

연구보고서 2025-26

코로나19 시기 한국의 사회보장지출과 인플레이션

: 재분배에 대한 영향

하슬임
김덕파·현옥주



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



한국보건사회연구원
KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



■ 연구진

연구책임자	하슬잎	한국보건사회연구원 부연구위원
공동연구진	김덕파	고려대학교 경제학과 교수
	현옥주	한국보건사회연구원 연구원

연구보고서 2025-26

코로나19 시기 한국의 사회보장지출과 인플레이션

: 재분배에 대한 영향

발행일 2025년 12월
발행인 신영석
발행처 한국보건사회연구원
주소 [30147] 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전화 대표전화: 044)287-8000
홈페이지 <http://www.kihasa.re.kr>
등록 1999년 4월 27일(제2015-000007호)
인쇄처 (주)정인애드

© 한국보건사회연구원 2025
ISBN 979-11-7252-101-1 [93510]
<https://doi.org/10.23060/kihasa.a.2025.26>

발|간|사

팬데믹 초기 불확실성과 경제활동 제약 속에서 우리 정부는 총 여섯 차례의 추가경정예산을 통해 전례 없이 적극적인 재정지출을 단행한 바 있다. 이러한 위기 대응 지출은 가구소득 감소와 빈곤의 확대를 억제하는데 중요한 역할을 수행하였으나, 동시에 재정의 급격한 확대가 물가상승 압력으로 이어질 가능성에 대해서도 우려가 제기되었다. 이에 따라 재정 확대가 인플레이션에 어떠한 영향을 미쳤는지, 그리고 이러한 물가상승이 계층별로 어떻게 다르게 나타났는지에 대해 보다 면밀한 검토가 필요하다.

본 연구는 팬데믹 시기 우리나라의 재정지출이 물가상승률에 미친 영향을 실증적으로 분석하고, 가구별 지출구조를 반영한 유효 물가상승률을 산출함으로써 인플레이션이 소득계층별로 상이한 부담을 초래한다는 점을 확인하였다. 나아가 이질적 인플레이션이 사회보장지출의 재분배 효과에 미치는 영향을 분석하여 위기 시의 공적이전 정책이 어떤 방향으로 설계되고 운영되어야 하는지에 대한 근거를 제시하고자 하였다.

본 연구 결과가 향후 재정정책과 사회보장제도의 기획 및 개선, 나아가 위기 대응 정책의 효과성을 높이는 데 유용한 참고자료가 되기를 기대한다. 아울러 본 연구의 진행 과정에서 유익한 조언을 해주신 숙명여대 신석하 교수와 원내 고제이 연구위원께 특별히 감사를 표한다.

2025년 12월

한국보건사회연구원 원장

신 영 석



요 약	1
제1장 서론	7
제2장 현황 및 이론적 배경	13
제1절 팬데믹 시기의 상황	15
제2절 재정지출과 인플레이션의 관계, 재분배에의 영향	30
제3장 코로나19 시기 재정지출과 인플레이션의 관계	41
제1절 선행연구 검토	43
제2절 SVAR를 이용한 실증분석	51
제4장 차별적 물가상승을 고려한 사회보장지출의 재분배 효과	85
제1절 가구특성별 물가상승률의 산출	87
제2절 차별적 물가상승을 고려한 사회보장지출의 재분배 효과	114
제5장 결론 및 함의	125
제1절 결과 요약	127
제2절 정책적 함의	132
참고문헌	141



부 록 149

Abstract 179

표 목차

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



〈표 2-1〉 2020-2022년도 추경예산, 소관부처 및 세부사업 수	21
〈표 2-2〉 코로나 대응 수혜계층별 재정지원 현황	24
〈표 2-3〉 분야별 예산 추이	26
〈표 2-4〉 주요 분야의 기능별 예산	28
〈표 2-5〉 사회복지 분야 주요 사업의 2020~2023년 예산 추이(보조금 및 경상이전)	29
〈표 2-6〉 임금상승률 추이(2012-2023)	40
〈표 3-1〉 황선주(2024)의 변수 정의와 자료 변환	44
〈표 3-2〉 황선주(2024)의 구조충격의 식별: 부호제약	45
〈표 3-3〉 배성종과 최경욱(2024)의 변수 정의와 자료 변환	46
〈표 3-4〉 배성종과 최경욱(2024)의 구조충격의 식별: 부호제약	47
〈표 3-5〉 Basconcillo(2023)의 변수 정의와 자료 변환	48
〈표 3-6〉 재정충격의 식별 방법 비교	58
〈표 3-7〉 코로나19 기간 중 구조충격의 물가에 대한 기여	75
〈표 3-8〉 강건성 분석 모형	77
〈표 4-1〉 가구유형별 품목별 지출 비중	97
〈표 4-2〉 분산분석 결과	102
〈표 4-3〉 소득수준별 인플레이션 추이	109
〈표 4-4〉 가구 유형별 인플레이션(D-CPI, P-CPI)	111
〈표 4-5〉 명목소득과 가구별 인플레이션율을 반영한 실질소득 분포(2020-2023)	119
〈표 4-6〉 명목 및 실질소득 기준 지니계수 개선을	121
〈표 4-7〉 가구별 유효 인플레이션을 고려한 공적이전 유형별 소득분배 효과(Gini)	122
〈표 4-8〉 가구별 유효 인플레이션을 고려한 공적이전 유형별 소득분배 효과(P90/P10)	124
〈표 5-1〉 위기 유형별 적절한 재정정책 수단	135

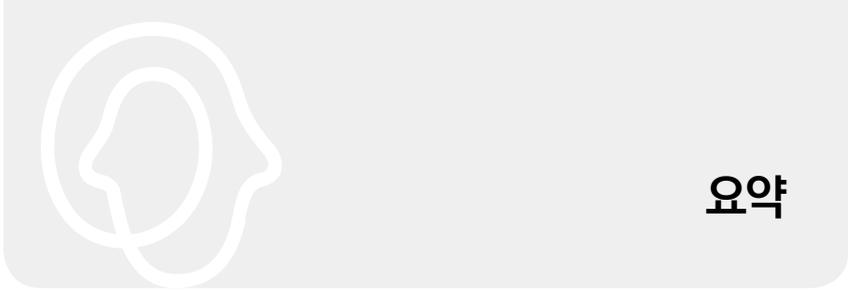
그림 목차

[그림 2-1] 국내총생산 추이(계절조정, 실질)(2018-2022)	16
[그림 2-2] 월별 실업률 추이(계절조정)(2018.1-2023.12.)	17
[그림 2-3] 종사상지위별 계절조정 취업자 수 추이: 전년 동월 대비 증감률(2019-2023) ·	17
[그림 2-4] 분기별 소득, 가처분소득, 소비지출 추이(전년 동기 대비 증감률)(전국, 1인 이상, 실질)	18
[그림 2-5] 분기별 평균소비성향 추이(2019.1/4-2023.4/4)	19
[그림 2-6] 연도별 물가상승률 추이(1990-2024)	20
[그림 2-7] 월별 소비자물가 등락률(전년 동월비)(2018.1.-2023.12.)	20
[그림 2-8] 재정수지 추이(1997-2023)	22
[그림 2-9] 공적 사회보장지출(SOCX) 추이(1990-2022)	22
[그림 2-10] 기준금리 추이(2008.3-2025.9)	31
[그림 2-11] 인플레이션이 소득분포에 영향을 미치는 경로	37
[그림 2-12] 가계부채 총액과 GDP 대비 비율(2002-2023)	38
[그림 2-13] 피용자보수비율 추이(2000-2024)	39
[그림 2-14] 소득분배 추이(2011-2023)	40
[그림 3-1] 실질 경제성장률 및 국고채 시장금리	61
[그림 3-2] 에너지가격지수 변화율 및 소비자물가상승률	62
[그림 3-3] 정부 재정지출의 GDP 비중	64
[그림 3-4] 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응	66
[그림 3-5] 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응	67
[그림 3-6] 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응	69
[그림 3-7] 코로나19 기간 중 구조충격 추이	72
[그림 3-8] 코로나19 기간 중 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여	73
[그림 3-9] 역사적 분해 결과	76
[그림 3-10] 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응	80
[그림 3-11] 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여	81
[그림 4-1] 노인가구의 품목별 지출 비중 추이(%)	98



[그림 4-2] 아동가구의 품목별 지출 비중 추이(%)	98
[그림 4-3] 소득5분위가구의 품목별 지출 비중 추이(%)	99
[그림 4-4] 소득1분위가구의 품목별 지출 비중 추이(%)	99
[그림 4-5] 전체가구의 품목별 지출 비중 추이(%)	100
[그림 4-6] 품목별 물가지수 추이	103
[그림 4-7] 노인가구-비노인가구의 P-CPI 차이	105
[그림 4-8] 아동양육가구-일반가구의 P-CPI 차이	106
[그림 4-9] 소득 상위 20%-하위 20% 가구의 P-CPI 차이	107
[그림 4-10] 소득 상위 20%-하위 20% 가구의 P-CPI 차이(2)	109
[그림 4-11] D-CPI와 P-CPI의 격차	113
[그림 4-12] 팬데믹 기간 중 소득수준별 실질소득 감소분	117
[그림 4-13] 소득수준별 실질소득 감소분 추이(2001-2023)	117
[그림 4-14] 명목소득 및 실질소득 기준 지니계수 차이(Gap)의 추이(2001-2023)	119
[그림 4-15] 명목 및 실질소득 기준 지니계수 개선율의 차이(2001-2023)	121
[부도 1] (RC 2) 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응	149
[부도 2] (RC 2) 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응	150
[부도 3] (RC 2) 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응	151
[부도 4] (RC 2) 코로나19 기간 중 구조충격 추이	152
[부도 5] (RC 2) 역사적 분해 결과	153
[부도 6] (RC 2) 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여	154
[부도 7] (RC 3) 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응	155
[부도 8] (RC 3) 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응	156
[부도 9] (RC 3) 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응	157
[부도 10] (RC 3) 코로나19 기간 중 구조충격 추이	158
[부도 11] (RC 3) 역사적 분해 결과	159
[부도 12] (RC 3) 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여	160
[부도 13] (RC 4) 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응	161

[부도 14] (RC 4) 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응	162
[부도 15] (RC 4) 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응	163
[부도 16] (RC 4) 코로나19 기간 중 구조충격 추이	164
[부도 17] (RC 4) 역사적 분해 결과	165
[부도 18] (RC 4) 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여	166
[부도 19] (RC 5) 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응	167
[부도 20] (RC 5) 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응	168
[부도 21] (RC 5) 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응	169
[부도 22] (RC 5) 코로나19 기간 중 구조충격 추이	170
[부도 23] (RC 5) 역사적 분해 결과	171
[부도 24] (RC 5) 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여	172
[부도 25] (RC 6) 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응	173
[부도 26] (RC 6) 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응	174
[부도 27] (RC 6) 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응	175
[부도 28] (RC 6) 코로나19 기간 중 구조충격 추이	176
[부도 29] (RC 6) 역사적 분해 결과	177
[부도 30] (RC 6) 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여	178



1. 연구의 배경 및 목적

우리 정부는 2020년 코로나19 발생 이후 2021년까지 총 6회의 추경 예산을 편성하였는데, 그 규모는 약 116.6조 원에 이른다. 이를 포함한 2020년의 정부지출은 전년 대비 13.4%, 정부부채는 16.6% 증가하였고, 통합재정수지는 71.2조 원 적자를 보였다. 그리고 이러한 팬데믹 대응을 위한 정부 재정지출의 급증과 뒤이은 높은 물가상승률은 물가에 대한 고전적 이론과는 다른, 새로운 설명을 요구하였다. 재정적 물가이론(Fiscal Theory of Price Level)에 따르면 전형적인 헬리콥터 머니로 묘사되는 코로나19 시기 대규모의 재정지출은 개인에게 미래 부채 상황을 위한 재정수입이 발생한다는 신호로 작용하고, 이는 곧 인플레이션으로 이어질 수 있다. 그리고 이러한 물가상승의 영향은 가구의 경제적 특성이나 계층별로 다르게 나타날 수 있다. 빈부 격차의 심화는 인플레이션으로 인해 나타날 수 있는 대표적인 현상으로, 인플레이션으로 인한 화폐가치 하락은 자산 보유 가구 대비 무자산 가구 및 봉급생활자에 불리한 영향을 미칠 수 있다.

위와 같은 배경에서 본 연구는 최근의 몇몇 연구들에서 밝혀진 바와 같이 팬데믹 시기 정부의 재정지출과 인플레이션이 유의한 관계를 가지며, 가구의 특성에 따라 경험하게 되는 물가상승률이 이질적일 때 사회보장 지출의 재분배 효과는 어떻게 달라지는지 살펴보는 데 목적을 두었다. 즉, 위기 대응을 위해 재정지출이 급증하였던 팬데믹 시기 인플레이션에 대한 영향을 실증적으로 분석하고자 한다. 이와 더불어 계층별, 인구집단별로 경험하는 물가상승률의 이질성을 고려했을 때 공적이전의 재분배 효과에 대한 영향을 함께 파악하여 추후 사회보장 재정지출의 설계와

운영에의 시사점을 제시하고자 한다. 분석의 대상기간은 국내에서 코로나 19 첫 확진자가 발생한 2020년부터 엔데믹이 선언된 2023년까지로 하였다.

2. 주요 연구 결과

본 연구는 팬데믹 대응 과정에서 사회보장지출이 재정지출 총량 확대에 핵심적인 역할을 했다는 데에 주목하여 당시 재정지출이 인플레이션에 어느 정도 기여했는가를 실증적으로 규명하고자 하였다. 2000~2023년 까지 주요 거시지표와 정부의 재정지출 데이터를 구조벡터자기회귀모형을 활용하여 분석한 결과, 충격반응함수에서 소비자물가상승률의 재정 충격에 대한 양의 반응이 통계적으로 유의하게 나타났다. 또한 2020~2023년의 구조충격들이 인플레이션에 얼마나 기여했는지 분해한 결과, 재정 충격은 (대의, 공급, 수요 등 다른 충격들과 달리) 대부분의 기간 내내 물가상승에 양(+의 기여를 하면서 약 0.1~0.35%p 정도 소비자물가상승률을 높인 것으로 보인다. 특별히 물가상승률이 높았던 2022년에는 재정충격의 기여도도 이전에 비해 높게 나타났고, 다른 구조충격들에 비해서도 작지 않은 수준이었다.

또한 사회보장지출이 그 특성상 주로 지자체에 대한 경상이전 및 보조금 형식으로 지출되는 점을 감안하여 정부의 재정지출을 경상이전 및 보조금으로 특정했을 때에도 이러한 결과는 유사하게 나타났다. 즉, 정부의 이전 지출 및 보조금 지출 충격은 0기에서는 물가에 영향을 미치지 못하지만 1기에서 4기까지 물가를 상승시키는 것이 유의하였고, 그 반응의 크기도 최대 0.09%p 정도로 나타났다.

한편 인플레이션은 물가수준의 전반적인 상승을 의미하나, 실제 가격

변화는 보통 품목이나 산업(sector)별로 다르게 나타난다. 이러한 상대 가격 변화로 인해 각 가구는 그 지출 특성에 따라 서로 다른 물가상승률을 경험하게 된다. 본 연구에서는 각 가구의 지출구조를 반영하여 가구별 유효 인플레이션을 산출하였고, 노인가구, 아동양육가구, 그리고 소득 수준별로 그룹을 나누어 비교하였다.

분석 결과, 특별히 소득계층별로는 2000년부터 최근까지 대부분의 기간에서 저소득가구가 상대적으로 더 높은 물가상승률을 경험하는 것으로 나타났다. 이는 선행연구에서 설명되는 바와 같이 저소득층의 경우 식료품이나 주거·수도·광열 등 필수재에 대한 지출이 높고 이를 대체할 여지가 제한적인데, 그간 이러한 품목의 물가상승률이 높았던 것에 기인한다. 다만 물가상승률이 매우 높았던 2021년 3분기부터 2022년 4분기까지는 고소득층이 경험하는 물가상승률이 저소득층보다 높았는데, 이는 교통, 음식·숙박, 기타 서비스 등 고소득층에서 상대적으로 지출 비중이 높은 항목들의 물가가 당시에 비교적 크게 상승한 영향인 것으로 파악된다.

