

우리나라 통화정책 충격이 소득 및 소비 불평등에 미치는 영향

소인환* · 김규태**

요약

본고는 우리나라의 통화정책 충격을 식별하고, 이를 이용하여 통화정책이 소득 및 소비 불평등에 미치는 영향과 그 파급경로를 분석한다. 이를 위해 먼저 통화정책 결정회의시 고려하는 정보를 이용한 실화적 접근방식으로 통화정책 충격을 식별하고, 가계미시데이터(가계동향조사)를 이용하여 주요 구성 항목별로 소득·소비 불평등 지표들을 구축하였다. 그리고 통화정책 충격이 소득 및 소비 불평등에 미치는 영향을 살펴보기 위해 이들 변수들로 구성된 벡터자기회귀모형을 추정하였다. 실증분석 결과, 긴축적 통화정책 충격은 소득 불평등을 유의하게 심화시키는 것으로 나타난 반면, 소비 불평등에 미치는 영향은 소득 불평등에 비해 상대적으로 제한적이거나 유의성이 낮은 것으로 분석되었다.

주제분류 : E52, E21, D31

핵심 주제어 : 소득 불평등, 소비 불평등, 통화정책 충격, 실화적 방법론, 벡터자기회귀모형

I. 서론

경기 및 금융안정에 대한 통화정책의 역할이 크게 확대되며 통화정책 충격의 경제적 영향에 대한 전반적인 관심이 크게 높아졌다. 특히, 최근에는 통화정책의 효과가 개인 및 가계의 특성에 따라 다르게 나타나며 불평등에도 영향을 미치게 된다는 주장들이 꾸준히 제기되고 있다(Coibion et al.,

* 홍익대학교 경제학부 조교수(주저자), email: inhwanso@hongik.ac.kr

** Department of Statistics, Iowa State University 박사과정 (한국은행 과장, 청원 휴직), email: gyutae77@iastate.edu

2017; Kaplan et al., 2018; Cloyne et al., 2020 등). 우리나라는 가계 계층별 소득·소비구조의 양극화가 심화되고 있을 뿐만 아니라 심각한 저출산·고령화로 인해 인구구조 변화도 급속히 진행되고 있다. 이에 따라 통화정책의 효과가 가계 특성에 따라 차별적으로 나타날 가능성이 점차 높아지고 있으며, 이로 인해 불평등에도 영향을 미칠 수 있다.

이에 본고는 우리나라의 통화정책이 소득과 소비 불평등에 미치는 영향을 실증 분석해 보고자 한다. 이를 위해 먼저 설화적 방식(narrative approach)을 통해 우리나라의 통화정책 충격을 식별하였다. Romer and Romer (2004)가 제안한 설화적 방식은 중앙은행 내부의 통화정책 결정 관련 정보를 수집하여 중앙은행이 정책적으로 의도하지 않은 금리 변화분을 통화정책 충격으로 식별하는 방식이다. Romer and Romer (2004) 이후 미국 외 주요국에 대해서도 여러 연구들이 유사한 방식을 이용하여 통화정책 충격을 식별하였다(Cloyne and Huertgen, 2016; Cloyne and Ferreira, 2020; Champagne and Sekkel, 2018; Ha and So, 2023 등). 그러나 각 국가마다 통화정책 운영 및 경제전망 발표 방식 등이 다르고, 정책 결정에 있어서 고려하는 요소들도 달라 각국의 상황에 적합한 추정 방식의 변형이 필요하다. 본고는 소인환·김규태(2026)와 같이 우리나라의 실정을 감안한 설화적 방식을 적용하여 통화정책 충격을 식별하고, 이를 분석에 활용하였다.

다음으로 소득과 소비의 불평등도를 가계동향조사의 가구별 소득, 소비 미시데이터를 활용하여 산출하였다. 불평등도는 소득·소비의 각 세부 항목별로 지니계수, 로그레벨의 분위수의 차이, 로그레벨의 표준편차 등 3가지 기준으로 고려해 볼 수 있다. 그리고 세부 항목은 소득의 경우 가구 전체소득, 경상소득, 근로소득, 시장소득, 소비의 경우 가구의 전체 지출, 소비지출, 내구재 소비, 비내구재 소비를 고려하였다. 이렇게 산출된 각 불평등도와 앞서 추정한 통화정책 충격을 이용하여 VAR 모형을 구성하고, 통화정책 충격이 소득 및 소비 불평등에 미치는 영향을 분석하였다.

분석 결과, 긴축적 통화정책 충격 발생시 소득 불평등도는 유의하게 상승하였는데, 소비 불평등도는 이에 비해 유의성이나 지속성이 낮게 나타났다. 이러한 결과는 본고에서 고려한 모든 종류의 불평등도들(로그레벨의 분위수의 차이, 로그레벨의 표준편차)에서 강건하게 확인되었다. 다음으로 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)를 통해 통화정책

충격이 각 소득, 소비불평등에 미치는 기여도를 살펴보았다. 그 결과 통화정책 충격의 소득 불평등 변화에 대한 기여도는 대체로 10~20%로 나타난 반면, 소비 불평등에 대한 기여도는 이보다 낮은 5~10%로 나타났다. 이러한 결과들은 소득 충격이 소비 격차로 완전히 전이되지 않음을 시사한다.

또한, 통화정책 충격이 소득 및 소비의 분배에 미치는 경로를 세부적으로 살펴보기 위해 각 소득 및 소비항목별 8분위수(상위20%)와 2분위수(하위20%)의 반응을 추정하였다. 먼저 소득의 경우, 통화정책 충격시 2분위수의 소득은 소폭 감소한 반면, 8분위수는 유의한 반응이 없거나 오히려 일시 증가하는 모습을 보였다. 이러한 결과는 긴축적 통화정책 충격이 노동시장을 위축시켜 하위 소득계층의 근로소득을 감소시키는 반면, 상대적으로 높은 고용 안정성을 지닌 상위 계층은 이러한 충격을 비교적 잘 흡수할 수 있기 때문으로 보여진다(Coibion et al., 2017; Gornemann et al., 2016 등). 한편, 통화정책 충격시 소비도 계층별로 이와 유사한 반응을 보였다. 즉, 2분위수와 8분위수 모두 소비가 유의한 반응을 보이지 않거나 소폭 감소한 것이다.¹⁾

본고는 다음의 두 가지 측면에서 통화정책과 불평등 간의 관계에 대한 기존 연구에 기여하고 있다. 첫째, 설화적 방식으로 추정한 한국의 통화정책 충격(소인환·김규태, 2026)을 분석에 활용한 점이다. 관련 연구에서는 VAR 모형 제약을 통해 통화정책 충격을 식별한 경우가 많은데, 이 경우 식별 제약에 따라 통화정책 충격의 추정값이 크게 달라지거나, 금융데이터 등을 통해 산출한 값과 큰 차이를 보이게 된다(Rudebusch, 1998). 이런 측면에서 VAR 모형 외부에서 수집한 통화정책 충격 정보(external information)를 활용하는 경우가 많은데, 일부 선진국을 제외하고는 단기 금융상품의 선물시장이 구성되어 있지 않은 경우가 많아 이러한 정보 수집에 한계가 있다.²⁾ 이에 설화적 방식을 각국 상황에 맞게 개선하여 통화정책 충격 식별에 활용한 사례들이

1) 다만, 기존 연구에 따르면 상·하위 계층별 유사한 소비 반응의 배경에는 서로 다른 채널이 존재할 수 있다. 예를 들어, 긴축적 통화정책 충격시 하위 계층은 소득 감소에 따른 유동성 제약으로 인해 소비를 줄이는 소득효과가 강할 수 있고, 상위 계층은 금리 상승에 따른 기간간 대체효과로 인해 현재 소비를 줄이고 저축을 늘릴 유인이 더 클 수 있다(Auclert, 2019).

2) 우리나라도 단기 선물금리 시장이 조성되지 않아, 안중섭 외(2021), Ahn et al. (2025) 등 일부 연구에서 대안적으로 여타 금융상품 수익율(이자율스왑, 국채 3년물 선물금리 등)을 이용하기도 하였다.

많지만, 국내에서는 이러한 연구 사례를 찾아보기 어렵다. 이는 관련 정보를 수집하고, 국내 실정에 맞게 조정하는 과정이 어려웠기 때문으로 보여진다.

둘째, 통화정책 효과의 비대칭성에 대한 연구는 그간 활발히 이루어져 왔으나, 미시 데이터를 이용하여 가계 계층별 불평등에 대한 영향에 초점을 둔 국내 연구는 상당히 부족한 실정이다(최지욱, 2017; Park, 2021). 또한, 기존 연구들은 분석방법 및 분석기간 등에 따라 결과도 크게 다르게 나타났다. 계층간 소득·소비 불평등이 심화되고, 인구구조 변화도 본격화되고 있다는 점에서 본고의 분석은 향후 통화정책 운영에도 참고 자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 통화정책과 소득·소비 불평등 간의 관계에 대한 이론적 배경 및 기존 연구를 간략히 살펴본다. III장에서는 설화적 방식을 한국 상황에 맞게 변형하여 한국의 통화정책 충격을 추정한다. IV장에서는 가계동향조사 데이터를 이용한 불평등 측정 방법을 소개한다. V장에서는 VAR 모형을 이용하여 통화정책 충격이 불평등도에 미치는 영향을 추정하고, 분위수 충격반응을 확인하였다. VI장은 주요 분석내용을 요약하고 정책적 시사점을 제시하였다.

II. 통화정책과 불평등

1. 이론적 배경

통화정책이 불평등에 미치는 영향에 대한 연구는 Romer and Romer (1998) 이후 본격화되었다. 동 연구는 단기적으로는 확장적 통화정책이 저소득층의 후생을 증가시켰으나, 장기적으로는 긴축적 통화정책이 물가안정과 충 수요 증가를 통해 저소득층의 후생을 증가시켰음을 보였다. Romer and Romer (1998) 이후의 다양한 연구들은 긴축적 통화정책이 불평등에 미치는 영향에 대해서는 상반된 견해를 제시하고 있다. 이처럼 결과가 다양하게 나타난 것은 통화정책 충격 발생시 가계의 순금융자산 보유여부, 근로 소득 및 자산소득의 비중 등에 따라 소득 및 소비의 분배 양상이 달라지기 때문이다. 즉, 통화정책 충격이 계층별로 작동하는 경로가 각기 다를 수 있

고, 동일한 경로가 작동하더라도 그 강도가 서로 달라 궁극적인 효과에서 차이를 보일 수 있는 것이다.

먼저 긴축적(완화적) 통화정책이 불평등을 완화(심화)시키는 경로로는 다음의 사항들을 고려해 볼 수 있다. 첫째, 가계의 소득원천이 이질적임에 주목한 소득 구성 경로(income composition channel)이다. 가계 대부분의 소득원천은 근로소득이지만, 고소득층의 경우 사업소득과 금융소득이 주요 소득원천인 경우가 많다. 이 경우 긴축적 통화정책으로 경기가 둔화되어 사업소득과 금융소득이 노동소득보다 더 크게 감소한다면, 긴축적 통화정책 시행으로 소득불평등이 완화될 수 있다.³⁾

두 번째로는 금융시장 분할 경로(financial segmentation channel)를 들 수 있다. 일반적으로 고소득층이 저소득층에 비해 금융시장 접근성이 높은 편인데, 긴축적 통화정책 시행으로 통화공급이 줄어 금융여건이 악화된다면 고소득층의 부(富)가 감소하며 불평등도가 완화될 수 있다(Williamson, 2009; Ledoit, 2009).⁴⁾

세 번째는 포트폴리오 경로(portfolio channel)이다. 일반적으로 고소득층은 저소득층에 비해 낮은 현금보유 성향을 보이는데(Erosa and Ventura, 2002; Albanesi, 2007), 긴축적 통화정책으로 인플레이션이 낮아지면, 가계의 자산구성 차이에 따라 실질자산가치의 변화가 계층별로 상이하게 나타날 수 있다.

이와 반대로 긴축적(완화적) 통화정책이 불평등을 심화(완화)시키는 경로로는 다음의 두 가지를 생각해 볼 수 있다. 첫 번째는 저축 재분배 경로(savings redistribution channel)이다. 예상하지 못한 정책금리의 인상은 사후적 실질금리(ex-post real interest rate)를 상승시키는데, 이 경우 저축가계는 이득을 보고 차입가계는 손실을 보게 된다. 일반적으로 저축가계가 차입

3) 다만, 소득 구성 경로가 반대의 방향으로 작용할 수도 있다. 예를 들어, 긴축적 통화정책으로 경기둔화가 나타나더라도, 금리 상승에 따른 이자소득 증가는 금융자산 보유 비중이 높은 고소득층에 상대적으로 유리하게 작용할 수 있기 때문이다. 이 경우 소득 구성 경로는 불평등을 완화하기보다 오히려 심화시키는 방향으로 작동할 가능성도 있다.

4) 금융시장 분할 경로 역시 효과의 방향이 경제 여건과 가계의 재무구조에 따라 달라질 수 있다. 긴축적 통화정책으로 차입금리가 상승할 경우 신용계약이 큰 저소득층의 상환부담은 빠르게 확대되는 반면, 금융시장 접근성이 높은 고소득층은 상대적으로 이를 완충할 수 있어 불평등이 확대될 가능성도 존재하기 때문이다.

가계에 비해 고소득층이므로(Doepke and Schneider, 2006) 소비 불평등이 증대될 수 있다. 두 번째는 소득 이질성 경로(earnings heterogeneity channel)이다. 이는 소득 하위계층의 노동소득, 사업소득 등이 소득 상위계층보다 경기에 민감하게 반응하는 점에 주목한 경로로, 주로 가계의 노동소득 측면에서 불평등을 설명한다. 긴축적 통화정책으로 경기가 둔화될 때 저소득층이 고소득층에 비해 실업, 고용 등의 측면에서 상대적으로 더 큰 손실을 입어 노동소득이 보다 더 감소한다면 불평등도가 높아질 수 있다.

2. 관련 선행연구

통화정책이 불평등에 유의한 영향을 미치는지를 파악하고, 그 효과가 소득 및 소비로 재분배되는 경로를 파악하려는 연구는 다양한 방식으로 진행되어 왔다. 그러나 앞서 살펴본 바와 같이 통화정책이 소득·소비에 영향을 미치는 과정에서 불평등을 완화시키는 경로와 심화시키는 경로가 공존하기에 아직까지 일관된 결론에는 이르지 못하고 있다. 이하에서는 통화정책과 불평등의 관계에 관한 국내외 선행연구를 개관한다.

