박), 12(기타 상품 및 서비스)이다.

<그림 4.7> 국제유가 상승 충격에 따른 세부 PPI품목별 인플레이션을 누적반응



- 주: 1) x축은 충격시점(0)부터 향후 24개월까지의 기간을 표시하며 y축은 인플레이션율의 누적 반응 정도를 나타낸다.
 2) 실선(cum. response)은 충격에 대한 누적 반응이며 점선(lb, ub)은 95%신뢰구간이다.
 3) PPI세부 품목번호는 1(농림수산물), 2(광산물), 3(공산물), 4(전력, 가스, 수도 및 폐기물), 5(서비스)이다.

다음으로 생산자물가지수는 통계청의 기본분류에 따라서 5개 세부 생산자물가지수 (PPI_j , $j=1 \sim 5$)로 나누어 볼 수 있다 - $j=1$ (농림수산물), 2(광산물), 3(공산물), 4(전력, 가스, 수도 및 폐기물), 5(서비스). 국제유가충격에 따른 세부 생산자물가지수 기반 인플레이션의 반응을 측정하여 다음 <그림 4.7>에 제시하였다. 우선 누적반응의 유의성에 주목할 때, 국제유가에 1%p의 상승충격이 발생할때 세부 품목들 중 「3(공산물)」, 「4(전력, 가스, 수도 및 폐기물)」, 「5(서비스)」 기반의 인플레이션을 누적반응의 증가가 뚜렷하였다. 각 품목의 반응을 세부적으로 살펴보면 다음과 같다. 국제유가충격

이후 품목 「3(공산품)」의 인플레이션을 누적반응은 전 기간 유의적이었으며, 충격 당 월 0.0028%p 반응을 시작으로 12개월 후 약 0.0140%p까지 빠르게 상승한 이후 비슷한 수준을 유지하였다. 국제유가충격 이후 세부품목 「4(전력, 가스, 수도 및 폐기물)」 기반 인플레이션율은 초반보다는 충격 후 4개월부터 본격적으로 유의적인 상승반응을 보이기 시작한다. 국제유가 상승 충격 이후 3개월까지 해당 품목은 비유의적인 마이너스 반응을 보이다가 충격 후 4개월 차에 들어서 유의적인 0.0005%p 누적 상승반응을 보이기 시작 하더니 24개월 차의 0.0134%p 누적 상승반응까지 꾸준히 상향추세를 보였다. 「5(서비스)」 기반 인플레이션율의 누적반응은 비록 상대적으로 크지 않지만 처음부터 유의적인 반응으로 시작하여 단기간 빠른 상승 이후 느리지만 꾸준한 상승세를 유지하였다. 누적 반응의 크기는 충격 당월 0.0003%p에서 충격 2개월 차에 0.0010%p로 빠르게 상승 후 24개월까지 0.0016%p까지 느린 상승세를 보였다.

이 생산자물가지수의 세부 품목별 가중치¹⁸⁾는 산업연관표를 기반으로 조정하고 있는데 가장 가중치가 큰 품목순으로 「3(공산품)」과 「5(서비스)」 그리고 「4(전력, 가스, 수도 및 폐기물)」에서 모두 유의적인 누적 반응이 나타난다는 점에서 국제유가 충격발 생산자물가의 상승이 큰 폭으로 나타난다는 것을 확인할 수 있었다. 또한 누적 반응의 유의성 뿐 아니라 크기까지 고려하면, 국제유가 상승충격에 따른 생산자물가지수 기반 인플레이션의 누적반응을 주도하는 세부 품목은 「3(공산품)」이 가장 유력하였다고 볼 수 있었고 이를 국제유가충격의 뚜렷한 제1차 효과로 볼 수 있었다.¹⁹⁾

4.2.3 근원소비자물가지수 기반 인플레이션의 반응

Baba·Lee(2022)에 따라서 국제유가 상승은 직접적으로 석유류 및 에너지 관련 물가에 직접적으로 영향을 미치는 제1차 효과가 빠르고 강하게 나타난 후 이어서 서비스 및 임금 등 비석유류 부문의 물가상승으로 전이되어 나타나는 제2차 효과로 분류할 수 있다. 즉 국제유가 상승으로 석유류 및 에너지 관련 물가의 상승에 따른 제1차 효과가 나타나며, 뒤이어 기업들이 에너지 비용 뿐 아니라 인건비 등의 상승요인을 제품가격에 전가하게 되면서 서비스 및 비석유류 가격이 상승하는 2차 효과가 나타날 수 있다는

18) 세부 품목별 가중치는 산업연관표를 기반으로 조정하며 해당 설명은 한국은행(2025)을 참고하라. 또한 품목별 가중치는 한국은행 경제통계 시스템(ecos.bok.or.kr)을 참고하라.