이와 같은 가구별 유효 인플레이션의 차이는 실질소득의 차이를 의미한다. 특별히 위기 상황에서 필수재 중심으로 물가가 상승했다면, 이로 인한 타격은 저소득층에서 더 컸을 가능성이 있다. 이에 가계동향조사 자료를 통해 가구별 실질적 인플레이션의 영향을 살펴본 결과, 명목소득 대비 실질소득 감소는 저소득층에서 더 컸고, 이러한 실질소득 감소분의 최저소득층과 최고소득층 간 차이는 2022년 3분기 이후에 적게는 0.33배('22년 3분기)에서 많게는 18.6배('23년 3분기)까지 벌어졌다. 이에 따라 가구별 인플레이션율을 적용한 실질소득의 불평등도는 명목소득 기준 불평등도보다 더 높게 나타난다. 즉, 팬데믹 초기인 2020년 2분기부터 2021년 2분기까지, 그리고 2023년부터는 대체로 가구소득의 변동계수와 지니계수가 명목소득보다 실질소득을 기준으로 할 때 더 높게 나타난다.

반면 물가가 전반적으로 크게 상승하였던 2021년 3분기부터 2022년 말까지는 실질소득의 분포가 명목소득에 비해 더 개선되거나 큰 차이가 없다.

이에 더하여 가구별 차등적 인플레이션율은 지니계수로 측정한 공적이전지출의 재분배 효과를 팬데믹 기간 동안 크게는 0.1%p까지 감소시키는 것으로 추정된다. 다만 전술한 바와 같이 각 가구가 경험하는 물가상승률이 2021년 말부터 2022년까지의 기간에는 소득수준에 따라 높아지는 것으로(progressive) 나타나, 그에 따른 소득재분배 효과 또한 팬데믹 초기(2020년)와 중반(2022년)에 영향이 서로 반대의 방향으로 나타난다.

더불어 가구별 물가상승률을 고려했을 때 사회보장 급여의 유형별로 소득 재분배 효과가 어떻게 나타나는지 살펴보았다. 지니계수와 P90/P10을 기준으로 했을 때 저소득층을 대상으로 한정하는 기초연금, 기초생활지원, 그리고 (세대간 소득 격차에 의한 것으로 예상되는) 공적연금의 효과가 비교적 크고, 아동양육지원의 효과는 비교적 낮은 것으로 보인다.

3. 결론 및 시사점

물가상승의 재분배에 대한 영향에 있어 관건은, 재정지출의 수요 유발 효과가 어떤 부문에 상대적으로 크게 나타나느냐와 사회보장 급여의 설계상 특징에 의해 결정될 것이다. 후자의 경우 예를 들어 모든 국민에게 적용되는 세금 감면이나 (지원 규모가 대체로 작은) 보편적 현금 급여는 재정적으로 비용이 많이 들 뿐 아니라, 실질적으로는 소득 재분배에 아무런 효과를 낳지 못하거나 도리어 역진적인 결과를 가져올 수 있다. 반면 저소득층 대상의 이전지출이나 세액공제와 같은 표적화된 소득 지원 조치는 정부의 재정 부담을 줄이면서 상대적으로 큰 피해를 입은 집단을 실질적

으로 보호할 수 있다. 팬데믹 시기 각국의 대응 조치에 대한 IMF와 OECD 등의 평가에 따르면, 당시 광범위한 현금지급은 경제적 불확실성이 매우 큰 상황에서 실시간으로 지원이 가장 필요한 집단을 정교하게 선별할 역량이 제한적이었기 때문에 불가피한 선택이었다고 하였다. 이러한 조치는 초기에는 가구소득을 보호하는 데 효과적이었으며, 특히 저소득층 가구의 소득 감소와 빈곤율 상승을 억제하는 데 큰 역할을 했다고 평가된다. 다만 이러한 현금 지원이 즉각적 소비를 필요로 하지 않는 가구에 까지 전달될 경우, 불확실성이 큰 시기에는 해당 자원이 부채 상환 혹은 저축으로 유입될 가능성이 높다. 특별히 경제활동이 제한되었던 봉쇄 기간에는 비필수 소비가 위축되면서 이러한 우려가 더욱 커졌다. 따라서 선별성이 약한 현금이전은 경기부양 효과가 제한적일 수밖에 없다는 점이 OECD의 연구에서도 지적되었다. 또한 팬데믹 관련 정보가 축적되고 경제 상황이 점차 개선된 이후에는, 지원 대상을 보다 정밀하게 조정했다면 재정 비용을 줄일 수 있었을 것이라는 평가도 존재한다. 즉, 초기 위기 국면에서는 총수요 안정을 위해 보편적 경기부양 정책이 불가피하지만, 회복 국면에서는 인플레이션을 고려한 타깃형·맞춤형 소득 지원으로 전환이 바람직하다고 볼 수 있다.

주요 용어: 인플레이션, 사회보장지출, 소득 재분배

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제 1 장

서론

제 1 장 서론

우리나라뿐 아니라 세계적으로, 2019년 말 발발한 팬데믹을 대응하기 위한 정부 재정지출의 급증과 뒤이은 높은 물가상승률은 물가에 대한 고전적 이론과는 다른, 새로운 설명을 요구하였다. 그간 이론적으로는 장기적으로 인플레이션의 원인이 어디까지나 화폐적 현상이라는 의견이 지배적이었다. 다만 1980년대부터 팬데믹 이전까지는 대부분 국가의 물가상승률이 낮고 안정적이었기에 재정적 인플레이션에 대한 우려가 없었지만 코로나19와 같은 극단적 상황을 맞이하면서 재정책대가 인플레이션의 핵심 동인이 된다는 이론이 주목을 받기 시작하였다(Barro & Bianchi, 2025). 재정적 물가이론(Fiscal Theory of Price Level, FTPL)에 따르면 전형적인 헬리콥터 머니로 묘사되는 코로나19 시기 대규모의 재정지출은 개인에게 미래 부채 상황을 위한 재정수입이 발생한다는 신호로 작용하고, 이는 곧 인플레이션으로 이어질 수 있다(Cochrane, 2023). 즉, 팬데믹 시기 큰 폭으로 늘어난 재정지출이 이후의 세입 증가로 충당되지 않는 이상 물가 안정화가 쉽게 이루어지지 않을 수 있다는 것이다(Barro & Bianchi, 2025).

우리 정부는 2020년 코로나19 발생 이후 2021년까지 총 6회의 추경 예산을 편성하였는데, 그 규모는 약 116.6조 원에 이른다. 이를 포함한 2020년의 정부지출은 전년 대비 13.4%, 정부부채는 16.6% 증가하였고, 통합재정수지는 71.2조 원의 적자를 보였다. 또한 우리나라 GDP 대비 사회보장지출(SOCX)은 2019년 20.1%에서 2020년 약 23%까지 증가하였다.

한편, 물가상승의 영향은 가구의 경제적 특성이나 계층별로 다르게 나타날 수 있다. 빈부 격차의 심화는 인플레이션으로 인해 나타날 수 있는 대표적인 현상으로, 인플레이션으로 인한 화폐가치 하락은 자산 보유 가구 대비 무자산 가구 및 봉급생활자에 불리한 영향을 미칠 수 있다. 또한 저소득가구의 경우에는 식료품, 에너지 등 필수적 생활비의 상승으로 그 피해가 더 클 수 있다. 일례로, 미국의 경우 1987~2001년 사이 고령 가구가 비교적 높은 인플레이션을 경험하였는데, 이는 의료 관련 지출의 증가가 주요한 요인이었으며, 저소득가구에 대해서는 가솔린 가격 변동이 큰 영향을 미쳤다(Hobijn & Lagakos, 2005). Paul & Sharma(2019)에서도 저소득가구의 총지출 중 큰 비중을 차지하는 식료품 가격의 상승은 취약계층에 더 큰 피해를 일으키는 주된 요인으로 지목된 바 있다.

위와 같은 배경에서 본 연구는 최근의 몇몇 연구들에서 밝혀진 바와 같이 팬데믹 시기 정부의 재정지출과 인플레이션이 유의한 관계를 가진다는 점을 전제로, 가구의 특성에 따라 경험하게 되는 물가상승률이 이질적일 때 사회복지지출의 재분배 효과는 어떻게 달라지는지 살펴보는 데 목적을 둔다. 즉, 위기 대응을 위해 재정지출이 급증하였던 팬데믹 시기 인플레이션에 대한 그 영향을 실증적으로 분석하고자 한다. 그리고 이와 더불어 계층별, 인구집단별로 경험하는 물가상승률의 이질성을 고려했을 때 공적 이전의 재분배 효과에 대한 영향을 함께 파악하여 위기 시 사회복지장 재정지출의 설계와 운영에 관한 시사점을 제시하고자 한다. 분석의 대상기간은 국내에서 코로나19 첫 확진자가 발생한 2020년부터 엔데믹이 선언된 2023년까지로 한다.

제2장에서는 팬데믹 시기의 충격으로 인한 경기, 고용, 재정지출, 물가 등 거시적 상황에 대해 살펴보고, 인플레이션의 재분배에 대한 영향, 재정

지출과 인플레이션의 관계에 대한 이론적 배경을 고찰한다. 제3장에서는 코로나19 시기 재정지출과 인플레이션의 관계를 실증적으로 분석하여 당시 물가상승에 대한 재정지출의 영향을 정량적으로 추정해보고자 한다. 제4장에서는 가구의 특성 및 소비구조에 따라 경험하는 물가상승률의 차이를 살펴보고, 그에 따른 소득 재분배의 영향에 대해 분석하고자 한다. 마지막으로 5장에서 위와 같은 일련의 결과들을 요약하고 그 정책적 함의를 제시하고자 한다.

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제2장

현황 및 이론적 배경

제1절 팬데믹 시기의 상황

제2절 재정지출과 인플레이션의 관계, 재분배에의 영향

제 2 장 현황 및 이론적 배경

제1절 팬데믹 시기의 상황

1. 주요 거시지표의 변화

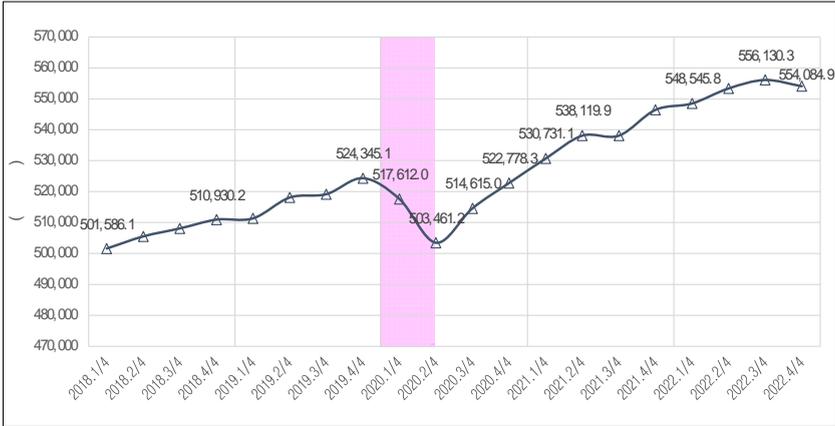
2020년 1월 20일 코로나19 국내 첫 확진자가 발생한 후 고강도의 방역 활동과 사회적 거리두기를 위한 일련의 정책들이 3년여간 계속되었다. 그리고 2023년 5월 5일 WHO가 코로나19를 더 이상 국제적 공중보건 비상사태(PHEIC)로 간주하지 않겠다고 선언하면서 사실상 엔데믹이 공식화되었고, 우리나라도 같은 달 11일 코로나19 중앙재난안전대책 본부가 코로나19 감염병 위기경보를 '심각'에서 '경계'로 하향 조정하였다.

해당 시기 감염병의 급격한 확산을 막기 위한 조치들로 인한 경제적 타격을 살펴보면, 2020년 2분기 국내총생산은 1분기 517조 6,120억 원에서 503조 4,612억 원으로 급감하였고, 이는 전년 동기 대비 2.8% 낮은 수준이다(그림 2-1).

16 코로나19 시기 한국의 사회보장지출과 인플레이션: 재분배에 대한 영향

[그림 2-1] 국내총생산 추이(계절조정, 실질)(2018-2022)

(단위: 십억 원)

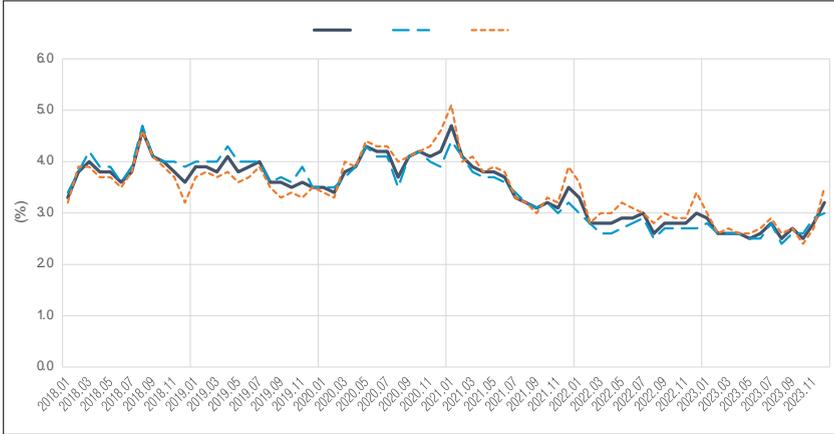


출처: “국민계정”, 한국은행, 2018-2022, 국가통계포털, 경제활동별 GDP 및 GNI(계절조정, 실질, 분기), 2025.7.1. 검색, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT_200Y104&conn_path=I3

노동시장의 상황 역시 크게 악화되어, 팬데믹 발발 초반(2020년)에 실업률이 큰 폭으로 상승하였고(그림 2-2), 이는 상용근로자 보다는 임시, 일용, 비임금 근로자와 같이 불안정한 지위에서 특별히 두드러진 것으로 보인다(그림 2-3). 다만 이러한 현상은 2020년 한 해 동안 지속되다가, 2021년 초 실업률이 정점을 찍은 이후, 이전 수준으로 빠르게 회복되었다.

[그림 2-2] 월별 실업률 추이(계절조정)(2018.1-2023.12.)

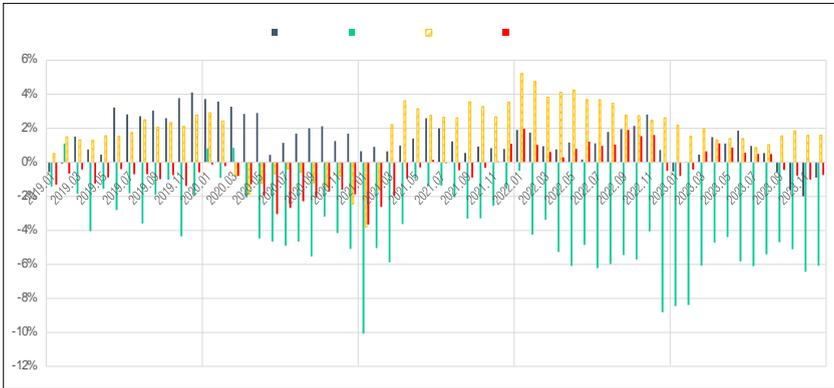
(단위: %)



출처: “경제활동인구조사”, 통계청, 2018-2023, 지표누리, 실업률, 2025. 8. 1. 검색,
<https://www.index.go.kr/unity/potal/indicator/IndexInfo.do?popup=Y&clasCd=2&idxCd=5026>

[그림 2-3] 종사상지위별 계절조정 취업자 수 추이: 전년 동월 대비 증감률(2019-2023)

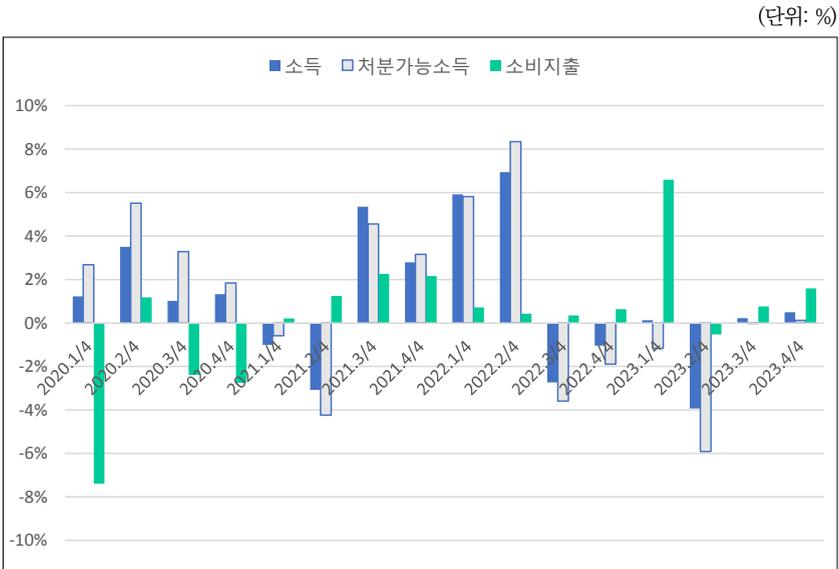
(단위: %)



출처: “경제활동인구조사”, 통계청, 2019-2023, 지표누리, 종사상 지위별 취업자 구성, 2025. 8. 1. 검색, <https://www.index.go.kr/unity/potal/indicator/IndexInfo.do?clasCd=10&idxCd=F0111>

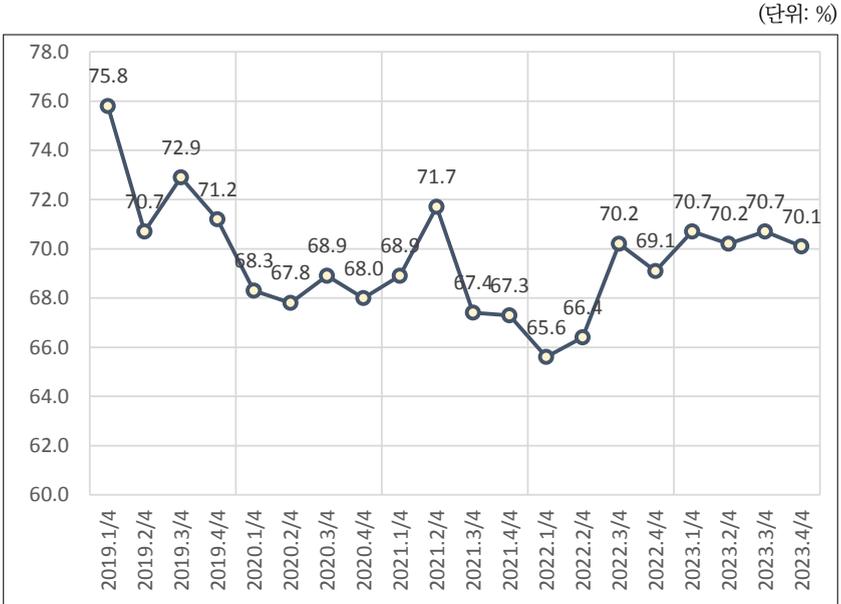
가구의 소비지출은 2020년 한 해 동안 전년 대비 감소하였으며, 2021년 1-2분기에는 실질소득과 가처분소득이 전년 동기 대비 감소하였다(그림 2-4). 2021년 말부터 2022년 상반기까지 소득수준이 점차 회복되지만, 소비지출은 그만큼 증가하지 않아 평균소비성향이 2019년 이후 가장 낮은 수치를 보인다(그림 2-5).

