

Sectoral Connectedness in Korean Consumer Price Inflation*

Jaeho Kim[†] Taeyun Jang[‡] Yoonsoo Lee[§]

Abstract This paper analyzes the sectoral transmission structure of inflation in Korea using monthly data from January 2001 to September 2025. We estimate a Bayesian VAR model with 14 variables, including crude oil prices, CPI components, the exchange rate, real activity, and the call rate, and apply the Diebold–Yilmaz connectedness framework to assess how price shocks originating in specific sectors are transmitted to others. The empirical results show that crude oil shocks exert strong spillover effects on domestic prices, with larger effects at medium- and long-term horizons. Among domestic sectors, eating-out prices display relatively persistent outgoing connectedness, while personal services, agricultural/livestock/fisheries products, and other manufactured goods tend to receive sizable spillovers from other sectors. Sub-sample comparisons show that crude oil and exchange-rate spillovers were more pronounced in the early 2000s, whereas eating-out prices and rent have become more important transmission channels in the recent period. These findings suggest that Korean inflation dynamics are shaped not only by aggregate price pressures but also by the origins and propagation paths of sector-specific shocks, highlighting the need for micro-level inflation monitoring based on sectoral price networks.

Keywords Inflation connectedness, spillovers, Bayesian VAR, Diebold–Yilmaz, energy prices, administered prices, Korea.

JEL Classification C11, C32, E31, E52.

*This research was supported by the Bank of Korea and New Faculty Startup Fund from Seoul National University. The views expressed herein are those of the authors and do not necessarily reflect the official views of the Bank of Korea.

[†]First author, Department of Economics, Sogang University, 35 Baekbeom-ro, Mapo-gu, Seoul, Republic of Korea 04107. E-mail: jaehoecon@sogang.ac.kr.

[‡]Formerly, Inflation Forecasting & Analysis Team, Research Department; currently, Social Contribution Team, Office of Compliance & Ethics, Bank of Korea, 39 Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul, Republic of Korea 04531. E-mail: taeyunjang@bok.or.kr.

[§]Corresponding author, Graduate School of International Studies, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul, Republic of Korea 08826. E-mail: yoonsool@snu.ac.kr.

Received February 19, 2026, Revised June 13, 2026, Accepted June 15, 2026

한국 소비자물가의 부문별 연계성*

김재호[†] 장태운[‡] 이윤수[§]

Abstract 본 연구는 2001년 1월부터 2025년 9월까지의 월별 자료를 이용하여 한국 인플레이션의 부문별 충격 전이 구조를 분석한다. 이를 위해 원유 가격, 소비자물가지수의 주요 구성 항목, 환율, 실물경제활동 및 콜금리 등 14개 변수로 구성된 베이지안 벡터자기회귀(BVAR) 모형을 추정하고, Diebold–Yilmaz 연계성 분석 방법을 적용하여 특정 부문에서 발생한 가격 충격이 다른 부문으로 전이되는 양상을 살펴보았다. 분석 결과, 원유가격 충격은 국내 물가에 강한 파급효과를 미치며, 이러한 효과는 중·장기 예측 시계에서 더욱 크게 나타났다. 국내 부문 가운데 외식 가격은 다른 부문으로 충격을 전달하는 방향성 연계성이 상대적으로 크고 지속적인 반면, 개인서비스, 농축수산물 및 기타 공업제품 가격은 다른 부문에서 발생한 충격을 비교적 크게 수용하는 것으로 나타났다. 하위 표본 분석 결과, 2000년대 초반에는 원유가격과 환율의 파급효과가 더욱 두드러졌으나, 최근에는 외식 가격과 집세가 물가 충격의 주요 전이 경로로서 중요성이 커진 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 한국의 인플레이션 동학이 총량적 물가압력뿐만 아니라 부문별 충격의 발생 원천과 전파 경로에 의해서도 결정됨을 보여준다. 따라서 부문별 가격 네트워크에 기반한 미시적 물가 모니터링이 필요함을 시사한다.

Keywords 인플레이션 연계성, 파급효과, 베이지안 벡터자기회귀, Diebold–Yilmaz 방법론, 에너지 가격, 관리가격.

JEL Classification C11, C32, E31, E52.

*본 연구는 한국은행과 서울대학교 신임교수 연구정착금의 지원을 받아 수행되었다. 본 논문에 제시된 견해는 저자들의 개인적인 견해이며 한국은행의 공식 견해와 반드시 일치하는 것은 아니다.

[†]제1저자, 서강대학교 경제학부, 서울특별시 마포구 백범로 35 04107. E-mail: jaehoecon@sogang.ac.kr.

[‡]前 한국은행 조사국 물가동향팀(現 윤리경영실 사회공헌팀 소속), 서울특별시 중구 남대문로 39 04531. E-mail: taeyunjang@bok.or.kr.

[§]교신저자, 서울대학교 국제대학원, 서울특별시 관악구 관악로 1 08826. E-mail: yoonsool@snu.ac.kr.

1. 서론

팬데믹 이후 전 세계적인 급격한 인플레이션은 물가 역학에 대한 학계의 지대한 관심을 다시 불러일으켰다. 지난 수십 년간 주류 거시경제학은 인플레이션을 주로 총수요 압력과 기대 인플레이션에 의해 결정되는 집계적(aggregate) 현상 (Galí and Gertler (1999))으로 간주해 왔으나, 이러한 접근 방식은 최근의 물가 변동을 온전히 설명하는 데 한계가 있음이 드러났다. 2020년 이후 전개된 인플레이션은 특히 공급망 병목 현상으로 인한 특정 상품 및 산업의 가격 급등이 주도하였으며, 이러한 부문별 충격이 시차를 두고 서비스 물가로 전이(spillover)되는 양상을 보였다. 이와 같은 물가의 미시적 확산 과정은 단순한 집계 변수 중심의 거시 지표만으로는 포착하기 어렵다. 이는 Blanchard and Bernanke (2023)의 연구에서도 명확히 지적된 바 있다. 그들은 팬데믹 이후 미국의 고인플레이션이 모든 물가 부문의 일률적인 가격 상승이 아니라, 특정 부문의 가격 충격이 산업 간 연관관계를 통해 파급되는 확산 과정임을 입증하였다.

본 연구는 최근 거시경제학에서 강조되고 있는 부문별 물가 전이(sectoral spillover) 현상에 주목하여, 한국 소비자물가(CPI)의 부문별 네트워크 구조를 실증적으로 규명하고자 한다. 소비자물가의 변동은 팬데믹, 총수요 압력, 글로벌 에너지 가격 등 거시경제적 공통 충격(aggregate shocks)에 의해서도 발생하지만, 특정 부문의 고유 충격(idiosyncratic shocks)이 네트워크를 통해 타 부문으로 전파되는 시스템 내적 기제(endogenous propagation)에 의해서도 결정된다. 따라서 개별 품목 간 가격 변동이 독립적이지 않고 상호 밀접하게 연계되어 있다는 관점하에, 이들 간의 연결 구조를 파악하는 것은 학술적 기여뿐만 아니라 다음과 같은 중요한 정책적 함의를 지닌다.

첫째, 기존 집계 지표의 후행성을 보완하여 선제적인 물가 대응을 가능하게 한다. 단순한 집계 물가 지표는 물가 상승이 이미 경제 전반으로 확산된 후의 결과만을 보여준다. 반면, 네트워크 분석은 물가 충격의 발원지(source)와 이를 증폭시키는 허브(hub) 부문을 식별할 수 있게 해 준다. 어떤 품목이 선행적으로 가격을 변동시키고, 어떤 경로를 통해 다른 부문으로 전이되는지를 파악함으로써 정책 당국은 인플레이션 확산 초기에 보다 정밀한 대응 전략을 수립할 수 있다. 예를 들어, 공급망 충격이나 특정 부문의 병목 현상으로 일부 품목의 물가만 상승했을 때, 이를 총수요 억제 정책으로만 대응한다면 불필요한 경기 위축으로 이어질 수 있다. 이러한 후생 손실을 최소화하기 위해서는 물가 상승 압력이 어디서 기인했는지, 향후 어떤 경로로 파급될 것인지를 파악하는 것이 필수적이다.

둘째, 현행 물가 지표의 한계를 보완하고 새로운 지표 개발의 근거를 제시할 수 있다. 전통적으로 널리 쓰이는 근원 인플레이션(Core Inflation) 지표 중 식료품·에너지 제외 지수는 해당 품목의 직접 영향을 제외함으로써 기초적인 물가 흐름을 파악하는 데 도움을 준다. 이들 품목의 비용 상승이 여타 상품

과 서비스 가격에 전가된 간접 영향은 근원물가에도 반영된다. 다만 집계지수 만으로는 충격의 원천과 부문별 전파경로를 구분하기 어렵다는 한계가 있다. 설령 가격 경직성이 낮아 변동성이 큰 부문이라 할지라도, 네트워크 내에서 중심성이 높아 타 부문에 미치는 영향력이 크다면 정책 당국은 이를 집중적으로 모니터링해야 한다. 본 연구의 네트워크 분석을 통해 이러한 중심 부문들을 식별함으로써, 보다 현실적인 물가 관리 체계를 구축하는 데 기여할 수 있을 것이다.

한국 물가의 네트워크 구조를 파악하기 위해 과적합(over-fitting) 문제를 완화할 수 있는 Giannone, Lenza and Primiceri (2015)의 베이지안 벡터자기회귀(Bayesian VAR) 모형을 연구에 활용하였다. 아울러 이를 Diebold and Yilmaz (2014)의 연결성 지수(connectedness index)와 결합하여 분석을 수행하였다.

분석을 통해 도출한 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 국제 원유 가격은 모든 표본과 예측 시계에서 국내 물가에 강한 전이 효과를 발생시키는 핵심 변수로 확인되었다. 원유 가격 충격의 전이 효과는 단기보다 중장기 예측 시계에서 크게 확대되며, 이는 국제 에너지 가격이 한국 소비자물가 네트워크 전반에 누적적인 비용 압력으로 작용함을 보여준다. 반면 국내 부문 중 통계적으로 유의한 순 발신자는 제한적이었다. 국내 변수 중 외식이 다른 물가 부문에 비해 상대적으로 강한 발신자로 확인되었다. 유의한 순 수신자는 표본과 예측 시계에 따라 개인서비스, 농축수산물, 기타공산품, 콜금리 등으로 관찰되었다.

둘째, 물가 네트워크의 구조는 시간에 따라 변화하는 것으로 나타났다. 2000년대 초반에는 원유의 장기 전이 효과와 환율의 발신 연결성이 상대적으로 두드러졌고, 가공식품은 여러 예측 시계에서 충격을 많이 수신하는 부문으로 나타났다. 반면 2020년대를 포함하는 최근 하위표본에서는 외식과 집세의 발신 연결성이 강화되었으며, 특히 외식은 가공식품, 개인서비스, 전기·가스·수도, 콜금리 등 다양한 부문에 강한 전이 경로를 가지는 것으로 나타났다. 집세 역시 최근 표본에서 모든 예측 시계에 걸쳐 발신 부문 상위권에 반복적으로 포함되었다. 또한 중요한 특징 중 하나로 최근 원유의 물가 전이 효과가 2000년대에 비해 다소 약화된 것으로 추정되었다.

셋째, 실물 경기와 공공요금 관련 부문의 역할은 단순히 발신자 또는 수신자 구조로 요약되기보다, 예측 시계와 표본 기간에 따라 그 역할이 달라지는 것으로 나타났다. 특히 경기는 물가 충격을 발생시키기도 하나 물가에 비해 영향을 받기도 하여 국내 물가 네트워크에서 충격의 순 발신자인지 순 수신자인지 명확하지 않은 것으로 파악되었다. 다만 전기·가스·수도와 공공서비스 물가 부문에 대해 경기가 특정 시계에서 중요한 전이 효과를 보이고 있는 것으로 파악되었다.

넷째, 콜금리는 시기와 관계없이 장기적으로 원유 가격 충격에 큰 영향을 받는 것으로 보인다. 추가적으로 2000년대 초반에는 내구재, 환율, 경기, 외식 등의 부문에 영향을 받았으나 2010년 중반 이후로는 외식, 집세 등에 반응한

것으로 나타났다. 본 모형에서 콜금리로부터 세부 물가 품목으로의 전이 연결성은 다른 요인들에 비해 상대적으로 작게 추정되었다. 다만 이는 분석 표본과 모형 내 예측 오차 분산분해에 기초한 결과이며, 물가와 경기여건에 대한 정책 반응과 구분되는 외생적 통화정책 충격의 효과를 직접 식별한 것은 아님에 유의할 필요가 있다.

본 연구는 인플레이션과 관련된 기존 문헌들과 밀접한 관련이 있다. Fischer (1981)는 실증 연구를 통해 품목들의 상대가격 분산이 클 때 인플레이션도 증가하는 현상이, 경제가 상대가격의 충격을 흡수하는 과정임을 밝혔다. Ball and Mankiw (1995)은 이를 메뉴비용(Menu cost) 모형으로 발전시켜, 물가에 대한 부문별 충격의 분포가 정규분포가 아닌 양의 왜도(positive skewness)를 가질 때 총수요 압력 없이도 공급 충격만으로 총인플레이션이 증가할 수 있음을 이론적으로 보였다. 이러한 물가의 부문별 이질성(heterogeneity)에 대한 연구 결과는 통화정책에 대한 논의로 확장되었다. Aoki (2001)는 물가의 부문별 특성이 상이함을 강조하며, 가격의 경직성이 높은 핵심 물가 부문과 그렇지 않은 부문을 구분하여 통화정책이 경직적인 부문의 물가 안정에 집중해야 함을 시사했다. Reis and Watson (2010) 역시 인플레이션을 통화적 요인과 상대가격 요인으로 분해하여, 단기적 물가 변동이 대부분 부문별 특이 충격(idiosyncratic shocks)에서 기인한다는 것을 밝혔다. 이들 연구는 물가의 부문별 특성이 매우 상이하며, 이를 이해하는 것이 정책적으로 중요함을 시사하고 있다.

2010년대 이후에는 산업 간 생산 네트워크 구조를 활용한 연구가 활발히 진행되었다. Acemoglu *et al.* (2012)는 여러 물가 부문에 영향을 미치는 특이 충격이 반드시 상쇄되는 것이 아니며, 네트워크 연결망을 통해 거시적인 변동성을 만들어 낼 수 있음을 보였다. 이러한 연구 결과를 기반으로 최근 Baqaee and Farhi (2022)와 Rubbo (2023)는 뉴케인지언 거시 모형에 생산 네트워크 구조를 결합하여, 상류(upstream)와 하류(downstream) 산업을 구분하고 상류 산업의 공급 충격이 하류 산업으로 전가되는 과정에서 물가 안정과 생산 갭(output gap) 안정의 상충관계가 심화됨을 밝혔다. 이에 더해 La'O and Tahbaz-Salehi (2022)는 정책당국이 반영해야 할 최적 물가지수는 각 산업의 네트워크 내 중심성과 하류 가격 경직성을 종합적으로 반영하여 가중치를 두어야 함을 이론적으로 증명하였다. 이 밖에도 Gabaix and Koijen (2024)와 di Giovanni *et al.* (2022) 등은 입자적 도구변수(Granular Instrumental Variables) 접근법이나 공간 계량 모형 기법 등을 개발하여 생산 공급망 인플레이션 분석의 발전을 도모하고 있다. 이러한 연구들은 물가 부문의 개별적 특성뿐만 아니라 생산 관점에서의 네트워크 구조가 중요함을 보여주며 물가 연구의 깊이를 더하고 있다.

최근에는 Diebold and Yilmaz (2012, 2014)의 연결성 지수(connectedness index) 방법론을 활용하여, 복잡한 구조적 가정 없이 데이터를 기반으로 물

가 부문 간 충격 전이(spillover)를 측정하는 연구가 활발하다. Trancoso and Gomes (2024)는 유로지역의 CPI 구성 항목 간 인플레이션 전파와 스펠오버를 분석하였으며, Borio *et al.* (2023)는 고물가와 저물가 국면(regime)에서 개별 품목의 가격 변동 간 연결성이 어떻게 변화하는지를 분석하여 인플레이션의 고착화 현상을 규명하였다. 또한 Hall, Tavlas and Wang (2023), Al-Nassar and Albahouth (2023), Jiang *et al.* (2024) 등은 G7 및 신흥국 간의 국가 간(cross-border) 인플레이션 스펠오버 효과가 강화되고 있음을 실증적으로 확인하였다. 본 연구는 이들 연구에서와 같이 구조적 가정 없이 데이터를 기반으로 한국의 물가 네트워크 구조를 파악하고자 한다.

기존의 한국 인플레이션 연구 중 세부 품목별 물가를 구분하여 네트워크 구조를 면밀히 파악한 연구는 아직 미흡한 실정이다. 한국과 관련된 주요 선행 연구는 다음과 같다. 강규호 · 김정성 · 신세림 (2021)는 베이지안 변수 선택 기법이 가능한 사전분포와 베이지안 VAR 모형을 통해 집계(aggregate) 소비자 물가 상승률을 예측하였다. 이서진 · 유종민 (2023)은 임계 회귀모형(threshold regression)을 사용하여 국제 원자재 가격이 국내의 물가에 미치는 영향을 고물가와 저물가 국면에서 살펴보았다. 김진웅 · 노영진 (2023)은 글로벌 공급망 압력 지수(GSCPI)가 국내의 물가 상승과 경제성장률 둔화에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다. 이러한 선행 연구들은 한국 인플레이션의 결정 요인을 규명하는 데 크게 기여했으나, 물가 지수를 구성하는 세부 부문들 간의 상호작용을 명시적으로 다루지는 않았다는 한계가 있다. 본 연구는 한국 소비자물가지수(CPI)를 구성하는 세부 품목들과 거시 변수들을 활용하여 물가 연결성을 분석함으로써 이러한 연구의 공백을 메우고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2절에서는 본 연구에 적용된 네트워크 분석 방법론을 상세히 설명한다. 이어지는 제3절에서는 실증 분석 결과를 제시하고, 이를 바탕으로 경제적 함의를 심도 있게 논의한다. 끝으로 제4절에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출하며 결론을 맺는다.