19) 「4(전력, 가스, 수도 및 폐기물)」에서의 반응형태를 분류하지 않은 이유는 다음 두 가지 때문이었다. 첫째, 이 분류 품목에서의 구성과 둘째 정부정책 절차로 인한 효과로 보인다. 즉 첫째 이유에 대해서는 해당 품목에 유가와 큰 상관이 없는 ①수도와 ②폐기물이 포함되어 있어 유가충격의 효과에 지연된 반응을 유발할 수 있다. 둘째 이유에 대해서 생산자물가지수에 포함되는 산업용 전력이나 가스요금은 생산자 단계에서 기업이 생산활동을 위해 구매하는 전력과 가스의 가격에 해당한다. 이때 산업용 에너지 요금의 인가 절차 같은 요인이 작용하여 지연되지만, 지속적인 반응 증가가 나타나는 것으로 보인다. 또한 「5(서비스)」의 누적반응은 제1차 효과와 제2차 효과가 혼재하는 것으로 보인다. 생산자물가지수 내의 서비스업은 매우 광범위하며, 상대적으로 유가에 민감한 운송서비스나 일부 사업지원서비스의 영향으로 초반의 빠른 반응을 보이지만, 이후에는 유가상승이후 시차를 두고 발생하는 물류 및 운송비용의 간접 전이효과나 임금상승압력으로 인하여 꾸준히 영향력이 증가하는 현상도 공존한다.

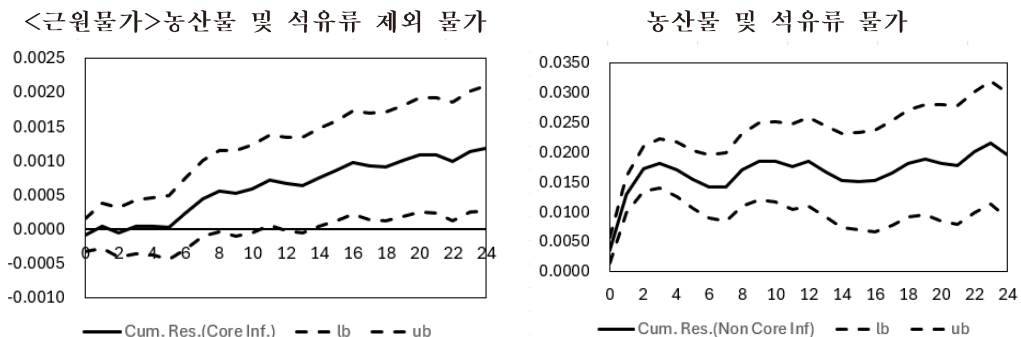
것이다.

앞선 세부 품목별 인플레이션을 반응을 확인하는 것에 이어서 보다 직접적으로 근원(소비자)물가지수에 주목해서 실증분석을 실시하여 국제유가충격의 두 효과들의 존재를 확인한다. 즉 소비자물가지수를 크게 둘로 나누어 첫째 근원물가지수인 「농산물 및 석유류 제외(소비자물가)지수」(Core)와 그 외 물가지수인 「농산물 및 석유류(소비자물가)지수」(Non-Core)로 나누어 각각의 인플레이션율이 국제유가충격에 따라 어떤 효과를 나타내는지 <그림 4.8>에 나타내었다.