[그림 2-4] 분기별 소득, 가처분소득, 소비지출 추이(전년 동기 대비 증감률)
(전국, 1인 이상, 실질)



출처: “가계동향조사”, 통계청, 2020-2023, 국가통계포털, 가구당 월평균 가계수지, 2025. 8. 1. 검색, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1L9U123&conn_path=12

[그림 2-5] 분기별 평균소비성향 추이(2019.1/4-2023.4/4)



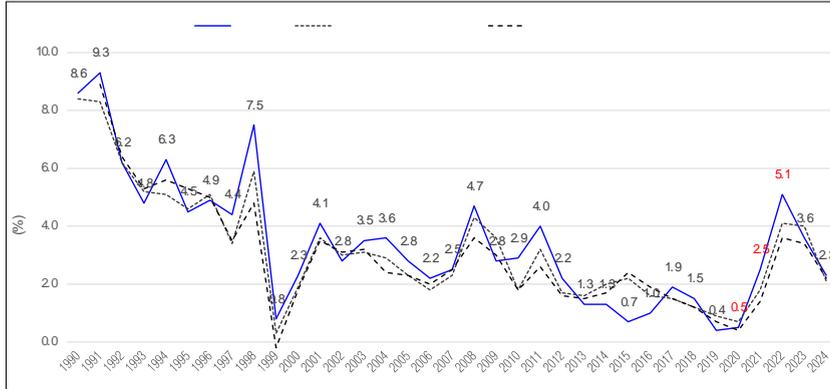
출처: “가계동향조사”, 통계청, 2020-2023, 국가통계포털, 가구당 월평균 가계수지, 2025. 8. 1. 검색, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1L9U123&conn_path=12

가구와 정부 모두 재정적으로 위기를 경험하는 가운데 물가는 2021년에 전년 대비 2.5% 상승하였고, 그 다음 해에는 5.1%로 급격히 상승하였다(그림 2-6). 특별히 2022년의 물가상승률은 1998년 IMF 사태 이후 최대에 해당하는데, 그간 팬데믹으로 인한 공급망 교란과 억눌렸던 수요가 분출되면서 2021년 하반기부터 물가가 상승하기 시작하였으며, 동시에 2022년 초 러시아의 우크라이나 침공으로 인플레이션 압력이 한층 강화된 결과이다(OECD, 2023).

20 코로나19 시기 한국의 사회보장지출과 인플레이션: 재분배에 대한 영향

[그림 2-6] 연도별 물가상승률 추이(1990-2024)

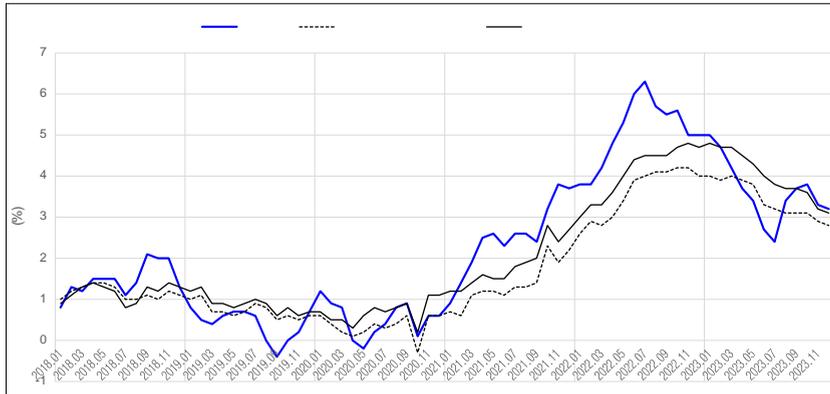
(단위: %)



출처: “소비자물가조사”, 통계청, 1990-2024, 지표누리, 소비자물가상승률, 2025. 8. 1. 검색, <https://www.index.go.kr/unify/idx-info.do?idxCd=4226>

[그림 2-7] 월별 소비자물가 등락률(전년 동월비)(2018.1.-2023.12.)

(단위: %)



출처: “소비자물가조사”, 통계청, 2018-2023, 국가통계포털, 월별 소비자물가 등락률, 2025. 8. 1. 검색, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1J22042&conn_path=I2

우리 정부는 신속한 피해구제와 경기회복을 적극적으로 뒷받침하기 위해 네 차례의 추경을 포함하여 2020년에만 총 310조 원의 유례 없는 지원

대책을 추진했으며(기획재정부, 2021.1.), 2020년부터 2022년까지 총 8차례의 추경을 실시, 2022년의 법정 지방이전지출을 제외하고 그 규모는 총 172.5조 원에 이른다. 추경으로 증액된 사업 수(세부사업)는 2020년에 총 360개, 2021년 148개, 2022년 63개이다(표 2-1).

〈표 2-1〉 2020-2022년도 추경예산, 소관부처 및 세부사업 수

(단위: 조 원, 개)

구분	2020년				2021년		2022년	
	제1회	제2회	제3회	제4회	제1회	제2회	제1회	제2회
총규모*	11.7	7.6	35.3	7.8	15.0	35.0	14.0	68.4
총지출증액	8.5	7.6	23.9	7.8	15.0	33.0	14.0	52.4
소관 상임위원회 수	7	1	16	7	10	11	3	16
소관 부처 수	8	1	28	7	17	13	4	59
증액 세부사업 수 (총지출 기준)	42	1	299	18	70	78	5	58

*세출증액 외 국제 상환지출, 세입경정(감액) 규모 등 포함

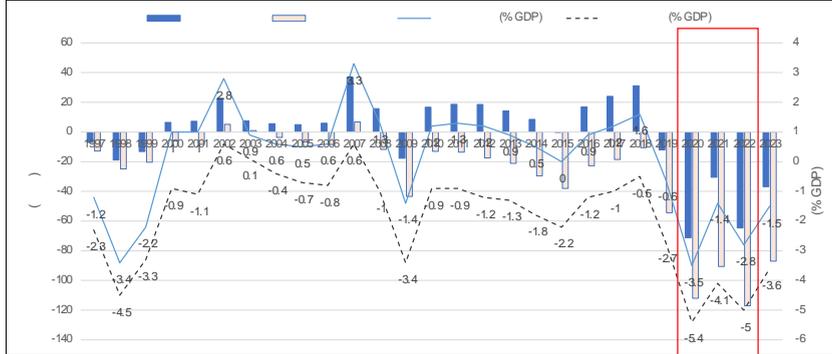
출처: 국회예산정책처(2022). 2022년도 제2회 추가경정예산안 분석.

당시 재정수지는 전년 대비 크게 악화되어, 2020년 통합재정수지가 71.2조 원 적자, 관리재정수지는 112조 원 적자이며, 이는 당해 GDP 대비 약 5.4%에 해당한다(그림 2-8). 2021년에는 세수 증가로 상황이 다소 호전되었지만, 2022년에 지출이 크게 증가하면서 재정수지는 다시 악화되었다. 정부지출 증가와 더불어 국가채무는 2020년에 846.6조 원으로 GDP 대비 40%를 초과하였고, 이는 전년 대비 123.4조 원(약 17.1%)이 증가한 수치이다. 2021년 국가채무는 970.7조 원, GDP 대비 43.7%로 계속 증가하여 2023년 기준 1,126.8조 원에 이르고, 이는 GDP 대비 46.9%이다.

22 코로나19 시기 한국의 사회보장지출과 인플레이션: 재분배에 대한 영향

[그림 2-8] 재정수지 추이(1997-2023)

(단위: 조 원)



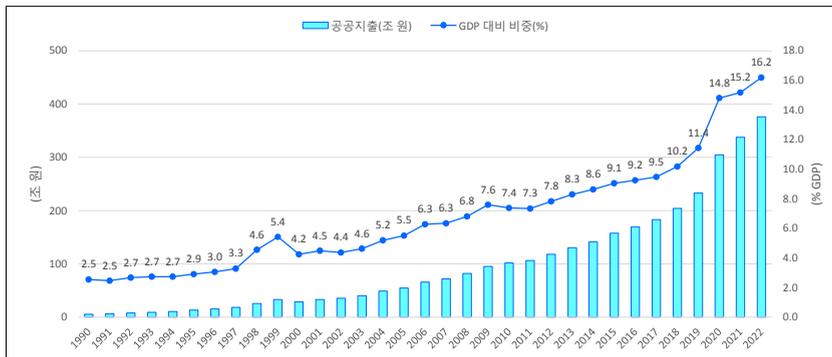
출처: "통합재정수지", 기획재정부, 1997-2023, 국가통계포털, 통합재정수지, 2025. 8. 26. 검색, https://www.index.go.kr/unty/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1104

2. 팬데믹 시기 사회보장지출

2020년 코로나19 대응을 포함한 우리나라의 공적 사회보장지출(SOCX)은 전년 대비 30% 이상 증가한 304.7조 원으로 GDP의 약 14.8%를 기록하였고, 2021년에는 15.2%, 2022년에는 16.2%로 계속 증가하였다(그림 2-9).

[그림 2-9] 공적 사회보장지출(SOCX) 추이(1990-2022)

(단위: 조 원)



출처: OECD Social Expenditure Database(SOCX), OECD Data Explorer, 2025. 7. 7. 인출, <https://data-explorer.oecd.org>

팬데믹 시기 이루어졌던 추경예산(지출)의 주요 내용을 살펴보면(표 2-2), 재난지원금 명목으로 2020년 5월 전국민 대상 1차 재난지원금 12.2조 원, 같은 해 9월 2차 재난지원금은 맞춤형 긴급재난지원 패키지로 소상공인, 중소기업 및 저소득층 등에 약 7.8조 원, 2020년 말 3차 재난지원금은 소상공인, 특고·프리랜서 등 피해계층 지원에 4.6조 원 등이었다. 2021년 3월부터 지급된 4차 긴급재난지원금은 피해보상을 위한 기준을 업종 및 위기 수준 등으로 세분화하여 차등 지급하였고, 전체 규모는 약 10.9조 원에 이른다. 2021년 9월부터 시행된 5차 지원금은 코로나 상생 국민지원금(11조 원), 저소득층 추가 지원금(0.3조 원), 소상공인 손실보상(5.3조 원), 상생소비지원금(0.7조 원) 등의 패키지로 구성되었다. 팬데믹 초기에는 전체 국민 대상 보편적 현금 지원을 주요 정책도구로 하였다면, 후반부로 갈수록 방역 조치 연장으로 인한 피해계층 선별과 손실보상에 중점을 두었음을 알 수 있다.

한편, 사회적 거리두기로 인해 피해가 컸던 소상공인(매출감소, 집합금지 업종 등)에 대해서는 금융지원과 고용안정지원금, 새희망자금, 버팀목자금 등이 직접 지원되었고, 같은 맥락에서 특고·프리랜서, 법인택시기사, 전세버스 기사, 방문돌봄종사자 등 고용취약계층에 대해서도 2020년 3차 추경부터 긴급고용안정지원금과 직접 생계지원이 포함되었다.

방역활동과 관련해서는 의료기관 손실보상, 인플루엔자 예방접종과 백신 구매, 그리고 감염병 대응 역량을 강화하고자 공공의료 사업들에 추가 예산이 배정되었다.

또한 2020년 제1회 추경에는 지역경제 회복지원을 위한 지출이 1.2조원, 제3회 추경에는 한국판 뉴딜(디지털 뉴딜+그린 뉴딜+고용안전망 강화) 등 10.4조 원의 경기보강 패키지가 포함되었다.

전술한 바와 같이 2020~2022년까지 추정 규모는 총 172.5조 원, 그리고 2020년 말 맞춤형 피해지원 대책으로 9.3조 원(예비비 및 기금 변경 등)이 사용되었다. 정부의 '20년 말 발표¹⁾에 따르면 팬데믹 대응에 실물지원 대책 89조 원, 금융안정 대책 229조 원을 포함하여 2020년에만 총 310조 원의 유례 없는 지원 대책이 이루어졌다고 하고, 여기에 대출·보증 만기연장 등 간접지원까지 포함 시 총 570조 원의 지원이 있었던 것으로 추계된다. 추정 이외 기존 사업의 조정을 통해 각 분야에서 위기 대응이 이루어졌고, 기존의 사회보장지출 또한 이와 같은 상황에서 일정한 역할을 감당하였다고 볼 수 있다. 이와 같은 배경에서 현실적으로 팬데믹 대응을 위한 재정지출의 전체 내역(대응 사업과 사업별 지출)을 정확하게 파악하는 것은 쉽지 않기에, 이후에서는 총량적으로 정부의 재정지출 구조가 위기 전후로 어떠한 변화가 있었는지, 지출 확대에 주로 어떤 사업들이 기여하였는지 살펴보고자 한다.

먼저 정부 예산 자료상 사회복지 분야의 지출은 2021년도에 전년 대비 10% 이상 증가하였고, 보건 분야의 지출은 2022년도에 50% 이상 증가하였다(표 2-3).

2021년에는 예상치 못한 감염병 사태에 대응하기 위해 긴급히 필요한 지출들이 예비비로 편성되어, 예비비 지출이 전년 대비 153% 증가하였다. 그 외 국토 및 지역개발 분야에 대한 지출이 전년 대비 크게 증가하였고, 산업·중소기업 및 에너지 분야에 대해서도 20% 이상 증가하였다. 2022년에는 지방교육재정교부금 증액으로 인한 교육 분야의 지출이 전년 대비 18% 이상 증가하였고, 일반·지방행정 분야 지출 또한 비교적 크게 증가하였다.

1) 관계부처 합동, 2021년 경제정책방향 주요 내용, 2020. 12. 17.