2. 네트워크 분석 방법론

본 절은 물가 네트워크를 분석하기 위해 세부 부문별 물가상승률과 경제 전체에 영향을 미칠수 있는 주요 거시경제 변수들을 네트워크 노드(node)로 설정하고, 이들 간의 상호 연결성을 추정하는 방법에 대해 논의한다. 두 노드 간 연결 강도는 한 노드에서 발생한 충격(shock)이 다른 노드의 현재 및 미래 변동에 기여하는 정도로 측정된다. 이는 Diebold and Yilmaz (2012), Diebold and Yilmaz (2014)가 제안한 연결성 지수(connectedness measure)의 핵심 개념이다. DY (Diebold and Yilmaz) 방법론의 중요한 장점은 예측 시계(forecast horizon)를 조정함으로써 네트워크 구조를 장기와 단기 변동으로 구분하여 분석할 수 있다는 점이다. 이러한 중요 네트워크 특징을 반영하기 위해 변수 간의

동시적(contemporaneous) 관계뿐만 아니라 시차를 둔(intertemporal) 관계까지 포괄할 수 있는 시계열 모형이 요구된다. 따라서 본 연구는 거시경제 및 금융 분야에서 널리 활용되는 벡터 자기회귀(Vector Autoregression, VAR) 모형을 분석의 틀로 채택한다. 특히 본 절에서는 고차원 VAR 모형 추정 시 발생할 수 있는 문제점과 그 해결 방안을 구체적으로 논의한다. 이어 추정된 VAR 모형을 기반으로 DY 연결성 지수를 산출하고, 이를 통해 물가 네트워크 구조를 도출하는 방법론을 설명한다.

2.1. 대규모 베이지안 VAR(Large Bayesian VAR) 모형

모형 설정을 위해 $Y_t^{(d)}$ 를 시점 t 의 $n \times 1$ 내생변수 벡터(세부 부문별 인플레이션을 및 국내 거시 변수)로, $y_t^{(o)}$ 를 1×1 국제 원유 가격 상승률 변수로 표시하도록 한다. 본 연구에서는 한국 경제가 국제 원유 시장에서 가격 수용자(price-taker)라는 점을 반영하기 위해 원유 가격 변수의 동학과 국내 변수의 동학을 다음과 같은 블록 외생적(block-exogenous) VAR(p) 구조로 설정한다. 구체적으로 모형은 국제 원유 가격 변수는 국내 변수의 현재값이나 과거값에 영향을 받지 않는 AR(p) 과정을 따르고, 국내 변수들은 원유 가격의 현재값과 과거값, 그리고 국내 변수들의 과거값에 의해 결정된다고 가정한다:

$$Y_t^{(d)} = c^{(d)} + \Gamma_0^{(do)} y_t^{(o)} + \sum_{\ell=1}^p \left(\Phi_\ell^{(dd)} Y_{t-\ell}^{(d)} + \Gamma_\ell^{(do)} y_{t-\ell}^{(o)} \right) + u_t^{(d)}, \quad u_t^{(d)} \sim \mathcal{N}(0, \Sigma^{(d)}).$$

$$y_t^{(o)} = c^{(o)} + \sum_{\ell=1}^p \phi_\ell^{(oo)} y_{t-\ell}^{(o)} + u_t^{(o)}, \quad u_t^{(o)} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_{(o)}^2).$$

여기서 $c^{(d)}$ 는 국내 내생 변수 방정식의 $n \times 1$ 절편 벡터, $\Gamma_0^{(do)}$ 는 원유 가격의 동시점 효과를 나타내는 $n \times 1$ 계수 벡터, $\Phi_\ell^{(dd)}$ 는 국내 변수의 ℓ 번째 자기 및 교차 시차 효과를 나타내는 $n \times n$ 계수 행렬, $\Gamma_\ell^{(do)}$ 는 원유 가격의 ℓ 번째 시차가 국내 변수에 미치는 영향을 나타내는 $n \times 1$ 계수 벡터이다. 또한 $c^{(o)}$ 와 $\phi_\ell^{(oo)}$ 는 각각 원유 가격 AR(p) 과정의 절편과 자기회귀 계수를 나타낸다.

위의 두 블록 모형을 표본 크기 T 에 대하여 행렬 형태로 나타내면 다음과 같은 식을 도출할 수 있다:

$$\begin{aligned} \mathbf{y}^{(o)} &= \mathbf{X}^{(o)} \mathbf{b}^{(o)} + \mathbf{u}^{(o)}, \\ \mathbf{Y}^{(d)} &= \mathbf{X}^{(d)} \mathbf{B}^{(d)} + \mathbf{U}^{(d)}. \end{aligned}$$

여기서 $\mathbf{y}^{(o)} = (y_{p+1}^{(o)}, \dots, y_T^{(o)})'$ 는 원유 가격 변수의 종속변수 벡터이고, $\mathbf{X}^{(o)}$ 는 상수항과 p 개의 원유 가격 시차변수를 포함하는 $T_p \times (p+1)$ 설명변수 행렬

이다. 여기서 $T_p = T - p$ 이며, $b^{(o)} = (c^{(o)}, \phi_1^{(oo)}, \dots, \phi_p^{(oo)})'$ 이다. 또한 $\mathbf{Y}^{(d)} = (Y_{p+1}^{(d)}, \dots, Y_T^{(d)})'$ 는 $T_p \times n$ 국내 종속변수 행렬이고, $\mathbf{X}^{(d)}$ 는 상수항, 동시점 원유 가격 $y_t^{(o)}$, 국내 변수의 p 개 시차, 그리고 원유 가격의 p 개 시차를 포함하는 $T_p \times K_d$ 설명변수 행렬이다. 즉 다음과 같이 행렬이 정의된다:

$$X_t^{(d)} = \left[1, y_t^{(o)}, Y_{t-1}^{(d)}, y_{t-1}^{(o)}, \dots, Y_{t-p}^{(d)}, y_{t-p}^{(o)} \right], \quad K_d = 2 + p(n+1).$$

이에 대응하는 계수 행렬은

$$B^{(d)} = \left[c^{(d)}, \Gamma_0^{(do)}, \Phi_1^{(dd)}, \Gamma_1^{(do)}, \dots, \Phi_p^{(dd)}, \Gamma_p^{(do)} \right]',$$

이며, $\mathbf{U}^{(d)} = (u_{p+1}^{(d)}, \dots, u_T^{(d)})'$ 는 $T_p \times n$ 오차 행렬이다.

n 개의 내생변수와 p 개의 시차(lags)를 포함하는 VAR(p) 모형은 총 $nK_d + \frac{n(n+1)}{2}$ 개의 국내 블록 모수와 $p+2$ 개의 원유 블록 모수를 추정해야한다. n 과 p 가 증가함에 따라, 추정해야 하는 모수의 개수가 빠르게 증가하기 때문에 일반적인 거시 시계열 데이터로 주어진 VAR 모형을 정확히 추정하는 것은 매우 어렵다¹. 이를 VAR 모형의 차원의 저주(curse of dimensionality)라 한다. 이러한 차원의 저주 문제와 그에 따른 모형의 과적합(over-fitting) 이슈를 해결하기 위해 Litterman (1986) 과 Doan, Litterman and Sims (1984)는 미네소타 사전분포(Minnesota prior)를 제시하였다. 본 연구에 맞게 조정된 미네소타 사전분포는 다음과 같이 주어진다:

$$E[(\Phi_\ell^{(dd)})_{ij}] = \begin{cases} 1 \text{ 또는 } 0 & \text{if } i = j, \ell = 1 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}. \quad (1)$$

$$V[(\Phi_\ell^{(dd)})_{ij}] = \begin{cases} (\frac{\lambda_\ell}{\ell})^2 & \text{if } i = j \\ (\frac{\lambda_\ell}{\ell})^2 \frac{\sigma_i^2}{\sigma_j^2} & \text{if } i \neq j \end{cases}. \quad (2)$$

여기서 $(\Phi_\ell^{(dd)})_{ij}$ 는 $\Phi_\ell^{(dd)}$ 의 (i, j) 번째 원소를 나타낸다. 식 (1)은 VAR 계수 행렬에 대한 사전 평균(prior mean)을, 식 (2)는 사전 분산을 나타낸다. Bańbura, Giannone and Reichlin (2010)은 각 변수의 시계열적 특성에 따라 첫 번째 자기 시차(own-lag)에 대한 사전 평균을 1(단위근) 또는 0(안정적)으로 설정할 것을 제안하였다. 본 연구의 분석 대상인 물가상승률 및 대부분의 거시 변수들은 뚜렷한 추세를 보이지 않는 안정적인 시계열로 판단되므로, 사전 평균을 모두 0으로 설정하였다. 예외적으로 콜금리의 경우 사전 평균을 1로 설정하

¹다음 절의 실증 분석에서는 13개의 국내 변수와 $p = 12$ 개의 시차 변수가 모형에 포함된다.

여 단위근 과정을 가정하였다. 데이터 분석에서 원유 가격 변수는 로그 차분(변화율) 형태로 사용되기 때문에 원유 가격 AR 계수의 사전 평균도 0으로 설정하였다. 식 (2)에서 λ_d 는 사전분포의 수축 강도(shrinkage tightness)를 조정하는 핵심적인 초모수(hyperparameter)이다. λ_d 가 0에 가깝게 설정될수록 사후분포는 사전분포의 평균(0)으로 강하게 수축되며, 반대로 λ_d 가 크게 설정될수록 사전분포의 영향력이 약해져 베이지안(Bayesian) 추정치가 데이터의 정보만 반영하는 OLS 추정치에 근접하게 된다. 실증 분석에서 절편 벡터 $c^{(d)}$ 및 $c^{(o)}$ 에 대해서는 비정보 사전분포(non-informative prior)를 적용하였다.

국내 변수의 시차 계수에 대해서 식 (2)의 분산 구조를 적용하고, 원유 가격의 ℓ 번째 시차 계수 $\Gamma_\ell^{(do)}$ 에 대해서는

$$V \left[(\Gamma_\ell^{(do)})_i \right] = \left(\frac{\lambda_d}{\ell} \right)^2 \frac{\sigma_i^2}{\sigma_o^2}, \quad \ell = 1, \dots, p,$$

를 적용한다. 동시점 원유 가격 계수 $\Gamma_0^{(do)}$ 는 시차 감쇠(lag decay)의 대상이 아니므로, 사전평균은 0으로 두되 상대적으로 약정보(weakly informative) 사전분산을 부여하였다:

$$V \left[(\Gamma_0^{(do)})_i \right] = \kappa_0^2 \frac{\sigma_i^2}{\sigma_o^2},$$

여기서 κ_0 는 동시점 원유 가격 효과에 대한 사전 수축 강도를 조정하는 고정 상수이고 실증 분석에서 $\kappa_0 = 100$ 으로 고정하였다. σ_i^2 (국내 거시 변수들)와 σ_o^2 (원유 가격)는 단변량 AR(4) 모형을 통해 얻어진 잔차항(residuals)의 표본 분산 추정치를 사용하여 사전 분포에 사용하였다.

원유의 외생성 가정하에서 원유 가격 블록과 국내 변수 블록을 분리하여 추정할 수 있다. 따라서 다음과 같이 서로 다른 켤레(conjugate) 사전분포를 두 블록에 분리 적용하였다. 먼저 원유 가격의 AR(p) 블록에는 정규-역-감마(Normal-Inverse-Gamma, NIG) 사전분포를 부여하였다:

$$\sigma_o^2 \sim \mathcal{IG} \left(\frac{v_o}{2}, \frac{S_o}{2} \right), \quad b^{(o)} | \sigma_o^2, \lambda_o \sim \mathcal{N} \left(b_0^{(o)}, \sigma_o^2 V_0^{(o)} \right).$$

여기서 $b_0^{(o)}$ 는 원유 가격 AR 계수의 사전평균을 나타내며, 데이터 분석에서 이를 0으로 가정하였다. $V_0^{(o)}(\lambda_o)$ 의 대각 원소는 원유 가격의 ℓ 번째 AR 계수의 사전 분산을 나타내며, $(\lambda_o/\ell)^2$ 의 형태를 갖도록 설정되었다. 국내 변수 블록에 대해서는 다음의 정규-역-위샤트(Normal-Inverse-Wishart, NIW) 분포를 적용하였다:

$$\Sigma^{(d)} \sim \mathcal{IW}(\Psi_d, d_d), \quad \text{vec}(B^{(d)}) | \Sigma^{(d)}, \lambda_d \sim \mathcal{N} \left(\text{vec}(B_0^{(d)}), \Sigma^{(d)} \otimes \Omega_0^{(d)} \right).$$

여기서 $B_0^{(d)}$ 는 국내 블록의 미네소타 사전분포 평균을 나타내며, $\Omega_0^{(d)}$ 는 국내 변수의 자기 및 교차 시차 계수와 원유 가격 시차 계수에 대한 미네소타 사전분산을 담고 있는 $K_d \times K_d$ 대각 공분산 행렬을 나타낸다. $\Sigma^{(d)}$ 에 대한 사전분포는 사전 평균이 각 식의 AR(4) 오차항 분산 추정치와 같아 지도록 하는 초모수 Ψ_d, d_d 값을 설정하여 실증 분석에 사용하였다. 이는 Bańbura, Giannone and Reichlin (2010)가 제안한 가상 관측치(dummy observations) 기법과 수치적으로 동일한 사전분포이다. 이러한 켄레 사전 분포를 기반으로 복잡한 수치적 계산 없이도 해석적인 형태(closed form)의 사후 분포(posterior distribution)를 도출할 수 있다. 이는 n 과 p 가 큰 대규모 VAR 모형 추정에 큰 이점이 된다.

국제 원유 시장에서 한국 경제의 가격 수용자 특징을 모형에 반영하기 위해 국내 내생 변수 벡터 $Y_t^{(d)}$ 와 원유 가격 변수 $y_t^{(o)}$ 를 결합한 벡터 $\tilde{Y}_t = (y_t^{(o)}, Y_t^{(d)})'$ 를 정의한다. 이에 따라 다음과 같은 블록 재귀적(block-recursive) 구조를 도출할 수 있다:

$$A_0 \tilde{Y}_t = a + \sum_{\ell=1}^p A_\ell \tilde{Y}_{t-\ell} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \mathcal{N} \left(0, \begin{pmatrix} \sigma_{(o)}^2 & 0 \\ 0 & \Sigma^{(d)} \end{pmatrix} \right), \quad (3)$$

식 (3)에 포함된 각 행렬은 다음과 같이 정의된다:

$$A_0 = \begin{pmatrix} 1 & \mathbf{0}_{1 \times n} \\ -\Gamma_0^{(do)} & I_n \end{pmatrix}, \quad A_\ell = \begin{pmatrix} \phi_\ell^{(oo)} & \mathbf{0}_{1 \times n} \\ \Gamma_\ell^{(do)} & \Phi_\ell^{(dd)} \end{pmatrix}, \quad a = \begin{pmatrix} c^{(o)} \\ c^{(d)} \end{pmatrix}.$$

행렬 A_0, A_ℓ 의 위상단 영벡터는 국내 변수들이 원유 가격의 현재와 미래 동학에 전혀 영향을 미치지 않는다는 블록 외생성 가정을 나타낸다.

많은 기존 연구에서 초모수 λ 를 임의의 값으로 고정하여 사용하는 경향이 있었다. 그러나 Giannone, Lenza and Primiceri (2015)의 연구는 이러한 접근법이 주관적일 뿐만 아니라 모형의 예측 성능을 저하시킬 수 있음을 실증적으로 증명하였다. 이에 본 연구는 Giannone, Lenza and Primiceri (2015)의 제안에 따라 λ 를 고정된 상수가 아닌 데이터로부터 추정해야 할 모수로 취급하였다. 구체적으로 우리는 블록 외생적 구조를 가정했기 때문에 원유 가격 AR 블록의 수축 초모수 λ_o 와 국내 VAR 블록의 수축 초모수 λ_d 를 각각 별도로 추정하였다. 각 블록의 켄레 사전분포 하에서 도출된 주변 우도(marginal likelihood)와 초모수에 대한 균등 사전분포(uniform prior)를 결합하여 다음과 같은 목표 사후분포(target posterior distribution)를 설정하였다:

$$p(\lambda_o | \mathbf{y}^{(o)}, \mathbf{X}^{(o)}) \propto p(\mathbf{y}^{(o)} | \mathbf{X}^{(o)}, \lambda_o) p(\lambda_o),$$

$$p(\lambda_d | \mathbf{Y}^{(d)}, \mathbf{X}^{(d)}) \propto p(\mathbf{Y}^{(d)} | \mathbf{X}^{(d)}, \lambda_d) p(\lambda_d).$$

여기서 $p(\mathbf{y}^{(o)} | \mathbf{X}^{(o)}, \lambda_o)$ 와 $p(\mathbf{Y}^{(d)} | \mathbf{X}^{(d)}, \lambda_d)$ 는 각각 원유 가격 블록과 국내 변수 블록의 주변 우도이고, $p(\lambda_o)$ 와 $p(\lambda_d)$ 는 0 부터 10까지의 구간에서 정의된 균등(uniform) 사전분포이다. 본 연구는 Random-Walk Metropolis-Hastings (RW-MH) 알고리즘을 이용하여 λ_o 와 λ_d 에 대해 총 20,000개의 사후 표본(posterior samples)을 추출하였으며, 초기값의 영향을 배제하기 위해 처음 2,000개의 사후 표본은 제거(burn-in)하였다. 이 과정으로 부터 도출된 λ_o 와 λ_d 의 사후 분포 평균(posterior mean)을 최적 추정치로 고정한 뒤 원유 가격 블록의 $(b^{(o)}, \sigma_{(o)}^2)$ 와 국내 변수 블록의 $(B^{(d)}, \Sigma^{(d)})$ 의 사후 분포를 계산하였다. 그 후 $(b^{(o)}, \sigma_{(o)}^2)$ 와 $(B^{(d)}, \Sigma^{(d)})$ 의 사후 표본 2,000개를 해당 사후 분포로부터 랜덤으로 생성하여 물가 부문별 전이 효과를 추정하였다.