먼저 긴축적(완화적) 통화정책이 소득불평등을 완화(심화)시킨다고 주장한 연구들은 다음과 같다. Inui and Yamada (2017)는 요인활용 국소투영법(factor augmented local projection method)을 통해 1981~2008년 중 일본 가계 미시데이터를 이용하여 분석하였다. 이들은 통화정책이 평균적으로는 불평등에 유의한 영향을 미치지 않지만, 가구주가 취업상태인 가계에 대해서는 확장적 통화정책이 근로소득(earnings) 불평등을 심화시켜 소득(income) 불평등도를 높이는 것으로 나타났다. 또한, 소득 불평등이 소비 불평등으로 파급되는 효과는 미미한 것으로 나타났다. Domanski et al. (2016)는 주요 선진국(프랑스, 독일, 이탈리아, 스페인, 영국, 미국)의 가계 서베이 데이터를 이용하여 완화적인 비전통적 통화정책이 주식가격 상승을 통해 불평등을 심화시켰음을 보였다. 이와 유사하게 Saiki and Frost (2014)도 비전통적 통화정책이 2008~2013년 중 일본의 소득 불평등도를 증가시켰음을 보였다. Andersen et al. (2024)는 덴마크 데이터를 이용하여 가계의 소득분포에 따른 통화정책 효과를 분석하였는데, 통화정책 완화가 소득 불균형을 확대시키는 것으로 나타났다.

한편, 긴축적(완화적) 통화정책이 소득불평등을 심화(완화)시킨다는 결론을 도출한 연구들은 다음과 같다. 먼저, Coibion et al. (2017)은 1980~2008년중 미국의 소비지출조사(consumer expenditure survey) 데이터를 바탕으로 긴축적 통화정책이 전체소득, 노동소득, 소비 및 지출의 불평등도를 증가시켰으며, 통화정책 충격이 소득 및 소비 불평등도 변동의 상당부분을 설명함을 보였다. Mumtaz and Theophilopoulou (2017)는 1969~2012년중 영국 데이터를 분석하여 긴축적 통화정책이 저소득 가계에 더 부정적인 영향을 미쳐 소득, 수입 및 소비 불평등도를 증가시켰음을 보였다. Furceri et al. (2018)은 1990~2013년중 32개국의 지니계수를 분석한 결과 예상하지 못한 긴축적(완화적) 통화정책이 평균적으로 소득 불평등도를 증가(감소)시킴을 보였다. 다만 분석기간, 통화정책 충격의 종류(긴축/완화), 경기순환국면, 국가의 노동소득비율 및 재분배 정책 등에 따라 결과가 다르게 나타났는데, 경기확장기의 긴축적 통화정책일수록 그 영향이 큰 것으로 나타났다. 특히, 경제 성장세 확대에 영향받아 시행된 긴축적 통화정책은 오히려 불평등을 감소시킬 수 있음을 보였다. Luettike (2021)은 뉴케인지언 모델을 활용하여 가구의 투자 포트폴리오 이질성에 따라 통화정책 파급효과가 다르다는 점을 보이며, 긴축적 통화정책 시행시 한계투자성향이 높고 한계유동성이 낮은 부유한 가구에 상대적으로 유리한 방향으로 자산가치 및 후생 효과가 분포할 수 있음을 주장하였다. Samarina and Nguyen (2023)는 유로지역의 완화적 통화정책은 임금을 상승시키고 고용을 촉진시켜 소득 불평등을 완화시킴을 보였다.

국내 연구에서는 통화정책과 소득 불평등 간의 관계가 충분히 다루어지지 못했다. Park (2021)은 1991.1분기~2015.1분기중 국내 가계동향조사 자료를 활용하여 통화정책 충격이 소득 불평등에 미치는 영향이 유의하기는 하지만, 소득불평등 변화에 미치는 기여도가 크지는 않음을 보였다. 또한 한국은행이 2008.3분기 이후 기준금리를 동결하였다면 지니계수가 2008.4분기~2015.1분기중 더 높았을 수 있음을 보였다. 최지욱(2017)은 1995.1분기~2016.2분기중 국내 가계동향조사 자료를 이용하여 통화정책 충격이 분위별 가계소득에 미치는 영향을 분위회귀모형(quantile regression)으로 분석하였다. 분석 결과 긴축적 통화정책 충격 발생시 상위 소득계층에 비해 하위 소득계층의 소득이 더 크게 감소하는 것으로 나타났다. 한편 소득의 종류에 따라

소득계층별로 영향이 상이하게 나타났는데, 긴축적 통화정책 충격시 근로소득은 하위 소득분위에서 음(-)의 효과가, 사업소득은 상위 소득분위에서 음(-)의 효과가 나타났다. Hahm et al. (2022)는 한국의 가계동향조사와 노동패널조사를 활용하여 국내외 통화정책충격이 소득 불평등에 경기역행적(countercyclical) 영향을 미치는 것을 보였다. 즉, 통화정책 긴축(완화)시 소득 불평등도가 증가(감소)한다는 것이다. 다만, 부(wealth)의 불평등에 대해서는 국내 통화정책 충격의 영향이 유의하지 않고 국외 통화정책 충격의 영향만 유의한 것으로 나타났다.

Ⅲ. 설화적 방식을 통한 통화정책 충격 식별

앞서 설명한 바와 같이 벡터자기회귀 모형(vector autoregression model, 이하 VAR 모형)을 이용한 통화정책 충격 식별의 경우 모형 설정, 식별 제약 등에 따라 다양한 문제점이 나타날 수 있다(Rudebusch, 1998).⁵⁾ 특히, 전통적인 통화정책 VAR 모형에서는, 예를 들어 물가 퍼즐과 같이, 통화정책 효과가 이론과 상충되게 나타나는 경우가 흔히 나타난다. 이를 완화하고자 VAR 모형과 별도로 외부 정보를 이용하여 통화정책 충격을 식별하는 방법들이 다양하게 제시되고 있는데, 본고에서 고려하는 설화적 방식도 그 중 하나로 볼 수 있다.

통화정책 충격 식별에 있어서 설화적 방식의 적용은 Romer and Romer (2004) 연구 이후 활발히 이루어 졌다. Romer and Romer (2004)는 다음 두 가지 사실을 고려하여 미국의 통화정책 충격을 설화적 방식으로 추정하였다. 첫째, 美 연방기금금리는 다른 주요 경제지표와 거시적 경제 여건의 변화와 내생성을 가지고 있다는 점이다. 둘째, 연방공개시장위원회(federal open market committee: 이하 FOMC)는 연방기금금리(federal funds rate)의 목표 수준(target)을 결정하기 전에 경기, 물가 등 주요 거시 지표

5) 예를 들어, 출레스키 분해(Cholesky decomposition) 등 축차적 제약(recursive restriction)을 활용하여 식별하는 경우 VAR 모형내 변수의 배치 순서나 변수 간의 당기 상호 영향(simultaneity)에 대한 가정 등이 현실과 괴리되는 경우가 많다. 또한 VAR 모형을 통한 통화정책 추정 결과는 금융시장 데이터를 이용한 경우와 상당한 괴리를 보이기도 한다.

들의 향후 추이를 전망·고려한다는 점이다. 만약 이 둘을 적절히 통제하지 않으면, 외생적인 통화정책 충격을 추정하기 어렵게 된다.

따라서 Romer and Romer (2004)는 먼저 식 (1)과 같이 FOMC 회의 개최시 연방기금금리의 기댓값 변화(Δffr_m)를 산출한 후, FOMC 회의 직전 발표(Green Book)된 미 연준의 경제 전망치를 이에 투영하고, 그 잔차($\hat{\varepsilon}_m$)를 외생적 통화정책 충격으로 간주하였다.

$$\begin{aligned} \Delta ffr_m = & \alpha + \beta(ffr_{b,m}) + \sum_{i=-1}^2 \gamma_i F_m(\Delta y_{m,i}) + \sum_{i=-1}^2 \lambda_i (F_m(\Delta y_{m,i}) - F_{m-1}(\Delta y_{m,i})) \\ & + \sum_{i=-1}^2 \phi_i F_m(\pi_{m,i}) + \sum_{i=-1}^2 \theta_i (F_m(\pi_{m,i}) - F_{m-1}(\pi_{m,i})) + \mu_i F_m(ue_0) + \varepsilon_m \quad (1) \end{aligned}$$

$ffr_{b,m}$ 은 m 번째 통화정책 결정 직전 정책금리 기댓값을 의미한다. $F_m(\Delta y_{m,i})$, $F_m(\pi_{m,i})$, $F_m(ue_0)$ 는 각각 m 번째 FOMC 회의에서 고려한 그린북의 GDP, 인플레이션, 실업률의 전망치 또는 실적치이다. 하첨자 i 는 그린북의 전망치 시계 표시이며, -1, 0, 1, 2는 각각 m 번째 FOMC 회의 1분기전, 당기, 1분기후, 2분기후를 의미한다.

그러나 통화정책 운영 및 경제전망 공표 주기 등이 미국과 다른 우리나라에서는 식 (1) 추정을 그대로 적용할 수 없다. 이에 본고에서는 소인환·김규태(2026)가 제안한 방법에 따라 우리나라의 통화정책 충격을 추정한다. 소인환·김규태(2026)와 Romer and Romer (2004) 간 설화적 추정 방식의 차이와 그 이유는 다음과 같다.

먼저, 경제전망 공표 주기가 다르다. 그린북은 매 FOMC 회의마다 회의 개최 6일전 공표되어, 미 연준이 참고한 최신 경제전망 정보를 확인하기 용이했다. 그러나 한국은행의 경우 경제전망 공표 횟수나 주기가 길다. 2013년 이후 한국은행은 경제전망을 연 4회 공표하고 있는데 공표주기 사이 개최되는 통화정책방향 결정회의에서의 참고정보는 확인이 어려운 것이다. 따라서 이런 경우는 직전 공표된 전망치와 동일하다고 가정하였다.⁶⁾

6) 다만, 이는 공표되지 않은 한국은행 내부 전망자료를 이용할 수 없었기에 불가피하게 채택한 대안적 가정이다. 따라서 일부 회의에서는 금융통화위원회가 실제로 참고한 최신 정보가 충분히 반영되지 못했을 가능성이 있으며, 그 결과 최신 경기 판단에 대한 정책 반응의 일부가 추정된 통화정책 충격에 포함될 여지가 있다. 다만 이와 같은

다음으로 Romer and Romer (2004)의 추정 당시 미 연준과 한국은행의 경제전망 시계(horizons)에서도 차이가 있다. 그린북의 경우 FOMC 회의 개최시점의 분기에서 이후 2개 분기와 그 해 및 다음 해 전망치를 함께 공개하였다. 그러나 한국은행의 경제전망은 직후 2~3개 분기와 연간 전망치 정도만 공개해 오고 있다. 이에 소인환·김규태(2026)와 본고에서는 통화정책방향 결정회의 개최시점의 해당 분기 전망치 및 직후 분기 전망치를 활용하였다.

또한 Romer and Romer (2004)가 미국의 기준금리 기댓값 변화 (Δffr_m)를 이용한 것과 달리, 본고는 최근 및 그 직전 회의 사이 기준금리 목표의 변동으로 대체하였다(Mumtaz, 2017; Champagne and Sekkel, 2018 등). Romer and Romer (2004)의 추정 당시에는 미 연준에서 정책 금리 목표를 공개하지 않았기에, FOMC 회의전 발행되었던 정책결정 기록과 FOMC 회의 의사록을 이용하여 이를 산출하였다. 그러나 오늘날 한국은행을 비롯한 주요 중앙은행에서는 정책금리의 목표 수준을 대외적으로 공개하고 있다.

마지막으로 미 연준은 통화신용정책 수행의 책무(mandate)로써 고용축진을 명시적으로 고려하나, 한국은 그렇지 않은 점을 고려하여 기본모형에서는 독립변수에서 실업률 전망치를 제외하였다.

이를 종합하면, 소인환·김규태(2026) 및 본고에서 고려한 최종 기본모형 추정식은 다음 식(2)와 같다.

$$\begin{aligned} \Delta br_m = & \alpha + \beta(br_{b,m}) + \sum_{i=1}^2 \gamma_i F_m(\Delta y_{m,i}) + \sum_{i=1}^2 \lambda_i (F_m(\Delta y_{m,i}) - F_{m-1}(\Delta y_{m,i})) \\ & + \sum_{i=1}^2 \phi_i F_m(\pi_{m,i}) + \sum_{i=1}^2 \theta_i (F_m(\pi_{m,i}) - F_{m-1}(\pi_{m,i})) + \varepsilon_m \end{aligned} \quad (2)$$

Δbr_m 는 m 번째 통화정책방향 회의시 결정된 기준금리 목표의 변화분을 나타낸다. $br_{b,m}$ 은 $m-1$ 번째 회의에서 결정된 기준금리 목표이다. $F_m(\Delta y_{m,i})$ 과 $F_m(\pi_{m,i})$ 는 각각 m 번째 통화정책방향 회의 직전에 발표된 경제전망의 반기 GDP 전망치, 반기 CPI 전망치이다($i=1$: 해당 분기, $i=2$: 다음 분기). 월별

문제는 미국에서도 Green Book 발간 중단 이후 유사하게 제기되었으며, 공개 가능한 전망자료를 활용하는 방식으로 이를 보완하였다.

통화정책 충격은 통화정책방향 회의가 열리지 않은 월은 0으로 간주하고, 분기 통화정책 충격은 해당 분기에 속한 월의 통화정책 충격을 더한 값으로 계산하였다.

이렇게 추정한 통화정책 충격이 분석에 유효한지에 대해서는 다양한 방식으로 확인해 볼 수 있는데, 주로 주요 거시변수에 대한 충격반응들이 경제 이론과 일관되게 나오는지, 통화정책의 도구변수(instrumental variable)로 사용되는 경우 F 통계량이 기준($F=10$)보다 큰지 등을 살펴보게 된다. <부록 B>에서는 이러한 유효성 검증 결과를 수록하는데, 유효성이 상당히 높은 것으로 나타났다.

또한, GDP와 인플레이션만 정보변수로 포함하는 경우 실제 중앙은행에서 고려하는 정보집합이 누락될 우려가 있다. 이에 우리나라 통화정책의 대내외 여건 및 특징을 추가적으로 감안(Champagne and Sekkel, 2018; 소인환·김규태, 2026))하여 <부록 C>에서는 추정식에 소규모 개방경제국으로서의 특징, 고용 및 금융안정 등을 고려하여 통제변수를 추가한 경우의 결과들을 추가로 수록하였다.

IV. 소비 및 소득 불평등도 측정

1. 소비 및 소득 데이터

우리나라 가계의 소득 및 소비관련 미시 데이터를 제공하는 조사로는 대표적으로 가계금융복지조사, 가계동향조사, 한국노동패널이 있다. 이 중에서 본고는 가계동향조사의 미시 데이터를 주로 이용하여 소비 및 소득 불평등도를 도출하였는데, 그 이유는 다음과 같다.