26 코로나19 시기 한국의 사회보장지출과 인플레이션: 재분배에 대한 영향

〈표 2-3〉 분야별 예산 추이

(단위: 억 원(%))

분야	2020	2021	2022	2023
공공질서 및 안전	208,371 (3.5)	223,050 (7.0)	223,183 (0.1)	229,311 (2.7)
과학기술	82,413 (12.8)	89,798 (9.0)	95,513 (6.4)	98,616 (3.2)
교육	726,344 (2.8)	712,076 -(2.0)	841,571 (18.2)	962,730 (14.4)
교통 및 물류	191,844 (22.5)	214,243 (11.7)	228,490 (6.7)	208,207 -(8.9)
국방	486,935 (7.4)	514,176 (5.6)	530,189 (3.1)	552,860 (4.3)
국토 및 지역개발	40,467 -(1.3)	50,847 (25.7)	51,193 (0.7)	41,674 -(18.6)
농림수산	215,153 (7.4)	226,557 (5.3)	236,823 (4.5)	243,775 (2.9)
문화 및 관광	80,181 (10.6)	84,816 (5.8)	90,975 (7.3)	86,059 -(5.4)
보건	135,219 (11.6)	146,968 (8.7)	227,126 (54.5)	200,288 -(11.8)
사회복지	1,670,211 (12.2)	1,850,459 (10.8)	1,949,533 (5.4)	2,059,745 (5.7)
산업·중소기업 및 에너지	237,154 (26.4)	286,487 (20.8)	313,270 (9.3)	260,038 -(17.0)
예비비	34,000 (13.3)	86,000 (152.9)	39,000 -(54.7)	46,000 (17.9)
일반·지방행정	790,129 (3.2)	846,766 (7.2)	980,939 (15.8)	1,121,543 (14.3)
통신	78,861 (7.6)	84,435 (7.1)	89,920 (6.5)	89,853 -(0.1)
통일·외교	55,092 (8.8)	57,037 (3.5)	59,543 (4.4)	64,092 (7.6)
환경	90,129 (21.8)	106,157 (17.8)	119,365 (12.4)	122,487 (2.6)
총합계	5,122,504 (9.1)	5,579,872 (8.9)	6,076,633 (8.9)	6,387,277 (5.1)

주: 국회확정금액 기준. 괄호 안은 전년 예산 대비 증감률(%)

출처: “세목 예산편성현황(총지출)”, 기획재정부, 2020-2023, 열린재정 재정정보공개시스템, 재정 통계-상세재정통계-예산-세출/지출-세목 예산편성현황(총지출), 2025. 9. 20. 검색, <https://www.openfiscaldata.go.kr/op/ko/sd/UOPKOSDA01>

정부 예산을 기능별²⁾로 나누어 살펴보면 전반적으로 경상지출에 약 80%가, 그리고 자본지출에 8~10%, 그 외 재정지출에 약 8~10%가 배정되었다(표 2-4).

보건 분야의 경우 2021년까지 보조금 및 경상이전의 비중이 90% 이상 이었고, 재화 및 용역에 대한 지출은 5~6% 정도였다. 2022년 코로나19 백신 도입과 예방접종을 위한 예산과 공공보건의료 확충(인건비)을 위한 재화 및 용역에 지출 비중이 이례적으로 늘어났다. 2023년에는 향후 발생할 수 있는 감염병 사태에 대한 대응 체계 마련을 위한 정보화 사업, 국립 중앙의료원 현대화사업 지원, 지역거점병원 공공성 강화 등 공공보건의료 자원 확충을 위한 자본지출의 비중이 급격히 증가하였다.

2021년 산업·중소기업 및 에너지 분야의 재정지출 비중의 증가는 주로 소상공인지원을 위한 융자사업과 중소기업성장안정지원 관련 융자사업의 증가에서 기인한다. 그리고 2022년에는 소상공인 손실보상 제도화(세부 사업명 기준) 지출 증가로 산업·중소기업 및 에너지 분야의 보조금 및 경상이전지출 비중이 전년 대비 증가하였다.

또한 2022년 지방소멸대응 특별양여금이 신설되면서 일반·지방행정 분야의 이전지출 비중도 전년 대비 큰 폭으로 증가하였다.

2) 기획재정부(2020), 「2018 회계연도 한국 통합재정수지」, (참고) '86 GFS 기준: 통합재정 수입지출 분류와 예산과목 비교(pp.10-17)'를 참고하여 연도별 세출 데이터의 세부사업별 비목별 지출을 기능별(경상지출, 자본지출, 용가지출, 내부거래지출 등)로 분류함.

28 코로나19 시기 한국의 사회보장지출과 인플레이션: 재분배에 대한 영향

〈표 2-4〉 주요 분야의 기능별 예산

연도	분야	경상지출			이자지급	자본지출	재정지출 외*	총합계
		재화 및 용역	보조금 및 경상이전	이차지급				
2020	보건	8,055(6.0)	123,444(91.3)	0(0.0)	3,720(2.8)	0(0.0)	135,219(100)	
	사회복지	27,239(1.6)	1,315,876(78.8)	24,115(1.4)	18,221(1.1)	284,760(17.0)	1,670,211(100)	
	산업·중소기업 및 에너지	10,920(4.6)	127,125(53.6)	3,642(1.5)	7,841(3.3)	87,626(36.9)	237,154(100)	
	예비비	34,000(100.0)	0(0.0)	0(0.0)	0(0.0)	0(0.0)	34,000(100)	
	일반·지방행정	66,856(8.5)	570,796(72.2)	127,487(16.1)	11,202(1.4)	13,788(1.7)	790,129(100)	
	전체	743,827(14.5)	3,228,721(63.0)	169,797(3.3)	501,864(9.8)	478,295(9.3)	5,122,504(100)	
2021	보건	8,392(5.7)	133,573(90.9)	0(0.0)	5,004(3.4)	0(0.0)	146,968(100)	
	사회복지	29,782(1.6)	1,454,295(78.6)	20,167(1.1)	25,245(1.4)	320,969(17.3)	1,850,459(100)	
	산업·중소기업 및 에너지	11,419(4.0)	152,505(53.2)	3,961(1.4)	8,206(2.9)	110,396(38.5)	286,487(100)	
	예비비	86,000(100.0)	0(0.0)	0(0.0)	0(0.0)	0(0.0)	86,000(100)	
	일반·지방행정	66,096(7.8)	583,157(68.9)	148,412(17.5)	13,159(1.6)	35,941(4.2)	846,766(100)	
	전체	823,869(14.8)	3,448,937(61.8)	183,286(3.3)	553,105(9.9)	570,675(10.2)	5,579,872(100)	
2022	보건	42,871(18.9)	176,621(77.8)	0(0.0)	7,134(3.1)	500(0.2)	227,126(100)	
	사회복지	29,017(1.5)	1,536,377(78.8)	18,355(0.9)	24,915(1.3)	340,869(17.5)	1,949,533(100)	
	산업·중소기업 및 에너지	11,737(3.7)	178,066(56.8)	3,916(1.2)	7,423(2.4)	112,128(35.8)	313,270(100)	
	예비비	39,000(100.0)	0(0.0)	0(0.0)	0(0.0)	0(0.0)	39,000(100)	
	일반·지방행정	70,551(7.2)	731,189(74.5)	157,010(16.0)	13,557(1.4)	8,631(0.9)	980,939(100)	
	전체	842,009(13.9)	3,907,771(64.3)	189,022(3.1)	567,464(9.3)	570,367(9.4)	6,076,633(100)	
2023	보건	16,630(8.3)	171,371(85.6)	0(0.0)	12,186(6.1)	100(0.0)	200,288(100)	
	사회복지	27,206(1.3)	1,680,125(81.6)	20,145(1.0)	19,051(0.9)	313,217(15.2)	2,059,745(100)	
	산업·중소기업 및 에너지	12,141(4.7)	145,356(55.9)	4,915(1.9)	9,522(3.7)	88,103(33.9)	260,038(100)	
	예비비	46,000(100.0)	0(0.0)	0(0.0)	0(0.0)	0(0.0)	46,000(100)	
	일반·지방행정	69,031(6.2)	839,058(74.8)	192,156(17.1)	13,230(1.2)	8,068(0.7)	1,121,543(100)	
	전체	846,771(13.3)	4,257,824(66.7)	229,096(3.6)	552,700(8.7)	500,885(7.8)	6,387,277(100)	

*재정지출 외는 용자지출, 내부거래지출, 보진지출을 포함; 국회확정금액 기준, 괄호 안은 총계 대비 비중(%)
출처: "세목 예산편성현황(총지출)", 기획재정부, 2020~2023, 열린재정 재정정보공개시스템, 재정통계-상세재정통계-예산-세출/지출-세목 예산편성현황
(총지출), 2025. 9. 20. 검색, <https://www.openfiscaldata.go.kr/op/ko/sd/UOPKOSDA01>

(단위: 억 원(%))

사회복지 분야는 사업의 특성상 보조금 및 경상이전의 비중이 비교적 높으며 여기에는 국민연금 급여, 공무원 연금 퇴직급여, 기초연금, 구직급여, 의료급여의 비중이 가장 크다. 이 중 구직급여 지출은 2021년에 전년 대비 19.3%, 기초연금 급여는 13.6% 증가하였다(표 2-5).

2021년에는 경상지출뿐 아니라 자본지출과 재정지출 외의 기능에 대한 예산도 크게 증가하였는데, 여기에는 국토부의 임대주택지원 사업 관련 출자 및 용자사업들의 기여가 크다.

〈표 2-5〉 사회복지 분야 주요 사업의 2020~2023년 예산 추이(보조금 및 경상이전)

(단위: 억 원(%))

회계명	프로그램명	세부사업명	세목명	2020	2021	2022	2023
국민연금 기금	국민연금운영(급여지급)	국민연금급여지급	연금지급금	266,034 (15.6)	291,726 (9.7)	306,085 (4.9)	362,287 (18.4)
공무원 연금기금	공무원연금급여지급	퇴직급여	연금지급금	149,689 (6.3)	159,258 (6.4)	174,130 (9.3)	197,597 (13.5)
일반회계	노인생활안정	기초연금지급	자치단체경상보조	131,546 (14.6)	149,414 (13.6)	160,917 (7.7)	185,078 (15.0)
고용보험 기금	고용안전망확충	구직급여	보험금	95,158 (32.5)	113,486 (19.3)	115,339 (1.6)	111,839 (-3.0)
일반회계	기초생활보장	의료급여	자치단체경상보조	70,021 (9.6)	76,787 (9.7)	81,214 (5.8)	90,961 (12.0)
사회복지 분야 전체				1,315,876 (11.5)	1,454,295 (10.5)	1,536,377 (5.6)	1,680,125 (9.4)

주: 국회확정금액 기준. 괄호 안은 전년 예산 대비 증감률(%)

출처: "세목 예산편성현황(총지출)", 기획재정부, 2020~2023, 열린재정 재정정보공개시스템, 재정통계-상세재정통계-예산-세출/지출-세목 예산편성현황(총지출), 2025. 9. 20. 검색,

<https://www.openfiscaldata.go.kr/op/ko/sd/UOPKOSDA01>

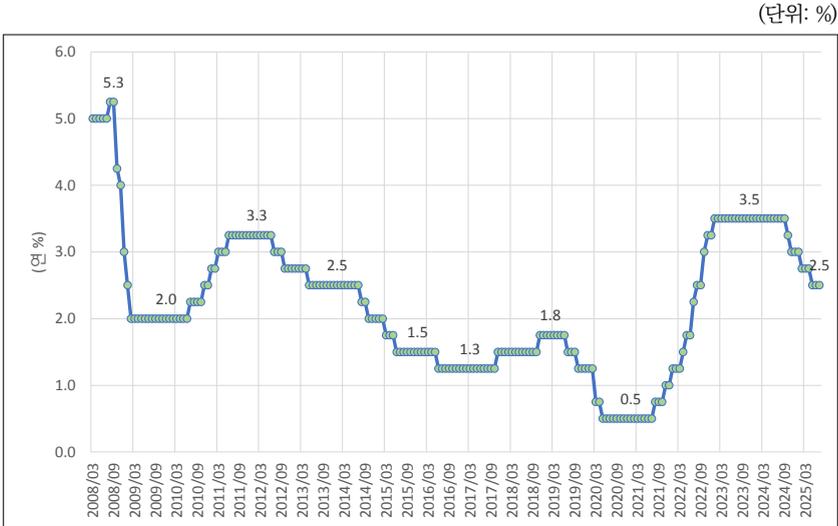
제2절 재정지출과 인플레이션의 관계, 재분배에의 영향

1. 재정지출과 인플레이션의 관계: 재정적 물가이론

일반적으로 물가상승의 원인은 공급 및 수요 측면의 요인으로 나누어 볼 수 있는데, 공급 측면의 요인으로는 대표적으로 2020년 초 코로나19의 확산으로 인한 국제 공급망 붕괴, 우크라이나-러시아 전쟁으로 인한 국제 에너지와 원자재 가격 상승을 들 수 있다(김덕파·어윤중, 2022). 한편, 코로나19의 백신이 개발되어 보급된 이후 사회적 거리두기 정책이 완화되자 그간 억눌렸던 소비와 투자 활동이 분출되면서 총수요가 급격히 늘어나고, 물가도 빠르게 상승하게 되었다. 팬데믹 종료 시기 경기 회복 국면에서 나타난 물가상승은 이러한 공급 및 수요 측면의 요인이 결합되어 나타난 결과라고 볼 수 있다.

이러한 시장 요인 외에 중앙은행의 통화정책 또한 거시경제의 변화를 일으키는 주요한 요인이라고 할 수 있다. 한국은행은 코로나19에 따른 경기침체에 대응하여 2020년 3월과 5월 두 차례에 걸쳐 기준금리를 1.25%에서 0.5%까지 인하하고 RP 및 국고채 단순 매입 등을 통해 대규모의 유동성을 공급하였다(한국은행, 2020). 그리고 2021년 8월부터는 백신 접종 확대에 의한 경기의 회복세를 반영하여 기준금리를 인상하기 시작했고, 2022년 4월부터는 인플레이션 압력이 커짐에 따라 기준금리를 3.5%까지 급속히 인상하였다. 팬데믹 시기의 이러한 중앙은행의 통화정책의 적절성에 대해 김덕파·어윤중(2022)은 “물가상승의 가장 큰 원인은 코로나19에 대응하기 위해 이자율을 낮은 수준으로 유지한 것”으로 평가하였다.

[그림 2-10] 기준금리 추이(2008.3-2025.9)



출처: “한국은행 기준금리 및 여수신금리”, 한국은행, 2008-2025, 한국은행 경제통계시스템, 2025. 9. 8. 검색, <https://ecos.bok.or.kr/#/SearchStat>

전통적 화폐이론에서 인플레이션은 본질적으로 통화적 현상이며, 재정 지출은 물가에 직접적인 영향을 미치지 않는다. 그러나 코로나19 이전의 경험, 즉 1980년대부터 팬데믹 이전까지는 대부분 국가의 물가상승률이 낮고 안정적이었기 때문에 재정적 인플레이션에 대한 우려가 없었지만, 코로나19와 같은 극단적 상황을 맞이하면서 재정책대가 인플레이션의 핵심 동인이 된다는 이론이 주목을 받기 시작하였다(Barro & Bianchi, 2025). 즉, 팬데믹 초기(2020년 1분기)에는 봉쇄 조치가 주요 수요 채널을 통해 물가에 하방 압력을 가하였지만, 이후 각국이 봉쇄 조치를 해제하고 확장적 재정 정책의 시행으로 수요 주도 인플레이션의 추세가 반전되어 2022년까지 물가가 크게 상승하였다는 연구 결과들이 속속 등장하기 시작하였다(Firat & Hao, 2023; Barro & Bianchi, 2025).

재정책 물가이론(FTPL, Fiscal Theory of Price Level)(Cochrane,

2023; Barro & Bianchi, 2025)은 기본적으로 다음과 같은 정부의 기간 예산 제약식에서 출발한다(당기 국가부채의 시장(실질) 가치=기초 재정수지의 현재가치).

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = \sum_{k=0}^{\infty} d_{t,t+k} (T_{t+k} - Z_{t+k} - G_{t+k})$$

B_t : 정부부채, P_t : 물가수준, T_t : 조세수입, Z_t : 이전지출, G_t : 정부지출, D_t : 재정수지

정부가 모든 P 에 대해 예산 제약식을 만족하도록 T 를 선택함으로써 부채를 안정화시킨다면 재정정책이 물가수준에 영향을 미치지 않고 통화정책이 이를 결정하게 된다. 반면 비리카도식 재정정책, 즉, 만약 정부가 예산 제약식과 상관없이 세제(T)를 선택하고 국가채무잔액은 사전에 결정되어 있으며 기초재정수지의 현재 가치는 외생적으로 결정되어 있다면, 물가는 제약식을 만족하도록 내생적으로 결정된다(이준상 외, 2025). 이에 대해 이주경(2003)은 재정적 물가이론을 자산효과와 차익거래의 상호 상승작용을 통해 재정이 물가변동을 초래하는 것으로 설명하였는데, 재정정책(예: 감세) 시행으로 실질 자산에 변동이 일어나고, 소비가 증대되면서 국채시장을 통한 차익거래로 물가가 상승하는 경로를 제시하였다. 한편 이준상 외(2025)는 우리나라에서 재정 건전성의 악화가 물가상승을 유발하는 데에 '기대인플레이션 경로'가 적용된다고 결론지었는데, 기대인플레이션이 상승하면 현재 가격 설정 행태에 영향을 미쳐 실제로 인플레이션이 상승하는 경로와, 기대인플레이션 상승으로 실질금리가 하락하고 총수요가 증가하면서 물가가 상승하는 두 가지 경로를 설명하였다.