2.2. 네트워크 연결성 지수

Diebold and Yilmaz (2012)와 Diebold and Yilmaz (2014)는 시계열 변수들이 포함된 동적 시스템(dynamic system) 하에서 변수들끼리의 상호 연결성이 얼마나 강한지를 측정하기 위해 연결성 지수(connectedness index)를 개발하였다. 제시된 DY 연결성 지수는 VAR 모형으로부터 도출되는 예측 오차 분산 분해(Forecast Error Variance Decomposition, FEVD)를 기반으로 하여 각 변수의 미래 변동성이 다른 변수에서 기인한 충격(shock)에 의해 얼마나 설명되는지를 포착한다. 전통적인 콜레스키 분해(Cholesky decomposition)를 기반으로 한 오차 분산 분해의 경우, VAR 모형에 포함되는 내생 변수의 순서가 변함에 따라 추론 결과가 달라지는 한계가 있다. 이러한 순서 의존성을 해결하기 위해 DY 연결성 지수는 일반화 FEVD (Generalized FEVD, GFEVD)를 사용한다. GFEVD는 변수 순서에 대한 의존성 문제를 해결하기 위해 Koop, Pesaran and Potter (1996)과 Pesaran and Shin (1998)의 연구에서 제안되었다.

본 연구는 국제 원유 가격 변수와 국내 변수 벡터를 결합한 $\hat{\mathbf{Y}}_t = (y_t^{(o)}, Y_t^{(d)})'$ 에 대해 블록 외생적 VAR 구조를 부여하였다. 따라서 연결성 지수는 식 (3)에서 정의된 블록 시스템의 이동평균(moving average) 표현을 기반으로 계산된다. 전체 시스템의 차원을 $m = n + 1$ 로 두고,

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_{(o)}^2 & 0 \\ 0 & \Sigma^{(d)} \end{pmatrix}.$$

를 충격 벡터 $\varepsilon_t = (u_t^{(o)}, u_t^{(d)})'$ 의 공분산 행렬이라고 표시한다. 또한 식 (3)의 구조식으로부터 도출되는 축약형(reduced-form) 계수 행렬을

$$\tilde{\Phi}_\ell = A_0^{-1}A_\ell, \quad \ell = 1, \dots, p,$$

로 정의하도록 한다. 따라서 $\tilde{Y}_t$ 의 이동평균 표현 구조는 다음과 같이 주어진다:

$$\tilde{Y}_t - \mu = \sum_{h=0}^{\infty} \mathcal{C}_h \varepsilon_{t-h}, \quad \mathcal{C}_0 = A_0^{-1}, \quad \mathcal{C}_h = \sum_{\ell=1}^p \tilde{\Phi}_{\ell} \mathcal{C}_{h-\ell},$$

위의 식은 원유 가격 충격이 국내 변수에 동시점 및 시차를 두고 영향을 미칠 수 있도록 허용하지만, 국내 변수 충격이 원유 가격 방정식에 영향을 미치지 않도록 하는 블록 외생성 가정을 반영한다.

변수 j 의 충격이 변수 i 의 H -단계 예측 오차 분산에 기여하는 정도를 나타내는 GFEVD의 정의는 다음과 같다:

$$\theta_{ij}(H) = \frac{\omega_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \mathcal{C}_h \Omega e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \mathcal{C}_h \Omega \mathcal{C}_h' e_i)}, \quad i, j = 1, \dots, m.$$

여기서 $\mathcal{C}_h$ 는 블록 시스템의 h 번째 계수 행렬, Ω 는 충격 벡터 ε_t 의 공분산 행렬을 의미한다. 또한 ω_{jj} 는 공분산 행렬 Ω 의 j 번째 대각 원소, e_i 는 i 번째 원소만 1이고 나머지 원소는 모두 0인 $m \times 1$ 선택 벡터(selection vector)이다. 하지만 위의 지수 $\theta_{ij}(H)$ 는 i 번째 변수의 분산에 기여하는 모든 변수 j 의 효과를 합산했을 때 반드시 1이 되지 않으므로, 해석의 편의성을 위해 Diebold and Yilmaz (2012, 2014)는 다음과 같이 그 합이 1이 되도록 정규화된 연결성 지표를 정의하였다:

$$\tilde{\theta}_{ij}(H) = \frac{\theta_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^m \theta_{ij}(H)}.$$

위의 정규화된 지수값들로 구성된 $m \times m$ 연결성 행렬은 한 변수가 다른 변수의 미래 변동성에 미치는 전이(pairwise directional spillover) 효과를 담아낸다.

앞서 언급한 연결성 행렬로부터 다음과 같은 연결성 지수의 요약 통계치들을 계산할 수 있다. 우선, 총 연결성 지수(total connectedness index)는 모든 상호 전이 효과가 네트워크에 포함된 모든 변수들의 총 변동을 얼마나 설명하는지 비중을 나타낸다. 이때 각 변수에 직접 가해진 자기 자신에 대한 충격 효과는 제외된다. 총 연결성 지수는 다음과 같이 정의된다:

$$S(H) = \frac{\sum_{i \neq j} \tilde{\theta}_{ij}(H)}{\sum_{i,j} \tilde{\theta}_{ij}(H)} \times 100 = \frac{\sum_{i \neq j} \tilde{\theta}_{ij}(H)}{m} \times 100.$$

다음으로 개별 변수 i 의 총 변동 중 타 변수들의 전이 효과로부터 야기되는 비중을 총 수신 전이 지수(Directional Spillovers From Others)라 한다:

$$S_{i \leftarrow \cdot}(H) = \sum_{j \neq i} \tilde{\theta}_{ij}(H) \times 100.$$

참고로 $\sum_{j=1}^m \tilde{\theta}_{ij}(H) = 1$ 이므로, 총 수신 전이 지수는 변수 i 가 타 변수로부터 수신한 정보의 비율을 백분율로 환산한 것이다. 반대로 변수 i 가 시스템 내의 타 변수들에 미치는 총 전이 효과를 정량화하는 지수를 총 송신 전이 지수(Directional Spillovers To Others)라 하며, 다음과 같이 정의된다:

$$S_{\leftarrow i}(H) = \sum_{j \neq i} \tilde{\theta}_{ji}(H) \times 100.$$

이는 변수 i 가 다른 모든 변수들의 예측 오차 분산에 기여한 총량을 의미하며, 그 합은 100을 초과할 수 있다. 마지막으로, 이 두 방향성 지수의 차이를 통해 순 전이(Net Spillover) 지수를 도출할 수 있다:

$$S_i^{\text{net}}(H) = S_{\leftarrow i}(H) - S_{i\leftarrow}(H).$$

순 전이 지수의 값이 양(+)인 경우 해당 변수는 시스템에 충격을 전달하는 순 발신자(net transmitter) 역할을, 음(-)인 경우 충격을 흡수하는 순 수신자(net receiver) 역할을 함을 의미한다. 다음의 실증 분석절에서는 간편성을 위해 이러한 요약 전이 지수들을 각각 FROM, TO, NET 지수라 명명하도록 하겠다.

3. 실증 분석

본 절은 연결성 지수를 기반으로 한국의 물가 네트워크 구조를 실증적으로 분석하고자 한다. 특히 다양한 예측 시계에서 부문별 물가 상승 충격이 어떠한 경로를 통해 파급되는지를 면밀히 고찰할 것이다.

3.1. 데이터

실증 분석을 위해 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 제공하는 월별 물가지수 데이터를 사용하였다. 데이터는 2000년 1월부터 2025년 9월까지의 기간을 포함하고 있으며, 분석 표본은 전년동월비 변환에 따라 2001년 1월부터 2025년 9월까지($T_p = 297$)로 한정된다. 소비자물가지수(CPI)를 구성하는 주요 품목별 지수 10개(농축수산물, 가공식품, 내구재, 섬유제품, 기타공업, 전기·가스·수도, 외식, 개인서비스, 집세, 공공서비스)와 거시 변수 4개(원유, 환율, 경기, 콜금리)를 결합한 총 14개 변수를 분석에 활용하였다. Table 1은 분석에 포함된 변수들의 영문명과 기초통계량을 보여준다. 환율, 원유, 그리고 부문별 물가지수는 전년동월비 상승률로 변환하여 기초통계량 계산 및 모형에서 사용하였다.

한국은행 데이터베이스에서 수입물가지수(기본분류) 항목에 포함되어 있는 원유는 공급 측의 외생적 충격을 반영한다. 한국은 생산 활동 전반에 있어

Time Series of Endogenous Variables

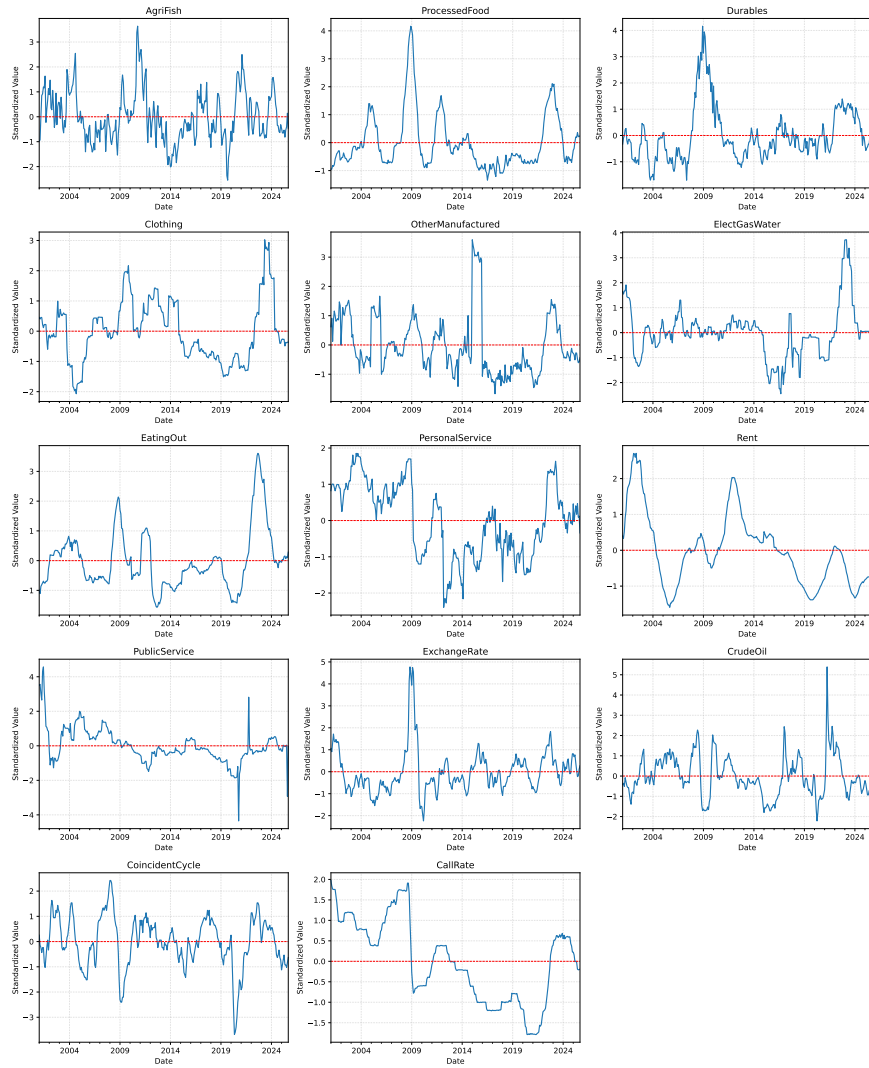


그림 1: 부문별 물가 상승률과 거시 변수. 이 그림은 표준화된 10개 CPI 부문별 물가 변수와 4개 거시 변수의 시계열 추이를 보여준다.

Figure 1: SECTORAL INFLATION RATES AND MACROECONOMIC VARIABLES. This figure plots the standardized time series for ten CPI sectors and four macroeconomic variables.

Variable	Mean	SD	Min	Max
농축수산물 (AgriFish)	4.083	4.817	-8.156	21.568
전기가스수도 (ElectGasWater)	2.717	6.831	-13.986	28.103
공공서비스 (Public Service)	1.313	1.694	-6.046	9.043
외식 (Eating Out)	2.954	1.671	0.333	8.975
개인서비스(외식제외) (Personal Service)	2.950	1.141	0.222	5.063
집세 (Rent)	1.904	1.554	-0.567	6.100
가공식품 (Processed Food)	3.504	3.065	-0.609	16.256
내구재 (Durables)	0.619	2.187	-3.097	9.708
섬유제품 (Clothing)	2.489	1.873	-1.382	8.145
기타공업 (Other Manufactured)	2.245	2.047	-1.163	9.590
경기 (Coincident Cycle)	100.041	1.017	96.300	102.500
환율 (Exchange Rate)	1.388	10.535	-22.185	51.594
콜금리 (Call Rate)	2.766	1.281	0.480	5.290
원유 (Crude Oil)	10.286	36.863	-71.259	208.573

표 1: 기초 통계량. 이 표는 분석에 사용된 14개 변수의 영문명, 평균, 표준편차, 최솟값 및 최댓값을 제시한다.

Table 1: SUMMARY STATISTICS. This table reports the English names, means, standard deviations, minima, and maxima of the 14 variables used in the analysis.

주요 에너지원인 원유를 널리 사용하고 있기 때문에 원유 가격이 전반적인 물가 수준에 큰 영향을 미칠 수 있다. 원유 가격은 미국 달러 기준 두바이 현물 (dubai spot) 가격으로 설정하였다. 이는 원유 가격 변동과 환율의 움직임이 국내 부문별 물가에 어떻게 영향을 미치는지 분리하여 분석하기 위함이다. 원/달러 환율은 수입 소비재와 원자재 가격이 환율의 변화를 통해 국내 물가로 전이되는지 파악하기 위해 고려하였다. 공급 측 요인을 좀 더 면밀히 살펴보기 위해 기후와 여러 비경제적 환경들에 의해 영향을 받는 농축수산물 물가를 분석에 고려하였다. 농축수산물 물가는 근원물가(core inflation)와는 다르게 단기적으로 큰 변동성을 가진다는 특징이 있다.

물가는 공급 측 요인뿐 아니라 수요 측 요인들에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 이러한 수요 측 물가 전이 경로를 조사하기 위해 경기를 나타내는 경기동행지수 순환변동치를 사용하였다. 경기지수는 100을 기준으로 경기 확장과 수축 국면을 나타낸다. 또한 통화정책관련 변수로 한국은행 ECOS에서 제공하는 월 평균 콜금리(1일물)를 포함하였다. 콜금리는 한국은행의 인플레이션 타게팅 체제 하에서 국내 부문 물가에 영향을 미칠 수 있는 핵심적인 정책적 도구 역할을 한다.

전기·가스·수도 등의 공과금 가격은 정부의 정책적 결정에 큰 영향을 받는다. 이와 더불어 공공서비스를 이용하는 비용 또한 정부의 정책에서 자유로울 수 없다. 이러한 공공 부분의 물가 변수들은 경제에 충격이 왔을 때 즉각적으로 반응하지 않고, 정부의 물가 안정 정책이나 공기업의 적자 보전과 같은 기타 이유로 계단식으로 조정될 여지가 크다. 또한 공공 요금은 경제 충격이 시차를 두고 물가에 영향을 미치게 하는 중요 원인으로 작용할 수 있으며, 한번 반영 되면 물가의 지속성을 높이는 원인으로 작용할 가능성이 있다. 이러한 전이 효과를 분석하기 위해 전기·가스·수도와 공공서비스 물가를 분석에 포함하였다.²

외식과 외식제의 개인서비스는 임금과 기대 인플레이션에 큰 영향을 받는 대표적인 서비스 품목이다. 이러한 서비스 품목들이 다른 섹터들과 어떻게 상호작용하는지 살펴보기 위하여 해당 변수들을 고려하였다. 또한 주거비용의 장기적인 추세를 나타내는 집세와, 물가 충격의 2차 파급 효과가 반영될 것으로 예상되는 가공식품, 내구재, 섬유제품, 기타공업제품³ 등 여러 부분의 물가 변수들을 분석에 포함하였다.

한편, 한국 CPI의 석유류(Petroleum) 부문은 원유 가격의 변동을 즉각적으로 반영하는 정제 산물이다. 원유와 석유류를 동일한 모형에 포함할 경우, 두 변수 간의 강한 동시적 상관관계로 인해 다중공선성(multicollinearity)이 발생할 수 있다. 또한, 일반화 예측오차 분산분해 과정에서 충격의 발신 및 수신 경로가 모호해지거나, 네트워크 내에서 원유의 중요성이 과대평가될 우려도 존재한다. 따라서 본 연구는 블록 외생적 모형 구조 하에서 원유 변수만을 분석에 고려하고, 석유류는 제외하였다.

Figure 1은 표준화된 10개 CPI 부문별 물가 변수와 4개의 거시 변수들의 시계열 추이를 보여준다. 데이터에서 관찰되는 가장 두드러진 특징은 부문별 물가 상승률이 매우 상이한 변동 패턴을 보인다는 점이다. 이는 전반적인 물가 수준이 변동할 때, 모든 품목이 동일한 비율로 변화하는 것이 아니라 각 부문의 특성에 따라 비대칭적으로 반응한다는 것을 의미한다. 즉, 부문별 물가 상승률은 강한 이질성(heterogeneity)을 띠고 있다. 이는 집계(aggregate) 인플레이션만을 사용하여 분석할 경우, 부문 간 물가의 상호작용이나 충격의 구체적인 전파 경로와 같은 중요한 정보를 간과할 위험성이 크다는 것을 의미한다. 특히

²전기·가스·수도 물가 부문은 2010년 기준년부터 상품으로 새롭게 분류되었기 때문에 2010년 이전 데이터는 국가데이터처에서 공표하지 않는다. 본 연구는 현재 전기·가스·수도로 분류되고 있는 품목을 기준으로 과거 시계열을 합성하여 2000년부터 2009년까지 합성 데이터를 생성하여 사용하였다. 또한 2010년 이전에는 전기·가스·수도가 공공서비스로 분류되었다. 따라서 2010년 이전 공공서비스로 공표되고 있던 자료에서 전기·가스·수도 품목을 제외하여 새로운 시계열을 계산하여 사용하였다.

³기타공업제품의 경우 국가데이터처에서 공업제품의 하위분류로 공표하고 있는 시계열 데이터가 있지만, 본 연구는 가공식품, 내구재 등 공업제품내 주요 품목들이 이미 반영되어 있기 때문에 중복된 품목들을 제외하고 나머지 공업제품 품목들을 기준으로 기타공업제품 시계열을 새로 계산하여 사용하였다.