우선 유가충격에 따른 「농산물 및 석유류(소비자물가)지수」(Non Core)기반 인플레이션의 누적반응을 볼 때, 유가충격 당월부터 유의적인 인플레이션율의 상승반응을 보이면서 3개월에 0.0181%p까지 빠르고 큰 폭으로 상승한 후 비슷한 수준을 유지하였다. 반면 근원물가인 「농산물 및 석유류 제외(소비자물가)지수」(Core)기반 인플레이션의 누적반응은 상대적으로 반응도 미미하지만, 그 유의적인 반응도 충격 후 8개월이 되어서야 소폭 증가하여 0.0006%p 유의적인 반응이 나타났고 1년이 지나서야 안정적으로 유의적인 정(+)의 반응을 유지하여 최대 0.0012%p 누적 상승반응을 나타내었다.

따라서 국제유가 상승충격 이후 석유류를 중심으로 인플레이션을 단기간에 빠르게 자극하는 제1차 효과가 유의적이었고, 시차를 두고 근원물가가 느리고 지속적으로 상승하는 제2차 효과가 유의적으로 나타난다고 확인할 수 있었다.

<그림 4.8> 국제유가 상승 충격에 따른 근원 물가지수기반 인플레이션을 누적 반응



주: 1) x축은 충격시점(0)부터 향후 24개월까지의 기간을 표시하며 y축은 인플레이션율의 누적 반응 정도를 나타낸다.

2) 실선(cum. response)은 충격에 대한 누적 반응이며 점선(lb, ub)은 95%신뢰구간이다.

5. 결론

이상의 연구를 통하여 국제유가충격에 따른 품목별 인플레이션율의 (누적) 반응을 살펴보았다. 먼저 생산과 보다 직접 관련이 있는 생산자물가 총지수 기반 인플레이션율이 상대적으로 소비자물가 총지수 기반 인플레이션율 보다 국제유가충격에 대해 더

즉각적이고 큰 반응을 보였다. 소비자물가 총지수 기반 인플레이션율은 국제유가 상승률의 1%p 상승충격 이후 23개월 차에 0.0034%p까지 상대적으로 크지는 않지만 꾸준히 상승한 반면 생산자물가 총지수 기반 인플레이션율은 보다 즉각적이고 큰 폭의 반응을 보여 국제유가 상승률의 1%p 상승충격 이후 3개월간 0.0061%p를 그리고 10개월간 최대 0.0086%p까지 빠르고 큰 폭의 누적상승반응을 보였다.

국제유가충격이후 세부 품목별 인플레이션율의 누적반응을 추정한 경우, 생산이나 석유류 제품에 연관된 품목의 인플레이션율은 상대적으로 단기간에 신속하고 더 큰 반응을 보였다. 예컨대 직접적으로 생산자가 상품 및 서비스를 생산하는 데 드는 비용변동을 측정하는 지표인 생산자물가지수 중 「3(공산품)」과 소비자물가지수 중에서는 「7(교통)」 품목이 대표적으로 유가충격에 대해 단기간에 신속하고 비교적 큰 반응을 보였다. 이러한 측면이 국제유가충격의 인플레이션에 대한 제1차 효과에 해당한다고 분류할 수 있다. 반면에 충격의 유의적 반응이 상대적으로 지연되어 나타나고 장기간 꾸준히 상승하는 효과를 일컬어 국제유가충격의 인플레이션에 대한 제2차 효과라 할 수 있는데 대표적으로 소비자물가지수 품목 중 「11(음식 및 숙박)」 품목에서 두드러졌다.

이 두 효과를 또 다른 분류로 확인하기 위해 근원물가지수(농산물 및 석유류 제외)와 이외 물가지수(농산물 및 석유류)로 나누어서 살펴본 결과, 근원물가 이외의 인플레이션율은 국제유가충격에 뚜렷이 즉각적이고 큰 폭의 누적 반응을 보였고(제1차 효과), 근원물가 기반 인플레이션율은 국제유가충격에 느리게 반응하기 시작하지만 2년간 꾸준히 증가하는 반응을 보였다(제2차 효과).