한편 Cochrane(2023)은 코로나19 시기에 전형적인 헬리콥터 머니로

묘사되는 대규모의 재정지출이 있었고, 만약 국민들이 정부가 이에 따른 채무를 상환하지 못(안)할 것이라고 믿는다면 재정적 인플레이션은 지속될 것이라고 설명하였다. 그는 2008년 금융위기 시에도 위기 극복을 위해 재정지출의 확대가 있었지만 코로나19 위기 때와는 그 결과(물가상승)가 달랐던 이유에 대해 다음과 같이 설명하였다. 첫째, 팬데믹 시기에는 정부(정치인들)가 대규모 지출에 대한 추후 정상화 조치(재정적자 축소)에 대해 어떤 계획도 이야기하지 않았다는 점을 들었으며, 둘째, 재정 확대의 상당 부분이 개인들에게 직접적으로 화폐화되어 “현금 형태로” 전달되었다는 점을 들었다. 즉, 이번 정책의 목적은 경기부양(stimulus)이었고, 경기부양이 효과를 내려면 정부는 해당 부채가 상환되지 않을 것이라는 인식을 대중에게 심어줄 방법을 찾아야 했다는 것이다.³⁾

세 번째로는 경제 환경 자체가 달랐다는 점인데, 거시경제적 관점에서 보면, 코로나19 시기의 경기침체는 전통적인 경기침체와 달리 장기적인 눈보라(snowstorm)에 가까웠다고 본다. 이는 일종의 공급 충격(경제의 생산능력 감소)으로 볼 수 있으며, 이에 더해 수요가 일시적으로 감소했지만 추가적인 수요를 필요로 하지 않는 상태에서 불필요한 수요를 제공하게 되면, 그 효과는 더 빠르게 인플레이션으로 전이된다고 설명한다.

Cochrane(2023)은 이러한 맥락에서 문제를 해결하기 위해 강력하고 신뢰할 수 있는 정책 체제 전환(예: 재정 긴축, 통화수축, 공급개혁)으로 시장의 기대인플레이션을 선제적으로 낮출 수 있으며, 그렇게 되면 실제

3) 그런 점에서 보면, 이번 조치는 그 목표에는 성공한 셈이며, 이전의 경기부양이 실패했던 이유—즉 부채는 언젠가 상환될 것이라는 기대—를 극복했다는 점에서 효과적이었지만, 단지 ‘너무 과하게 했다’는 점만이 문제였을 뿐이라고 볼 수 있다. 우리는 처음부터, 중앙은행이 발행한 부채는 미래의 흑자로 연결되지 않을 수 있지만, 재무부가 발행한 부채는 그렇지 않다는 가능성을 염두에 두고 있었다. 양적완화(QE)가 효과가 없었던 이유는, 사람들이 중앙은행이 국채를 매입하더라도 나중에 그 조치를 반드시 되돌릴 것이라는 확고한 약속을 보았기 때문일 수 있다. 이번 부양 조치는 사람들 눈에 더 직접적이고 영구적인 형태의 중앙은행 부채 발행처럼 보였을지도 모른다(Cochrane, 2023).

경제 변수에 큰 충격을 주지 않고 “고통 없는” 디스인플레이션이 가능해질 수 있다고 주장한다.

“성공적인 물가 안정화(inflation stabilization)는 항상 재정·통화·미시경제 개혁이 결합된, 지속 가능한 새로운 정책 체제(regime) 속에서 이루어진다. 이러한 정책 체제는 정부가 부채를 상환할 것이라는 약속(commitment)이 담보되어야 한다. 즉, 금리 인상은 일시적으로 인플레이션을 낮출 수 있지만 그것은 재정개혁(예: 1986년 세제개편) 및 미시경제 개혁(규제 완화, 공급 측면 개혁 등)이 작동할 시간을 벌어주는 역할에 불과하다. 그러한 개혁이 동반되지 않는다면, 인플레이션은 다시 치솟게 되고, 향후 새로운 인플레이션 안정화 시도도 이와 같은 체제 전환이 되어야만 성공할 수 있다. 다만 현재의 상황은 과거보다 여건이 훨씬 더 어려워 보이는데, (미국의 경우) 부채는 4배 이상 늘었고, 구조적 재정적자의 규모도 더 크며, 규제 체제는 훨씬 더 공고해졌고, 복지지출의 규모도 훨씬 커졌기 때문이다.”(Cochrane, 2023)

국내에서 재정적 물가이론에 관한 연구는 그리 많지 않지만, 윤택(2001)에서는 FTPL의 이론적 가능성을 제기하였고, 이주경(2003)에서는 과거 우리나라의 인플레이션이 통화적 현상에 가까우며 리카도형 재정 정책으로 운용되었을 가능성이 보다 크다고 결론지었다. 다만 재정여건이 악화될 경우 재정적 요인에 의한 인플레이션 발생경로가 보다 중요해질 가능성이 있으며 외환위기 이후의 데이터는 이러한 조짐을 보이기도 한다고 설명하였다. 비교적 최근 연구인 성예지 외(2015)에서는 2000년대 이후의 한국 데이터를 분석한 결과, 해당 기간 소극적 통화정책과 적극적 재정 정책이 병행되었으며, 이러한 정책 조합 하에서 재정적 물가이론의 타당성을 제시하였다. 반면 Chon et al.(2025)은 1995~2023년까지 데이터를 기준으로 재정정책보다 통화정책이 인플레이션을 설명하는 데 더

중요한 역할을 했다고 결론지은 바 있다. 이준상 외(2025)에서는 2000~2023년 데이터를 기준으로 재정건전성 악화, 정부부채 누증, 확장적 재정 정책이 물가상승에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편, 재정지출 총량의 영향이 아닌 정부지출의 개별 구성 요소의 영향을 분석한 연구는 많지 않다. 국외 연구 중 Òscar Jordà et al.(2022)과 Li & Lin(2016)은 사회보장급여(social benefits)에 대한 지출이 인플레이션의 급격한 상승에 기여했을 가능성이 있으며, 심지어 스태그플레이션과도 잠재적으로 연관될 수 있다고 지적했다. 반면 Basconcillo(2023)에서는 일개 개발도상국(인도네시아) 대상 연구에서 물가상승에 대해 정부의 재화·용역 소비나 가구에 대한 이전지출보다는 에너지 등 보조금 지출의 영향이 더 컸고, Bhattarai & Trzeciakiewicz(2017)는 정부 소비 지출(public consumption) 및 이전지출(transfers to households)에 대한 양의 지출 충격이 지속적인 인플레이션 상승으로 이어진다는 사실을 발견했다.

본 연구의 목적은 팬데믹 시기 사회보장지출이 물가에 미친 영향을 분석하는 데 있다. 이는 재정지출의 세부 항목별 성격에 따른 경로 차이에 초점을 맞추기보다는, 팬데믹 대응 과정에서 사회보장지출이 재정지출 총량 확대에 핵심적으로 기여했다는 점에 주목하여 당시 재정지출이 인플레이션에 어느 정도 기여했는가를 규명하는 데 중점을 둔다. 관련하여 Makin & Layton(2021)은 팬데믹 기간의 재정정책 대응이 과도하거나 적절한 형태였는지, 그리고 민간소비를 촉진하기 위한 현금성 지원이 애초에 타당했는지에 대해 문제를 제기했다. 즉, 일부 국가들에서 재정 대응이 지나치게 확장적이거나 정책 수단의 형태가 적절하지 않았으며, 팬데믹으로 인해 공공부채 수준이 크게 증가하면서 향후 거시경제에 잠재적 위험 요인이 존재함을 지적하였다. 따라서 위기 이후 재정정책의

방향은 추가적인 재정 부양책이 아니라 재정 건전화(fiscal consolidation)가 되어야 한다는 결론을 제시하기도 하였다.

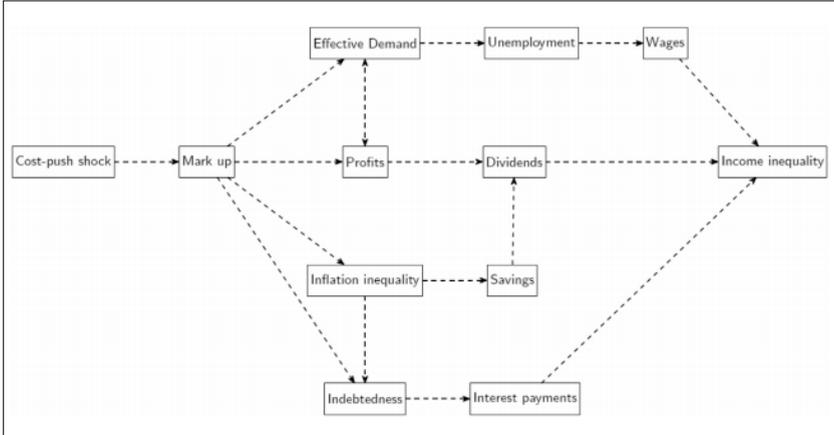
국내 선행연구들에서 팬데믹 시기 재정적 인플레이션이 발생했을 가능성이 관찰되는 가운데, 다음 절에서는 해당 기간 정부의 재정지출의 인플레이션에 대한 영향, 그 기여의 규모를 실증적으로 분석해보고자 한다.

2. 인플레이션의 재분배에 대한 영향

예상치 못한 인플레이션은 기본적으로 채권자에게서 채무자에게로, 화폐 보유자로부터 실물자산 보유자에게로 부를 이전시키는 효과를 갖는다. 인플레이션이 소득계층에 따라 어떻게 작용하는지 구체적으로 살펴보면, 저소득층은 필수 소비재의 소비 비중이 높아 인플레이션으로 인한 구매력 감소가 더 크고, 고소득층은 보유 자산을 통한 인플레이션 헤지 수단을 갖추고 있어 상대적으로 타격이 덜하게 된다. 결과적으로 인플레이션은 불평등을 악화시키는 방향으로 작용할 수 있다(Agnesi & Russo, 2025). Agnesi & Russo(2025)는 인플레이션의 재분배에 대한 영향을 추정하기 위해 거시 모형을 설정하고, 그 경로를 다음과 같이 크게 네 가지 경로로 설명하였는데, 첫 번째로 위와 같은 소득계층별 ‘차등적 인플레이션 채널(Inflation Inequality Channel)’을 들었다.

두 번째로는 인플레이션으로 인해 가계의 구매력은 감소하지만 기존의 소비지출 수준을 크게 변화시키기는 어렵기 때문에, 노동소득에 의존도가 높고 금융소득이 충분하지 않은 가계는 대출(부채)에 의존하여 소비 수준을 유지하려고 한다. 그리고 이에 따른 이자지출은 결국 금융자산을 보유한 고소득층에게 돌아가고, 실질적으로 저소득층의 소득이 고소득층에게로 이전되는 효과가 발생한다(“Indebtedness Channel”)(Agnesi & Russo, 2025).

[그림 2-11] 인플레이션이 소득분포에 영향을 미치는 경로



출처: Agnesi & Russo(2025). Redistribution through inflation: A multi-sector approach to income dynamics, *Structural Change & Economic Dynamics* 75: 69-81. p.74, Fig 1.

Dieckelmann & Metzler(2022)는 저소득가구가 물가와 금리 상승에 의해 심각한 재정적 압박을 받으며, 그 결과 채무불이행(연체, 디폴트) 가능성이 크게 높아진다고 밝힌 바 있다. Boissay et al.(2023) 또한 공급 충격에 의해 발생한 인플레이션 상황에서 정책금리가 오르면 가구의 금융 스트레스가 더 커진다고 설명한 바 있다. 다만 Agnesi & Russo (2025)는 중앙은행의 금리 인상 없이도, 단순히 인플레이션 그 자체만으로도 이 같은 부채 압박과 불평등이 발생할 수 있다고 주장하기도 한다. 관련하여 우리나라의 가계부채 규모를 살펴보면, 2019년 GDP 대비 78.4%에서 2020년에 약 84%로 급증하였다가, 2023년에 다시 이전 수준으로 감소하였음을 알 수 있다(그림 2-12).

38 코로나19 시기 한국의 사회보장지출과 인플레이션: 재분배에 대한 영향

[그림 2-12] 가계부채 총액과 GDP 대비 비율(2002-2023)

(단위: 십억 원)



주: 가계신용 = 가계대출 + 판매신용

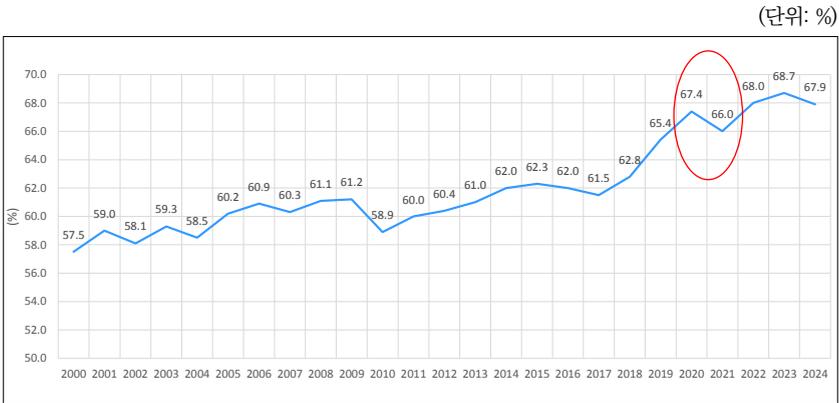
출처: “통화금융통계”, 한국은행, 2002-2023, 지표누리, GDP 대비 가계부채 비율, 2025. 9. 1. 검색, <https://www.index.go.kr/unity/potal/indicator/IndexInfo.do?idxCd=F0140>

세 번째로 인플레이션은 소득계층뿐 아니라 생산요소 소유 계층 간에도 (각자의 소득 원천의 가격 경직성 차이로) 부의 이전 효과를 일으킬 수 있다. 예를 들어 인플레이션이 발생하면 실질임금은 감소하지만, 기업의 매출과 이윤은 증가할 수 있다. 만일 원자재값 상승, 물류의 병목현상 등 공급 충격으로 인해 생산 비용이 증가하면, 기업은 제품 가격을 올릴 수 밖에 없고, 이로 인해 인플레이션이 유발된다. 기업은 가격을 상대적으로 신속하게 조정할 수 있어서 이윤을 방어하거나 오히려 증가시킬 수 있으나, 임금은 단체 협상이나 계약 주기에 따라 늦게 조정되므로, 실질임금은 감소할 수 있다는 것이다. 결과적으로 자본을 보유한 고용주는 이익을, 노동자는 임금 후퇴로 인해 분배적 손실을 겪어 소득 격차가 벌어지게 된다 (“Profit-Wage Channel”)(Agnesi & Russo, 2025).

Lorenzoni & Werning(2023)도 공급 충격이 발생할 경우 임금 인상은 이윤 인플레이션보다 늦게 따라온다는 점을 지적한 바 있다. 이 때 경쟁이 적은 산업이나 전략적으로 중요한 산업(에너지, 식품 등)과 같이 시장 지배

력이 있는 기업은 비용 상승을 소비자에게 전가하기가 더 쉬울 수 있는데, Weber & Wasner(2023)에 따르면, 이런 기업은 마진(이윤율)을 유지하거나 심지어 높일 수도 있다. 결과적으로 이윤은 빠르게 회복되거나 증가하기도 하고, 임금은 더디게 오르기 때문에 경제 전체에서 노동소득의 몫은 줄고, 자본소득의 몫은 늘어나게 된다. 이는 기능적 소득 분배의 왜곡으로 이어지며, 불평등이 심화된다는 것이다. 다음 그림을 살펴보면, 우리나라의 경우 금융위기 직후인 2010년과 팬데믹 기간인 2021년에 피용자 보수비율이 전년 대비 큰 폭으로 감소한 것을 알 수 있다.

[그림 2-13] 피용자보수비율 추이(2000-2024)



출처: “국민계정”, 한국은행, 2000-2024, 국가통계포털, 주요지표(연간지표), 2025. 9. 1. 검색, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT_200Y101&conn_path=I2

마지막으로 거시경제 차원에서 인플레이션으로 인한 가계의 실질 구매력 축소가 총수요 감소로 이어지면, 경기 둔화와 함께 실업률은 증가하게 된다. 실업률의 증가는 노동자들의 협상력 약화, 즉 임금이 낮아지게 됨을 의미하고, 이는 임금 몫(wage share)의 하락으로 나타난다(“Macroeconomic Activity Channel”)(Agnesi & Russo, 2025). 다음 표를 살펴보면 팬데믹

40 코로나19 시기 한국의 사회보장지출과 인플레이션: 재분배에 대한 영향

으로 높은 실업률을 보였던 2020년의 전년 대비 임금상승률은 1.2%로
전후 연도와 비교 시 매우 낮은 수준임을 알 수 있다.