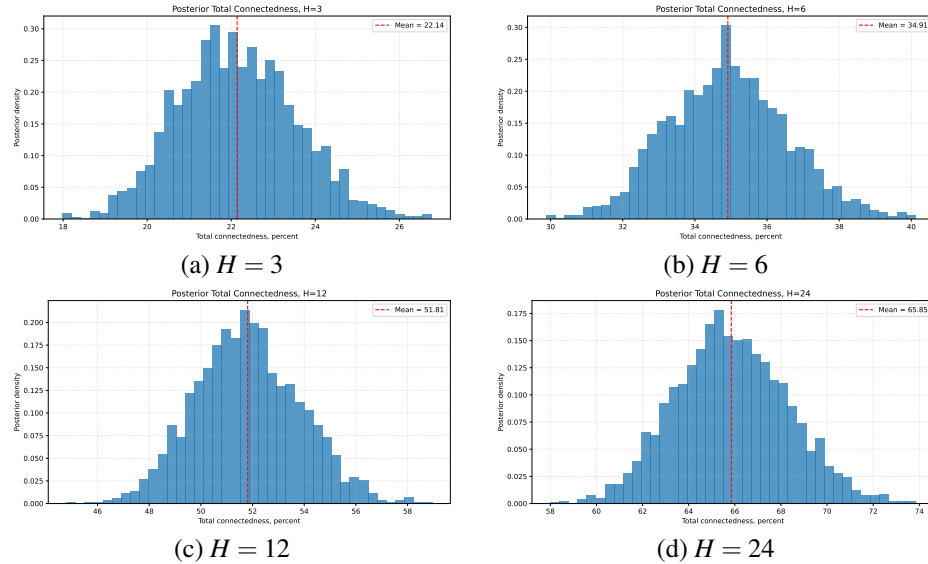


그림 2: 총 연결성 지수 사후 분포 (2001년 1월 ~ 2025년 9월). 이 그림은 예측 시계 $H = 3, 6, 12, 24$ 개월에 대한 총 연결성 지수의 사후분포를 보여준다.

Figure 2: POSTERIOR DISTRIBUTIONS OF TOTAL CONNECTEDNESS (JANUARY 2001–SEPTEMBER 2025). This figure shows posterior distributions of total connectedness at forecast horizons of $H = 3, 6, 12, 24$ months.

원유나 농축수산물과 같이 변동성이 큰 부문과 집세나 공공요금처럼 지속성이 강한 부문이 혼재되어 있어, 이 변수들에 관련된 전이 효과를 세부적으로 분해하여 분석할 필요성이 존재한다.

3.2. 정적(static) 네트워크 분석

본 절은 2001년 1월부터 2025년 9월까지의 전체 표본을 대상으로 부문별 물가상승률 간의 전이 효과를 분석한다. 이를 위해 2.1절에서 기술한 VAR 모형을 베이지안 Markov-Chain Monte-Carlo(MCMC) 기법을 통해 추정하고 DY 연결성 지수를 산출하여 사후 중앙값, 표준편차, 5% 및 95% 백분위수를 보고한다.

Figure 2는 총 연결성 지수의 사후분포를 보여준다. 분석 결과, 예측 시계(H)가 장기화될수록 부문별 물가 네트워크의 전이 효과가 강화되는 것으로 나타났다. 구체적으로 단기 예측 시계인 3개월($H = 3$)에서는 총 연결성 지수의 사후 평균이 22.14%로 나타났으며, 6개월($H = 6$)에는 34.91%, 12개월($H = 12$)에는 51.81%, 장기 시계인 24개월($H = 24$)에는 65.85% 수준으로 상승한다. 이처럼 예측 시계(H)가 확장됨에 따라 네트워크 내에서 충격의 전이

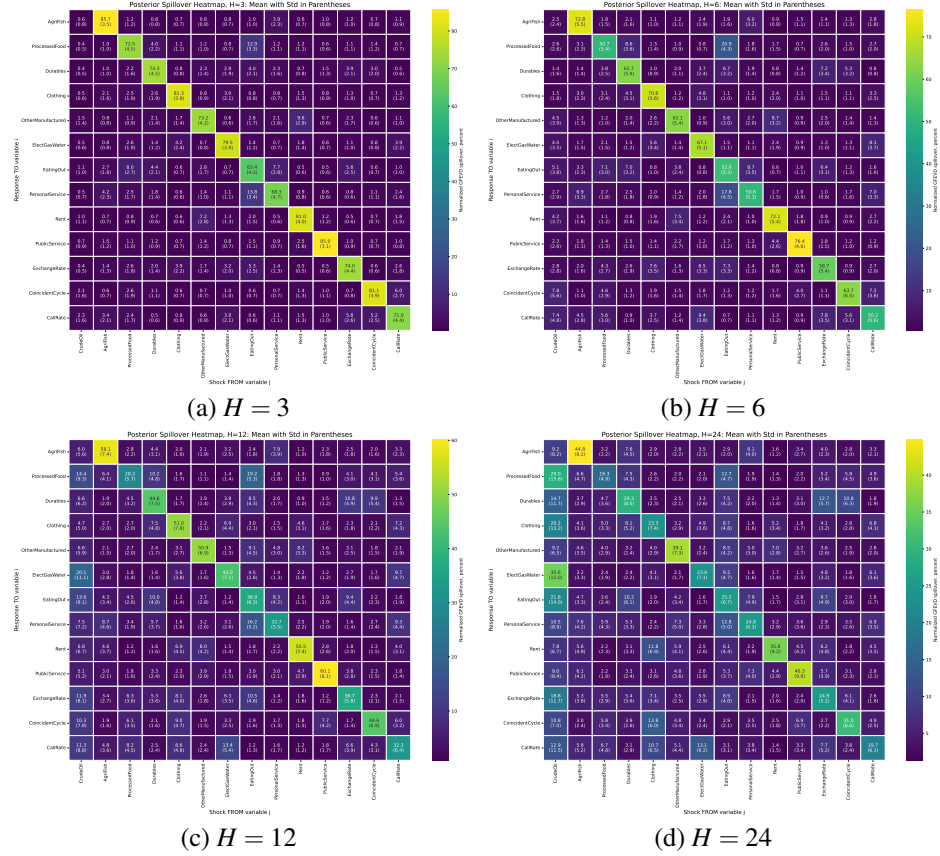


그림 3: 연결성 지수 히트맵 (2001년 1월 ~ 2025년 9월). 이 그림은 예측 시계별 변수 간 연결성을 보여준다. 각 셀은 열 변수의 충격이 행 변수의 예측오차 분산에서 차지하는 비중이다.

Figure 3: CONNECTEDNESS HEATMAPS (JANUARY 2001–SEPTEMBER 2025). This figure shows pairwise connectedness by forecast horizon. Each cell measures the contribution of shocks to the column variable to the forecast-error variance of the row variable.

효과가 뚜렷하게 강해짐을 확인할 수 있다.

Table 2는 각 변수의 예측오차 분산이 다른 변수들의 충격에 의해 얼마나 설명되는지를 요약한 방향성 연결성 지수(FROM, TO, NET)를 보고한다. 각 항목별 TO 지수는 해당 변수가 다른 변수에게 얼마만큼 충격을 전파하는지를, FROM 지수는 반대로 타 변수의 충격으로부터 얼마만큼 영향을 받는지를 의미

		FROM			TO			NET		
		Median (SD)	5%	95%	Median (SD)	5%	95%	Median (SD)	5%	95%
Panel A: $H = 3$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	11.78 (4.12)	6.09	19.60	11.78 (4.12)	6.09	19.60
상위3(FROM)	Rank 1 외식	36.60 (4.33)	29.67	43.62	45.98 (7.76)	34.20	59.70	9.36 (7.56)	-2.04	22.84
	Rank 2 개인서비스	31.68 (4.68)	24.19	39.55	22.83 (6.01)	14.17	33.80	-8.69 (6.34)	-19.03	2.18
	Rank 3 콜금리	28.87 (4.45)	21.85	36.52	22.84 (5.86)	14.71	33.58	-5.75 (5.92)	-15.18	4.30
상위3(TO)	Rank 1 외식	36.60 (4.33)	29.67	43.62	45.98 (7.76)	34.20	59.70	9.36 (7.56)	-2.04	22.84
	Rank 2 콜금리	28.87 (4.45)	21.85	36.52	22.84 (5.86)	14.71	33.58	-5.75 (5.92)	-15.18	4.30
	Rank 3 개인서비스	31.68 (4.68)	24.19	39.55	22.83 (6.01)	14.17	33.80	-8.69 (6.34)	-19.03	2.18
Panel B: $H = 6$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	47.04 (16.11)	26.17	78.12	47.04 (16.11)	26.17	78.12
상위3(FROM)	Rank 1 콜금리	49.84 (5.58)	40.44	58.56	40.44 (10.53)	26.37	60.08	-9.18 (12.85)	-27.72	14.03
	Rank 2 개인서비스	49.50 (5.32)	40.88	58.23	28.45 (8.32)	17.37	44.65	-20.49 (10.30)	-35.92	-2.37
	Rank 3 외식	47.67 (5.25)	38.43	55.87	67.92 (11.98)	50.73	89.13	20.51 (14.15)	-0.42	45.56
상위3(TO)	Rank 1 외식	47.67 (5.25)	38.43	55.87	67.92 (11.98)	50.73	89.13	20.51 (14.15)	-0.42	45.56
	Rank 2 콜금리	49.84 (5.58)	40.44	58.56	40.44 (10.53)	26.37	60.08	-9.18 (12.85)	-27.72	14.03
	Rank 3 전기가스수도	32.81 (5.10)	24.90	41.76	34.62 (9.92)	20.78	52.87	1.80 (11.13)	-14.39	21.66
Panel C: $H = 12$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	120.01 (44.00)	62.32	204.82	120.01 (44.00)	62.32	204.82
상위3(FROM)	Rank 1 콜금리	67.85 (6.41)	56.84	78.12	51.92 (16.61)	30.94	83.62	-16.35 (20.47)	-43.29	22.96
	Rank 2 개인서비스	67.48 (5.54)	58.21	76.19	35.98 (12.34)	20.58	60.45	-31.37 (15.35)	-52.40	-2.33
	Rank 3 외식	63.47 (6.31)	51.98	72.80	79.50 (18.15)	54.85	112.41	16.85 (22.41)	-15.36	57.28
상위3(TO)	Rank 1 외식	63.47 (6.31)	51.98	72.80	79.50 (18.15)	54.85	112.41	16.85 (22.41)	-15.36	57.28
	Rank 2 콜금리	67.85 (6.41)	56.84	78.12	51.92 (16.61)	30.94	83.62	-16.35 (20.47)	-43.29	22.96
	Rank 3 섬유제품	48.93 (7.78)	36.51	61.69	49.58 (16.77)	28.14	83.10	0.69 (20.41)	-27.65	39.69
Panel D: $H = 24$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	202.35 (77.35)	96.38	352.38	202.35 (77.35)	96.38	352.38
상위3(FROM)	Rank 1 콜금리	80.83 (6.11)	69.54	89.87	45.59 (18.47)	26.00	85.68	-34.77 (22.14)	-60.58	9.84
	Rank 2 환율	75.38 (5.23)	66.32	83.23	67.33 (20.79)	40.16	106.87	-7.51 (23.08)	-39.45	36.37
	Rank 3 개인서비스	75.34 (6.26)	64.52	85.22	44.11 (17.82)	23.56	80.93	-31.12 (21.86)	-58.25	12.28
상위3(TO)	Rank 1 외식	75.28 (6.66)	63.18	85.03	85.44 (24.41)	53.88	132.84	11.21 (29.00)	-28.40	65.85
	Rank 2 환율	75.38 (5.23)	66.32	83.23	67.33 (20.79)	40.16	106.87	-7.51 (23.08)	-39.45	36.37
	Rank 3 농축수산물	54.72 (8.23)	42.30	69.24	54.52 (25.66)	27.84	108.55	0.80 (27.48)	-31.40	54.20

표 2: 종합 연결성 지수 (2001년 1월–2025년 9월). 이 표는 예측 시계별 FROM, TO 및 NET 지수의 사후 중위수, 표준편차와 5%, 95% 분위수를 제시한다. 주) 원유는 블록 외생 변수로 $FROM \equiv 0$ 이며 국내 순위 산정에서 제외.

Table 2: SUMMARY OF CONNECTEDNESS INDICES (JANUARY 2001–SEPTEMBER 2025). This table reports posterior medians, standard deviations, and the 5th and 95th percentiles of FROM, TO, and NET indices by forecast horizon. Note: Crude oil is block exogenous, with $FROM \equiv 0$, and is excluded from domestic rankings.

한다. 마지막으로 NET 지수(TO-FROM)⁴는 각 변수의 순수한 파급 방향을 나타내며, 양의 값은 순 발신자, 음의 값은 순 수신자 역할을 수행함을 의미한다. Table 2는 NET 지수 뿐만 아니라 FROM 및 TO 지수 기준 상위 3개의 변수를 보고 함으로써 한국의 물가 네트워크에서 어느 부문이 충격 발생의 중심에 있고, 어느 부문이 충격의 흡수 역할을 하는지를 직관적으로 파악하게 해 준다.

Figure 3은 Table 2에서 요약된 연결성 지수를 개별 변수 간 수준에서 시각화한 히트맵이다. 히트맵은 일반화 예측오차 분산분해에 기초한 연결성 행렬을 색상으로 표현한 것으로, 각 셀에 보고된 $\hat{\theta}_{ij}$ 는 열 변수 j 의 충격이 행 변수 i 의 H 단계 예측오차 분산에서 차지하는 비중을 나타낸다. 히트맵에서 특정 열에 짙은 색상이 집중되어 있을 경우 해당 변수는 강한 발신자임을 의미하고, 특정 행이 전반적으로 짙은 경우 해당 변수는 다양한 부문에서 발생한 충격을 흡수하는 강한 수신자임을 나타낸다.

먼저 원유는 모든 예측 시계($H = 3, 6, 12, 24$)에서 가장 뚜렷한 외생적 충격 요인으로 나타났다. 이는 원유가 블록 외생 변수로 설정되어 FROM 지수가 항상 0으로 제약되는 모형 구조와 밀접하게 관련되어 있다. 다만 다른 변수들과 비교해 보아도 원유의 TO 지수는 상당히 높으며, 예측 시계가 길어질수록 단조적으로 증가함을 확인할 수 있다. 구체적으로 원유의 TO 지수는 $H = 3$ 에서 11.78, $H = 6$ 에서 47.04, $H = 12$ 에서 120.01, $H = 24$ 에서 202.35로 상승한다. 이는 원유 가격 충격이 단기보다는 중장기 예측 시계에서 물가 네트워크 전반에 걸쳐 더 크게 반영된다는 것을 의미한다.

Figure 3의 히트맵 결과 역시 이러한 해석을 뒷받침한다. 단기에서는 원유 관련 경로가 상대적으로 제한적이지만, 예측 시계가 길어질수록 원유 열의 값이 커진다. 특히 $H = 12$ 에서는 원유 충격이 전기·가스·수도(20.09), 가공식품(14.39), 외식(13.62), 환율(11.89), 경기(10.29), 콜금리(11.29) 등으로 영향을 크게 미치는 것으로 나타났다. $H = 24$ 에서는 이 경향이 더욱 강화되어 원유 충격이 전기·가스·수도(35.59), 가공식품(28.97), 외식(21.81), 섬유제품(20.21), 환율(18.82), 내구재(14.72), 콜금리(12.88) 등 다수의 국내 부문에 반영되는 것으로 나타났다. 다만 사후 표준편차(posterior standard deviation)도 장기 시계에서 커지는 경향이 있으므로 해석에 유의할 필요가 있다.

외식은 임금과 원재료비가 복합적으로 작용하는 대표적 서비스 품목으로 모든 예측 시계에서 국내 부문 중 가장 일관되게 순 발신자 역할을 하는 것으로 나타났다. 외식의 NET 지수는 $H = 3$ 에서 9.36, $H = 6$ 에서 20.51, $H = 12$ 에서 16.85, $H = 24$ 에서 11.21로 모두 일관되게 양수로 추정되었다. 다만 각 예측 시계의 90% 사후 신뢰구간은 모두 0을 포함한다. 반면 TO와 FROM 지수를 따로 구분할 경우 해당 지수가 모두 통계적으로 유의하게 추정되었음을 Table 2를 통해 확인할 수 있다. 또한 중요한 특징 중 하나는 TO 지수가 타 부문

⁴본 연구에서는 90% 사후 신뢰구간을 기준으로 NET 지수의 5% 분위수가 0을 초과하면 유의한 순 발신자, 95% 분위수가 0 미만이면 유의한 순 수신자로 해석하였다.

에 비해 크게 추정된다는 점이다. 예컨대 $H = 6$ 에서 외식의 TO 지수는 67.92로, 다른 부문과 비교해 보아 2배 가까이 높은 값을 보인다. $H = 12, 24$ 에서도 외식의 TO 지수는 국내 부문 중 가장 높게 나타났다. 또한 Figure 3의 히트맵을 통해서도 외식이 특정 부문에 대해 강한 영향력을 갖는 것을 확인할 수 있다. 구체적으로 예측 시계 $H = 3, 6, 12$ 에서 외식→개인서비스(13.80, 17.81, 16.19), 외식→가공식품(12.93, 20.87, 19.19)이 주요 전이 경로로 추정되었다. 이는 외식 물가에서 단순한 원재료 가격 변동보다 유통·인건비 등 제반 비용요인이 크게 영향을 미치는 것을 의미하며 이는 가공식품 및 개인서비스 물가의 원가 압력과도 밀접하게 연관되어 있음을 시사한다.

90% 사후 신뢰구간 기준으로 순 수신자로 분류되는 물가 부문은 매우 제한적이다. 추정 결과 개인서비스에 대해 예측 시계 $H = 6$ 과 $H = 12$ 에서만 유일하게 순 수신자 결과를 도출할 수 있었다. 개인서비스의 추정된 NET 지수는 $H = 6$ 에서 -20.49이고 90% 신뢰구간은 [-35.92, -2.37]으로 추정되었고, $H = 12$ 에서는 -31.37로 점 추정치의 절대 수치가 커지고 90% 신뢰구간은 [-52.40, -2.33]로 나타났다. 이는 개인서비스 물가가 해당 예측 시계에서 다른 부문으로 충격을 전달하기보다는 다른 부문에서 발생한 충격을 상대적으로 더 많이 흡수하는 특징을 가진다는 점을 시사한다. 이러한 결과는 앞서 언급한 외식과의 강한 연결성과도 일치한다. 외식 물가가 국내 물가 부문에서 다른 부문에 비해 선제적으로 충격을 발생시키며, 이를 개인서비스 부문 물가가 상당 부분 흡수하는 구조가 존재하는 것으로 보인다.