첫째, 가계금융복지조사는 연간으로 공표되어 시계열 길이가 짧은데다, 지출 항목이 세분화되어 있지 않다. 가계금융복지조사는 기본적으로 자산 및 부채 조사에 초점을 두고 소득과 지출을 조사하고 있기 때문에 <표 2>에서 보는 바와 같이 자산과 부채의 세부 항목 구성에 비해 지출의 세부 조사 항목이 적다(주요 소비지출 항목 8개, 경상이전지출 항목 4개). 이에 따라 내구재·비내구재 등 소비구성을 다각도로 분석하는 데 한계가 있다. 또한

소득조사와 지출조사는 각각 2010년, 2012년부터 시행된 데다, 2018년, 2022년에는 표본 개편이 이루어져 그 이전과 이후 데이터가 일관된 특성을 지닌다고 보기도 어렵다.⁷⁾

〈표 1〉 가계금융복지조사의 조사항목(Items of the Survey of Household Finances and Living Conditions)

Category	Detailed Items	Category	Detailed Items
Income	Labor Income	Consumption	Food and Dining Out
			Housing Expenses
			Education Expenses
	Business Income		Medical Expenses
	Property Income		Transportation Expenses
	Inter-household Transfer Income		Communication Expenses
			Other Consumption Expenditures
	Non-profit Organization Transfer Income		Total Living Expenses
Public Transfer Income	Taxes		
	Public Pension and Social Insurance Premiums		
	Inter-household Transfer Expenditures		
	Non-profit Organization Transfer Expenditures		

자료: 국가데이터처(舊통계청), 가계금융복지조사 통계정보보고서(2024)
 Source: Ministry of Data and Statistics, Survey of Household Finances and Living Conditions(2024)

둘째, 한국노동패널은 연간으로 공표되는 패널 조사인데, 이 역시도 대표성의 문제가 있다. 한국노동패널은 1998년 5,000가구와 그 가구원을 대상으로 처음 자료를 수집하기 시작하여 매년 그 가구를 추적하여 조사한 패널 조사이다. 한국노동패널도 다른 조사와 마찬가지로 가구의 소득과 소비를 조사하지만, 가계금융복지조사와 마찬가지로 조사항목이 많지 않다. 또한, 종단면 분석을 통해 시간에 따른 개인이나 가구의 변화를 파악할 수 있다는 장점이 있지만, 패널 구성 이후 시간이 지날수록 표본이 이탈하며 대표성이

7) 2018년에 인구주택총조사(2015년) 결과를 기준으로 표본을 개편하였는데, 소득 및 지출항목이 국세청, 보건복지부 등의 행정자료와 면접조사 자료를 활용하여 새롭게 작성되었다. 또한 2022년에도 행정자료 반영으로 이전 자료와 직접 비교가 어려워졌다.

상실될 수 있다.⁸⁾

마지막으로 가계동향조사(국가데이터처)는 소득과 소비의 세부 항목을 상세하게 제공하고 있으며, 분기별로 추이를 확인할 수 있다. 조사기간 동안 일반 가구를 대표하는 월 약 7,200 표본가구를 대상으로 매월 가계의 수입 및 지출 관련 항목(소득 약 50여개 항목, 지출 약 520여개 항목)을 조사하고 있다. 이 때문에 내구재/비내구재 등 세부 항목별 다차원적인 분석이 가능하며, 조사가구별로 제공하는 가중값을 통해 해당 가구가 전국의 몇 가구를 대표하는지도 알 수 있다. 또한, 가계동향조사는 분기별로도 데이터를 제공하기 때문에 통화정책이 소비·소득에 어떠한 경로를 통해 영향을 미치는지를 보다 세부적으로 파악할 수 있다.⁹⁾

가계동향조사에서 조사하는 소득항목은 크게 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득 등의 경상소득과 경조소득, 퇴직수당 등의 비경상소득이 있다. 지출항목은 가계를 운영하기 위해 소비하는 상품과 서비스 구입 대가로 지출한 소비지출과 조세, 사회보험 등과 같이 의무성이 부여된 지출이나 대가 없이 이전하는 지출인 비소비지출로 구성되어 있다. 해당 소득·소비 항목들은 모두 대상기간 동안 월평균 금액으로 제공되고 있기 때문에 본고에서는 이를 소비자물가지수로 실질화(deflating)하였고, 이상점(outlier)의 영향을 없애기 위하여 상·하위 1% 값들을 윈저화(winsorization)¹⁰⁾하였다.

다만, 가계동향조사는 <표 2>와 같이 2017년부터 조사 및 공표방식, 표본의 규모가 변화하였기 때문에 2016년 이전과 그 이후의 분배지표를 동일 시계열로 판단하여 분석하기 어렵다(강신욱, 2018; 이원진 등, 2019 등). 즉, 2017년부터 가계지출조사로 특화하기 위한 개편에 따라 소득과 지출부문을 분리하여 조사하고, 2017년부터 2018년까지 소득부문은 분기별로 지출은 연간으로 공표하였다. 따라서 지출부문은 2017년~2018년중 분기별 데이터가 제공되지 않는다. 또한 소득부문은 표본을 2016년까지 약 8,700 가구에서 2017년 약 5500가구로 축소하였고, 표본조사 방식도 기존의 가

8) 이에 따라 표본 조사가구를 2009년과 2018년 추가하기도 하였다.

9) 통화정책방향 회의는 연 8회 실시되고 있는데, 이에 따른 소비, 소득 불평등 영향을 판단하기 위해서 시계열의 주기가 월에 가까울수록 보다 세부적으로 파악할 수 있기 때문이다.

10) 윈저화란 데이터 상하위 이상점을 처리할 때, 이들 극단값들을 특정 분위의 경계값들로 동일하게 대체하여 상하위 이상점의 영향을 낮추는 것을 말한다.

계부기장방식에서 면접조사 방식으로 소득조사 방법을 변경하였다. 하지만 2018년에 소득부문의 표본추출틀을 2010년 인구총조사에서 2015년 인구총조사로 교체하고 표본규모를 다시 약 8,000가구로 확대하였다.

이에 따라 본고에서도 소득과 소비지표 모두 2016.4분기까지의 데이터를 활용하도록 한다.¹¹⁾ 다만, 이 경우 분석기간이 우리나라뿐만 아니라 전 세계적으로 저금리 기조가 지속되던 시기이다. 완화적 통화정책이 우세한 환경에서는 긴축적 통화정책 충격의 관찰값이 상대적으로 적고 크기도 작을 수 있다는 점에 유의할 필요가 있다.

〈표 2〉 가계동향조사 개편 전후 비교표 비교(Comparison of the Household Income and Expenditure Survey Before and After Revision)

	~2016	Income Component (Quarterly)	Expenditure Component (Annual)	2019~
		2017~2019	2017~2018	
Survey Target	Ordinary households (Excl. Agriculture, Forestry, and Fisheries)	Ordinary households (Excl. Agriculture, Forestry, and Fisheries)	Ordinary households (Incl. Agriculture, Forestry, and Fisheries)	Ordinary households (Incl. Agriculture, Forestry, and Fisheries)
Sample Design	Multi-purpose sample from the Economically Active Population Survey	Multi-purpose sample from the Economically Active Population Survey	Dedicated sample	Dedicated sample
Sample Size	Approx. 8,700 households per month	2017: Approx. 5,500/month 2018-19: Approx. 8,000/month	Approx. 1,000 households per month (Approx. 12,000/year)	Approx. 7,200 households per month
Survey Method	Household Account Book	Interview Questionnaire	Household Account Book & Annual Questionnaire	Household Account Book

자료: 국가데이터처(舊통계청), 가계동향조사 통계정보보고서(2025)

Source: Ministry of Data and Statistics, 2025 Statistical Information Report on the Household Income and Expenditure Survey

11) 2019년부터는 전용 표본을 활용한 통합조사가 시작되었기 때문에 그 이후로는 새로운 동일한 시계열로 간주할 수 있다. 다만, 정책 시차가 비교적 긴 통화정책 충격 분석에 있어서는 2019년 이후 시계열이 아직 충분히 축적되지 않았다고 판단되기에 분석에서는 제외하였다.

2. 불평등도의 종류 및 측정

불평등을 측정하는 방법은 상당히 다양하나, 국내·외 다수의 선행 연구(오종현·박명호, 2015 등) 및 다수 국가의 사례 등을 참고해 보면 지니계수, 분위별 가구의 로그표준편차 및 로그분위수차가 많이 활용되어 오고 있다.

첫 번째 지표인 지니계수는 불평등 정도를 나타내는 가장 대표적인 지표로서 활용되어 왔다. 지니계수는 로렌즈곡선을 이용하여 계산한다. 로렌즈곡선은 인구누적비율에 따라 해당 소득누적비율을 표시한 선이다. 지니계수는 이 인구비율-소득비율 평면에서 대각선과 로렌즈곡선 사이의 면적을 대각선 아래의 삼각형 면적으로 나눈 값이다. 따라서 지니계수는 0(소득분배가 완전 균등한 경우)에서 1(완전 불평등한 경우) 사이의 값을 갖게 된다. 두 번째로는 분위별로 가구의 해당 소비·소득 항목에 로그를 취한 후 표준편차를 구한 값(이하 로그 표준편차; 식(3))을 지표로 활용하였다. 로그 값의 특성상 이상점의 영향이 적지만, 항목값이 0인 경우는 제외할 수 밖에 없다. 또한 동 지표도 항상 0보다 큰 값을 가지며, 값이 클수록 더 불평등을 나타낸다. 세 번째로는 분위별 가구의 해당 소비·소득 항목 로그값의 10분위수를 구한 후 특정 분위수 값 간의 차이를 산출(이하 로그 분위수차; 식(4))하였다. 본고에서는 8분위와 2분위의 차이를 기준으로 로그 분위수차를 계산하였다. 로그 분위수차 지표는 로그 표준편차와 마찬가지로 이상점의 영향이 적으며, 분위수값을 조절하며 세부적인 불평등도의 추이를 확인할 수 있다는 장점이 있다. 본 논문에서는 1990년부터 2016년까지 공식 분배지표로 사용되었던 p80/p20과 일관성을 유지하고자 8분위와 2분위 간의 차를 불평등지표로 활용하였다.

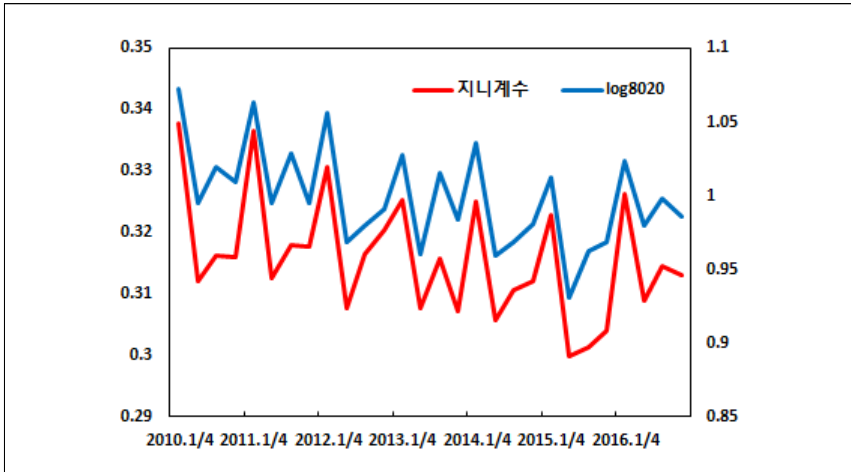
$$\text{로그표준편차} = \sqrt{\text{Var}(\log(x_{i,t}))} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N w_{i,t} (\log(x_{i,t}) - \log(\bar{x}_t^*))^2}{\frac{(M-1)}{M} \sum_{i=1}^N w_{i,t}}} \quad (3)$$

$$\text{로그분위수차} = \log(p80/p20) = \log(p80) - \log(p20) \quad (4)$$

여기서 N 은 표본의 크기, M 은 0이 아닌 가중치의 수를 의미한다. 또한, $w_{i,t}$ 은 t 기 i 번째 관찰값에 대한 가중치, \bar{x}_t^* 는 t 기 관찰값의 가중평균을 각

각 의미한다.

〈그림 1〉 지니계수와 로그분위수차 추이(Trends in Gini Coefficient and log8020 Ratio)



주: 로그분위수차(log8020)는 8분위-2분위 차이 기준을 의미함

자료: 가계동향조사

Note: The figure compares Gini coefficient (red line) and the P80/P20 ratio (blue line).

Source: Household Income and Expenditure Survey

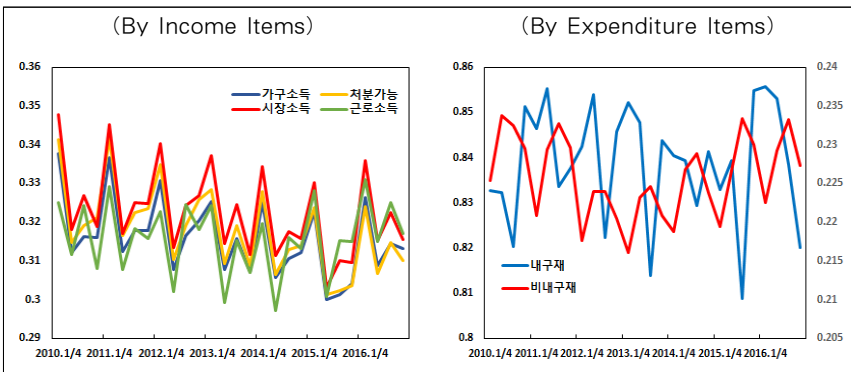
본고에서는 앞서 소개한 가계동향조사의 가구별 소비, 소득 미시 데이터를 이용하여 각 항목별로 이들 세 가지 방식의 불평등도를 산출하였다. 먼저 소득의 경우, 세부 항목으로 가구의 전체 소득, 경상소득, 근로소득, 사업소득을 고려하였다.¹²⁾ 또한, 2016년까지 가계동향조사에서 제공하였던 소득 분배지표의 소득 기준인 시장소득과 처분가능소득에 대해서도 불평등지표를 산출하였다. 시장소득이란 가구가 직접 벌어들인 소득을 의미하는데, 근로소득, 사업소득, 재산소득, 사전 이전소득이 포함된다.¹³⁾ 처분가능소득은 가구가 실제로 사용할 수 있는 소득으로서 시장소득에 공적 이전소득을 더하고 공적 이전지출을 제외한 금액이다.

12) 가계동향조사 항목중 경조소득, 퇴직수당 등의 소득을 일컫는 비경상소득은 전체 소득에서 차지하는 비중이 2.9%(2016년 기준)로 작고 비정기적으로 발생한다는 특성을 고려하여 불평등 지표를 따로 산출하지는 않았다. 다만, 전체 소득의 불평등 지표 산출 과정에서는 금액이 반영되어 있다.