〈표 2-6〉 임금상승률 추이(2012-2023)

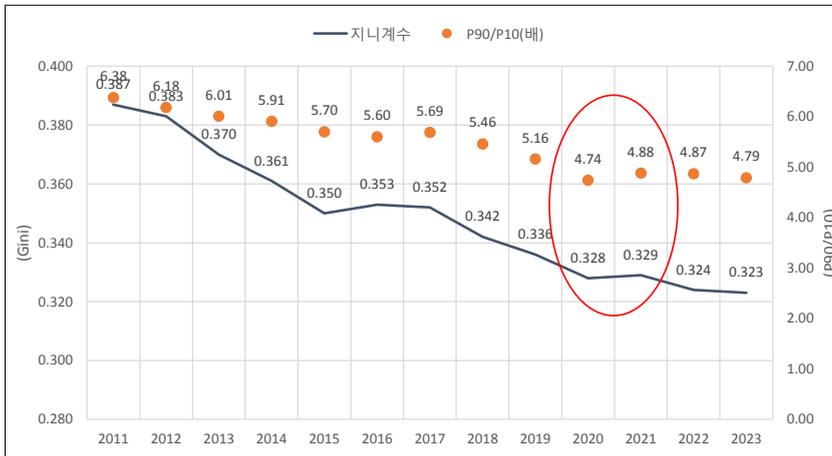
(단위: %)

2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
5.3	4.5	3.7	3.1	3.6	3.1	4.3	4.5	1.2	3.9	3.8	3.4

주: 상용근로자의 전년 대비 월급여액 증감률, 조사년도 4월 기준
출처: “사업체노동력조사”, 고용노동부, 2012-2023, 국가통계포털, 월평균 임금 및 임금상승률
(시도), 2025. 9. 1. 검색, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL15006&conn_path=I2

참고로 팬데믹 시기 소득분배 추이를 살펴보면, 주요 분배 지표가
2017년 이후 지속적으로 개선되는 패턴에서 2021년에 전년 대비 악화
되었다가 엔데믹 즈음에 다소 완화되는 모습이다(그림 2-14).

[그림 2-14] 소득분배 추이(2011-2023)



주: 처분가능소득 기준
출처: “가계금융복지조사”, 통계청·한국은행·금융감독원, 2011-2023, 국가통계포털, 소득분배
지표, 2025. 9. 1. 검색, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1HDALF05&conn_path=I2

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제3장

코로나19 시기 재정지출과 인플레이션의 관계

제1절 선행연구 검토

제2절 SVAR를 이용한 실증분석

제 3 장

코로나19 시기 재정지출과 인플레이션의 관계

제1절 선행연구 검토

정부지출을 포함한 물가 변동의 원인에 관한 최근의 실증 연구들의 방법론 상 장단점과 주요 연구결과를 살펴보면 다음과 같다.

먼저 황선주(2024)는 재정지출이 물가에 미치는 영향을 정량적으로 평가한 연구라는 점에서 본 연구와 가장 밀접하게 연관되어 있다. 해당 연구는 다음 표와 같이 정부지출, 물가, 경기, 금리의 4개 변수로 구성된 벡터자기회귀모형(VAR(1))을 설정하였다(표 3-1). 표본 기간은 2001년 1분기에서 2024년 3분기까지이다. 정부지출은 국민계정에서 정부의 소비지출과 총자본형성의 합계를 GDP에 대한 비중으로 변환하여 사용하였다. 따라서 정부의 이전지출과 조세수입의 변화는 포함하지 않는다. 앞서 살펴본 것과 같이 코로나19 대응을 위한 정부지원의 중요한 부분이 영세 서비스업자, 소상공인, 취약가구 등에 대한 직접지원이었다는 점에서 정부의 이전지출이 포함되지 않은 점은 한계점으로 생각된다. 물가는 소비자물가지수의 전년동기대비 증가율을 사용하였고, 경기는 GDP의 전년동기대비 증가율에서 시간추세를 제거하여 사용하였으며, 금리는 한국은행 기준금리에서 시간추세를 제거하여 사용하였다.

〈표 3-1〉 황선주(2024)의 변수 정의와 자료 변환

구분	사용된 변수	자료 변환
대외변수	-	-
정부지출	정부소비지출+정부총자본형성 (이전지출과 조세수입의 변화 불포함)	GDP 대비 비중, 전년동기대비 증가율 시간추세 제거
물가	소비자물가지수	전년동기대비 증가율
경기	GDP	전년동기대비 증가율 시간추세 제거
금리	한국은행 기준금리	시간추세 제거

출처: 황선주(2024)를 참고하여 저자 작성.

구조충격의 경우 부호제약을 이용해서 통화신용정책에 따른 수요 충격, 재정정책에 따른 수요 충격, 비정책 수요 충격, 그리고 공급 충격을 식별하였다. 구조충격의 식별을 위한 부호 제약은 다음 〈표 3-2〉와 같다. 주목할 점은 먼저 양의 재정 충격이 물가를 상승시킨다는 제약이 부과되었다는 점이다. 이는 추정결과가 양의 재정 충격이 물가를 상승시켰는지에 대한 직접적인 통계적 증거를 제시한다기보다는 양의 재정 충격이 물가를 상승시킨다고 가정하면 그 크기가 어떤 수준인지에 대한 정보만 제공해 줌을 뜻한다. 통화신용정책 충격에 대한 부호제약과 재정 충격에 대한 부호제약이 상호 배타적이지 않기 때문에 두 충격이 서로 뒤섞일 가능성이 내포되어 있어서 결과의 해석에 유의할 필요가 있다.

마지막으로 분석에 대외변수가 포함되지 않았다는 점도 식별된 구조 충격에 대해 중요한 함의를 지닌다. 코로나19 발생 이후에 국제 에너지 가격의 급격한 상승 그리고 자동차용 반도체 등 국제 공급망 이슈 등 대외 부문의 물가요인이 큰 화두였는데 이러한 요인들은 식별된 국내 충격의 일부로서 포함되어 있다.

〈표 3-2〉 황선주(2024)의 구조충격의 식별: 부호제약

변수	수요			공급
	통화	재정	비정책	
물가	+	+	+	-
경기	+	+	+	+
금리	-		+	
정부지출		+	-	

출처: 황선주(2024), p.4.

황선주(2024)의 분석 결과는 정부지출이 GDP 대비 1%p 증가하는 충격이 발생하면, 물가상승률이 동 분기에 최대 0.2%p 반응한 후 1년여 간 영향이 파급하는 반응이 유의수준 32%(1 표준편차)에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이에 대해 저자는 2022년 하반기 이후 높은 물가 상승은 주로 비정책 수요가 원인인 가운데, 재정 충격도 상방 압력으로 작용한다고 설명하였다.

한편 배성종과 최경욱(2024)은 재정지출이 물가에 미친 영향을 연구하지는 않았으나, 코로나19 이후 물가변동의 원인을 심도 있게 분석한 연구라는 점에서 본 연구와 밀접히 관련된다. 해당 연구의 표본기간은 1999년 1분기 ~ 2023년 4분기이며, 사용된 모형은 6개 변수로 구성된 벡터자기회귀모형(VAR(1))이다. 6개 변수 중에서 국제원자재가격과 글로벌 공급체인 병목지수의 두 가지 대외변수가 있으며 나머지 4개 변수는 국내물가, 국내생산, 총근로시간, 국내생산의 세계점유율이다. 글로벌 공급체인 병목지수를 제외하고 모든 변수는 전기 대비 증가율을 계절 조정하여 사용하였다.

〈표 3-3〉 배성종과 최경욱(2024)의 변수 정의와 자료 변환

구분	사용된 변수	자료 변환
국제원자재가격	World Bank 산출 지수	OECD 국가의 소비자물가지수로 실질화 전기대비 증가율, 계절조정
글로벌 공급체인 병목	뉴욕연준 편제지수	-
국내생산의 세계 점유율	Haver Analytics가 편제하는 세계 GDP	전기대비 차분
국내물가	소비자물가지수	전기대비 증가율, 계절조정
국내생산	실질 GDP	전기대비 증가율, 계절조정
총근로시간	상용직 근로자수 5인 이상 업체의 총 근로시간	전기대비 증가율, 계절조정

출처: 배성종, 최경욱(2024)을 참고하여 저자 작성.

배성종과 최경욱(2024)은 황선주(2024)에 비해 더욱 세부화된 구조 충격을 식별한 것이 특징이다. 다음 〈표 3-4〉에서 볼 수 있듯이 수요와 공급 각각에 대해 국내와 해외요인을 구분하여 식별하였고 공급의 경우 국내는 가격 mark-up과 생산성 충격, 그리고 해외는 상품가격과 공급망 충격을 구분하여 식별하였다. 해외충격과 국내충격을 구분하기 위하여 국내충격은 모두 대외변수인 국제원자재가격과 글로벌 공급체인 병목지수에 영향을 줄 수 없다는 단기 0제약을 이용하였다. 국제 원자재 가격의 상승과 해외 공급망 병목에 따른 충격을 별도로 식별하였으므로 황선주(2024)와 같이 국내의 요인이 혼합되지 않는다는 장점이 있다.

단, 재정지출이 물가에 미친 영향을 분석하는 것이 연구의 목적이 아니었으므로 재정지출에 따른 충격은 국내 수요 충격의 일부로 포함되어 있다. 또한 양의 수요 충격은 물가와 생산을 같은 방향으로 움직인다는 부호 제약이 부과되어 있으므로 황선주(2024)에서와 마찬가지로 재정지출의 확대가 물가상승으로 연결되는지 여부를 직접적으로 평가할 수는 없다.

〈표 3-4〉 배성종과 최경욱(2024)의 구조충격의 식별: 부호제약

변수	수요		공급			
	국내	해외	국내		해외	
			가격 mark-up	생산성	상품가격	공급망
국내물가	+	+	+	+	+	+
국내생산	+	+	-	-	-	-
총근로시간			-	+		
국제원자재가격	0	+	0	0	+	
글로벌 공급체인 병목	0		0	0	0	+
국내생산의 세계 점유율	+	-	-	-		

출처: 배성종, 최경욱(2024), p.7, Table 2.

배성종과 최경욱(2024)은 분석 결과로써 코로나19 이후 회복기 초기까지 국내 물가는 해외 수요 충격과 글로벌 공급체인 충격이 주도하였으며, 2022년 하반기 이후에는 국내 수요 충격의 기여도가 확대되었음을 제시하였다.

최근의 국외 연구로서 Basconcillo(2023)는 인도네시아의 재정정책과 물가상승률의 관계를 연구하였다. 코로나19 시기의 물가만이 주요 관심사가 아니고 재정정책과 물가상승률의 일반적인 관계에 연구의 초점이 있다.

〈표 3-5〉 Basconcillo(2023)의 변수 정의와 자료 변환

구분	사용된 변수	자료 변환
대외변수	환율(er_t) - 명목 루피/USD	로그변환
정부지출	세입/GDP (tax_t) 중앙정부 지출/GDP (gov_t) 중앙정부 사회보장 이전지출 중앙정부 보조금 지출 중앙정부 재화 및 서비스 지출	로그변환
물가	물가상승률(p_t)	전품목 소비자물가지수의 로그차분
경기	산출갭(g_t)	로그-GDP에서 HP 필터로 추세 제거
금리	인도네시아 중앙은행 7일 레포 이자율(i_t)	-
소비	가계 소비지출(c_t)	로그변환
국가채무	국가채무/국내총생산($debt_t$)	-

출처: Basconcillo(2023)를 참고하여 저자 작성

8개 변수로 구성된 벡터자기회귀모형, VAR(1)을 설정하였고, 이에는 환율(er_t), 산출갭(g_t), 세입/국내총생산(tax_t), 세출/국내총생산(gov_t), 물가상승률(p_t), 국가채무/국내총생산($debt_t$), 이자율(i_t), 민간소비(c_t)가 포함된다. 분석 시 상기 변수에 대한 안정성 검정을 실시하고 필요에 따라 로그치환, 차분 등 적절한 변환을 적용하여 사용하였고, 정부지출(gov_t)에 대해서는 정부총지출, 정부소비지출, 이전지출 등 다양한 경우를 고려하였다. 표본기간은 2001년 1분기 ~ 2022년 4분기이다. 앞서 소개한 국내 연구와 비교하면 정부지출뿐 아니라 세입도 함께 고려하였다는 점과 GDP의 로그차분 대신 HP 필터를 이용해 도출한 산출갭을 사용한 점, 대외변수를 대신해 환율을 포함한 점 등이 특징이다.

Basconcillo(2023)는 비축차적 단기 0제약을 부과하여 구조충격을

식별하였다. 구조충격은 수요와 공급 충격을 식별하지 않고 모형에 포함된 각 변수에 대한 고유 충격, 즉 환율 충격, 산출 충격, 정부지출 충격, 세입 충격, 물가 충격, 이자율 충격 등을 식별하였다. 정부 재정지출에 대해서는 동기에서 정부의 부채비율을 제외한 모든 변수로부터 영향을 받지 않는다는 선결정성(pre-determinedness)을 가정하였다. 이는 정부의 예산이 국회의 통제하에 있고 사용된 정부지출 변수가 실제 집행액 기준인 경우 경기 상황의 변화에 대응한 정부 재정정책의 변경에 상당한 시간이 소요될 수밖에 없다는 사실을 반영한 것을 볼 수 있다.

분석 결과, 정부의 에너지 등 기타 보조금 지출이 정부의 사회보장 이전 지출과 재화 및 서비스 구매 지출보다 인플레이션으로 연결될 가능성이 더 크다고 보았는데, 다만 통계적 유의성은 제한적인 것으로 나타났다.

한편 Rant et al.(2024)은 Euro 지역을 대상으로 통화신용정책과 재정정책의 거시경제적 영향을 평가하였다. 총 5개의 거시변수로 구성된 벡터 자기회귀 모형, VAR(1)을 설정하였는데, 이에는 정부지출($govspe_t$), 정부수입($govrev_t$), 국내총생산(gdp_t), 물가상승률($hicp_t$), 이자율(mpi_t)이 포함되었다. 분석에 사용된 표본기간은 2004년 4분기 ~ 2022년 2분기이었다. 여기에서는 축차적(recursive) 단기 0제약을 부과하여 구조충격을 식별하였고, 변수의 축차 순서는 정부지출, 정부수입, 국내총생산, 물가상승률, 이자율의 순이었다. 정부지출과 정부수입이 다른 거시경제변수에 대해서 선결정된다는 가정은 Basconcillo(2023)의 가정과 동일하다. 부호제약을 대신하여 단기 0제약을 통해 구조충격을 식별할 경우 구조충격에 대한 변수별 반응의 방향에는 제약을 두지 않기 때문에 변수별 반응을 데이터에 의존하여 추정할 수 있다는 장점이 있다.

Rant et al.(2024)의 분석 결과, 재정수입은 물가에 양의 압력을 주고 재정지출은 물가에 음의 압력을 주는 것으로 나타났으며, 재정정책 관련

충격이 통화신용정책 충격보다 물가, 경기 등 거시변수에 더 큰 영향을 미치는 것으로 보인다. 다만, 재정수입의 증가가 물가에 양의 압력을 주고 재정지출의 증가는 음의 압력을 주는 것은 앞에서 소개한 연구들의 결과와는 상반된 연구 결과이다.

마지막으로 Cevik & Miryugin(2023)은 139개 국가의 1970~2021년 패널 데이터에 국소투영법(Local Projection)을 적용해 정부 재정의 GDP 대비 비중 감소가 물가에 미치는 영향을 추정하였다.

연구 결과, 확장적 재정정책은 물가를 상승시키며, 이러한 효과는 특별히 선진국에서 더 뚜렷하게 나타났다. 다만 재정정책의 효과는 발생 시점의 경기순환주기(business cycle), 공공부채의 GDP 대비 비중, 통화신용정책의 타입, 환율 결정체계, 재정준칙 여부 등에 의해 영향을 받았다. 이는 재정정책이 물가에 미치는 영향은 국가별 그리고 시기별로 상이할 수 있음을 시사한다.