개인서비스와 비슷하게 콜금리 역시 예측 시계가 길어질수록 FROM 지수가 커지는 변수이다. 다만 개인서비스와는 다르게 콜금리는 여러 예측 시계에서 NET 지수의 추정치가 음의 값을 보이지만, 90% 신뢰구간이 모두 0을 포함한다. 조금 더 구체적으로, 콜금리의 FROM 지수는 $H = 3$ 에서 28.87, $H = 6$ 에서 49.84, $H = 12$ 에서 67.85, $H = 24$ 에서 80.83으로 단조 증가한다. 이는 통화정책 관련 변수가 물가 네트워크 내 다른 부문 충격에 의해 큰 영향을 받는다는 것을 의미한다. 단방향 기준으로는 $H = 12$ 에서 전기·가스·수도→콜금리(13.42), 원유→콜금리(11.29) 등의 경로가 상대적으로 크게 나타나며, $H = 24$ 에서도 전기·가스·수도→콜금리(13.10), 원유→콜금리(12.88)가 주요 경로로 관찰된다. 이는 콜금리가 에너지 및 공공요금 관련 비용 충격에 의해 크게 영향을 받는 변수임을 시사한다. 반면 콜금리가 타 변수에 미치는 영향이 다른 변수들에 비해 크지 않게 추정되었다.

실물 경기는 내구재 물가에 장기적으로 유의미한 영향을 미치지만, 단기에는 그 전이 효과가 미약하고 중장기로 갈수록 영향력이 확대되는 것으로 나타났다. 반대로 실물 경기에 영향을 주는 부문은, $H = 3$ 에서는 콜금리, $H = 6$ 에서는 원유와 콜금리, $H = 12$ 와 $H = 24$ 에서는 원유와 의류로 확인되었다. 소비자가 체감하는 물가에 가까운 원유와 의류 등이 주로 중장기에서 경기에 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

농축수산물의 경우 장단기 모두에서 다른 섹터에 미치는 영향이 상대적으로 작으며, 다른 섹터로부터 받는 영향도 상대적으로 작은 편이다. 예를 들어, $H = 24$ 에 대해 $\hat{\theta}_{\text{농축수산물, 농축수산물}}$ 는 44.8로 다른 부문에 비해 가장 높은 값을 보인다. 공공서비스도 이와 유사한 패턴을 보이는데, $H = 24$ 에서 $\hat{\theta}_{\text{공공서비스, 공공서비스}}$ 는 40.3으로 추정되었다. 이는 농축수산물과 공공서비스가 네트워크 내 다른 부문과의 연결성이 상대적으로 낮은 독립적인 변동 특성을 보인다는 점을 시사한다.

전기·가스·수도의 경우는 앞서 언급한 바와 같이 중장기($H = 6, 12, 24$)에서 콜금리에 직접적인 전이 효과를 미치는 것으로 나타났으며 또한 시계가 길어질수록 원유에 의해 절대적으로 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히 $H = 24$ 에서는 원유→전기·가스·수도 경로가 35.59로 자기 섹터 내 충격의 효과를 제외한 모든 경로 중 가장 높은 값을 보였다.

환율은 장기 예측 시계에서 네트워크 내 연결성이 확대되는 부문으로 나타났다. 다만 NET 지수 추정치의 90% 신뢰구간은 모든 시계에서 0을 포함한다. 따라서 환율을 통계적으로 유의한 순 수신자 또는 순 발신자로 분류하기는 어렵다. 다만 히트맵의 쌍별 경로를 보면 환율 충격은 내구재 및 외식에 6개월 이후부터 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 환율에 장기적으로 가장 큰 영향을 미치는 변수는 원유로 나타났다.

쌍별 전이 경로를 요약하면, 단기와 중기에는 외식이 가공식품, 개인서비스와 강하게 얽혀 있는 반면, 장기에는 원유 중심의 비용 충격 경로가 한층 강화되는 구조가 확인된다. 특히 내구재는 원유뿐만 아니라 환율과 경기 요인의 중장기적 영향도 함께 받는 부문으로 나타났다. 콜금리는 6개월 이후부터 원유 및 전기·가스·수도(공공요금) 관련 비용 충격에 크게 반응하는 변수로 평가된다. 반면 농축수산물과 공공서비스는 다른 부문과의 연결성이 낮아 비교적 독립적인 가격 변동 특성을 보인다.

3.3. 동적(dynamic) 네트워크 분석

지난 25년간 부문별 인플레이션의 상호작용은 급격한 산업구조 변화에 의하여 변하였을 가능성이 있다. 따라서 본 절은 10년(120개월) 길이의 이동구간(rolling window)을 사용하여 물가의 네트워크 구조가 어떻게 변하여 왔는지 종합적으로 분석하고자 한다. 10년이라는 표본 기간은 산업구조와 제도의 변화를 반영하여 네트워크 구조의 장기적 변화 추이를 포착하는 데 적절하다고 판단하였다.

Figure 4는 10년 이동 구간 표본을 적용하여 추정한 총 연결성 지수의 시계열 추이를 보여준다. 그림의 가로축은 이동 구간 표본의 마지막 시점을 표시한다. 시간에 따른 총 연결성 지수의 추이를 살펴보면, 단기 시계 $H=3$ 과 장기 시계 $H=24$ 사이에 뚜렷한 차이가 존재한다. 먼저 단기 시계의 경우 전반적으로 추세가 하락하는 흐름을 보인다. 2012년부터 2018년까지는 대체로 약 37%



그림 4: 총 연결성 지수 (10년 이동구간 추정). 이 그림은 10년 이동구간으로 추정한 총 연결성 지수의 추이를 보여준다. 가로축은 각 이동구간의 마지막 시점이다.

Figure 4: TOTAL CONNECTEDNESS INDEX (10-YEAR ROLLING WINDOWS). This figure shows total connectedness estimated using 10-year rolling windows. The horizontal axis indicates the end of each window.

수준을 유지하였으나, 이후 점진적으로 하락하여 최근에는 30% 이하로 낮아졌다. 이는 해당 이동 구간 표본에서 단기 예측 시계의 전이 연결성이 낮아졌음을 시사한다. 다만 이는 10년 이동 구간의 평균적인 연결 구조에 관한 결과로, 높은 물가상승세 아래에서 나타날 수 있는 품목 간 동조화나 물가압력의 확산 가능성을 배제하는 것은 아니다. 반면, 장기 시계 H=24는 뚜렷한 하락 또는 상승 추세를 보이기보다는 등락을 반복하는 특징을 보인다. 특히 국제유가 반등과 글로벌 금융위기 전후 기간이 이동 표본 구간에 포함되는 2016–2018년, 그리고 코로나19 이후 글로벌 공급망 교란과 에너지 가격 급등이 본격화된 시기를 포함한 표본에서 장기 시계 총 연결성 지수가 급격히 상승하였다. 이는 물가 상승률 변동성이 확대되는 시기에 개별 품목의 가격 움직임이 보다 강하게 동조화되고, 충격의 지속성과 파급 범위가 확대될 수 있음을 보여준다.

Figure 5는 각 변수의 수신(FROM), 송신(TO), 그리고 순(NET) 연결성 지

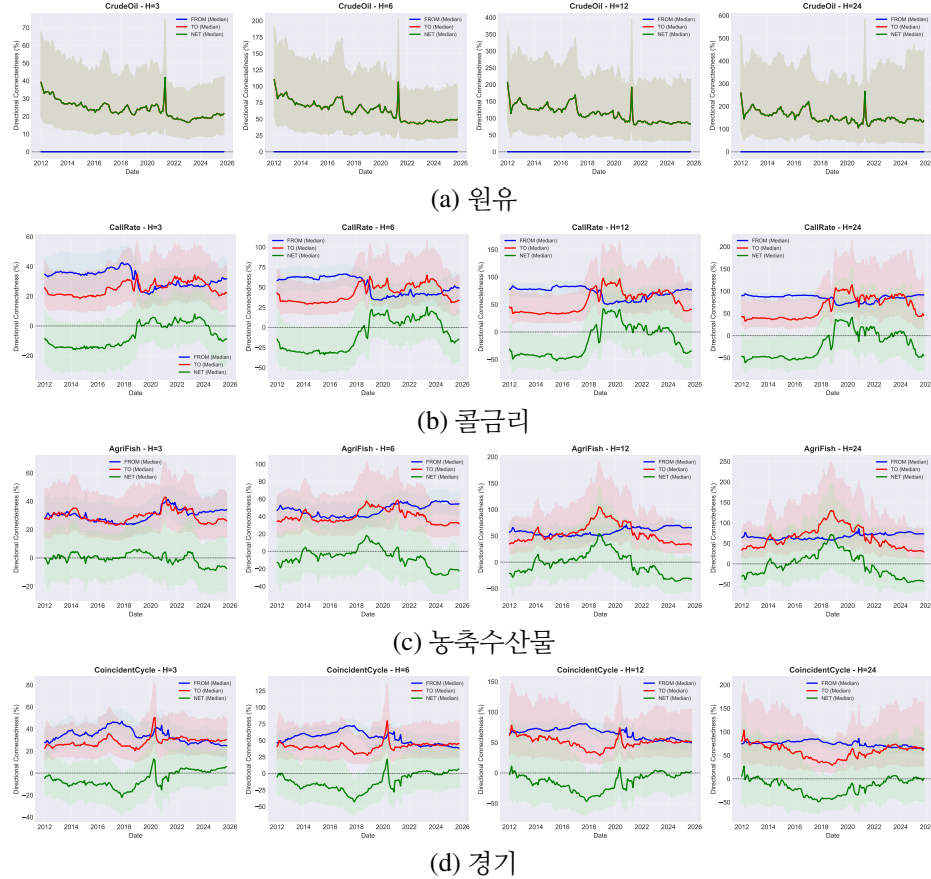


그림 5: 14개 변수의 시간가변 NET/FROM/TO 연결성 추정 결과. 이 그림은 표시된 변수들의 NET, FROM 및 TO 연결성 지수를 10년 이동구간으로 추정한 결과를 보여준다.

Figure 5: NET/FROM/TO TIME-VARYING CONNECTEDNESS RESULTS ACROSS 14 VARIABLES. This figure shows the NET, FROM, and TO connectedness estimates for the displayed variables using 10-year rolling windows.

수를 10년 이동창으로 추정한 결과를 보여준다⁵. 우선 앞 절의 결과와 같이, 원유는 분석 기간 전체에 걸쳐 강한 충격 발신자 역할을 안정적으로 유지하였다. 특히 원유의 전이 효과는 단기보다 중장기 예측 시계에서 훨씬 크게 나타나는 것으로 확인되었다.

⁵이동창 추정에서 표본의 크기가 제한되어 있기 때문에 사후 신뢰구간이 넓은 경향이 있다. 따라서 본 절의 해석은 개별 시점의 유의성 판단보다는 추세적 방향성과 시기별 역할 변화에 초점을 둔다.

콜금리는 2012-2018년에는 대체로 음의 NET 지수를 보여 수신자 성격이 강했지만, 2019년 이후에는 TO 지수가 FROM 지수를 상회하면서 양의 전이 효과를 보이는 구간이 길게 나타난다. 이후 최근 구간에서는 다시 NET 지수가 음의 방향으로 전환된 것으로 나타났다. 따라서 콜금리는 안정적인 순 수신자라기보다는 통화정책 국면에 따라 역할이 크게 달라지는 시간 가변적 변수로 해석하는 것이 적절해 보인다. 특히 콜금리는 FROM 지수가 거의 90% 근방에서 안정적으로 형성이 되어 있어 타 변수들에 큰 영향을 받는 변수인 것으로 파악되었다.

농축수산물물은 2010년 중반에서 2020년까지 순 발신자 역할을 한 것으로 나타났다. 그러나 시간이 경과함에 따라 그 영향력은 추세적으로 감소하였으며, 최근에는 순 수신자에 가까운 방향으로 전환되는 모습이 관찰된다. 농축수산물 부문은 또한 FROM 지수가 60% 근방에서 형성되어 있어 타 부문에 비해 다소 독자적인 움직임을 보이는 부문으로 나타났다. 이는 앞선 절의 전체 표본 분석의 결과와도 일치한다.

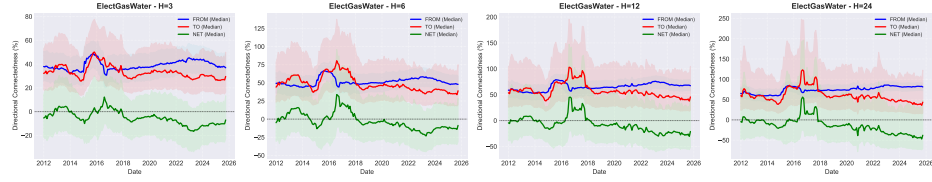
경기의 경우, 단기적으로 일부 예외적인 구간을 제외하면 물가에 미치는 NET 전이 효과가 크지 않은 것으로 나타났다. 그러나 2010년 중후반에서 충격 발신자로서의 역할이 상당히 약화되는 것이 확인된다. 이후 최근까지 발신자의 역할이 다시 강화되는 시간 가변적 패턴을 보인다.

전기·가스·수도 및 공공서비스 물가는 정부 정책, 공공요금 조정, 에너지 비용 전가의 영향을 크게 받는 부문이다. 이동창 분석에서 전기·가스·수도에 대한 특징적인 결과는 2013년 전후와 2016-2017년 일부 구간에서 양의 NET 지수 추정치를 보이지만, 2018년 이후로는 대체로 0 이하의 값을 보여 순 수신자 역할에 가까운 모습을 보인다. 특히 예측 시계 $H=12$ 와 $H=24$ 에서는 최근으로 올수록 FROM 지수가 TO 지수를 상회하는 경향이 강해진다.

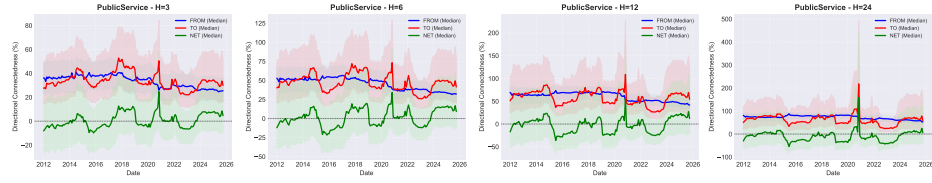
외식 물가는 연결성 지수 추세의 장단기 차이가 매우 큰 것으로 나타났다. 우선 단기($H=3$) 시계에서 2018년까지는 TO 지수가 FROM 지수를 상회하여 충격을 전파하는 순 발신자의 역할을 하였지만 이후 이러한 역할이 약화되었다. 반면 장기($H=24$) 시계에서는 2020년까지 다소 중립적인 역할을 하였으나 이후 순 발신자 역할이 매우 강화되었다. 이러한 결과는 코로나19 이후를 포함하는 이동 구간에서 외식의 장기 순발신 연결성이 강화되었음을 보여준다. 그 배경에는 원재료비, 에너지 비용, 인건비, 배달 및 유통 비용 등 복합적 비용압력뿐 아니라 소비 회복 등 수요여건이 함께 작용했을 가능성이 있다.

반대로 개인서비스 물가는 분석 기간 대부분에서 음의 NET 지수를 보여 순 수신자 성격이 강한 것으로 드러났다. 특히 예측 시계 $H=12$ 와 $H=24$ 에서는 FROM 지수가 TO 지수를 지속적으로 상회하며, 최근 구간에서도 순 수신 방향이 유지되었다. 이는 앞선 전체 표본 결과에서 개인서비스가 $H=6$ 과 $H=12$ 에서 유의한 순 수신자로 분류된 결과와 일치한다.

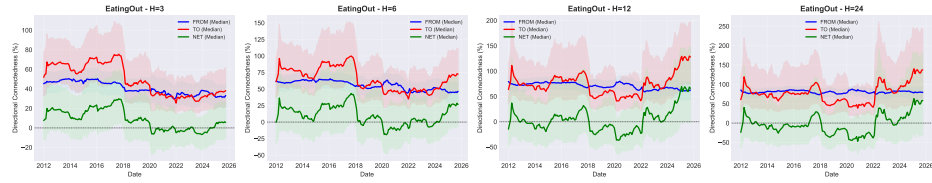
외식 물가와 개인서비스에 대한 지수들이 반대로 움직이는 현상은 충격



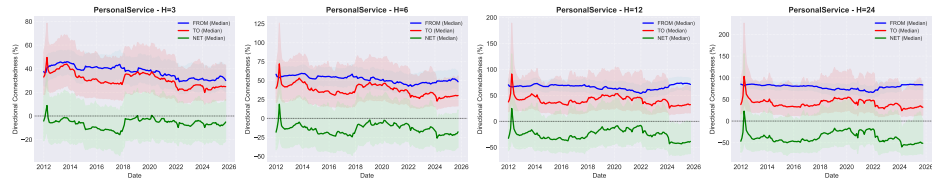
(e) 전기·가스·수도



(f) 공공서비스



(g) 외식



(h) 개인서비스

그림 5: 14개 변수의 시간가변 NET/FROM/TO 연결성 추정 결과 (계속). 이 그림은 표시된 변수들의 NET, FROM 및 TO 연결성 지수를 10년 이동구간으로 추정한 결과를 보여준다.

Figure 5: NET/FROM/TO TIME-VARYING CONNECTEDNESS RESULTS ACROSS 14 VARIABLES (CONTINUED). This figure shows the NET, FROM, and TO connectedness estimates for the displayed variables using 10-year rolling windows.