이 중에서 유가충격의 제2차 효과에 대해서는 중앙은행의 적극적인 통화정책 대응이 더욱 요구된다. 유가 상승이 임금인상이나 서비스부문으로의 물가상승으로 이어지는 경우 인플레이션이 고착화될 위험이 있다. 이러한 국제유가 상승 충격의 제2차 효과가 나타나기 시작하면, 기준금리의 인상과 같은 긴축적인 통화정책의 시행이 정당화될 수 있다. 따라서 중앙은행은 근원물가 이외의 석유류 제품 가격뿐만 아니라 서비스·비석유류 제품의 물가상승과 임금에서의 반응을 주의깊게 관찰할 필요가 있다. 즉 제1차 효과에서는 유가상승으로 석유류 제품 가격이 먼저 반응하는데 이 효과는 일시적일 가능성이 높고 사실 중앙은행의 통제 밖에 있다. 따라서 이에 적극적으로 대응하여 성급히 금리를 인상하면 실물경제에 부담을 주어 경기 위축으로 이어질 수 있으므로 국제유가 상승충격에 통화정책의 즉각반응은 사실 위험할 수도 있다. 그러나 제2차 효과가 나타나면 이 자체로 자체 강화적인 인플레이션 경로를 만들 수 있다. 즉 유가상승으로 인한 직접적인 물가상승이 임금이나 서비스요금 상승으로 이어지는 고리를 만들게 되어 장기적인 기대에 반영되므로 통제하기가 더욱 어려워질 수 있다. 따라서 제2차 효과가 감지되면, 중앙은행이 선제적으로 기준금리를 인상하거나, 긴축적인 신호를 강하게 주어 기대인플레이션을 조기에 억제할 필요가 있다. 만약 미온적으로 대응할 경우 인플레이션 자기순환고리를 고착화할 수 있으므로 선제적으로 대응할 필요가 있다는 것이다. 이때 인플레이션의 구성요소를 분해해서 진단할 필요가 있다. 물가상승이 단순히 에너지 가격 때문인지 광범위한 물가 전이 때문인지 구분해야 한다는 것이다. 따라서 품목별 물가들을 면밀히 모니터링할 필요가 있다.

국제유가 상승충격이 거시경제적으로 미치는 두 영향(dual effects)은 첫째 생산비용

상승을 통해 경제에 물가상승을 유발하면서 둘째로 동시에 실질 소득을 감소시켜 소비와 투자같은 수요위축을 통해 경기둔화를 유발한다. 이 두 가지 영향은 정책적으로 상반된 대응을 필요로 한다. 즉 첫째 영향에서는 물가 안정을 위해 긴축적인 정책 압력이 발생하는 한편 둘째 작용에 따라서는 실물경기 활성화를 위해 확장적인 정책 압력이 공존한다는 것이다. 따라서 정책적으로 상쇄(trade-off)효과가 발생한다.

따라서 국제유가충격이 제1차 효과에만 그치는 경우 금리인상을 자제할 필요가 있지만, 제2차 효과가 나타난다면 인플레이션 고착화가 우려되므로 적극적인 긴축적 통화정책이 필요하다. 이같은 조치는 2021년 이후 유가 상승으로 인한 물가상승시 ECB가 일시적이라고 판단하여 금리를 동결했다가 2022년 중반이후 서비스 물가와 임금이 상승반응하면서 긴축적인 통화정책으로 전환한 것과 연관된다(Baba·Lee, 2022).

(2025년 12월 10일 접수, 2026년 1월 8일 수정, 2026년, 1월 21일 채택)