제2절 SVAR를 이용한 실증분석

1. 모형 개관

팬데믹 기간 중 정부 재정지출이 물가상승률에 미친 영향을 정량적으로 파악하기 위해 우리나라 거시경제 변수를 포함하는 벡터자기회귀모형을 설정하였다. 먼저 축약형 모형을 추정하고 이로부터 구조 모형을 식별한다. 마지막으로 식별된 구조 모형의 구조충격이 각 거시경제 변수에 미친 영향을 역사적 분해를 통해 평가한다.

모형에 포함할 변수는 앞 절에서 설명한 연구를 포함하여 재정지출과 인플레이션 간 관계를 분석한 선행연구들을 참고하여 선정하였다. 기존 연구들에 따르면 코로나19 기간 중 국내 물가수준에 영향을 준 주요 요인으로는 국제 에너지 가격, 공급망 이슈, 정부 및 중앙은행의 총수요 관리 정책 등을 들 수 있다. 따라서 본 연구에서는 분석모형에 대외변수로서 국제 에너지가격지수의 변동률, 재정지출의 GDP 비중, 경제성장률, 물가상승률, 시장이자율을 포함하였다.

$$y_t = \begin{pmatrix} \text{에너지가격지수변동률} \\ \text{재정지출의 GDP비중} \\ \text{경제성장률} \\ \text{물가상승률} \\ \text{시장이자율} \end{pmatrix}$$

표본기간은 구조변화 등의 가능성을 고려하여 2000년 이후의 자료만 활용하되 코로나19가 종료된 2023년까지 포함하였다.

□ 축약형 모형의 추정

벡터자기회귀모형은 표준적인 동태적 실증분석 모형으로서 축약형 식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad t = p+1, \dots, T$$

y_t 는 K 개의 거시변수를 포함하는 시점 t 에서의 관측치 벡터, μ 는 각 변수별 절편항을 포함하는 상수 벡터, u_t 는 축약오차항, A_j 는 계수행렬을 의미한다. 축약오차항 u_t 는 자기상관이 없는 백색잡음 과정으로 가정 ($u_t \sim WN(0, \Sigma)$)하고, 모형의 차수 p 는 AIC, BIC, HQ 등 정보기준을 이용해서 결정하였다.

차수를 결정한 후 상수항을 나타내는 μ 와 자기회귀계수행렬 A_j 들을 최소자승법을 이용하여 추정하는데, 벡터자기회귀모형을 최소자승법으로 추정할 경우 점추정치에 편의(bias)가 발생하므로 이를 제거하기 위하여 부트스트랩(bootstrap) 방법을 이용하였다. 구체적으로는 Kilian(1998)의 방법을 응용하여 사용하였고, 이러한 방법은 충격반응함수 등의 신뢰 구간 계산에도 사용하였다.

□ 구조형 모형의 식별

구조벡터자기회귀모형은 다음 식과 같이 좌변의 y_t 앞에 계수행렬 B_0 가 존재하여 변수 간 동기 인과관계를 표현하는 것이 특징이며 B_0 의 역행렬을 양변에 곱하면 축약형 모형으로 변환된다. 이에 따라 오차항 e_t 의 공분산 행렬 Ω 는 대각행렬인 것으로 가정한다.

$$B_0 y_t = m + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + e_t, \quad t = p+1, \dots, T$$

$$e_t \sim WN(0, \Omega)$$

구조벡터자기회귀모형의 모수는 $25p+35$ 개(계수행렬에 $25p+30$ 개, 오차 공분산 행렬에 5개)로서 축약형 벡터자기회귀 모형의 모수 $25p+20$ 개(계수행렬에 $25p+5$ 개, 오차 공분산 행렬에 15개)보다 많으며, 이는 무한대로 많은 구조벡터자기회귀모형이 동일한 축약형 벡터자기회귀모형으로 변환됨을 뜻한다. 따라서 모수 개수의 차이(15개)만큼 구조형 모형의 모수에 제약을 부여하여야 추정된 축약형 벡터자기회귀모형에 대응하는 하나의 구조벡터자기회귀모형을 식별할 수 있다.

구체적으로, 구조모형은 B_0 의 대각원소와 공분산 행렬 Ω 가 모두 자유로운 모수이므로 중복된 모형들이 존재하며, 이러한 중복 모형은 정규화 제약(normalization restrictions)을 통해 제거할 수 있다. 이 때 정규화 제약은 B_0 의 대각원소가 1이라는 제약 또는 구조충격의 공분산 행렬이 항등행렬($\Omega = I$)이라는 제약을 사용할 수 있으며, 본 연구는 후자를 이용하고자 한다. 또한 $\Omega = I$ 의 정규화 제약을 부여하면 Σ 와 B_0 는 $\Sigma = B_0^{-1} B_0^{-1'}$ 의 관계로 연결된다. 이제 $\Omega = I$ 에 5개의 제약이 부여되었으므로 구조모형의 식별을 위해 추가로 부여해야 하는 제약의 수는 10개이다. B_0 가 구해지고 나면 $B_0 A_j = B_j$ 를 이용해 구조형 모수를 모두 식별할 수 있다.

B_0 의 식별에 사용되는 제약으로는 첫째, 단기제약(short-run restriction)을 들 수 있다. 이는 B_0 또는 B_0^{-1} 의 원소에 직접 특정 값을 부여하는 것을 뜻한다. Σ 는 대칭행렬로서 15개의 반복되지 않는 모수가 있고 B_0 는 대칭행렬일 필요가 없으므로 25개의 모수가 있다. B_0 의 10개

모수에 제약을 부여하면 $\Sigma = B_0^{-1}B_0^{-1'}$ 의 해가 유일하게 얻어져서 B_0 를 모두 식별할 수 있게 된다.

두 번째로 장기제약(long-run restriction)이 있다. 시차연산자 L 을 이용하여 행렬다항식 $A(L) = I - A_1L - \dots - A_pL^p$ 을 정의하면 축약형 모형은 간단히 $A(L)y_t = u_t$ 로 표현할 수 있으며, y_t 의 장기분산(long-run variance)은 $A(1)^{-1}\Sigma A(1)^{-1'}$ 으로 주어진다. 마찬가지로 구조 모형도 $B(L) = B_0 - B_1L - \dots - B_pL^p$ 을 정의해서 간단히 $B(L)y_t = e_t$ 로 표현할 수 있으며, 이 경우 y_t 의 장기분산은 $B(1)^{-1}B(1)^{-1'}$ 으로 주어진다. 장기분산에 대한 두 수식은 등치이므로, $A(1)^{-1}\Sigma A(1)^{-1'} = B(1)^{-1}B(1)^{-1'}$ 과 같이 연결한다. 좌변의 표현은 모두 축약식 추정치에서부터 주어지므로 계산이 가능하다. 단 단기제약과 마찬가지로 대칭 행렬의 형태를 띠므로 반복되지 않는 원소는 15개이다. 편의상 우변의 구조형 모수 행렬을 $\Theta(1) \equiv B(1)^{-1}$ 로 정의하고, 이 행렬의 원소에 직접 0의 제약을 부여하는 것이 장기제약이다. $\Theta(1)$ 은 25개의 모수를 지니므로 단기제약에서와 마찬가지로 10개의 제약이 필요하다. $\Theta(1)$ 이 식별되면 $B_0^{-1} = A(1)\Theta(1)$ 과 $B_0A_j = B_j$ 를 이용해 구조형 모형의 나머지 모수를 식별할 수 있다.

$$\begin{aligned} A(1)^{-1}\Sigma A(1)^{-1'} &= A(1)^{-1}B_0^{-1}B_0^{-1'}A(1)^{-1'} \\ &= B(1)^{-1}B(1)^{-1'} \\ &= \Theta(1)\Theta(1)' \end{aligned}$$

세 번째로 부호제약을 이용한 구조 모형의 식별을 들 수 있다. 모수에 특정한 값을 부여하는 것이 경제학 이론의 관점에서 너무 제한적이거나 정당화하기 힘들다는 비판을 극복하기 위해 특정 값을 부여하지 않고

B_0^{-1} 의 원소 또는 구조모형의 다른 적절한 원소에 부호제약(sign restriction)만을 부여하는 방법으로, 부호제약은 하나의 구조 모형을 식별하지 않고 조건을 만족하는 구조형 모형의 집합을 식별한다. 구체적으로 출레스키 분해를 이용해서 $\Sigma = LL'$ 이라고 할 때, 임의의 직교행렬 D 에 대해서 $\Sigma = LDD'L' = B_0^{-1}B_0^{-1'}$, 즉 $B_0^{-1} = LD$ 가 성립하므로 B_0^{-1} 의 특정 원소가 부여된 부호제약을 만족시키도록 하는 모든 D 에 대해 B_0^{-1} 의 집합을 구하고 이를 이용해 구조 모형의 집합을 식별한다.

본 연구는 이와 같은 단기제약, 장기제약, 부호제약을 혼용하여 구조 충격을 식별하고자 하였다. 모형에 1개의 대외변수와 4개의 대내 변수가 있으므로 1개의 대외 충격과 4개의 대내 충격(공급, 재정, 통화신용, 비정책 충격)을 식별한다.

$$e_t = \begin{pmatrix} e_t^{\text{대외}} \\ e_t^{\text{재정}} \\ e_t^{\text{공급}} \\ e_t^{\text{비정책}} \\ e_t^{\text{통화}} \end{pmatrix}$$

대외 충격과 대내 충격은 대내 충격이 대외변수인 국제 에너지 가격지수의 수준에 장기적으로 영향을 미치지 못한다는 가정으로 분리한다. 즉, 국내 재정 충격, 공급 충격, 통화신용 충격, 비정책 수요 충격은 국제 에너지 가격의 수준에 장기적으로 영향을 줄 수 없고 이는 아래와 같은 장기제약으로 표현할 수 있다.

$$\Theta(1) = \begin{pmatrix} * & 0 & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * \end{pmatrix}$$

임의의 직교행렬 D_1 에 대해서 $\Theta(1) = A(1)^{-1}LD_1$ 의 관계가 항상 성립하므로 $F = A(1)^{-1}L = \begin{pmatrix} F_1' \\ \vdots \\ F_K' \end{pmatrix}$ 이라고 하고 F_1 을 QR분해하여, 즉 $F_1 = Q_1R_1$ 또는 $F_1'Q_1 = R_1'$ 에서 얻는 직교행렬 Q_1 을 D_1 으로 선택하여 $\Theta(1) = A(1)^{-1}LQ_1$ 의 관계를 이용하면 상기의 장기 0제약을 모두 구현하게 된다.

또한 대내 충격 중에서 같은 분기의 정부지출에 영향을 줄 수 있는 충격은 재정 충격이 유일하다는 가정을 통해 재정 충격과 여타의 충격을 구분하였다. 이는 B_0^{-1} 에 다음과 같은 0의 단기 제약으로 표현할 수 있다.

$$B_0^{-1} = \begin{pmatrix} * & * & * & * & * \\ * & * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * \end{pmatrix}$$

앞서 논의한 장기 0제약은 임의의 4×4 직교행렬 D_2 를 아래와 같이 곱하여도 계속 유지된다.

$$\Theta(1) = A(1)^{-1}LQ_1 \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & D_2 \end{pmatrix}$$

$$B_0^{-1} = A(1)\theta(1) = LQ_1 \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & D_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & D_2 \end{pmatrix} \text{이므로 } LQ_1 \text{의 우하단}$$

4×4 행렬 P_{22} 의 transpose를 QR분해하여, 즉 $P_{22}' = Q_2 R_2$ 또는 $P_{22} Q_2 = R_2'$ 에서 얻어지는 직교행렬 Q_2 를 D_2 로 선택하면 R_2 는 상방삼각행렬(Upper Triangular Matrix)이므로 단기 0제약을 모두 구현한다.

대의 충격 및 재정 충격과 분리된 국내 공급 충격, 통화신용정책충격, 비정책 수요 충격은 이들 충격에 대한 경제성장률, 물가상승률, 이자율의 같은 시기에서의 반응인 $\theta_0 = B_0^{-1}$ 에 부호제약을 부여하여 식별할 수 있다. 구체적으로, 양(+)의 공급 충격은 경제성장률을 높이고 물가상승률을 낮춘다. 양(+)의 비정책 수요 충격은 실질 GDP 성장률, 소비자물가상승률, 시장이자율 모두를 높인다. 양(+, 긴축적)의 통화신용 충격은 명목이자율을 높이고 경제성장률과 물가상승률을 낮춘다. 따라서 B_0^{-1} 의 각 원소는 아래와 같은 부호를 갖는다. 아래 행렬에서 물음표(?)로 표시된 부분은 이자율의 공급 충격에 대한 반응에 해당되며 아무런 제약이 부과되지 않았음을 뜻한다. 이는 공급 충격은 물가상승률과 경제성장률에 반대 방향으로 영향을 미친다는 제약만으로도 다른 두 수요 충격과 분리될 수 있기 때문이다.

$$B_0^{-1} = \begin{pmatrix} * & * & * & * & * \\ * & * & 0 & 0 & 0 \\ * & * & + & + & - \\ * & * & - & + & - \\ * & * & ? & + & + \end{pmatrix}$$

이러한 부호제약은 다음의 방법으로 실제 적용하게 된다. 먼저 앞에서 구했던 $B_0^{-1} = LQ_1 \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & Q_2 \end{pmatrix}$ 에 임의의 3×3 직교행렬 D_3 를 우하방에

$B_0^{-1} = LQ_1 \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & Q_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} I_2 & 0 \\ 0 & D_3 \end{pmatrix}$ 의 형태로 곱하여도 장기 및 단기 0제약에 영향을 주지 않게 된다. 따라서, B_0^{-1} 의 원소들에 부여된 부호제약을 만족시키는 직교행렬 D_3 를 모두 찾아내어 부호제약을 만족하는 구조형 모형의 집합을 식별한다. 이 때 직교행렬 D_3 는 $\sin(s)$ 과 $\cos(s)$, $\sin(d)$ 과 $\cos(d)$, $\sin(f)$ 과 $\cos(f)$ 함수로 구성된 기븐스(Givens) 행렬이며 s, d, f 의 값을 각각 0에서 2π 까지의 값 중에서 부여함으로써 다양한 직교행렬 D_3 를 생성할 수 있다. 기븐스 행렬 대신 표준정규분포에서 임의의 수를 추출하여 행렬을 구성하고 이를 QR분해하여 다양한 직교행렬을 얻을 수 있다. 수학적으로 두 방법은 동일하다.

앞에서 언급한 연구들과 재정충격을 비롯한 구조충격의 식별방법을 비교하면 다음의 표와 같이 정리할 수 있다. 본 연구가 채택한 방법의 특징을 다시 한번 기술하면 주 관심사인 재정충격이 물가에 미치는 영향의 방향을 부호제약을 이용하여 사전에 부여하지 않고 데이터에 의해 선택 되도록 하였다는 점이다.

〈표 3-6〉 재정충격의 식별 방법 비교

구분	대외			국내				
	수요	공급		수요			공급	
황선주 (2024)	고려하지 않음			통화 부호 제약	재정 부호 제약	비정책 부호 제약	부호 제약	
배성중· 최경환 (2024)	부호 제약	가격 마크업 부호제약 + 0제약	생산성 부호제약 + 0제약	부호제약 + 0제약			상품가격 부호제약 + 0제약	공급망 부호 제약
본 연구	장기 0제약			통화 부호 제약	재정 단기 0제약	비정책 부호 제약	부호 제약	

주: 저자 작성.