13) OECD 권고기준 중 wave6 기준으로 산출한 것으로 사적 이전지출을 제외하지 않았다.

이들 불평등지표는 기본적으로 비농림어가의 전국, 2인가구를 대상으로 산출한 지표를 기준으로 산출하였다. 또한 본고에서는 다른 문헌들과 비교가 용이한 지니계수를 중심으로 분석하였다. 또한, 소득 불평등에 미치는 효과를 파악하기 위해 전체소득, 경상소득, 시장소득, 근로소득에 집중하여 분석결과를 제시하도록 한다. 나머지 항목들은 통화정책의 파급경로를 설명하는 과정에서 필요시 특정 항목들에 대한 내용을 추가로 살펴보도록 한다.

〈그림 2〉 지니계수 추이(Trends in Gini Coefficients by Consumption Category)



주: 본 그림은 소득(좌측 패널) 및 지출 항목(우측 패널)별 지니계수의 분기별 추이를 냄. 소득 지니계수는 가구소득, 처분가능소득, 시장소득, 노동소득의 4가지 유형으로 구분되며, 지출 항목의 지니계수에는 내구재 및 비내구재 지출에 대한 지니계수가 포함됨.

자료: 국가데이터처(舊통계청)

Note: The figure displays the quarterly trends of the Gini coefficient by income (left panel) and expenditure components (right panel). Income Gini coefficients are categorized into four types: household income, disposable income, market-based income, and labor income. In addition, the Gini coefficients for expenditure items include those for durable and non-durable good expenditures.

Source: Household Income and Expenditure Survey

다음으로 소비의 경우, 가계의 전체 지출, 소비지출, 비소비지출에 대하여 불평등 지표를 산출하였다. 기존 연구(Kim, 2020 등)에서 통화정책 충격에 대해 이질적 반응이 확인된 내구재와 비내구재 소비에 대해서도 불평등 지표를 산출하였다. 가계동향조사의 소비지출 항목분류는 UN, OECD 등 국제기구에 서 권고하는 목적별 소비지출분류(COICOP: Classification Of Individual Consumption by Purpose)를 따르고 있다. 이에 따라 본고도 각 소비지출 항목을 내구재, 반내구재, 비내구재로 분류¹⁴⁾하여 가구별 내구재와 비내구재 지출금액을 산출하였다. 다만, 소비지출 항목 단위에 내구재와 비내구재가 섞여

있는 경우는 내구재/비내구재 금액 산출에서 제외하였다.

소득과 소비 불평등 지표는 가구원수, 나이, 교육수준 등의 가구별 특성을 통제하지 않았다. 이는 몇몇 가구별 특성의 경우 통화정책이 불평등에 효과를 미치는 경로와 관련이 있을 수 있기 때문이다. 예를 들어, 채무자에서 채권자로 이동하는 통화정책 파급경로는 가구의 나이와 관련이 있을 수 있는데, 이러한 변수를 통제해 버리면 해당 파급경로를 식별하기 어려워진다.

V. 통화정책이 불평등에 미치는 효과

1. 실증분석 모형의 설정

통화정책 충격이 불평등도에 미치는 영향을 분석하기 위해, 본고는 구조적 VAR 모형을 활용하도록 한다. VAR 모형은 내생변수들간 시차를 고려한 동태적 관계를 설정하여, 충격반응 분석 등을 통해 특정 변수의 충격이 내생변수에 미치는 동태적 영향을 파악할 수 있어 거시경제 실증분석에 널리 활용되고 있다. 본고는 다음 식 (5)와 같은 구조적 VAR 모형을 구축하였다.

$$AY_t = \sum_{p=1}^P B_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (5)$$

여기서 Y_t 는 앞서 추정한 통화정책 충격, 각 소득 및 소비 항목의 불평등 지표, GDP 성장률, CPI 인플레이션 등 4변수로 구성된 내생변수 벡터를 의미한다. <그림 1>, <그림 2>에서 보는 바와 같이 각 불평등 지표들은 분기별 계절성을 가지고 있는 것으로 판단¹⁵⁾되어 로그차분한 값을 이용하였다. 또한 VAR 모형의 시차(VAR lag length; P)는 기존 불평등 관련 국내외 연구들(Coibion, 2012; 함준호, 2022)과 AIC 및 SIC 등의 정보기준 결과

14) 내구재란 1년 이상 일정기간동안 계속 사용할 수 있는 재화, 반내구재란 반복해서 사용할 수 있는 재화(일반적으로 1년 이하), 비내구재란 한번만 사용 가능한 재화를 의미한다.

15) 실제로 국가데이터처(舊통계청) 보도자료, 이용자용 통계정보보고서 등에서도 계절에 따른 임금의 변동을 고려하여 소득분배지표 분석시 계절성에 유의해야 함을 강조하고 있다.

를 참조하여 2분기로 설정하였다.¹⁶⁾ 분석의 대상 시기는 2010.1월~2016.12월이다.

VAR 모형의 분석은 구조적 충격 벡터인 ϵ_t 를 구하여, 구조적 충격이 VAR내 변수들에 미치는 동태적 영향을 살펴보는 식으로 이루어진다. 이를 위해서는 축약식(reduced-form) 형태의 VAR 모형(식 (6))을 먼저 추정 한 후 식별 제약을 이용하여 ϵ_t 를 구해야 한다.

$$Y_t = \sum_{p=1}^P \Phi_p Y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

$\Phi_p = A^{-1}B_p$ 이며, u_t 는 축약형 잔차 벡터이다. 여기서 축약형 잔차와 구조적 충격 간에는 $u_t = C\epsilon_t$ 와 같은 관계가 있다(C : 영향 행렬(impact matrix), $CC' = \Sigma$).

본고에서의 주요 분석대상은 통화정책 충격에 대한 반응이고, 해당 충격은 이미 II장에서 설화적 방식을 통해 추정하였다. 따라서 본고에서는 통화정책 충격을 내부 도구변수(internal instrument)로서 첫번째 변수로 배치하도록 변수순서(ordering)를 정하고(Jarocinski and Karadi, 2020; Jarocinski, 2022), 단기 축차적 제약(short-run zero restriction)을 가정하였다. 이는 VAR 모형내에서 통화정책 충격 계열이 가장 외생적인 변수로 간주함을 의미한다.¹⁷⁾

2. 통화정책 충격반응 결과

앞서 언급하였듯이 지니계수, 로그레벨의 표준편차, 로그레벨 분위수 등 3가지 방식의 불평등지표를 활용하여 각각의 지표에 대한 통화정책의 충격 반응을 중심으로 분석하는데, 주요 결과는 <그림 3>~<그림 5>와 같다. 여기서 각 그래프는 1 표준편차의 긴축적 통화정책충격에 대한 각 불평등지표

16) 시차를 다르게 설정하더라도 분석 결과에 큰 차이는 없었다. 보다 자세한 사항은 <부록 C>을 참고하시오.

17) Jarocinski and Karadi (2020)은 이와 같이 통화정책 충격 계열을 내부 도구변수로 활용하는 경우, 외부 도구변수로 활용한 추정(proxy VAR) 결과와 대수적으로(asymptotically) 동일해진다고 설명하였다.

의 반응을 표시하고 있다. 또한, 회색 음영은 부트스트랩(bootstrap, 2,000회) 방식을 이용하여 산출한 68% 유의수준의 신뢰구간을 의미한다.

먼저, <그림 3>에서는 통화정책 충격에 대한 지니계수의 반응을 각 소득 항목(원저화 기준¹⁸⁾)별로 비교해 보았다. 항목별로 전체소득, 경상소득, 시장소득, 근로소득의 지니계수를 중심으로 살펴보았다. 1 표준편차 통화정책 충격발생시 전체소득 기준 지니계수 불평등도는 0.02% 내외 상승한 이후 1년 정도 후(3~4분기후)에 그 효과가 점차 0으로 수렴하는 모습이었다. 이러한 충격반응 모습은 구성항목인 경상소득, 처분가능소득, 근로소득 기준의 지니계수를 이용하는 경우에도 모두 유사하게 나타났으나, 반응 강도가 상대적으로 약하거나, 유의성이 다소 약하게 나타났다.

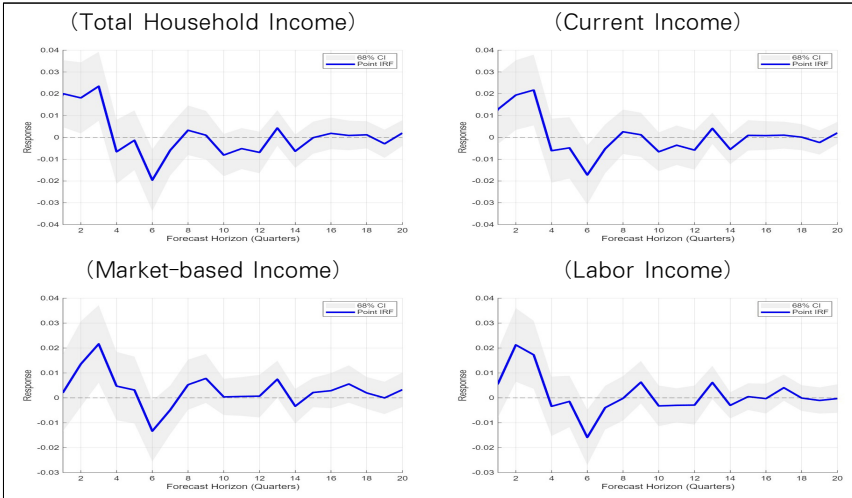
<그림 4>와 <그림 5>는 각각 동일한 통화정책 충격에 대해 로그표준편차 및 로그분위수차 기준 소득 불평등도의 반응을 보이고 있다. 또한 <그림 3>과 동일하게 전체소득, 경상소득, 시장소득, 근로소득 항목별로 각 불평등도 지수를 이용한 분석결과를 담고 있다. 불평등도 기준 및 소득항목 기준에 따라 반응 모습이 조금씩 차이를 보이고는 있으나 대체로 <그림 3>에서 확인된 반응 패턴이 일관되게 나타나고 있다. 즉, 통화정책 충격 초기 불평등도가 상승한 이후 충격 1년 정도 후에는 그 효과가 점차 사라졌는데, 소득 구성항목별로 보면 시장소득이나 근로소득 기준 불평등도 지수가 보다 덜 상승하거나 지속성이 다소 짧게 나타났다.

이러한 통화정책 충격이 소득 불평등에 미치는 효과는 여러 선행연구들의 결과와 일관성을 보인다. Coibion (2012)은 FOMC의 긴축적 통화정책 충격은 소득불균형과 근로소득 불균형에 통계적으로 유의미한 영향을 미치며, 근로소득 불균형보다 전체소득 불균형을 더 악화시킨다고 하였다. Park (2021)은 통화정책이 소득불균형에 미치는 영향은 적지만, 시장소득 지니계수를 0.14%p 증가시킨다고 하였다. 또한 소득원천에 따라 불평등도에 긴축적 통화정책이 미치는 영향이 다르다는 결과는 Auclert (2018), Mumtaz and Theophilopoulou (2017) 등 해외 연구뿐만 아니라, Park (2021) 등 국내 연구에서도 꾸준히 제시되었다. 이는 소득구성경로, 소득이질성경로의 작동 가능성을 보여준다.

18) 원저화하지 않은 데이터 기준의 결과들도 이와 유사하였다. 보다 자세한 내용은 <부록 C>를 참고하십시오.

〈그림 3〉 통화정책 충격에 따른 소득 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Income Inequality to a Monetary Policy Shock)

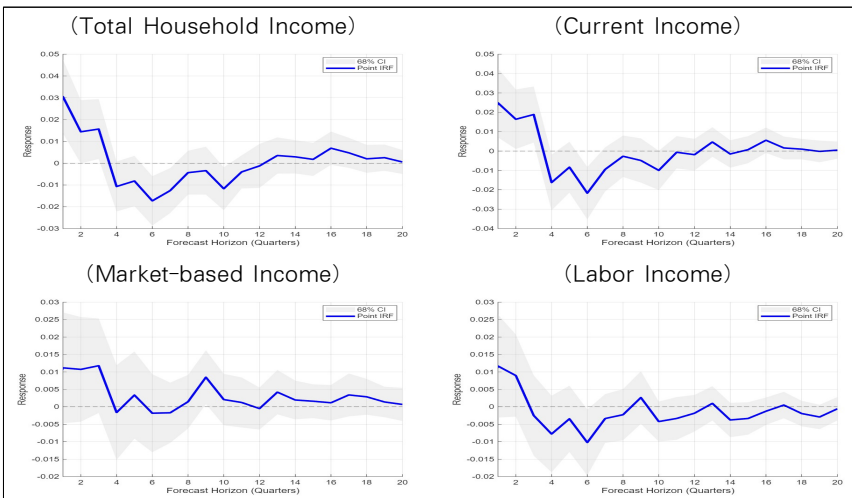
(Gini Coefficient)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 4〉 통화정책 충격에 따른 소득 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Income Inequality to a Monetary Policy Shock)

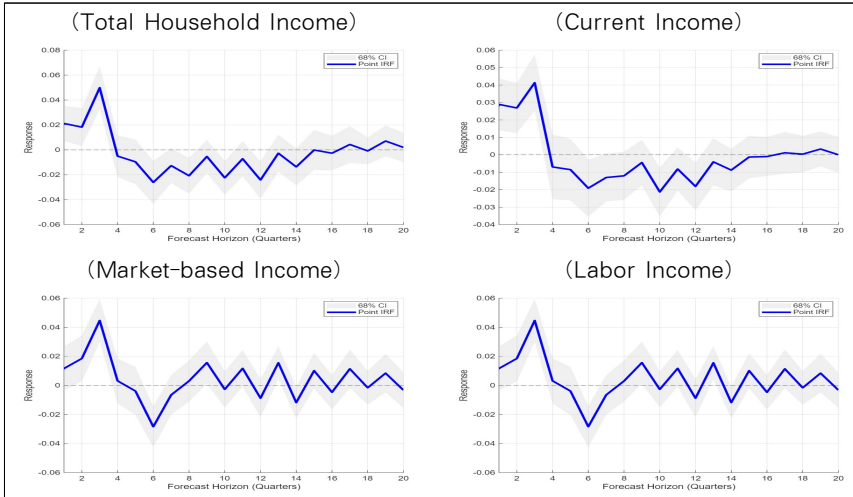
(Log of Standard Deviation)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 5〉 통화정책 충격에 따른 소득 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Income Inequality to a Monetary Policy Shock)

(Log of P80/P20 Ratio)



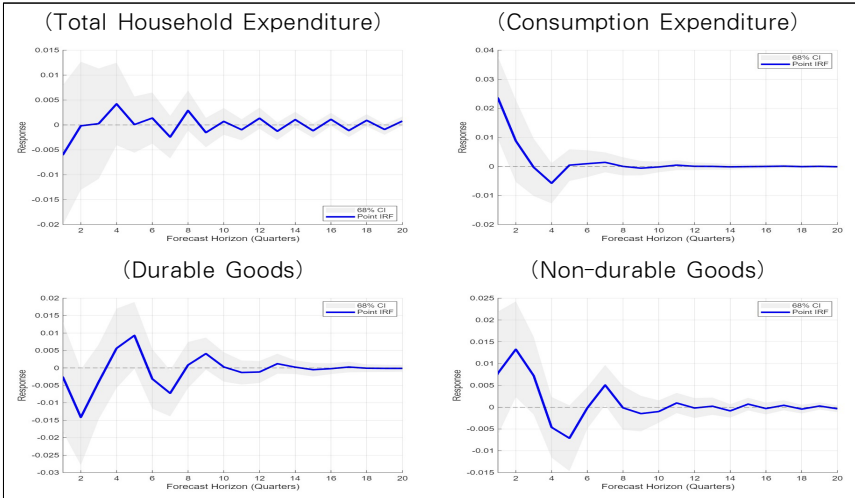
주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색영역은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

다음으로 〈그림 6〉은 통화정책 충격이 소비 불평등 지표(지니계수, 원저화 기준)에 미친 반응을 구성 항목별로 분석한 결과이다. 앞서와 마찬가지로 각 그래프는 1 표준편차의 긴축적 통화정책 충격에 대한 각 불평등 지표의 반응을 보이고 있다. 또한, 회색 영역은 2,000회 부트스트랩 방식을 이용한 68% 수준의 신뢰구간을 의미한다. 통화정책 충격이 소비 불평등도에 미치는 영향은 구성항목별로 차이를 보이나, 대체로 소득에 비해서는 통화정책 충격의 영향이 덜 유의하거나 지속성이 짧게 나타났다. 가계지출과 내구재 소비 불평등도의 경우에는 통화정책 충격에 대한 영향이 68% 수준에서 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면, 동일한 충격에 대해 소비지출 및 비내구재 지출은 충격 1~2분기 사이 일시적으로 상승하는 모습이었으나 영향이 지속적이지 못했다.