전이의 시차와 연관될 수 있다. 예를 들어, 재료비 및 에너지 비용이 급등하는 시기에는 외식 물가가 비교적 빠르게 상승하고, 개인서비스 물가는 이와 시차를 두고 연관 전이되는 양상이 나타날 수 있다. 이와 반대로 인건비 압력이 확대되는 시기에는 개인서비스 물가가 상대적으로 먼저 반응하고, 외식 물가와의 연관 전이 패턴이 이후에 나타날 수 있다. 다만 본 연구의 모형에는 임금 변수가 직접 포함되어 있지 않으므로, 이러한 해석은 임금-물가 피드백을 직접 식별한 결과라기보다는 외식과 개인서비스 간 NET 지수 추이의 상반된

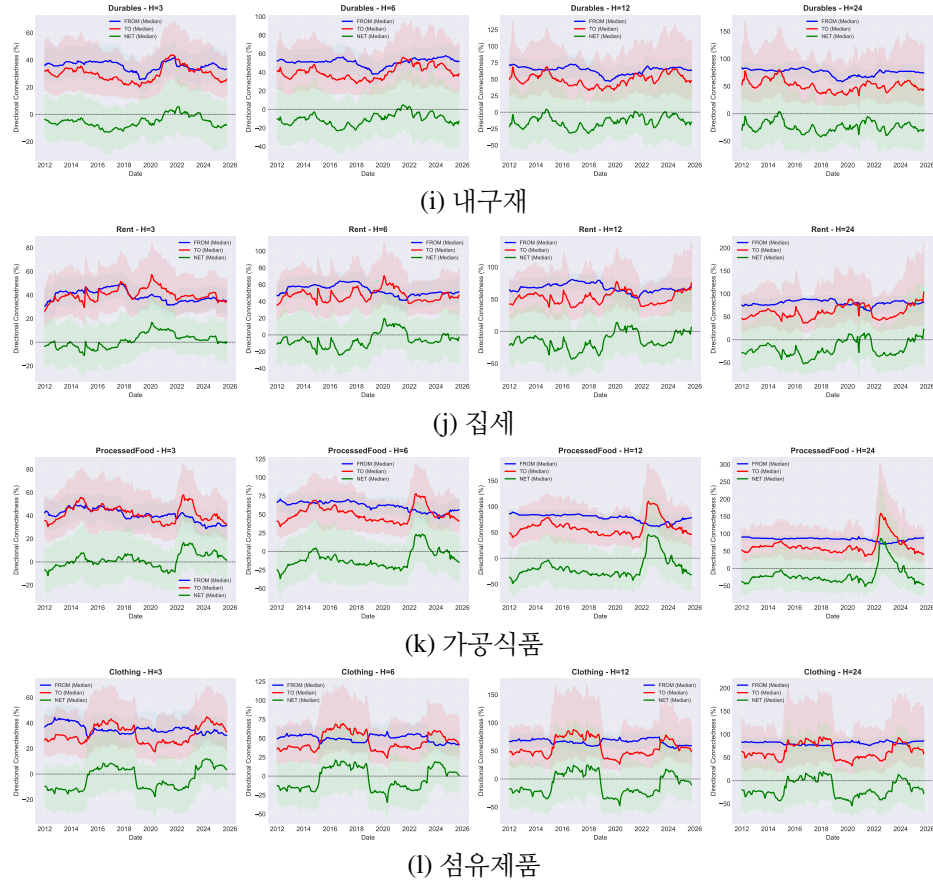


그림 5: 14개 변수의 시간가변 NET/FROM/TO 연결성 추정 결과 (계속). 이 그림은 표시된 변수들의 NET, FROM 및 TO 연결성 지수를 10년 이동구간으로 추정한 결과를 보여준다.

Figure 5: NET/FROM/TO TIME-VARYING CONNECTEDNESS RESULTS ACROSS 14 VARIABLES (CONTINUED). This figure shows the NET, FROM, and TO connectedness estimates for the displayed variables using 10-year rolling windows.

움직임에 기초한 정성적 해석으로 보아야 한다⁶.

내구재는 대부분의 분석 기간에서 음의 NET 추정치를 보여 순수신자 성격이 우세하다. 특히 예측 시계 $H = 12$ 와 $H = 24$ 에서 이러한 수 신자적 성격이

⁶임금·물가 연동 관점에서, 외식·개인서비스 등 서비스 물가는 비용 압력(cost-push)이나 임금-물가 나선(wage-price spiral) 경로를 통해 네트워크 내 전이 패턴이 변화할 수 있다. 이를 실증적으로 분석하기 위해서는 국내 임금 시계열 자료가 필요하나, 본 연구의 범위를 벗어나므로 향후 연구 과제로 남겨둔다.

비교적 뚜렷하다. 이는 내구재 가격이 원유, 환율, 경기 등 대외 및 거시 요인의 영향을 받는 부문이라는 앞선 전체 표본 분석과 부합한다. 집세 또한 장기 예측 시계에서 상당 기간 음의 NET 지수를 보이지만, 2020년 전후 및 최근 구간에서는 NET 지수가 0에 가까워지거나 양의 방향으로 이동하는 모습도 관찰된다.

가공식품은 예측 시계에 따라 뚜렷하게 상이한 동태적 특성을 보인다. 단기적으로는 NET 지수가 0 주변에서 움직이거나 일시적으로 양의 값을 보이는 구간이 존재하지만, $H = 6, 12, 24$ 에서는 2022년 이전까지 대체로 순 수신자 성격이 강하게 나타난다. 눈에 띄는 특징은 2022년 전후 공급망 교란과 원자재 가격 상승이 집중된 구간에서 TO 지수가 급격히 상승하면서 가공식품이 일시적으로 순 발신자 역할을 수행했다는 것이다. 그러나 이 현상은 지속되지 않고 이후 다시 약화되었다. 이는 가공식품 가격이 평상시에는 원유, 농축수산물, 환율, 외식 등 다른 부문의 비용 충격을 흡수하지만, 특정 시기에는 식품 관련 비용 압력을 다른 물가 부문으로 전파하는 중간 매개 변수로 작동할 수 있음을 의미한다.

섬유제품은 단기적으로 순 연결성 지수가 양과 음의 영역을 오가는 혼조세를 보인다. 장기 예측 시계에서는 음의 NET 지수를 보이는 구간이 상대적으로 많지만, 2015–2018년과 2023년 전후 일부 구간에서는 양의 NET 지수값도 관찰된다. 따라서 섬유제품을 장기적으로 일관된 순 수신자라고 보기보다는, 대체로 수신자 성격이 우세하되 특정 구간에서 발신 방향으로 전환되는 부문으로 해석하는 것이 적절해 보인다.

기타공산품은 전 기간에 걸쳐 NET 지수가 음의 구간에 위치해 있다. 다만 2015–2016년 전후에는 모든 예측 시계에서 TO 지수가 일시적으로 상승하면서 양의 NET 지수 값이 관찰되었다.

환율에 대해서는 국내 물가 및 거시 변수로부터 전이 효과를 수신하는 경향이 더 우세하게 나타났다. 특히 2015년 이후 기간에 환율의 NET 지수는 대체로 음의 값을 보이며, 이는 환율이 물가 네트워크 내에서 일방적인 외생 발신 변수라기보다는 원유, 국내 가격, 경기 및 기타 통화정책 여건에 영향을 받는 반응 변수임을 시사한다. 다만 최근 구간에서 NET 지수값이 0에 가까워지는 모습도 나타나므로, 환율의 역할은 시기별로 변동적이라고 보는 것이 적절하다.

이동창 추정 분석을 통해 관찰된 한국 물가 네트워크의 구조적 진화는 역할의 안정성과 시간 가변성이 공존하는 양상으로 요약된다.

3.4. 물가 네트워크 구조 비교 분석: 초기 10년과 최근 10년을 중심으로

3.4.1. 초기 10년(2001년 1월 ~ 2010년 12월)에 대한 실증 결과

본 절은 2000년대 물가 네트워크 구조를 파악하기 위해 2001년 1월부터 2010년 12월까지의 데이터를 적용한 결과를 논의한다. Table 3은 예측 시계

		FROM			TO			NET		
		Median (SD)	5%	95%	Median (SD)	5%	95%	Median (SD)	5%	95%
Panel A: $H = 3$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	39.24 (12.32)	22.38	61.92	39.24 (12.32)	22.38	61.92
상위3(FROM)	Rank 1 외식	45.25 (5.78)	35.03	54.21	51.83 (11.18)	35.86	72.38	7.49 (10.98)	-9.41	26.88
	Rank 2 가공식품	42.47 (5.83)	32.50	51.75	35.73 (9.34)	22.40	52.75	-6.69 (9.46)	-20.90	9.88
	Rank 3 환율	41.06 (5.95)	31.51	51.04	49.96 (11.57)	32.87	70.23	9.11 (11.43)	-8.65	29.13
상위3(TO)	Rank 1 외식				위와 동일 위와 동일 위와 동일					
	Rank 2 환율									
	Rank 3 가공식품									
Panel B: $H = 6$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	110.52 (35.99)	61.24	175.39	110.52 (35.99)	61.24	175.39
상위3(FROM)	Rank 1 가공식품	66.34 (5.98)	55.70	75.14	40.90 (12.50)	24.94	65.00	-24.62 (15.13)	-46.36	3.85
	Rank 2 외식	61.84 (6.57)	50.88	72.39	61.15 (15.65)	40.68	90.59	-0.23 (18.68)	-27.11	34.52
	Rank 3 개인서비스	58.31 (6.22)	47.80	67.90	39.76 (12.47)	23.22	63.32	-18.17 (14.61)	-38.60	8.71
상위3(TO)	Rank 1 환율	54.18 (6.28)	44.08	64.63	65.47 (16.47)	43.19	96.98	12.16 (18.15)	-14.38	45.68
	Rank 2 외식				위와 동일					
	Rank 3 전기가스수도	49.38 (7.45)	37.71	62.15		44.13 (14.15)	25.84	72.91	-4.93 (15.70)	-27.79
Panel C: $H = 12$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	206.71 (70.54)	106.91	330.77	206.71 (70.54)	106.91	330.77
상위3(FROM)	Rank 1 가공식품	86.11 (4.62)	76.82	92.00	49.26 (18.06)	27.99	86.56	-36.44 (20.73)	-61.25	6.09
	Rank 2 외식	79.33 (6.18)	67.82	87.63	63.57 (20.67)	38.76	105.02	-14.72 (24.50)	-45.60	33.54
	Rank 3 콜금리	77.26 (6.31)	65.88	86.62	45.53 (15.54)	27.69	77.72	-30.99 (18.82)	-54.37	6.99
상위3(TO)	Rank 1 환율	73.15 (5.15)	64.06	81.09	72.88 (22.28)	45.16	116.98	0.04 (24.76)	-31.63	48.88
	Rank 2 외식				위와 동일					
	Rank 3 경기	64.57 (7.31)	52.54	76.67		61.50 (24.06)	32.78	109.45	-2.90 (27.45)	-37.95
Panel D: $H = 24$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	259.81 (111.33)	113.24	477.31	259.81 (111.33)	113.24	477.31
상위3(FROM)	Rank 1 가공식품	90.99 (3.83)	83.62	95.68	53.08 (24.52)	26.55	103.50	-37.94 (26.96)	-67.51	15.62
	Rank 2 콜금리	89.93 (4.17)	81.94	95.34	43.24 (18.12)	23.67	82.37	-46.58 (20.82)	-69.95	-2.47
	Rank 3 외식	85.39 (5.77)	74.35	93.17	60.66 (24.53)	32.42	109.14	-24.00 (28.65)	-58.32	32.83
상위3(TO)	Rank 1 환율	83.15 (4.56)	74.62	89.86	79.74 (29.73)	44.69	138.67	-2.91 (32.30)	-41.46	60.46
	Rank 2 경기	74.58 (7.64)	61.28	87.10	79.63 (36.60)	35.36	152.20	5.36 (41.07)	-45.78	85.00
	Rank 3 섬유제품	83.12 (6.82)	70.57	93.22	62.91 (28.05)	31.54	120.79	-19.64 (31.69)	-58.31	42.91

표 3: 종합 연결성 지수 (2001년 1월–2010년 12월). 이 표는 예측 시계별 FROM, TO 및 NET 지수의 사후 중위수, 표준편차와 5%, 95% 분위수를 제시한다. 주) 원유는 블록 외생 변수로 $FROM \equiv 0$ 이며 국내 순위 산정에서 제외.

Table 3: SUMMARY OF CONNECTEDNESS INDICES (JANUARY 2001–DECEMBER 2010). This table reports posterior medians, standard deviations, and the 5th and 95th percentiles of FROM, TO, and NET indices by forecast horizon. Note: Crude oil is block exogenous, with $FROM \equiv 0$, and is excluded from domestic rankings.

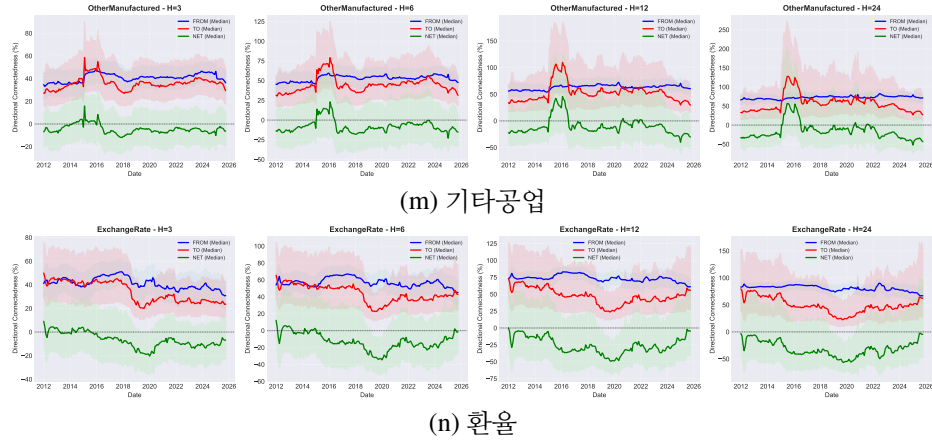


그림 5: 14개 변수의 시간가변 NET/FROM/TO 연결성 추정 결과 (계속). 이 그림은 표시된 변수들의 NET, FROM 및 TO 연결성 지수를 10년 이동구간으로 추정한 결과를 보여준다.

Figure 5: NET/FROM/TO TIME-VARYING CONNECTEDNESS RESULTS ACROSS 14 VARIABLES (CONTINUED). This figure shows the NET, FROM, and TO connectedness estimates for the displayed variables using 10-year rolling windows.

별 연결성 지수를 FROM 기준 상위 3개 변수와 TO 기준 상위 3개 변수로 구분하여 제시하고, Figure 6은 각 부문 간 쌍별 전이 효과 지수의 사후 평균을 보여준다.

먼저 원유는 2000년대에도 가장 두드러진 외생적 충격 요인으로 나타났다. Table 3에 따르면 원유의 TO 지수는 $H = 3$ 에서 39.24, $H = 6$ 에서 110.52, $H = 12$ 에서 206.71, $H = 24$ 에서 259.81로 예측 시계가 길어질수록 크게 증가한다. Figure 6의 히트맵 결과도 원유 중심의 중장기 전이 효과 확대를 보여준다. $H = 3$ 에서는 오직 국내 부문 간 간헐적 연결성이 나타나지만, $H = 6$ 이후부터는 원유 열(column)의 값이 빠르게 커진다. 특히 $H = 12$ 에서 원유 충격은 가공식품(35.15), 외식(31.97), 환율(20.84), 공공서비스(17.93), 내구재(17.21), 개인서비스(16.76), 집세(13.18), 경기(12.36) 등으로 크게 전달된다. $H = 24$ 에서도 원유는 가공식품(33.58), 외식(31.16), 환율(26.42), 공공서비스(22.52), 개인서비스(22.26), 콜금리(22.12), 섬유제품(20.76), 내구재(20.73), 경기(20.60) 등 광범위한 부문에 높은 전이 효과를 보인다.

국내 부문의 연결성 구조를 살펴보면, FROM 지수 기준 상위 부문과 TO 지수 기준 상위 부문은 예측 시계에 따라 서로 다르게 나타난다. FROM 지수 기준으로는 $H = 3$ 에서 외식, 가공식품, 환율이 상위 3개 부문으로 나타나고, $H = 6$ 에서는 가공식품, 외식, 개인서비스가 상위권에 위치한다. $H = 12$ 에서는 가공식품, 외식, 콜금리가, $H = 24$ 에서는 가공식품, 콜금리, 외식이 FROM 지

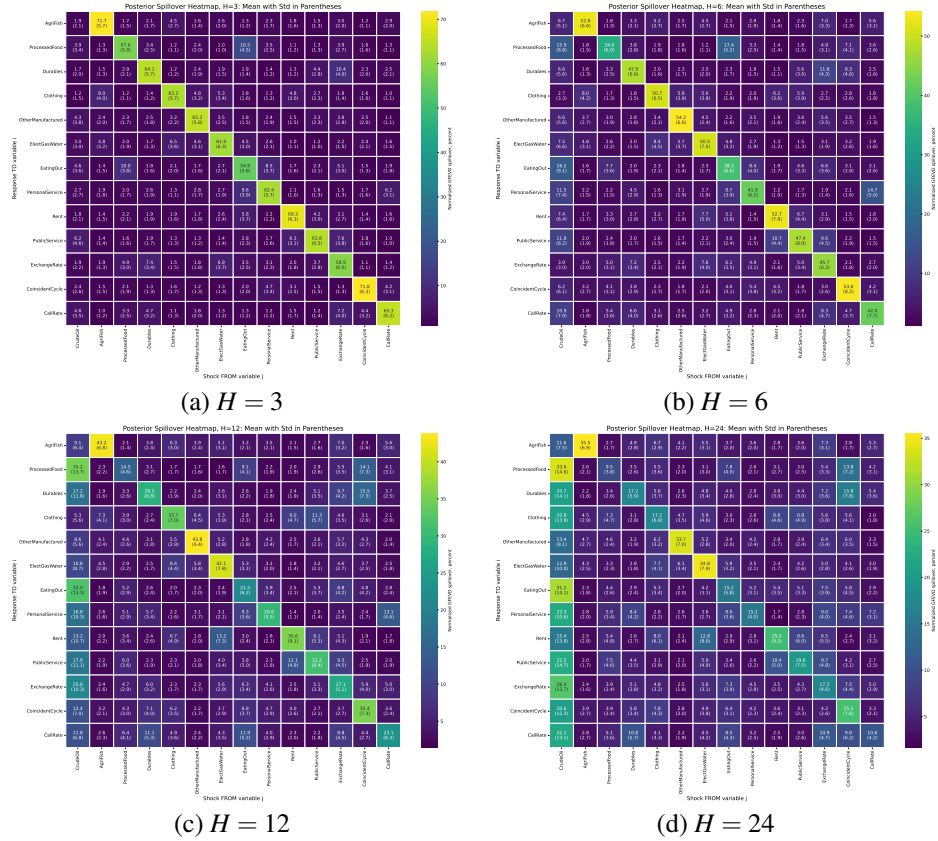


그림 6: 연결성 지수 히트맵 (2001년 1월 ~ 2010년 12월). 이 그림은 예측 시계별 변수 간 연결성을 보여준다. 각 셀은 열 변수의 충격이 행 변수의 예측오차 분산에서 차지하는 비중이다.