참고문헌

- 강상훈(2014), 원유가격 충격이 한국 거시경제지표에 미치는 영향 분석, <Journal of The Korean Data Analysis Society>, 16(1), 267-277.
- 강상훈, 윤성민(2014), 원유가격 충격이 미국과 BRICS 국가의 생산자물가지수에 미치는 영향 분석, <Journal of The Korean Data Analysis Society>, 16(3), 1353-1362.
- 김권식(2005), 국제 유가충격이 경제성장과 인플레이션에 미치는 영향, <대외경제연구>, 9(2), 175-212.
- 김민수, 강규호(2005), 생산자물가와 소비자물가의 장기관계 분석, <금융연구>, 19(2), 165-199.
- 김상훈, 박광용, 박나영, 강지현(2022), 국제유가 상승이 주요국 기대인플레이션에 미치는 영향, <국제경제리뷰>, 2022-5호, 한국은행.
- 김영덕(2002), <유가변동 충격의 파급경로에 관한 연구>, 기본연구보고서, 에너지경제연구원.
- 이달석, 최성희, 오세신 (2007), <신고유가 대응전략 연구: 유가 상승의 원인과 파급효과 분석>, 기본연구보고서, 07-12, 에너지경제연구원.
- 차경수, 오세신(2014), 거시계량모형을 이용한 유가변동 및 유류세 변화의 파급효과 분석, <에너지경제연구>, 13(1), 83-119.
- 통계청(2024), <『소비자물가조사 통계정보보고서 2023.12.』, 2024.3.22., 통계청.
- 통계청(2025), <2025년 6월 소비자물가동향>, 통계청 보도자료, 2025.7.2., 통계청.
- 한국은행(2025), <『생산자물가조사』 통계정보보고서>, 2025.2.3., 한국은행.
- 황인욱(2022), 고유가에 따른 물가 대응 정책 동향 및 향후 과제, <NARS 현안분석>, 280호, 국회입법조사처.
- Baba, C. and J. Lee(2022), "Second-Round Effects of Oil Price Shocks - Implications for Europe's Inflation Outlook," *IMF Working Paper*, WP/22/193.
- Blanchard, O. and J. Gali(2007), "The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why Are The 2000s So Different From the 1970s?," *NBER Working Paper*, 13368.
- Choi, S., D. Furceri, P. Loungani, S. Mishra, M. Poplawski-Ribeiro(2017), "Oil Prices and Inflation Dynamics: Evidence from Advanced and Developing Economies," *IMF Working Paper*, WP/17/196.
- Conflitti, C. and M. Luciani(2017), "Oil Price Pass-through into Core Inflation," *Finance and Economics Discussion Series*, 2017-085. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Gago, J. and S. Vale(2025), "Oil Price Swings and Inflationary Echoes: The impact of oil market shocks on consumer and producer prices in Europe and the U.S.," *Resources Policy*, 107, 1-37.
- Gelos, G., and Y. Ustyugova(2017), "Inflation Responses to Commodity Price Shock

- How and why do countries differ?," *Journal of International Money and Finance*, 72, 28-47.
- Jorda, O.(2005), "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections," *American Economic Review*, 95(1), 161-182.
- Kilian, L.(2009), "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market." *American Economic Review*, 99(3), 1053-1069.
- Ramey, V. A., and S. Zubairy(2018), "Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data," *Journal of Political Economy*, 126(2), 850-901.
- Wei, S. and Y. Xie(2018) ,"On the Divergence between CPI and PPI as Inflation Gauges: The Role of Supply Chains," *NBER Working Paper*, 24319.
- Zeev, N. B., V. A. Ramey, and S. Zubairy(2023). "Do Government Spending Multipliers Depend on the Sign of the Shock?," *NBER Working Papers*, 31015.
- Zhao, Y., X. Gao, H. Zheng, Y. Zhang, Q. Sun, A. Wang, and H. An(2025), "Identifying Influence Pathways of Oil Price Shocks on Inflation based on Impulse Response Networks," *Energy*, 314(1), Article 134107.

A Study on the Response of Domestic Inflation to International Oil Price Shocks

Jin Woong Kim²⁰⁾

Abstract

This study focuses on supply shocks, particularly international oil price shocks, with the main objective of examining the characteristics of inflation rate responses to international oil price shocks since 2000. In this context, it identifies the existence of two distinct effects: the first-round effect, where inflation responds rapidly and significantly in the short term to international oil price shocks, and the second-round effect, where inflation is stimulated steadily over the long term with a time lag. The empirical results can be summarized as follows. First, following an international oil price shock, the inflation rate based on PPI responds more rapidly and significantly in the short term compared to the inflation rate based on CPI. Second, when considering detailed item-specific price indices, the first-round effect is prominent in the “manufactured goods” category in PPI and the ‘transportation’ category in CPI, while the second-round effect is notable in the “food and accommodation” category of CPI. Third, when the CPI is divided into core price index and other prices index to assess robustness, both show characteristics of second-round and first-round effects, respectively. In the event of an oil price shock, policymakers should focus on actively addressing the second-round effects, which can help establish a long-term inflation path, rather than overreacting to the first-round effects, which are beyond direct control.

JEL Classification: C22, E31, Q43, E64

Key words : International oil prices, inflation, pass-through, second-round effects, impulse responses

20) Professor, Department of International Trade, Dong-A University, E-mail: jwkim01@dau.ac.kr