〈그림 7〉과 〈그림 8〉은 로그표준편차 및 로그분위수차 기준 소비 불평등도의 충격반응이다. 또한 지니계수 소비 기준(〈그림 6〉)과 유사하게 전반적으로 그 영향이 유의하지 않거나 일부 항목(로그분위수차 기준, 소비지출 및 비내구재 지출)에서는 일시적으로 음(-)의 반응이 나타나기도 하였다.

〈그림 6〉 통화정책 충격에 따른 소비 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Expenditure Inequality to a Monetary Policy Shock)

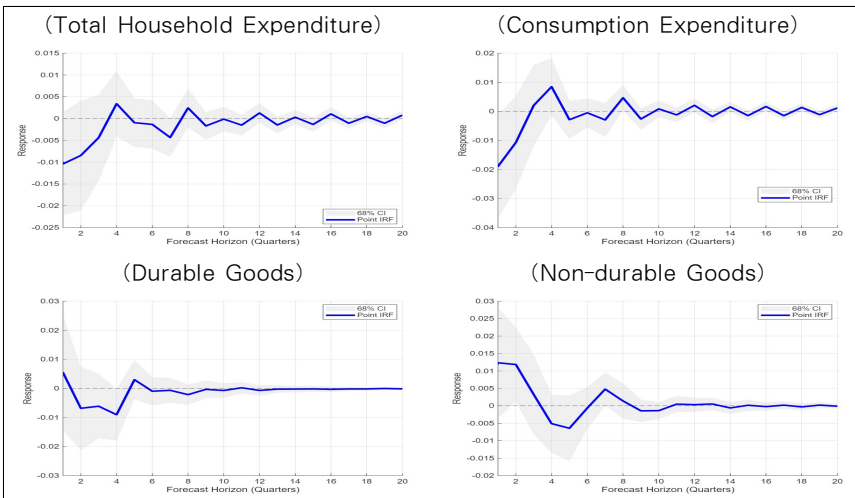
(Gini Coefficient)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 7〉 통화정책 충격에 따른 소비 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Expenditure Inequality to a Monetary Policy Shock)

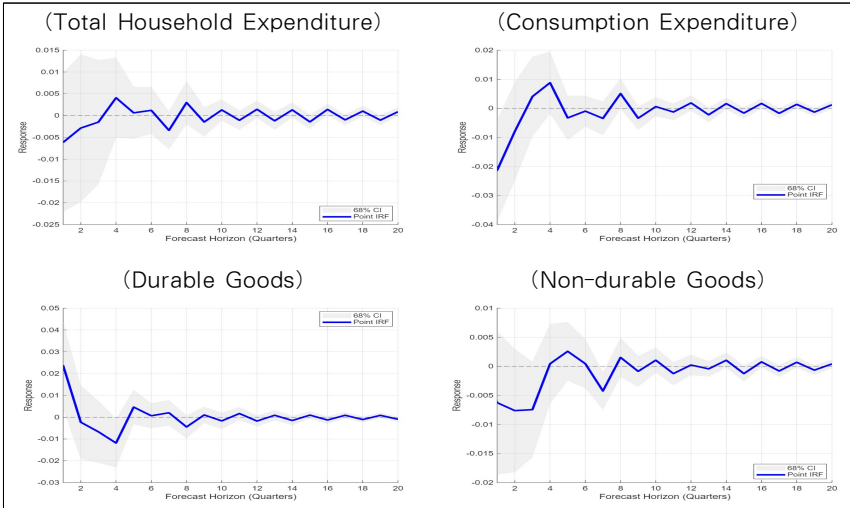
(Log of Standard Deviation)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 8〉 통화정책 충격에 따른 소비 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Expenditure Inequality to a Monetary Policy Shock)

(Log of P80/P20 Ratio)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색영역은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

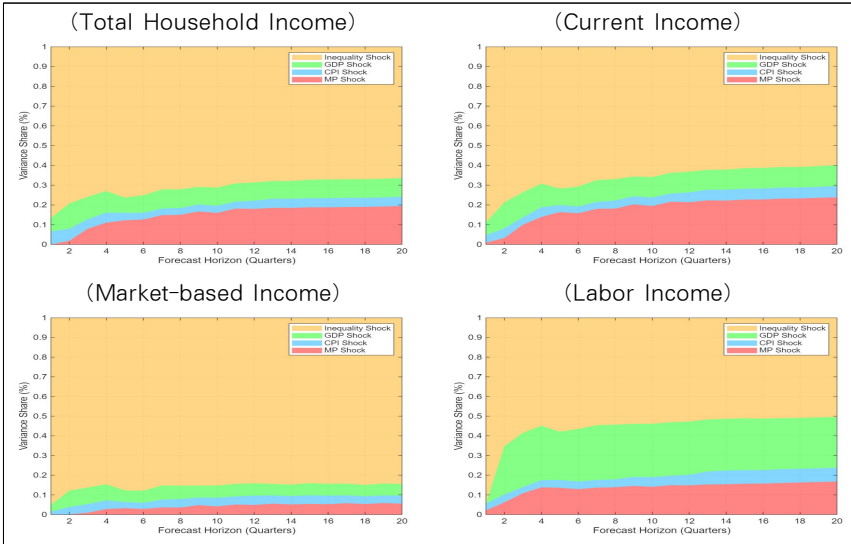
이러한 결과는 기존 연구들의 결과와도 유사하다. Krueger and Perri (2006)는 소득 불평등의 증가가 반드시 동일한 크기의 소비 불평등 증가로 이어지지 않음을 보이며, 이는 가계가 저축이나 차입을 통해 일시적인 소득 충격을 완충(consumption smoothing)하기 때문이라고 설명하였다. 이와 유사하게 Inui and Yamada (2017)도 일본의 경우 통화정책 충격이 소득 불평등에는 유의한 영향을 주지만, 소비 불평등에는 제한적임을 실증적으로 보였다. O’Farrell et al. (2016)는 주요 선진국 분석을 통해 통화정책이 소비 불평등에 미치는 영향은 명확하지 않다고 주장하였다.

3. 예측오차 분산분해 결과

다음으로 소득 및 소비 불평등도의 변화에 있어서 통화정책 충격의 기여도를 확인하기 위해 앞서 살펴본 각 VAR 모형에서 불평등도의 시점별 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)를 실시하였다.

〈그림 9〉 소득 불평등도별 예측오차 분산분해 결과(Forecast Error Variance Decomposition of Income Inequality)

(Gini Coefficient)



주: x축은 예측시계, y축은 분산 기여도를 의미(빨간색: 통화정책 충격, 하늘색: CPI 충격, 연두색: GDP 충격, 노란색: 불평등 충격)

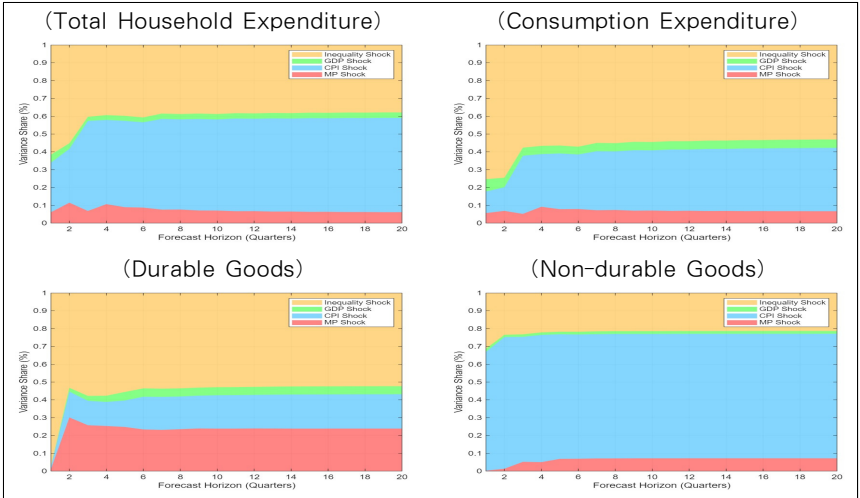
Note: The x-axis represents the forecast horizon in quarters, and the y-axis indicates the variance share (%) of each shock. The colored areas represent the contributions of monetary policy shock (red), CPI shock (blue), GDP shock (green), and inequality shock (yellow) to the variance of income inequality.

〈그림 9〉와 〈그림 10〉의 예측오차 분산분해 결과에서 확인할 수 있듯이, 통화정책 충격은 소비 불평등도 보다는 소득 불평등도 변화에 더 크게 기여하였는데, 이는 앞서 살펴본 충격반응 결과와도 일관된다. 먼저 소득 불평등도(지니계수 기준)의 예측오차 분산분해(〈그림 9〉)를 살펴보면, 시장소득을 제외한 모든 소득 항목에서 통화정책 충격(분홍색)이 장기적으로 소득 불평등 지니계수의 변동을 10%~20% 정도 설명한 것으로 나타났다. 이는 소득불평등 충격을 제외한 거시경제충격(경제성장 충격(연두색), 인플레이션 충격(하늘색))의 기여도에 비해서 상대적으로 큰 수준임을 알 수 있다.

반면 소비 불평등도(지니계수 기준)의 경우(〈그림 10〉), 내구재 소비 항목을 제외하고는 모두 소득에 비해 통화정책 충격(분홍색)의 불평등도 변동에 대한 기여도가 10% 미만으로 낮게 나타났다. Park (2021)도 통화정책 충격의 국내 시장소득 지니계수에 대한 기여도를 살펴보았는데, VAR

모형의 구성과 추정 방식이 달랐음에도 추정 결과와도 상당히 유사하게(5% 내외) 나타났다.

〈그림 10〉 소비 불평등도별 예측오차 분산분해 결과(Forecast Error Variance Decomposition of Expenditure Inequality)
(Gini Coefficient)



주: x축은 예측시계, y축은 분산기여도를 의미(빨간색: 통화정책 충격, 하늘색: CPI 충격, 연두색: GDP 충격, 노란색: 불평등 충격)

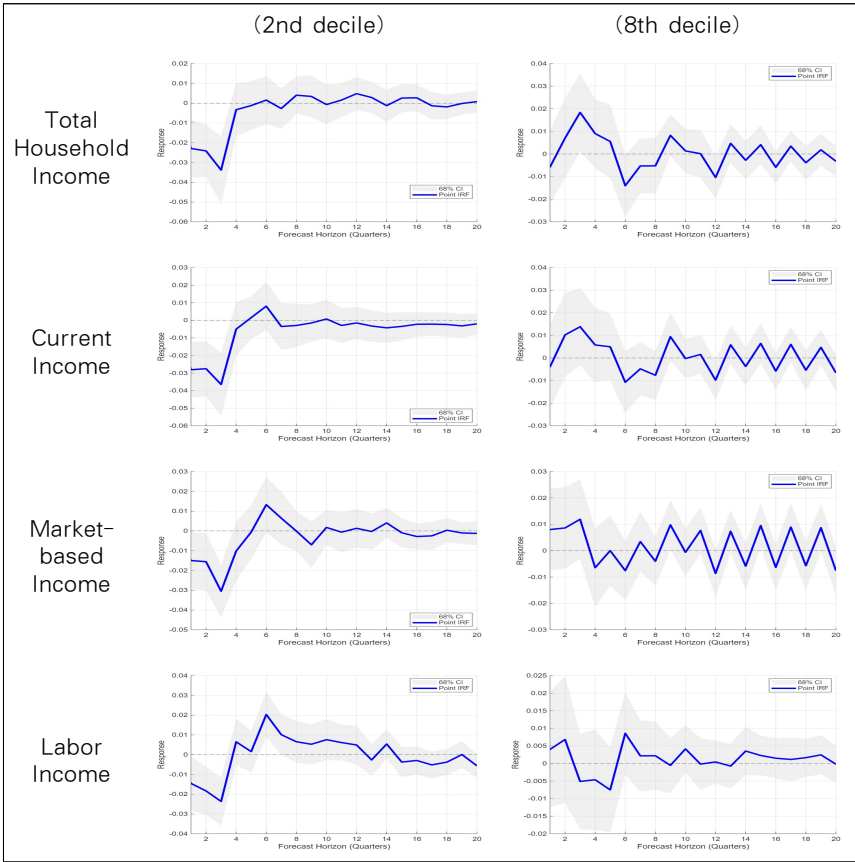
Note: The x-axis represents the forecast horizon in quarters, and the y-axis indicates the variance share (%) of each shock. The colored areas represent the contributions of monetary policy shock (red), CPI shock (blue), GDP shock (green), and inequality shock (yellow) to the variance of income inequality.