Figure 6: CONNECTEDNESS HEATMAPS (JANUARY 2001–DECEMBER 2010). This figure shows pairwise connectedness by forecast horizon. Each cell measures the contribution of shocks to the column variable to the forecast-error variance of the row variable.

수 상위 3개 부문으로 나타난다. 이는 2000년대 표본에서 가공식품과 외식이 여러 예측 시계에 걸쳐 다른 부문으로부터 충격을 많이 수신하는 핵심 부문임을 보여준다. 또한 콜금리는 장기 예측 시계에서 FROM 지수가 크게 상승하여, 통화정책 관련 변수가 에너지 및 기타 비용 충격을 장기적으로 수신하는 양상이 관찰된다.

반면 TO 지수 기준으로는 $H = 3$ 에서 외식, 환율, 가공식품이 상위 3개 부문으로 나타나며, $H = 6$ 에서는 환율, 외식, 전기·가스·수도가 상위권에 포함된다.

$H = 12$ 에서는 환율, 외식, 경기가, $H = 24$ 에서는 환율, 경기, 섬유제품이 TO 지수 상위 3개 부문으로 나타난다. 특히 환율은 모든 예측 시계에서 국내 TO 지수 상위권에 포함된다. 그러나 환율의 NET 지수에 대한 90% 신뢰구간은 모든 예측 시계에서 0을 포함하므로, 환율을 통계적으로 유의한 순 발신자로 해석하기는 어렵다. 이는 환율이 다른 부문으로 충격을 전달하는 동시에 다른 부문으로부터도 상당한 충격을 수신하는 양방향 연결성을 갖고 있음을 시사한다.

국내 부문의 순 연결성 구조를 살펴보면, 2000년대에서는 90% 사후 신뢰구간 기준으로 유의한 순 발신자는 확인되지 않는다. 유의한 순 수신자는 장기 예측 시계에서 매우 제한적으로 관찰된다. Table 3에서는 국내 변수 중 콜금리만 $H = 24$ 에서 90% 사후 신뢰구간의 상한이 0 미만으로 나타난다. 콜금리의 $H = 24$ NET 지수 추정치는 -46.58이고 90% 신뢰구간은 [-69.95, -2.47]이다. 이는 2000년대 표본에서 장기적으로 콜금리가 다른 부문으로 충격을 전달하기보다는 다른 부문으로부터 충격을 상대적으로 더 많이 수신하는 부문임을 의미한다. 특히 히트맵에서 원유→콜금리 경로는 $H = 6$ 에서 10.86, $H = 12$ 에서 11.80, $H = 24$ 에서 22.12로 나타나며, 장기 시계에서 원유 충격이 콜금리 변동을 설명하는 비중이 커진다. 이는 2000년대의 에너지 가격 충격이 물가 부문뿐 아니라 통화정책 관련 변수와도 연결되어 있었음을 시사한다.

쌍별 전이 경로를 보면, 단기에는 국내 부문 간 연결성이 비교적 두드러진다. 시계 $H = 3$ 에서는 외식→가공식품(16.49), 환율→내구재(10.38), 가공식품→외식(9.99), 외식→개인서비스(9.59), 개인서비스→외식(8.46), 농축수산물→섬유제품(7.96) 등의 경로가 관찰된다. 이는 2000년대 초중반 물가 네트워크에서 외식과 가공식품, 환율과 내구재, 외식과 개인서비스 사이의 쌍별 연결성이 상대적으로 강했음을 보여준다. 이러한 단기 연결성은 원유 중심의 장기 전이 구조와 달리, 국내 서비스 가격, 가공식품 가격, 환율 민감 품목 간의 상대적으로 빠른 가격 조정 관계를 반영하는 것으로 해석할 수 있다.

전기·가스·수도 및 공공서비스와 관련된 경로도 일부 관찰된다. $H = 12$ 에서 전기·가스·수도→집세 경로는 13.16으로 나타나며, $H = 24$ 에서도 전기·가스·수도→집세 경로는 12.81로 비교적 크게 나타난다. 이는 공공요금 또는 에너지 관련 비용이 주거비 항목과 연결될 수 있음을 시사한다. 다만 이 역시 쌍별 전이 효과 추정치에 근거한 해석이며, 인과적 전가 경로가 직접 식별되었다고 보기는 어렵다. 공공서비스의 경우 $H = 12$ 와 $H = 24$ 에서 원유로부터 큰 전이 효과를 수신하는 부문으로 나타난다. $H = 12$ 에서 원유→공공서비스 경로는 17.93이고, $H = 24$ 에서는 22.52로 확대된다.

중요 결과를 토대로 종합하면, 2000년대 물가 네트워크 구조는 다음과 같은 세 가지 특징으로 요약된다. 첫째, 원유는 2001년부터 2010년까지의 기간에서 물가 네트워크 전반에 강한 전이 효과를 만들어 내는 핵심 외생 충격원이며, 그 영향은 예측 시계가 길어질수록 크게 확대된다. 둘째, 국내 부문 중

통계적으로 유의한 순 발신자는 확인되지 않으며, 유의한 순 수신자는 $H = 24$ 의 콜금리로 제한된다. 다만 FROM 지수 기준으로는 가공식품과 외식이 반복적으로 상위권에 포함되고, TO 지수 기준으로는 환율이 모든 예측 시계에서 상위권에 포함된다. 이는 가공식품과 외식이 충격 수신 측면에서, 환율이 충격 발신 측면에서 중요한 국내 연결성 노드임을 의미하지만, 이들 변수가 통계적으로 유의한 순 발신자 또는 순 수신자라는 의미는 아니다. 셋째, 쌍별 히트맵 결과는 단기적으로 외식-가공식품, 환율-내구재, 외식-개인서비스 연결성이 두드러지고, 중장기적으로는 원유 중심 경로와 경기→내구재 및 경기→가공식품 경로가 상대적으로 중요하게 나타난다. 따라서 2000년대 물가 네트워크는 국내 부문 간 명확한 순 발신자 구조보다는 원유 중심의 외생 비용 충격, 환율의 높은 방향별 발신 연결성, 그리고 일부 국내 쌍별 연결성이 결합된 구조로 해석할 수 있다.

3.5. 최근 10년(2016년 10월 ~ 2025년 9월)에 대한 실증 결과

최근 물가 네트워크 구조를 분석하기 위해 본 절은 2016년 10월부터 2025년 9월까지의 데이터를 활용하여 연결성 지표를 추정하였다. 그 결과는 Table 4와 Figure 7에 제시되어 있다. 먼저 원유는 이 하위표본에서도 블록 외생 변수로서 FROM 지수 $\equiv 0$ 이며, 국내 물가 부문으로 일방향 전이 효과를 전달하는 강한 외생 충격원으로 나타났다. Table 4에 따르면 원유의 TO 지수는 $H = 3$ 에서 21.63, $H = 6$ 에서 49.90, $H = 12$ 에서 84.31, $H = 24$ 에서 138.54로 예측 시계가 길어질수록 증가한다. 이는 최근 하위표본에서도 원유 충격의 영향이 단기보다 중장기에서 더 크게 누적됨을 의미한다. 다만 2000년대의 첫 번째 하위표본과 비교하면, 원유의 TO 지수는 모든 예측 시계에서 더 낮게 추정이 되었다. 이는 최근에도 원유 중심의 장기 전이 구조가 유지되지만 그 상대적 크기는 2000년대 초반보다 완화되었다는 것을 의미한다. Figure 7의 쌍별 전이 효과도 이러한 패턴을 보여준다. $H = 12$ 에서 원유 충격은 집세(14.97), 경기(10.83), 외식(8.52) 등으로 전달되며, $H = 24$ 에서는 외식(18.30), 집세(17.50), 가공식품(16.38), 콜금리(14.21), 환율(12.71), 개인서비스(12.62), 경기(12.43) 등으로 전이된다.

국내 부문의 방향별 연결성 구조를 살펴보면, 최근 하위표본에서는 2000년대 하위표본에 비해 외식과 집세의 충격 발신 역할이 훨씬 두드러진다. Table 4에서 TO 기준 상위 3개 부문은 $H = 3$ 에서 외식, 집세, 가공식품이고, $H = 6$ 에서는 외식, 집세, 경기이다. $H = 12$ 에서는 외식, 집세, 환율이고, $H = 24$ 에서는 외식, 집세, 경기가 TO 지수 상위 3개 부문으로 나타난다. 외식은 모든 예측 시계에서 TO 지수 상위권에 포함되며, 집세 역시 모든 예측 시계에서 TO 지수 상위권에 반복적으로 포함된다. 이는 최근 하위표본의 물가 네트워크가 2000년대 초반의 환율 및 원유 중심 구조에서 벗어나, 서비스 가격 및 주거비 관련 부문을 중심으로 한 국내 발신 연결성이 강화된 구조임을 시사한다.

		FROM			TO			NET		
		Median (SD)	5%	95%	Median (SD)	5%	95%	Median (SD)	5%	95%
Panel A: $H = 3$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	21.63 (8.39)	10.84	38.06	21.63 (8.39)	10.84	38.06
상위3(FROM)	Rank 1 전기가스수도	37.15 (5.53)	28.48	46.54	30.10 (8.60)	19.27	47.49	-6.58 (9.05)	-20.04	9.84
	Rank 2 기타공산품	36.09 (5.05)	28.02	44.72	29.41 (8.02)	18.29	44.71	-6.39 (7.20)	-17.01	6.36
	Rank 3 집세	34.79 (5.71)	25.49	44.16	34.67 (8.85)	22.46	51.63	0.71 (8.53)	-13.15	14.93
상위3(TO)	Rank 1 외식	32.93 (5.86)	23.58	42.61	38.35 (9.84)	24.79	57.10	5.71 (9.31)	-7.97	21.81
	Rank 2 집세					위와 동일				
	Rank 3 가공식품	31.79 (6.04)	22.46	42.26	32.65 (8.16)	20.99	47.29	1.01 (9.31)	-13.45	16.93
Panel B: $H = 6$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	49.90 (20.29)	25.07	88.77	49.90 (20.29)	25.07	88.77
상위3(FROM)	Rank 1 가공식품	56.70 (7.38)	43.91	68.16	40.72 (11.10)	26.85	62.14	-15.30 (15.10)	-36.44	12.43
	Rank 2 농축수산물	54.19 (6.68)	43.53	65.65	31.36 (9.70)	19.41	50.47	-22.28 (12.55)	-40.65	-0.46
	Rank 3 내구재	51.82 (6.76)	40.30	63.00	39.10 (13.76)	22.15	66.00	-11.98 (15.71)	-33.31	16.52
상위3(TO)	Rank 1 외식	46.59 (7.10)	35.04	58.92	73.23 (16.83)	48.79	104.08	26.74 (19.37)	-2.87	60.67
	Rank 2 집세	51.40 (8.03)	37.81	64.17	46.73 (13.15)	28.82	72.88	-3.43 (15.96)	-27.94	23.49
	Rank 3 경기	38.98 (7.57)	27.11	51.76	44.87 (13.92)	26.73	71.29	6.32 (15.93)	-16.55	35.42
Panel C: $H = 12$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	84.31 (46.22)	37.13	182.52	84.31 (46.22)	37.13	182.52
상위3(FROM)	Rank 1 가공식품	78.06 (7.20)	64.17	88.00	45.50 (17.26)	27.81	82.01	-32.16 (22.60)	-57.96	14.53
	Rank 2 콜금리	76.48 (7.03)	64.18	86.86	40.95 (18.19)	21.26	80.02	-35.27 (21.35)	-61.31	6.68
	Rank 3 개인서비스	70.79 (6.08)	61.17	80.97	32.69 (13.49)	18.42	61.18	-37.96 (16.12)	-58.38	-6.09
상위3(TO)	Rank 1 외식 [‡]	62.34 (8.61)	48.43	77.10	127.15 (30.85)	82.49	183.16	65.32 (37.08)	9.02	131.96
	Rank 2 집세	68.98 (9.32)	52.67	82.87	74.69 (24.85)	41.55	119.11	6.16 (29.40)	-35.65	57.96
	Rank 3 환율	60.86 (7.45)	48.89	73.09	57.33 (23.80)	31.49	105.96	-3.35 (26.36)	-34.20	49.53
Panel D: $H = 24$										
외생	원유 [†]	0.00 (0.00)	0.00	0.00	138.54 (108.66)	46.39	380.80	138.54 (108.66)	46.39	380.80
상위3(FROM)	Rank 1 콜금리	91.56 (3.96)	83.56	96.18	45.05 (29.72)	19.40	110.44	-46.76 (32.15)	-75.32	24.26
	Rank 2 가공식품	87.91 (6.09)	75.03	94.60	41.85 (25.49)	21.02	96.87	-46.09 (30.59)	-72.91	19.51
	Rank 3 섬유제품	85.98 (4.85)	76.83	92.73	55.53 (30.62)	27.00	120.90	-29.92 (33.93)	-63.68	42.15
상위3(TO)	Rank 1 외식	79.61 (8.13)	64.28	90.85	137.20 (46.62)	70.89	225.45	58.24 (53.96)	-18.30	157.92
	Rank 2 집세	81.57 (7.75)	66.97	91.89	101.26 (41.54)	48.03	181.09	20.49 (46.11)	-39.74	109.13
	Rank 3 경기	64.02 (6.70)	53.03	75.02	63.90 (36.40)	28.19	139.08	-0.16 (39.55)	-41.77	80.68

표 4: 종합 연결성 지수 (2016년 10월–2025년 9월). 이 표는 예측 시계별 FROM, TO 및 NET 지수의 사후 중위수, 표준편차와 5%, 95% 분위수를 제시한다. 주) 원유는 블록 외생 변수로 $FROM \equiv 0$ 이며 국내 순위 산정에서 제외.

Table 4: SUMMARY OF CONNECTEDNESS INDICES (OCTOBER 2016–SEPTEMBER 2025). This table reports posterior medians, standard deviations, and the 5th and 95th percentiles of FROM, TO, and NET indices by forecast horizon. Note: Crude oil is block exogenous, with $FROM \equiv 0$, and is excluded from domestic rankings.

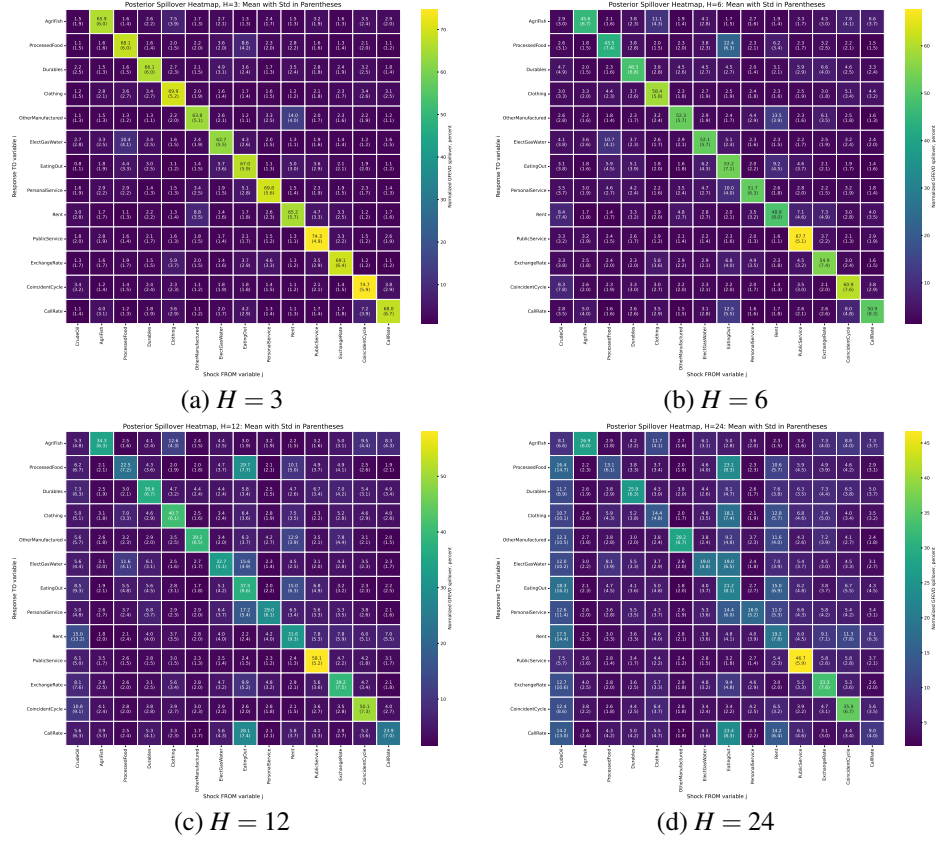


그림 7: 연결성 지수 히트맵 (2016년 10월 ~ 2025년 9월). 이 그림은 예측 시계별 변수 간 연결성을 보여준다. 각 셀은 열 변수의 충격이 행 변수의 예측오차 분산에서 차지하는 비중이다.

Figure 7: CONNECTEDNESS HEATMAPS (OCTOBER 2016–SEPTEMBER 2025). This figure shows pairwise connectedness by forecast horizon. Each cell measures the contribution of shocks to the column variable to the forecast-error variance of the row variable.

반면 FROM 지수 기준 상위 부문은 예측 시계에 따라 변화한다. $H = 3$ 에서는 전기·가스·수도, 기타공산품, 집세가 충격을 많이 수신하는 부문으로 나타난다. $H = 6$ 에서는 가공식품, 농축수산물, 내구재가 FROM 지수 상위권에 위치하고, $H = 12$ 에서는 가공식품, 콜금리, 개인서비스가 상위권에 포함된다. $H = 24$ 에서는 콜금리, 가공식품, 섬유제품이 FROM 지수 상위 3개 부문으로 나타난다. 즉 최근 하위표본에서는 가공식품과 콜금리가 중장기 예측 시계에서 충격을 많이 수신하는 부문으로 반복적으로 나타나며, 개인서비스와 섬유

제품도 장기 시계에서 높은 수신 연결성을 보인다. 다만 FROM 지수가 높다는 사실만으로 해당 부문을 유의한 순 수신자로 분류할 수는 없으며, 이는 NET 지수의 사후 신뢰구간을 통해 별도로 판단해야 한다.