4. 분위별 비교: 불평등 경로의 검증

다음으로 통화정책 충격이 불평등도에 영향을 미치는 경로를 보다 세부적으로 확인하기 위해 각 소득·소비 항목별로 상·하위 계층의 반응을 비교해 보았다. 이를 위해 먼저 각 항목별로 전체 가구를 순서대로 배열하고, 2분위(하위 20%)와 8분위(상위 20%)값을 구하였다.¹⁹⁾ 또한, 이를 앞서 식 (3), (4)와 유사하게 VAR 모형을 구성하고 통화정책 충격에 대해 각 항목별 2분위 및 8분위 반응을 확인하였다.

19) 단, 근로소득은 전체가구가 아닌 근로자 가구를 대상으로, 사업소득은 전체가구가 아닌 근로자 외 가구를 대상으로 산출하였다.

〈그림 11〉 통화정책 충격에 따른 2분위 및 8분위수 가구의 소득 반응(Income Responses of the 2nd and 8th-Decile Households to the Shock)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 11〉은 1 표준편차의 통화정책 충격에 대한 각 소득항목별 2분위 및 8분위 계층의 충격반응을 정리한 것이다. 2분위 계층의 경우 각 소득 항목들은 긴축적 통화충격 발생시 소폭 하락(-0.03% 내외)하는 것으로 나타났다. 반면 8분위 계층에서는 긴축적 통화정책 충격에도 모든 소득 항목에서 유의한 반응이 없거나 오히려 일시적으로 상승하는 경우(전체소득)도 있었다.

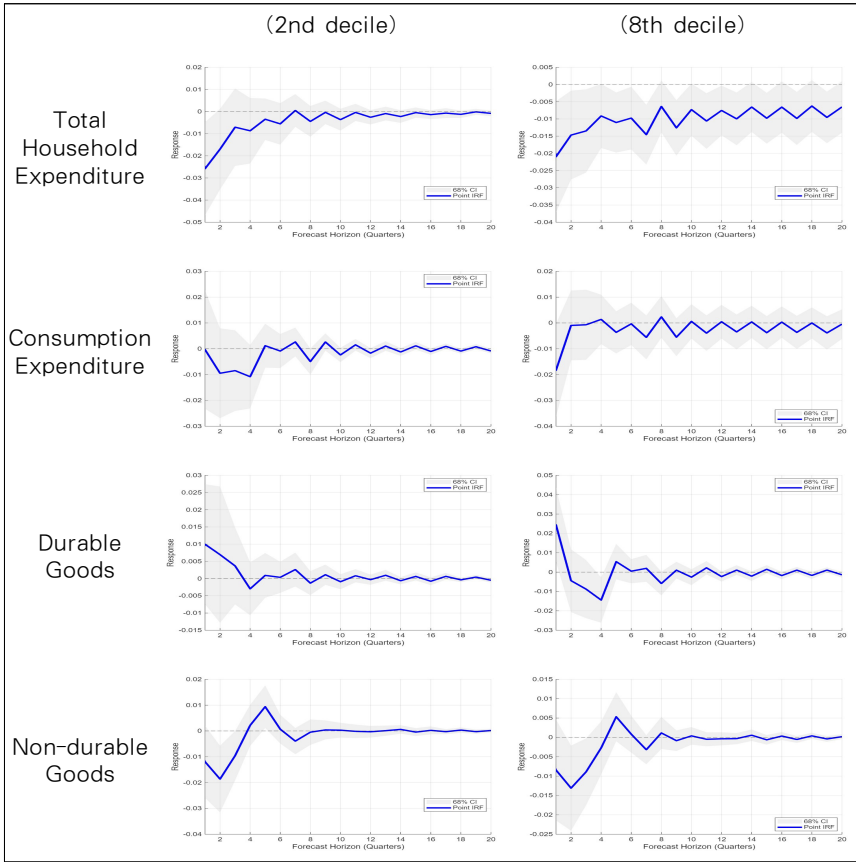
이처럼 2분위와 8분위 계층의 소득 반응 차이는 앞서 확인하였던 통화정책 충격이 소득 불평등을 심화시킨다는 점을 뒷받침하는 결과로 볼 수 있다. 또한 이러한 결과는 기존 연구들의 주장과 일치한다. Coibion et al.

(2017)은 긴축적 통화정책이 노동시장을 위축시켜 주로 하위 소득계층의 근로소득을 감소시키는 반면, 상위 계층은 다양한 소득원과 고용 안정성을 바탕으로 충격을 방어할 수 있음을 지적하였다. Gornemann et al. (2016)은 긴축적 통화정책이 실업률을 상승시켜 근로소득 의존도가 높은 하위 계층에게 집중적인 타격을 입히는 반면, 금융 자산을 보유한 상위 계층에게는 실질 이자율 상승에 따른 자산 소득 증대 효과를 제공하여 오히려 이득이 될 수도 있음을 보였다. 또한, Doepke and Schneider (2006)도 상위 소득 계층이 주로 명목 자산을 보유한 순저축자(net savers)여서 고금리(긴축) 환경에서 자산가치 보전 및 이자소득 수취를 통해 소득 충격을 완화할 수 있다고 주장하였다. 본 분석에서 나타난 2분위의 소득 하락과 8분위의 소득 유지는 이러한 노동시장에서의 편의적 충격과 이자소득 경로 등이 복합적으로 작용한 결과로 보여진다.

한편 <그림 12>는 각 소비 항목별로 2분위 및 8분위 계층의 통화정책 충격에 대한 반응을 보이고 있다. 소비의 경우 2분위와 8분위 계층의 반응이 대체로 유사하였는데, 긴축적 통화정책 충격 발생시 가계의 전체 지출과 내구재 소비에 대해서는 음(-)의 반응을 보였지만, 소비지출과 내구재 소비에서는 유의한 반응을 보이지 않았다. 이처럼 통화정책 충격에 대해 상·하위계층의 각 소비 항목들이 유사하게 반응함에 따라 결과적으로 소비 불평등의 반응은 유의성이나 지속성이 낮게 나타난 것으로 보여진다.

소비 불평등이 소득 불평등만큼 악화되지 않았다는 점에서 이러한 결과들은 가계의 소비 평활화 기능이나 사회안전망이 일정 부분 작동하고 있음을 시사한다. 다만, 결과적으로 각 분위의 소비 반응이 유사하게 나타났더라도, 그 기저에는 계층별로 서로 다른 경제적 유인이 작동했을 가능성에 유의할 필요가 있다. 예를 들어, Auclert (2019)는 긴축적 통화정책 충격시 하위 계층은 소득 감소에 따른 유동성 제약으로 인해 소비를 줄이는 소득효과(income effect)가 지배적인 반면, 상위 계층은 금리 상승으로 인해 현재 소비를 줄이고 저축을 늘리는 기간간 대체 효과(intertemporal substitution effect)가 더 크게 작용한다고 주장한 바 있다.

〈그림 12〉 통화정책 충격에 따른 2분위 및 8분위수 가구의 소비 반응(Expenditure Responses of the 2nd and 8th-Decile Households to the Shock)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

VI. 결 론

지난 글로벌 금융위기와 코로나19 위기를 거치며 우리나라 뿐만 아니라 전세계적으로 통화정책의 경제 전반에 대한 영향이 크게 확대되었다. 이러한 영향력 확대에도 불구하고 금리 조정을 중심으로 하는 전통적인 통화정책은 무딘 수단(blunt tool)일 수밖에 없기에 결과적으로 계층별·부문별·지역별로 차등적 영향을 미칠 수밖에 없다.

이에 본고는 서사적 방식으로 우리나라의 통화정책 충격을 추정한 후 통화정책이 소득 및 소비 불평등에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 가계동향조사의 미시 데이터를 활용하여 소득 및 소득 불평등도(지니계수, 로그표준편차, 로그분위수차)를 각 항목별로 산출하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 긴축적 통화정책 충격은 가계의 소득 불평등도를 유의하게 상승시키는 것으로 나타났다. 반면, 소득 불평등의 심화에도 불구하고 소비 불평등의 반응은 상대적으로 미미하거나 통계적 유의성이 낮게 나타났다. 이는 소득 충격이 소비 격차로 완전히 전이되지 않음을 시사한다.

둘째, 계층별 반응을 세분화하여 분석해 본 결과, 이러한 소득-소비 불평등 반응의 괴리는 상·하위 계층의 비대칭적 반응에 기인하는 것으로 확인되었다. 소득 측면에서 하위 2분위 가계는 소득이 감소한 반면, 상위 8분위 가계는 소득이 유지되거나 소폭 상승하였다. 이는 긴축 충격으로 소득 하위 계층은 고용 및 임금 여건이 악화한 반면, 상위 계층은 이자소득 증가 등으로 충격의 영향이 완화된 데 따른 것으로 보여진다. 소비 측면에서는 상·하위 계층 모두 소폭 소비를 줄이는 모습을 보였다. 이는 긴축 통화충격시 유동성 제약에 직면한 하위 계층이 소비를 줄인 것과 동시에 상위 계층 또한 금리 상승에 따른 기간간 대체효과로 인해 저축을 늘리고 소비를 억제함에 따라, 결과적으로 계층간 소비 격차는 크게 확대되지 않은 것으로 보여진다.

이러한 분석 결과는 통화정책의 수립 및 운용에 있어서 다음과 같은 시사점을 제공한다. 첫째, 통화정책 당국은 긴축적 정책 수행시 계층별 소득 분배에 영향을 미칠 수 있음을 인식할 필요가 있다. 고용 여건의 악화는 상대적으로 취약한 저소득층에 집중되는 경향이 있으므로, 긴축 과정에서 취약 계층의 소득 기반이 훼손될 가능성에 유의해야 할 것이다. 이는 최근 심화되고 있는 'K자형 양극화' 과정에서 세심한 정책적 고려가 필요함을 의미한다.

둘째, 긴축적 정책 운영시에는 통화정책만으로 대응하기보다, 취약계층을 고려한 재정정책적 지원이 병행될 필요가 있다. 저소득층의 유동성 제약을 완화하고 고용 안정성을 지원하는 미시적 정책 수단이 동반된다면, 거시경제 안정을 위한 통화정책의 효과를 제고하면서도 분배적 비용을 최소화할 수 있을 것이다.

셋째, 소비 불평등이 소득 불평등만큼 악화되지 않았다는 점은 가계의 소비

평활화 기능이나 사회안전망이 일정 부분 작동하고 있음을 시사한다. 그러나 한편으로 이는 상위 계층의 소비 이연에 의한 착시 효과일 수 있으므로, 소비 불평등도의 안정성만으로 가계의 전반적인 후생이 악화되지 않았다고 단정하기는 어렵다. 하위 계층의 소비 감소는 생계형 소비의 축소를 의미할 수 있기 때문이다.

투고 일자: 2026. 03. 10. 심사 및 수정 일자: 2026. 04. 24. 게재 확정 일자: 2026. 04. 27.

◆ 참고문헌 ◆

- 강신욱 (2018), “최근 소득불평등의 추이와 특징”, 월간 노동리뷰, 2018.8월호.
- 소인환·김규태 (2026), “우리나라의 통화정책 충격 식별과 영향: 경기국면별 비대칭성을 중심으로”, 경제학연구, 74(1), 67-103.
- 안중섭·김주완·이병호, “고빈도 데이터를 활용한 한국의 통화정책 충격 식별: 통화 정책에 담긴 중앙은행 정보효과를 중심으로.” 경제학연구 69권 4호, 2021, pp. 45-116
- 오종현·박명호 (2015), “조세정책이 경기변동에 따른 불평등도에 미치는 효과-이질적 가계 모형을 이용한 분석”, 한국조세재정연구원 연구보고서.
- 이원진·정혜식·전지현 (2019), “소득조사 마이크로데이터 비교 분석-가계동향조사와 가계금융복지조사를 중심으로”, 연구보고서(수시) 2019-13, 한국보건사회연구원.
- 최지욱 (2017), “통화정책이 소득불균형에 미치는 영향: 한국의 통화정책 및 가계 소득을 중심으로”, (박사학위 논문), 서울대학교 대학원.
- 하성근 (2017), “통화정책의 소비변동 효과에 관한 실증적 분석: 부(Wealth)의 효과를 중심으로”, 경제학연구, 64(1), 213-250.
- Ahn, J., Lee, B., and Kim, J., “Deciphering Central Bank Communication: Evidence from High-Frequency Data in Korea,” Korean Economic Review, Vol.42, No.1, 2026, pp. 15-48
- Albanesi, S. (2007), “Inflation and inequality”. Journal of Monetary Economics, 54(4), 1088-1114.
- Andersen, T. M., Bhattacharya, J., Grodecka-Messi, A., & Mann, K.

- (2024), "Pension reform and wealth inequality: Theory and evidence". *European Economic Review*, 165, 104746.
- Auclert, A. (2019), "Monetary policy and the redistribution channel". *American Economic Review*, 109(6), 2333-2367.
- Champagne, J., & Sekkel, R. (2018), "Changes in monetary regimes and the identification of monetary policy shocks: Narrative evidence from Canada". *Journal of Monetary Economics*, 99, 72-87.
- Cloyne, J., & Hürtgen, P. (2016), "The macroeconomic effects of monetary policy: A new measure for the United Kingdom". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(4), 75-102.
- Cloyne, J., Ferreira, C., & Surico, P. (2020), "Monetary policy when households have debt: New evidence on the transmission mechanism". *The Review of Economic Studies*, 87(1), 102-123.
- Coibion, O. (2012), "Are the effects of monetary policy shocks big or small?". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(2), 1-32.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L., & Silvia, J. (2017), "Innocent bystanders? Monetary policy and inequality". *Journal of Monetary Economics*, 88, 70-89.
- Doepke, M., & Schneider, M. (2006), "Inflation and the redistribution of nominal wealth". *Journal of Political Economy*, 114(6), 1069-1097.
- Domanski, D., Scatigna, M., & Zabai, A. (2016), "Wealth inequality and monetary policy". *BIS Quarterly Review*, March.
- Erosa, A., & Ventura, G. (2002), "On inflation as a regressive consumption tax". *Journal of Monetary Economics*, 49(4), 761-795.
- Furceri, D., Loungani, P., & Zdzienicka, A. (2018), "The effects of monetary policy shocks on inequality". *Journal of International Money and Finance*, 85, 168-186.
- Gornemann, N., Kuester, K., & Nakajima, M. (2016), "Doves for the rich, hawks for the poor? Distributional consequences of monetary policy". *International Finance Discussion Papers No. 1167*. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Ha, J., & So, I. (2023), "Which Monetary Shocks Matter in Small Open Economies? Evidence from Canada". *International Journal of Central Banking*, 19:2, pp.389-472

- Hahm, Joon-Ho, Dong Jin Lee, and Cyn-Young Park. (2022), "Domestic and External Monetary Policy Shocks and Economic Inequality in the Republic of Korea." Asian Development Bank Economics Working Paper Series 654
- Inui, M., Sudo, N., & Yamada, T. (2017), "The effects of monetary policy shocks on inequality in Japan". BIS Working Papers No. 638.
- Kaplan, G., Moll, B., & Violante, G. L. (2018), "Monetary policy according to HANK". American Economic Review, 108(3), 697-743.
- Kim, M. (2020), "How the financial market can dampen the effects of commodity price shocks". European Economic Review, 121, 103340.
- Krueger, D., & Perri, F. (2006), "Does income inequality lead to consumption inequality? Evidence and theory". The Review of Economic Studies, 73(1), 163 - 193.
- Ledito, O. (2011), "The redistributive effects of monetary policy". ECON - Working Papers 044, University of Zurich.
- Luetticke, R. (2021), "Transmission of monetary policy with heterogeneity in household portfolios". American Economic Journal: Macroeconomics, 13(2), 1-25.
- Mumtaz, H., & Theophilopoulou, A. (2017), "The impact of monetary policy on inequality in the UK: An empirical analysis". European Economic Review, 98, 410-423.
- O'Farrell, R., Rawdanowicz, L., & Inaba, K. I. (2016), "Monetary policy and inequality", OECD Economics Department Working Papers No. 1281.
- Park, J (2021), "Monetary policy and income inequality in Korea." Journal of the Asia Pacific Economy, 26(4), 766 - 793.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (1998), "Monetary policy and the well-being of the poor". Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, vol. 84(Q I), 21-49.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (2004), "A new measure of monetary shocks: Derivation and implications". American Economic Review, 94(4), 1055-1084.
- Rudebusch, G. D. (1998), "Do measures of monetary policy in a VAR make sense?". International Economic Review, 39(4), 907-931.

- Saiki, A., & Frost, J. (2014), "Does unconventional monetary policy affect inequality? Evidence from Japan". *Applied Economics*, 46(36), 4445-4454.
- Samarina, A., & Nguyen, A. D. (2023), "Does monetary policy affect income inequality in the euro area?". *Journal of Money, Credit and Banking*, 56(1), 35-80.
- Williamson, S. D. (2009), "Transactions, Credit, and Central Banking in a Model of Segmented Markets," *Review of Economic Dynamics*, vol. 12(2), 344-362.

VI. 부 록

A. 소득·소비 관련 미시데이터 비교

우리나라 가계의 소득 및 소비 미시 데이터를 제공하는 조사로는 대표적으로 가계금융복지조사, 가계동향조사, 한국노동패널이 있다. 가계금융복지 조사는 가계의 자산, 부채, 소득, 지출 등을 통해 국민의 전반적인 재무건전성과 삶의 수준을 파악하는 조사이다. 가계동향조사는 가계 수지 실태에 중점을 두고 국민의 소득과 소비수준의 동향을 파악하는 조사이다. 앞의 두 조사가 횡단면 조사인 반면, 한국노동패널은 특정 대표 표본을 매년 추적 조사하여 해당 가계의 경제활동, 소득·소비, 사회생활 등을 파악하는 종단면 패널조사이다. 각 조사는 공표 기관, 공표 항목, 공표 주기, 제공기간 등에서 아래의 <표 A.1>과 같은 차이를 보인다.

<표 A.1> 가계동향조사, 가계금융복지조사, 한국노동패널 간 비교(Comparison between HIES, SFLC, and KLIPS)

	HIES	SFLC	KLIPS
Issued by	Ministry of Data and Statistics	Ministry of Data and Statistics	Korea Labor Institute
Release Frequency	Quarterly	Annual	Annual
Survey Items	50 Income items, 470 Consumption items	6 Income items, 12 Expenditure items	130 Income items, 29 Consumption items
Sample Size	Approx. 7,200 households	Approx. 20,000 households	Approx. 5,000 households
Features	<ul style="list-style-type: none"> - Maintains sample representativeness - Diverse range of income and consumption items - Allows for multi-dimensional analysis - Caution required regarding time-series breaks due to reorganization 	<ul style="list-style-type: none"> - Released annually - Few income and expenditure items - Caution required regarding time-series breaks due to reorganization 	<ul style="list-style-type: none"> - Panel data allows tracking of changes in individuals or households over time - Sample representativeness may decrease over time

주: HIES-가계동향조사, SFLC-가계금융복지조사, KLIPS-한국노동패널

Note: HIES-Household Income and Expenditure Survey, SFLC-Survey of Household Finances and Living Conditions, KLIPS-Korean Labor and Income Panel Study

한편 가계동향조사의 각 부문 조사항목 수는 소득 약 50여개 항목, 소비 지출 약 470여개 항목, 비소비지출 약 50여개 항목으로 구성되어 있다.

B. 식별된 통화정책 충격의 유효성

설화적 방식으로 식별된 통화정책 충격의 유효성에 대해서는 해당 충격에 따른 주요 거시변수의 반응, 외부 정보변수(external information)으로서 해당 충격에 대한 설명력이 높은지 등을 통해 확인할 수 있다. 이를 위해 소인환·김규태(2026)을 참조하여 다음과 같은 국소투영모형(local projection (이하 LP); 식 (B.1))을 추정하여 통화정책 충격에 대한 주요 거시·금융변수의 반응을 살펴보고, 동 충격을 도구변수(instrumental variable)로 활용하는 경우(LP-IV; 식 (B.2)) 설명력(1단계 추정에서의 F 통계량)을 확인해 보았다.

$$y_{t+h} = \beta_{0,h} + \beta_{1,h}\epsilon_t + \Phi X_t + \epsilon_{t+h} \quad (\text{B.1})$$

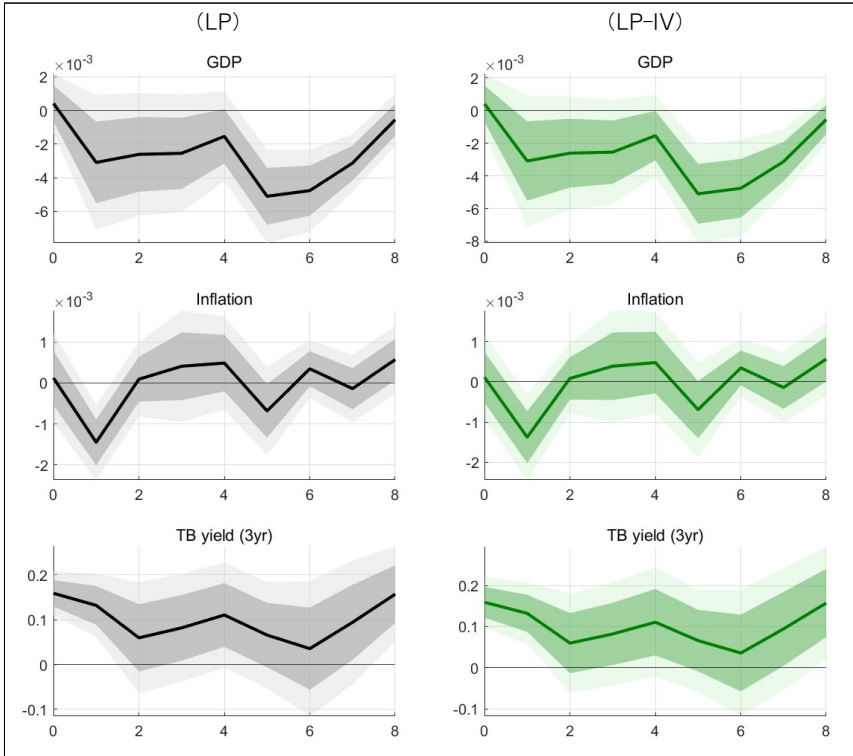
$$y_{t+h} = \beta_{0,h} + \beta_{1,h}x_t + \Phi X_t + \epsilon_{t+h} \quad (\text{B.2})$$

y_{t+h} 는 h 기후 주요 거시·금융변수(실질 GDP, 인플레이션, 국고채 금리(3년물))을 의미하며, X_t 는 통제변수 벡터(유가, VIX 지수, 미 국채 금리 및 그 시차값 등)를 의미한다. ϵ_t 는 설화적 방식으로 추정된 통화정책 충격이다. 또한 LP-IV 추정에서 사용된 x_t 는 콜금리를 의미하는데, LP-IV는 통화정책 충격 추정치를 도구변수로 활용하여 2단계 최소자승법(2SLS)으로 추정하였다.

분석 결과는 <그림 B.1>과 같은데, 이론적 방향과 유사하게 긴축적 통화정책 충격 1~4분기 이후 실질 GDP가 음(-)의 반응을 보였고, CPI 인플레이션도 충격 1분기후 일시적으로 하락하였으며, 국고채 금리도 충격 이후 상승하였다. 또한 식 (B.2) 추정 과정에서 해당 정보가 통화정책 충격에 대한 상관성(relevance)가 높은지를 확인하기 위해 1단계 추정식에서의 F값을 확인한 결과, 준거치인 10(F)10)을 크게 상회하는 25.19로 나타났다.

〈그림 B.1〉 긴축적 통화정책 충격에 따른 거시·금융변수 반응(Responses of Macro and Financial Variables to a Contractionary MP shock)

(Shock Identified with a Narrative Approach)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 짙은 음영은 68% 신뢰구간, 옅은 음영은 90% 신뢰구간을 의미함. 보다 자세한 내용은 소인환·김규태 (2026)을 참조하시오.

자료: 소인환·김규태 (2026)

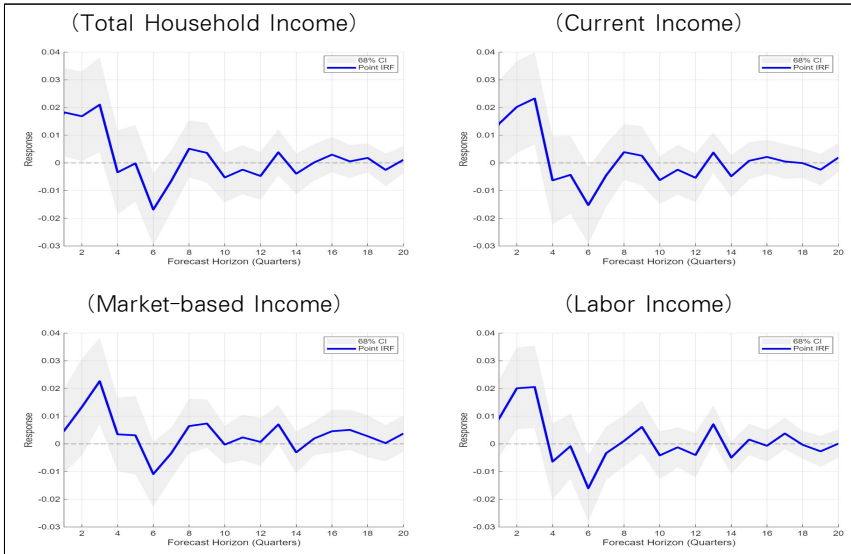
Note: The shaded areas represent the 68% (dark) and 90% (light) confidence intervals, respectively. The x-axis indicates the quarters after the initial shock, and the y-axis represents the magnitude of the response to the shock. For further details, refer to 소인환·김규태 (2026).

Source: 소인환·김규태 (2026)

C. 강건성 검증

1. 원저화하지 않은 데이터 기준: 소득 불평등

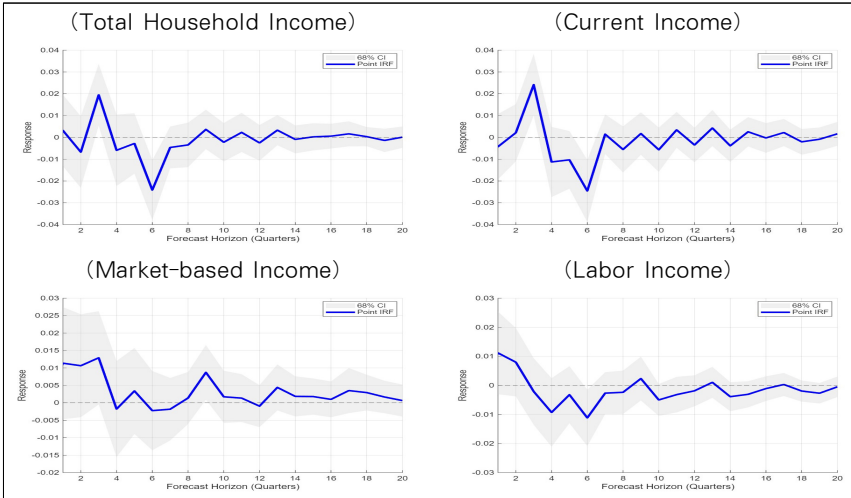
〈그림 C.1〉 통화정책 충격에 따른 소득 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Income Inequality to a Monetary Policy Shock)
(Non-winsorized Data, Gini Coefficient)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 C.2〉 통화정책 충격에 따른 소득 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Income Inequality to a Monetary Policy Shock)

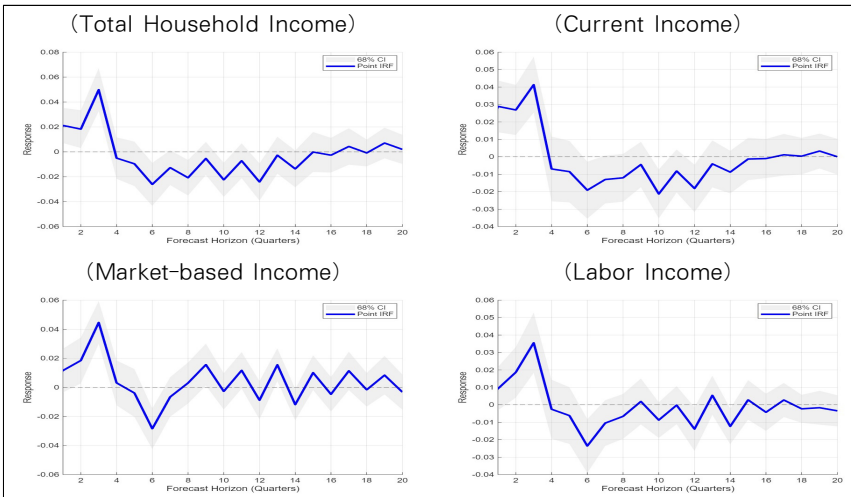
(Non-winsorized Data, Log of Standard Deviation)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 C.3〉 통화정책 충격에 따른 소득 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Income Inequality to a Monetary Policy Shock)