국내 부문의 순 연결성(NET) 지수의 90% 사후 신뢰구간으로 평가하면, 첫 번째 하위표본에 비해 최근 하위표본에서는 유의한 역할을 보이는 부문이 더 뚜렷하게 나타난다. $H = 3$ 에서는 국내 변수 중 유의한 순 발신자 또는 순 수신자가 확인되지 않는다. $H = 6$ 에서는 농축수산물이 유의한 순 수신자로 나타난다. 농축수산물의 NET 지수 추정치는 -22.28이고 90% 신뢰구간은 [-40.65, -0.46]이다. $H = 12$ 에서는 개인서비스, 농축수산물, 기타공산품이 유의한 순 수신자로 확인된다. 개인서비스의 NET 지수 추정치는 -37.96이고 90% 신뢰구간은 [-58.38, -6.09]이며, 농축수산물은 -32.46, 신뢰구간은 [-52.47, -2.55]이다. 기타공산품은 -30.84이고 신뢰구간은 [-50.38, -4.83]이다. $H = 24$ 에서도 개인서비스, 기타공산품, 농축수산물이 유의한 순 수신자 지위를 유지한다. 각각의 NET 지수 추정치와 90% 신뢰구간은 개인서비스 -50.44, [-72.02, -5.20], 기타공산품 -44.45, [-65.42, -8.85], 농축수산물 -43.56, [-63.75, -1.60]이다.

이러한 결과는 2000년대 하위표본과 중요한 차이를 보인다. 첫 번째 하위표본에서는 국내 부문 중 통계적으로 유의한 순 수신자가 $H = 24$ 에서 콜금리로 제한되었고, 순 발신자는 확인되지 않았다. 반면 최근 하위표본에서는 농축수산물, 개인서비스, 기타공산품이 여러 예측 시계에서 유의한 순 수신자로 나타난다. 이는 최근 기간의 물가 네트워크에서 특정 국내 부문들이 원유 외생 충격 및 다른 국내 부문의 가격 변동을 상대적으로 더 많이 흡수하는 구조가 강화되었음을 의미한다. 반면 가공식품은 여러 예측 시계에서 FROM 지수 상위권에 포함되지만, NET 지수의 신뢰구간이 0을 포함하므로 유의한 순 수신자로 분류되지는 않는다.

가장 주목할 만한 변화는 외식 물가의 역할이다. 외식은 최근 하위표본에서 모든 예측 시계의 TO 지수 상위권에 포함될 뿐 아니라, $H = 12$ 에서 유일하게 통계적으로 유의한 국내 순 발신자로 확인된다. 외식의 $H = 12$ NET 지수 추정치는 65.32이고 90% 신뢰구간은 [9.02, 131.96]이다. 따라서 외식 물가는 최근 하위표본의 중기 물가 네트워크에서 다른 부문으로 충격을 전달하는 핵심 국내 발신 노드로 해석할 수 있다. 다만 $H = 24$ 에서 외식의 NET 지수 추정치는 58.24로 양의 값을 보이지만 신뢰구간 [-18.30, 157.92]이 0을 포함하여 해석에 유의하여야 한다.

쌍별 전이 경로는 외식의 역할 변화를 더욱 명확하게 보여준다. $H = 12$ 에서 외식→가공식품 경로는 29.73, 외식→콜금리 경로는 28.13, 외식→개인서비스 경로는 17.18, 외식→전기·가스·수도 경로는 15.58로 나타난다. $H = 24$ 에서도 외식→콜금리(23.35), 외식→가공식품(23.09), 외식→전기·가스·수도(19.02), 외식→섬유제품(18.10), 외식→개인서비스(14.39)의 경로가 크게 나타난다. 이는 최근 기간에 외식 물가가 가공식품, 개인서비스, 유틸리티 관련

가격 등으로 높은 발신 연결성을 보이는 주요 국내 부문으로 작용하였을 가능성을 시사한다. 또한 외식→콜금리 경로가 크게 나타난다는 점은 외식 물가 변동이 통화정책 관련 변수의 예측 오차 분산을 설명하는 비중이 커졌음을 의미한다. 다만 이는 FEVD에 기반한 전이 연관성이므로, 외식가격 조정의 정책효과나 중앙은행의 구조적 정책 반응을 직접 식별한 것으로 해석해서는 안 된다.

집세 역시 최근 하위표본에서 중요한 국내 발신 연결성을 보인다. Table 4에서 집세는 모든 예측 시계의 TO 지수 상위권에 포함된다. $H = 3$ 에서는 TO 지수가 34.67, $H = 6$ 에서는 46.73, $H = 12$ 에서는 74.69, $H = 24$ 에서는 101.26으로 증가한다. 그러나 집세의 NET 지수 신뢰구간은 모든 예측 시계에서 0을 포함한다. 히트맵에서는 $H = 12$ 에서 집세→외식(14.95), 집세→기타공산품(12.94), 집세→가공식품(10.13)의 경로가 관찰되며, $H = 24$ 에서도 집세→외식(15.00), 집세→콜금리(14.24), 집세→섬유제품(12.75)의 경로가 나타난다. 이는 최근 물가 네트워크에서 주거비 관련 가격이 서비스 및 기타 품목과 강하게 연결되어 있음을 보여준다.

콜금리는 최근 하위표본에서 중장기 FROM 지수 상위권에 포함되지만, 순 수신자로 통계적으로 유의하지는 않다. 이는 첫 번째 하위표본에서 $H = 24$ 콜금리가 유의한 순 수신자로 확인되었던 결과와 다소 차이를 보인다.

농축수산물도 최근 하위표본에서도 충격의 수신자로 추정되었다. $H = 6$ 에서 농축수산물은 유의한 순 수신자이며, $H = 12$ 와 $H = 24$ 에서도 유의한 순 수신자로 확인된다. 히트맵 기준으로는 $H = 12$ 에서 섬유제품→농축수산물(12.57), 경기→농축수산물(9.52), 콜금리→농축수산물(8.31)의 경로가 관찰된다. 이는 최근 하위표본에서 농축수산물이 여러 국내 비용 및 경기 관련 요인으로부터 충격을 수신하는 부문으로 작동했음을 시사한다.

전기·가스·수도와 공공서비스의 역할도 첫 번째 하위표본과 차이를 보인다. 전기·가스·수도는 $H = 3$ 에서 FROM 지수 상위 1위에 위치하며, 히트맵에서는 $H = 12$ 에서 외식→전기·가스·수도(15.58), 가공식품→전기·가스·수도(11.55)의 경로가 관찰된다. $H = 24$ 에서도 외식→전기·가스·수도(19.02)의 경로가 크게 나타난다. 이는 최근 하위표본에서 전기·가스·수도가 단기적으로 충격을 많이 수신하는 부문이며, 중장기적으로는 외식 및 가공식품과 같은 국내 비용 압력과 연결되어 있음을 보여준다.

공공서비스는 Table 4의 사후 추정치 기준으로는 모든 예측 시계에서 TO 지수 상위 3개 부문에 포함되지 않는다. 다만 히트맵의 사후 추정치 기준으로는 중위권 수준의 발신 연결성을 유지하므로, 공공서비스의 역할이 사라졌다고 해석하기보다는 외식, 집세, 원유와 같은 핵심 발신 노드에 비해 상대적으로 덜 두드러진 것으로 해석하는 것이 적절하다. 또한 공공서비스는 다른 부문에 비해 가장 독립적인 요인에 의해 움직이는 물가 부문으로 나타났다. 이는 자체 충격이 공공서비스 물가의 움직임을 가장 잘 설명하는 결과를 통해 확인할 수

있다.

경기 변수는 최근 하위표본에서 $H = 6$ 과 $H = 24$ 의 TO 지수 상위 3개 부문에 포함된다. $H = 6$ 에서 경기의 TO 지수 추정치는 44.87이고, $H = 24$ 에서는 63.90이다. 그러나 경기의 NET 지수 추정치의 신뢰구간은 모든 예측 시계에서 0을 포함하므로 통계적으로 유의한 순 발신자 또는 순 수신자로 분류되지 않는다. 첫 번째 하위표본에서는 경기→내구재 및 경기→가공식품 경로가 중장기에서 두드러졌던 반면, 최근 하위표본에서는 경기의 전이 대상이 예측 시계에 따라 보다 분산되어 나타난다. 특히 $H = 24$ 에서는 경기→집세, 경기→외식, 경기→개인서비스 등 주거비 및 서비스 관련 부문과의 연결성이 상대적으로 부각된다.

종합하면, 최근 하위표본의 물가 네트워크는 네 가지 특징으로 요약된다. 첫째, 원유는 여전히 강한 물가 충격원으로 작동하며, 예측 시계가 길어질수록 국내 물가 부문에 대한 전이 효과가 확대된다. 다만 전이 효과의 총 크기는 첫 번째 하위표본에 비해 낮게 추정되었다. 둘째, 국내 부문 중 외식은 유일하게 유의한 순 발신자로 나타나며, 모든 예측 시계에서 TO 지수 기준 상위권에 포함된다. 셋째, 개인서비스, 농축수산물, 기타공산품은 최근 하위표본에서 유의한 순 수신자로 반복적으로 나타나며, 이는 이들 부문이 최근 물가 네트워크에서 충격을 흡수하는 역할을 수행했음을 의미한다. 넷째, 집세는 모든 예측 시계에서 TO 지수 상위권에 포함되지만 NET 지수 추정치의 신뢰구간이 0을 포함하므로 유의한 순 발신자로 단정하지는 못한다. 따라서 최근 물가 네트워크는 원유 중심의 외생 비용 충격이 유지되는 가운데, 외식과 집세를 중심으로 한 국내 서비스 및 주거비 관련 연결성이 강화된 구조로 해석할 수 있다. 이는 2000년대 초반 하위표본에서 원유의 장기 전이 효과와 환율의 국내 발신 연결성이 상대적으로 두드러졌던 구조와 구별된다.

4. 결론 및 시사점

본 연구는 Bayesian VAR과 Diebold-Yilmaz 연결성 지수를 이용하여 2001년 1월부터 2025년 9월까지 한국 소비자물가의 부문 간 충격 전이 구조와 그 시간적 변화를 분석하였다. 분석 결과, 원유는 전체 표본기간과 기간별 분석에서 일관되게 국내 물가 부문으로 충격을 전달하는 핵심 외생 충격원으로 나타났다. 특히 원유의 전이 효과는 단기보다 중장기 예측 시계에서 더 크게 확대되며, 이는 국제 에너지 가격 충격이 한국 소비자물가 네트워크 전반에 누적적인 비용 압력으로 작용함을 시사한다. 반면 국내 부문에서는 전체 기간과 기간별 분석을 통틀어 모든 예측 시계에서 일관되게 유의한 순 발신자를 확인하기는 어려웠다. 다만 외식 부문은 국내 변수 중 상대적으로 높은 발신 연결성을 보였으며, 최근 10년 기간의 12개월 예측 시계에서는 통계적으로 유의한 국내 순 발신자로 나타났다. 한편, 개인서비스, 농축수산물, 기타공업제품 등

은 특정 기간과 예측 시계에서 다른 부문으로부터의 충격을 상대적으로 많이 수신하는 부문으로 나타났다.

또한 물가 네트워크의 구조는 시간에 따라 뚜렷하게 변화하였다. 2000년대에는 원유의 장기 전이 효과와 환율의 국내 발신 연결성이 상대적으로 두드러졌고, 가공식품과 외식은 여러 예측 시계에서 충격을 많이 수신하는 부문으로 나타났다. 반면 최근 하위표본에서는 외식과 집세의 발신 연결성이 강화되었으며, 특히 외식은 중기 예측 시계에서 유의한 국내 순 발신자로 확인되었다. 이는 최근 한국 물가 네트워크가 원유 중심의 외생 비용 충격을 유지하는 가운데, 서비스 가격과 주거비 관련 부문을 중심으로 한 국내 전이 구조가 강화되는 방향으로 변화했음을 보여준다. 실물 경기 변수는 일부 쌍별 경로에서 물가와 연결되어 있으나, 순 연결성 기준으로는 통계적으로 명확한 방향성을 보이지 않아 경기 요인을 일방적인 순 발신자 또는 순 수신자로 해석하기는 어려운 것으로 나타났다. 순 연결성은 발신 연결성과 수신 연결성의 차이이므로, 이 결과를 수요측 물가압력의 중요성이 작다는 의미로 해석할 수는 없다. 비용충격의 전파 정도와 지속성은 수요여건에 따라 달라질 수 있으며, 수요가 확대되는 경우 누적된 비용압력의 가격 전가가 용이해질 수 있다.

이러한 결과들은 한국의 인플레이션 동학을 이해하기 위해 집계 소비자물가뿐 아니라 부문별 물가 간 네트워크 구조도 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다. 특히 물가 안정화를 위한 정책 모니터링은 원유와 같은 외생 비용 충격뿐 아니라, 외식과 집세 등 최근 국내 전이 연결성이 강화된 부문을 함께 점검할 필요가 있다. 또한 전기·가스·수도 및 공공서비스와 같은 공공요금·규제가격 부문은 일관된 순 발신자로 일반화되기보다는 예측 시계와 하위표본에 따라 상이한 연결성을 보이므로, 핵심 발신 부문이라기보다 특정 국면에서 물가 전이를 증폭하거나 지연시킬 수 있는 보조적 모니터링 대상으로 해석하는 것이 적절할 것이다. 따라서 본 연구의 결과는 물가 안정 정책이 집계 인플레이션의 수준뿐 아니라 충격의 발원지, 전이 경로, 그리고 부문별 네트워크 내 위치를 함께 고려하는 방향으로 보완될 필요가 있음을 보여준다.

참고문헌

강규호·김정성·신세림 (2021). “우리나라 소비자물가상승률 예측,” *경제분석* 27, 1-42.

(Translated in English) Kang, K.H., J. Kim and S. Shin (2021). “Forecasting Korean CPI inflation,” *Economic Analysis* 27, 1-42.

김진웅·노영진 (2023). “글로벌 공급망 압력 상승의 경제적 효과: 인플레이션과 경제성장률의 반응,” *통계연구* 28, 98-116.

- (Translated in English) Kim, J.W. and Y.J. Ro (2023). “Economic effects of global supply chain shocks: Inflation and economic growth aspects,” *Journal of the Korean Official Statistics* 28, 98–116.
- 이서진 · 유종민 (2023). “국제원자재 가격의 국내 인플레이션 전이 효과: 비대칭성과 2차 효과 분석,” *산업연구 (JIET)* 7, 30–59.
- (Translated in English) Lee, S. and J. Yu (2023). “Commodity price pass-through and Korea inflation: Analyzing the second round effect,” *Journal of Industrial Economics and Trade* 7, 30–59.
- Acemoglu, D., V.M. Carvalho, A. Ozdaglar and A. Tahbaz-Salehi (2012). “The network origins of aggregate fluctuations,” *Econometrica* 80, 1977–2016.
- Al-Nassar, N.S. and A.A. Albahouth (2023). “Inflation spillovers among advanced and emerging economies: Evidence from the G20 group,” *Economies* 11, 126.
- Aoki, K. (2001). “Optimal monetary policy responses to relative-price changes,” *Journal of Monetary Economics* 48, 55–80.
- Ball, L. and N.G. Mankiw (1995). “Relative-price changes as aggregate supply shocks,” *The Quarterly Journal of Economics* 110, 161–193.
- Bañbura, M., D. Giannone and L. Reichlin (2010). “Large Bayesian vector autoregressions,” *Journal of Applied Econometrics* 25, 71–92.
- Baqee, D. and E. Farhi (2022). “Supply and demand in disaggregated Keynesian economies with an application to the COVID-19 crisis,” *American Economic Review* 112, 1397–1436.
- Blanchard, O.J. and B.S. Bernanke (2023). “What caused the US pandemic-era inflation?” NBER Working Paper No. 31417, National Bureau of Economic Research.
- Borio, C., M. Lombardi, J. Yetman and E. Zakrajšek (2023). “The two-regime view of inflation,” BIS Papers No. 133, Bank for International Settlements, Basel.
- Diebold, F.X. and K. Yilmaz (2012). “Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers,” *International Journal of Forecasting* 28, 57–66.

- Diebold, F.X. and K. Yilmaz (2014). “On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms,” *Journal of Econometrics* 182, 119–134.
- di Giovanni, J., Ş. Kalemli-Özcan, A. Silva and M.A. Yildirim (2022). “Global supply chain pressures, international trade, and inflation,” NBER Working Paper No. 30240, National Bureau of Economic Research.
- Doan, T., R. Litterman and C. Sims (1984). “Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions,” *Econometric Reviews* 3, 1–100.
- Fischer, S. (1981). “Relative shocks, relative price variability, and inflation,” *Brookings Papers on Economic Activity* 1981(2), 381–431.
- Gabaix, X. and R.S.J. Koijen (2024). “Granular instrumental variables,” *Journal of Political Economy* 132, 2274–2303.
- Galí, J. and M. Gertler (1999). “Inflation dynamics: A structural econometric analysis,” *Journal of Monetary Economics* 44, 195–222.
- Giannone, D., M. Lenza and G.E. Primiceri (2015). “Prior selection for vector autoregressions,” *Review of Economics and Statistics* 97, 436–451.
- Hall, S.G., G.S. Tavlás and Y. Wang (2023). “Drivers and spillover effects of inflation: The United States, the euro area, and the United Kingdom,” *Journal of International Money and Finance* 131, 102776.
- Jiang, Y., B. Qu, Y. Hong and X. Xiao (2024). “Dynamic connectedness of inflation around the world: A time-varying approach from G7 and E7 countries,” *The Quarterly Review of Economics and Finance* 95, 111–125.
- Koop, G., M.H. Pesaran and S.M. Potter (1996). “Impulse response analysis in nonlinear multivariate models,” *Journal of Econometrics* 74, 119–147.
- La’O, J. and A. Tahbaz-Salehi (2022). “Optimal monetary policy in production networks,” *Econometrica* 90, 1295–1336.
- Litterman, R.B. (1986). “Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience,” *Journal of Business & Economic Statistics* 4, 25–38.
- Pesaran, M.H. and Y. Shin (1998). “Generalized impulse response analysis in linear multivariate models,” *Economics Letters* 58, 17–29.

- Reis, R. and M.W. Watson (2010). “Relative goods’ prices, pure inflation, and the Phillips correlation,” *American Economic Journal: Macroeconomics* 2, 128–157.
- Rubbo, E. (2023). “Networks, Phillips curves, and monetary policy,” *Econometrica* 91, 1417–1455.
- Trancoso, T. and S. Gomes (2024). “How does inflation propagate among CPI components? Evidence from the euro area,” *Economics and Business Letters* 13(2), 58–67.