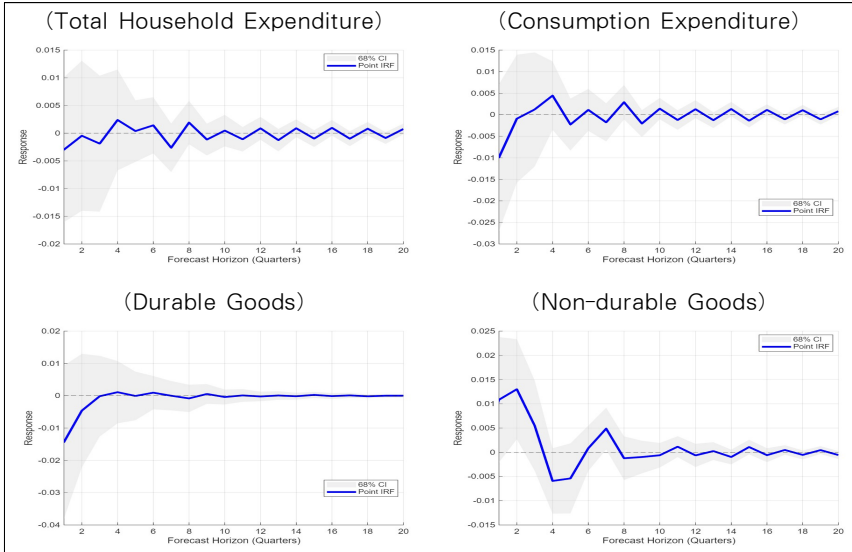
(Non-winsorized Data, Log of P80/P20 Ratio)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

2. 원저화하지 않은 데이터 기준: 소비 불평등

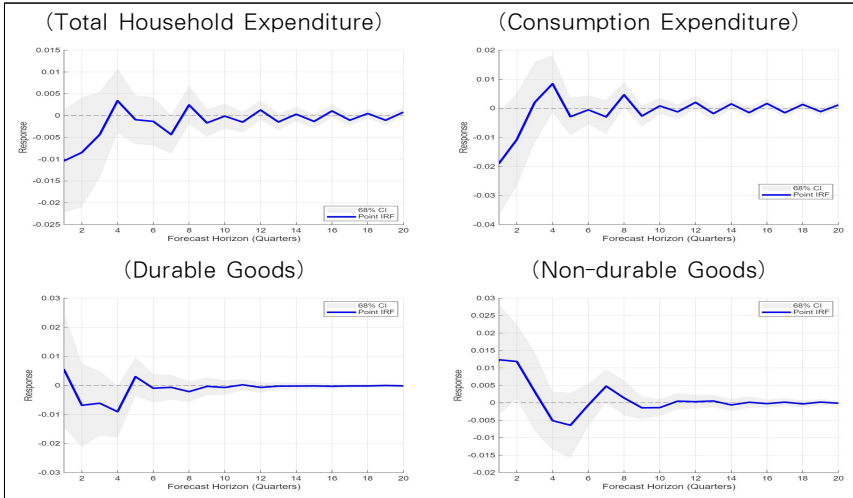
〈그림 C.4〉 통화정책 충격에 따른 소비 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Expenditure Inequality to a Monetary Policy Shock)
(Non-winsorized Data, Gini Coefficient)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 C.5〉 통화정책 충격에 따른 소비 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Expenditure Inequality to a Monetary Policy Shock)

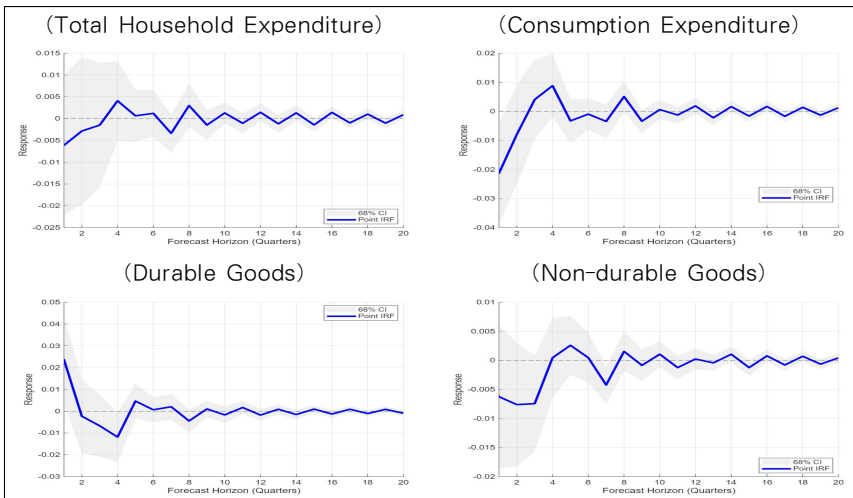
(Non-winsorized Data, Log of Standard Deviation)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 C.6〉 통화정책 충격에 따른 소비 불평등의 반응 결과 (Impulse Responses of Expenditure Inequality to a Monetary Policy Shock)

(Non-winsorized Data, Log of P80/P20 Ratio)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

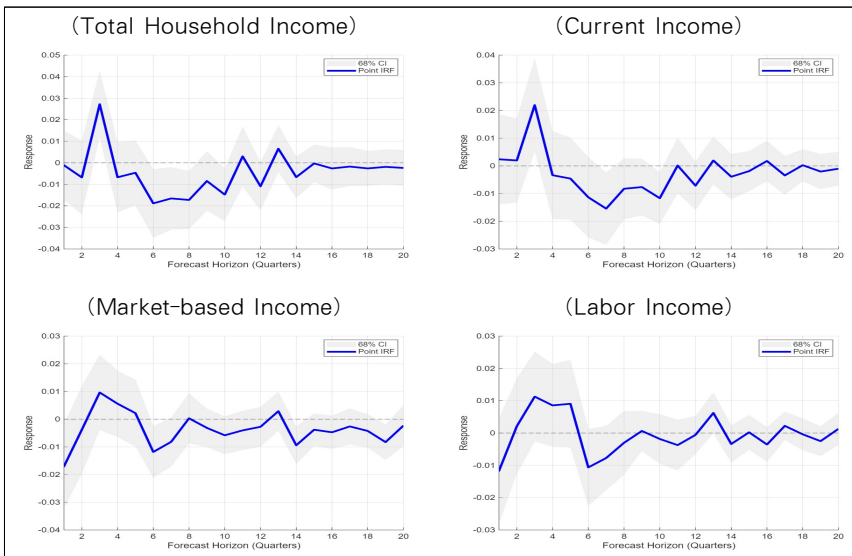
3. 통화정책 충격 변경

실화적 방식 추정식에서 중앙은행의 정보변수로서 (i) 개방경제 변수(원 달러 환율 및 미 연방기금금리), (ii) 고용 변수(실업률) (iii) 금융안정 변수(금융상황지수)를 추가로 포함하여 추정한 통화정책 충격에 대해서도 강건성(지니계수 기준)을 확인해 보았다. 주요 결과는 <그림 C.7>~<그림 C.12>와 같다.

(소득 불평등)

<그림 C.7> 통화정책 충격에 따른 소득 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Income Inequality to a Monetary Policy Shock)

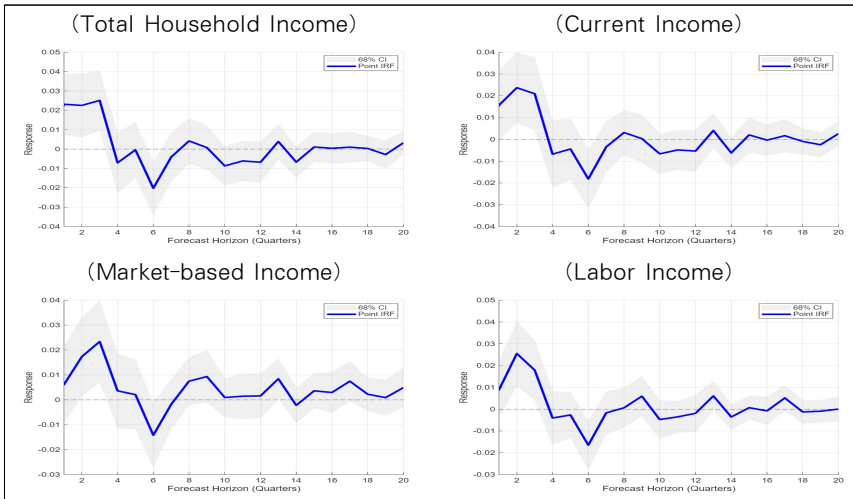
(Including Open Economy-Related Variables, Gini Coefficient)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 C.8〉 통화정책 충격에 따른 소득 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Income Inequality to a Monetary Policy Shock)

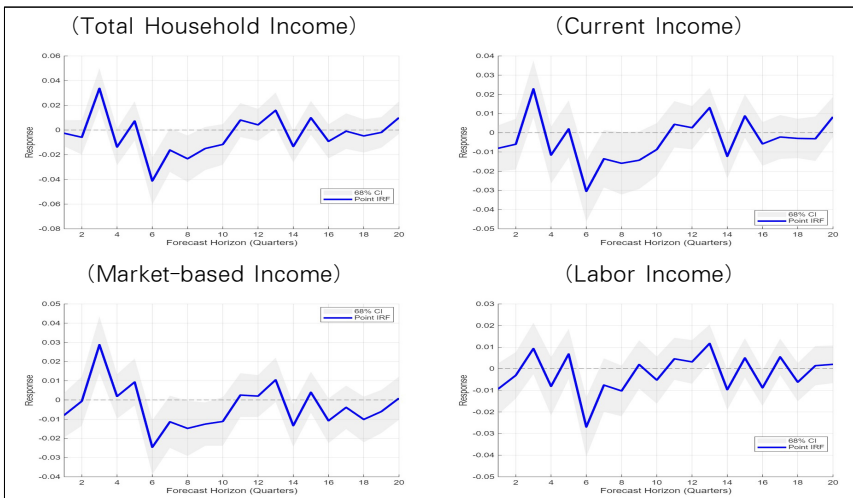
(Including a Financial Stability-Related Variable, Gini Coefficient)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 C.9〉 통화정책 충격에 따른 소득 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Income Inequality to a Monetary Policy Shock)

(Including a Financial Stability-Related Variable, Gini Coefficient)

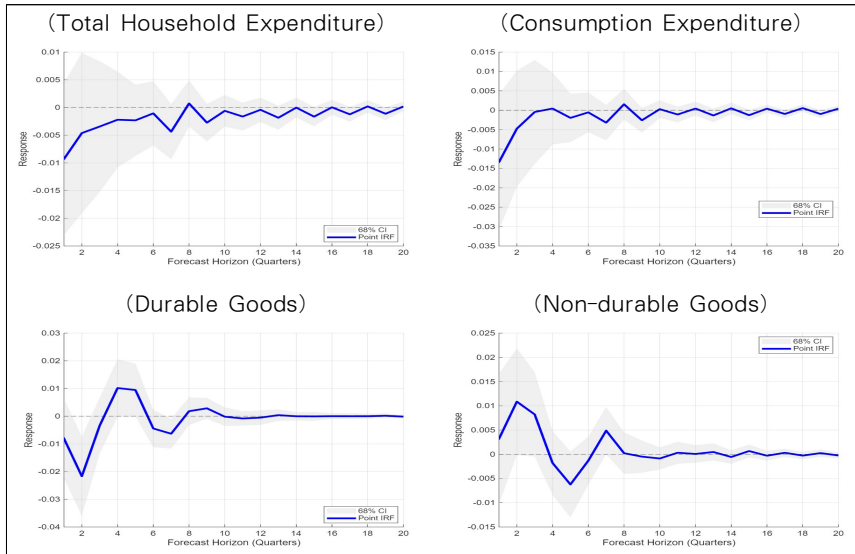


주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

(소비 불평등)

〈그림 C.10〉 통화정책 충격에 따른 소비 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Expenditure Inequality to a Monetary Policy Shock)

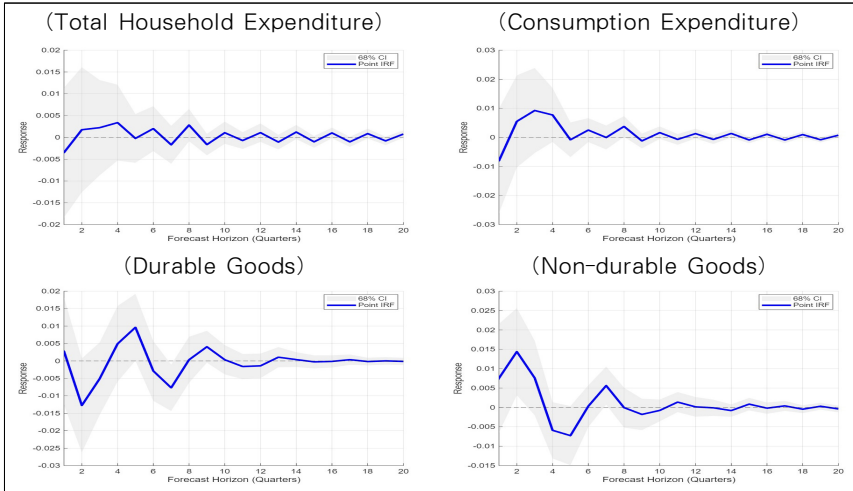
(Including Open Economy-Related Variables, Gini Coefficient)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 C.11〉 통화정책 충격에 따른 소비 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Expenditure Inequality to a Monetary Policy Shock)

(Including a Employment-Related Variable, Gini Coefficient)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

〈그림 C.12〉 통화정책 충격에 따른 소비 불평등의 반응 결과(Impulse Responses of Expenditure Inequality to a Monetary Policy Shock)

(Including a Financial Stability-Related Variable, Gini Coefficient)



주: x축은 충격후 기간, y축은 반응 크기를 의미. 파란선은 충격반응, 회색음영은 68% 신뢰구간임
 Note: The x-axis represents the quarters after the shock, and the y-axis indicates the magnitude of the response. The solid lines and the shaded areas denote the point IRFs and their 68% confidence intervals.

The Impact of Monetary Policy Shocks on Income and Consumption Inequality in Korea

Inhwan So* · Kyu Tae Kim**

Abstract

This paper examines the impacts of monetary policy shocks on income and consumption inequality, as well as their transmission channels in Korea. To do so, we first identify monetary policy shocks using a narrative approach that incorporates the information considered across monetary policy decision meetings. In addition, we construct various income and consumption inequality indicators using micro-level data from the Household Income and Expenditure Survey. Then, using these variables, we estimate the VAR models to examine the effects of monetary policy shocks on inequality. The results show that a contractionary monetary policy shock significantly exacerbates income inequality. However, its impact on consumption inequality is found to be relatively limited or less significant compared to that on income inequality.

KRF Classification : E52, E21, D31

**Key words : Income Inequality, Consumption Inequality,
Monetary Policy Shocks, Narrative Approach,
Vector Autoregressive Model**

* Assistant Professor, School of Economics, Hongik University,
email: inhwanso@hongik.ac.kr

** Ph.D. student, Department of Statistics, Iowa State University;
Economist, Bank of Korea (on leave), email: gyutae77@iastate.edu