2. 역사적 분해를 통한 원인분석

구조충격이 식별되면 관측된 물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여분을 계산하는 역사적 분해(historical decomposition)를 통해 현행 소비자 물가상승률에 대한 원인을 분석할 수 있다. 구체적으로, 벡터자기회귀 모형이 안정성 조건을 충족하는 경우 다음과 같은 선형과정으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} y_t &= (I - A_1L - \dots - A_pL^p)^{-1}B_0^{-1}e_t \\ &= (\Phi_0 + \Phi_1L + \Phi_2L^2 + \dots)B_0^{-1}e_t \\ &= \Theta_0e_t + \Theta_1e_{t-1} + \Theta_2e_{t-2} + \dots \end{aligned}$$

위의 식에서 계수행렬 Θ_j 는 j 가 커질수록 그 값이 영행렬로 수렴하며, 이는 아주 오래전에 발생한 구조충격으로 인해 현재 y_t 값에 미치는 영향은 점차 소멸함을 뜻한다. 즉 위의 표현에서 큰 j 값에 해당하는 항들을 모두 삭제하여도 y_t 에 대한 근사치를 얻을 수 있다. 이를 이용하여 아래의 식에서 \tilde{y}_t 는 y_t 에 대한 근사치를 나타낸다.

$$\begin{aligned} y_t &= \Theta(L)e_t \\ &= \Theta_0e_t + \Theta_1e_{t-1} + \Theta_2e_{t-2} + \Theta_3e_{t-3} + \dots \\ &= \sum_{j=0}^{t-p-1} \Theta_j e_{t-j} + \sum_{j=t-p}^{\infty} \Theta_j e_{t-j} \\ &= \tilde{y}_t + \sum_{j=t-p}^{\infty} \Theta_j e_{t-j} \end{aligned}$$

또한 과거의 충격은 아래와 같이 데이터에서 표본기간에 대해 복원이 가능하다.

$$\begin{aligned}\hat{u}_t &= y_t - \hat{v} - \hat{A}_1 y_{t-1} - \dots - \hat{A}_p y_{t-p} \\ \hat{e}_t &= \hat{B}_0 \hat{u}_t\end{aligned}$$

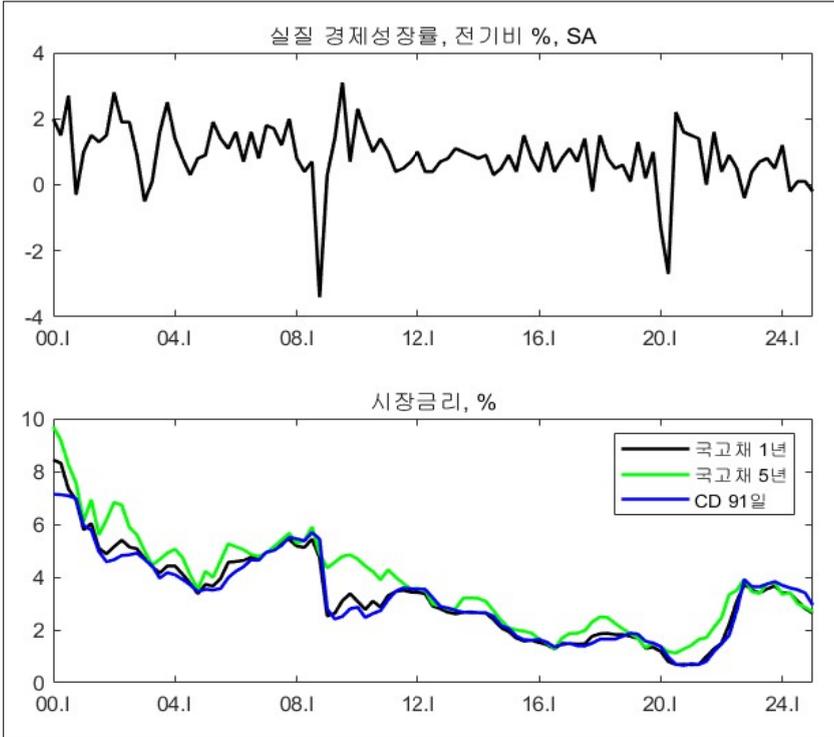
복원된 구조충격을 이용하여 \tilde{y}_t 를 구조충격들의 가중합으로 나타내어 각 충격이 현재의 값에 기여한 정도를 계산할 수 있게 된다.

3. 데이터

국내·외 주요 거시경제변수 중 실질 경제성장률은 계절조정된 실질 국내 총생산(GDP)의 전분기 대비 증감률(%)을 활용한다. 실질 경제성장률은 2000년 이후 대체로 0~2% 수준을 유지하였으나 2008년 금융위기와 2020년 코로나 시기에 큰 폭의 음의 성장을 보였다(그림 3-1).

다음으로 시장금리는 CD 91일물, 국고채 1년, 국고채 5년의 분기별 평균(연 %)을 활용하였다. 분석 결과는 사용된 시장금리에 크게 영향을 받지 않으므로 국고채 1년의 금리를 주 변수로 사용하였다. 다음 그림을 살펴보면, 시장금리는 2000년에 5%를 상회하였으나 인플레이션이 낮게 유지되고 경제성장률의 하향세가 지속됨에 따라 한국은행이 완화적 통화정책을 시행한 것의 영향으로 2020년까지 지속적으로 감소하였다. 그리고 코로나 시기에 인플레이션이 다시 높아지면서 한국은행의 통화정책이 긴축적으로 전환하면서 시장금리도 3~4% 수준까지 재반등하였다.

[그림 3-1] 실질 경제성장률 및 국고채 시장금리



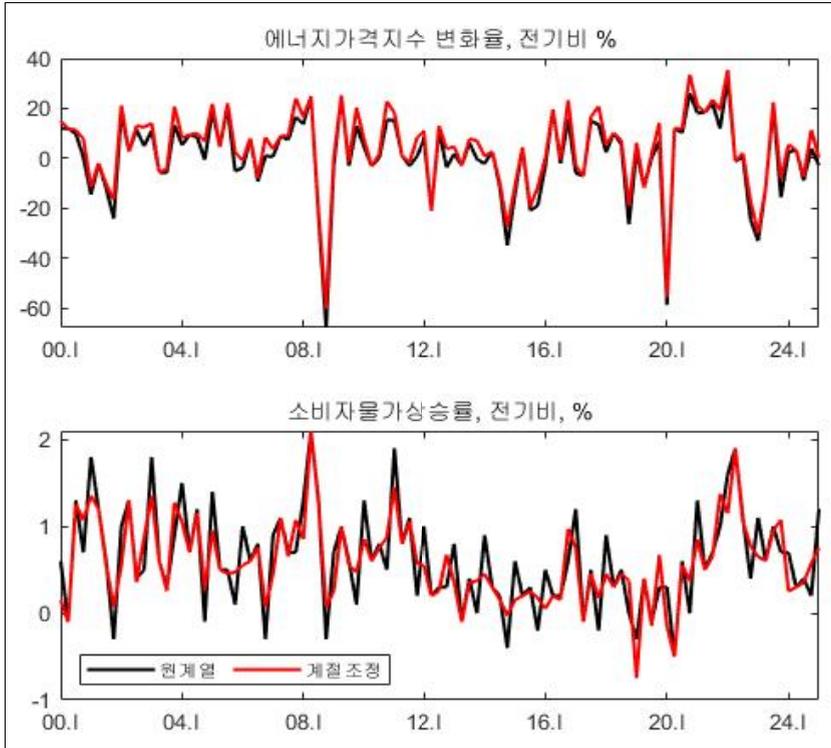
출처: "경제활동별 GDP 및 GNI(임계열, 명목, 분기 및 연간)", 한국은행, 2000-2024, 한국은행 경제 통계시스템, 2025. 8. 26. 검색, <https://ecos.bok.or.kr/#/Short/868c4c>

국제 에너지가격지수 변화율은 Global Price of Energy index (PNRGINDEXM)(2016 = 100)를 활용하였다. 월별자료로 제공된 원자료의 각 분기별 말월 값을 로그차분 후 100을 곱해서 전분기 대비 % 변화율로 변환하여 사용한다. 국제 에너지 가격은 글로벌 거시경제 환경은 물론 지정학적 요인 등 비경제적 요인에도 반응하며 높은 변동성을 보인다. 다음의 [그림 3-2]를 살펴보면 2008년의 금융위기와 2020년 코로나 발발 시기에 약 -50%에 달하는 하락을 보여주기도 하였으나 이후 20% 이상의 급등세를 보인다. 또한 계절 더미변수를 이용해 원자료의 계절성

을 제거하였는데, 원계열(검은색)과 계절조정 계열(빨간색)이 거의 비슷하며 원계열에 계절성이 크지 않은 것으로 보인다.

소비자물가상승률은 소비자물가지수의 전분기 대비 증감률(%)로, 2000년 이후 하향 기조를 유지해 왔으나 2021년부터 큰 폭의 상승세를 보인다. 원계열(검은색)과 계절조정 계열(빨간색)이 뚜렷이 구분되어, 원계열에 계절성이 상당한 수준으로 존재하는 것으로 보인다.

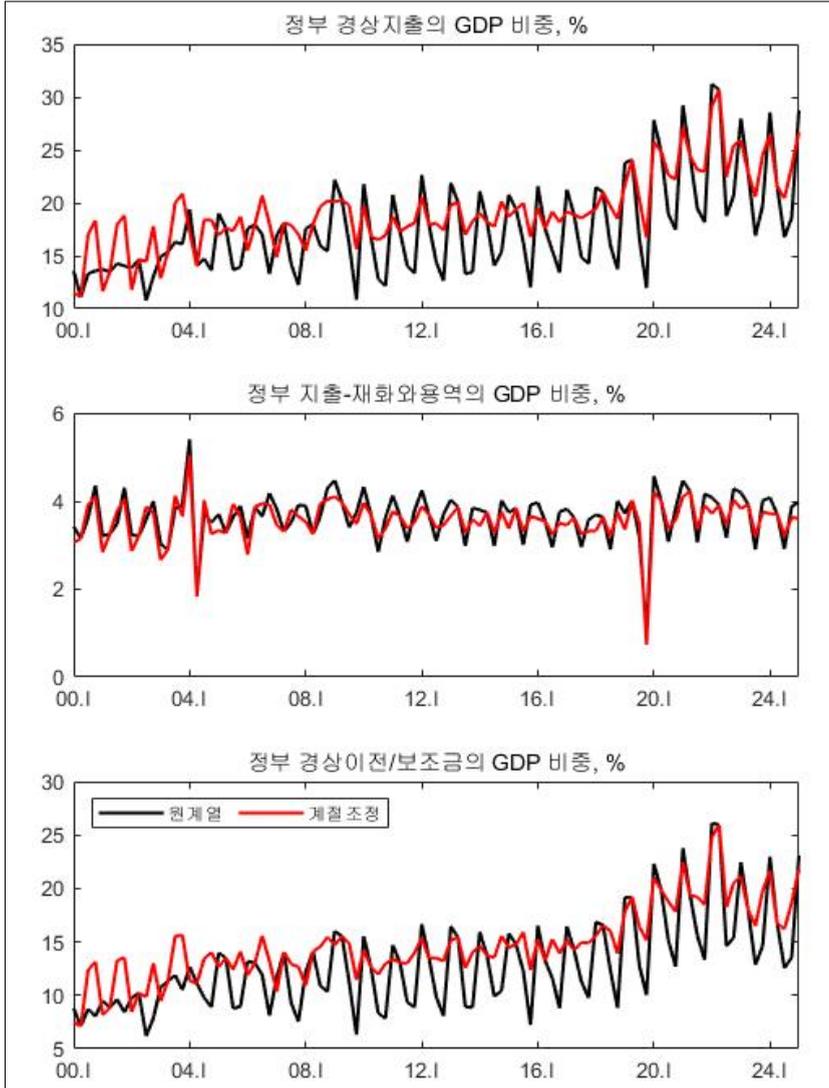
[그림 3-2] 에너지가격지수 변화율 및 소비자물가상승률



출처: Federal Reserve Economic Data. (2025). Federal Reserve Bank of St. Louis. <https://fred.stlouisfed.org>; “소비자물가지수”, 통계청, 2000-2024, 한국은행 경제통계 시스템, 2025. 11. 16. 검색, <https://ecos.bok.or.kr/#/Short/c9b5ed>

GDP 대비 정부 재정(경상)지출 비중은 기획재정부의 통합재정수지를 기준으로 하였다. 이에는 중앙정부(일반회계, 16개 기타특별회계, 5개 기업특별회계, 외평/금융성 기금 제외한 59개 기금, 세입세출외 포함) 및 지방정부(243개 일반회계, 1,760개 기타특별회계, 17개 지방교육비 특별회계, 254개 직영공기업특별회계, 2,576개 기금 포함)가 모두 포함된다. 원자료는 매년 각 월별 누적치로 제공되며 각 분기 말월 수치를 전 분기 수치에서 차감하여 분기별 값을 산출하였다. 다음의 [그림 3-3]을 살펴 보면, 경상지출은 2000년 초반에 GDP의 15% 미만이었으나 2024년에는 25% 수준으로 증가하였다. 경상지출은 재화 및 용역에 대한 지출, 이자 지급, 보조금 및 경상이전 등으로 구성되는데 대부분은 보조금 및 경상이전이며 재화와 용역은 상대적으로 작은 비중을 차지한다. 원계열(검은색)과 계절조정 계열(빨간색)이 매우 뚜렷이 구분되며, 이는 매년 1분기에 재정 집행이 집중되기 때문인 것으로 판단된다.

[그림 3-3] 정부 재정지출의 GDP 비중



자료 1) “통합재정수지”, 기획재정부, 2000-2024, 국가통계포털, 통합재정수지, 2025. 8. 26. 검색, https://국가통계포털.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=102&tblId=DT_102N_AD01&conn_path=I3

2) “경제활동별 GDP 및 GNI(원계열, 명목, 분기 및 연간)” 한국은행, 2000-2024, 한국은행 경제통계시스템, 2025. 8. 26. 검색, <https://ecos.bok.or.kr/#/Short/08568c>.

4. 분석결과

본 연구의 주 관심사는 정부 재정지출이 물가상승률에 미친 영향에 있으므로, 분석결과는 식별된 재정 충격에 대한 거시 경제변수의 반응과 재정 충격의 물가상승률에 대한 역사적 기여를 중심으로 논의하고자 한다.

가. 충격반응함수

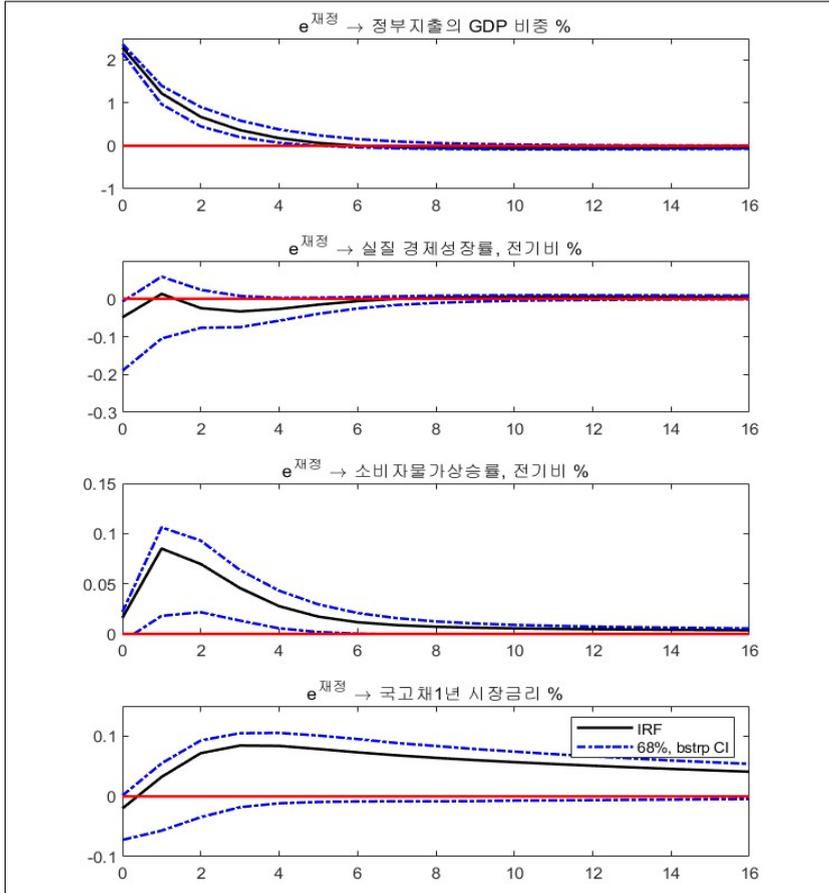
다음 [그림 3-4]는 양의 재정 충격에 대한 대내 거시경제변수의 반응을 0분기에서 16분기까지 보여주며, 점추정치 기준의 충격반응함수는 검은색 실선이고 신뢰도 68%의 부트스트랩 신뢰구간은 파란색 점선으로 표시하였다.

분석 결과, 1 표준편차 크기의 재정 충격은 GDP 대비 정부 재정지출의 비중을 약 2.3%p 증가시킨 후 서서히 그 영향력이 감소하여 4분기 이후 모두 소멸되는 것으로 나타났다. 여기서 한 분기의 GDP가 약 550~650조 원이라면 2.3%는 약 13~15조 원에 해당한다.

정부 재정지출 증가에 대한 실질 경제성장률의 변화는 대체로 유의미하지 않은 것으로 나타났으나, 0기에서 경제성장률이 -0.05%p만큼 감소하는 것이 유의하게 나타난다. 해당 결과의 강건성에 대해서 추가적으로 검토가 필요하다.

소비자물가상승률은 0기에는 통계적으로 유의하지 않은 양의 반응을 보였으나 1기에서 5기까지 통계적으로 유의한 양의 반응을 흑등 모양으로 보인다. 충격에 대한 반응의 크기는 1기 0.09%p, 2기 0.07%p, 3기 0.05%p, 4기 0.03%p, 5기 0.02%p로 나타난다.

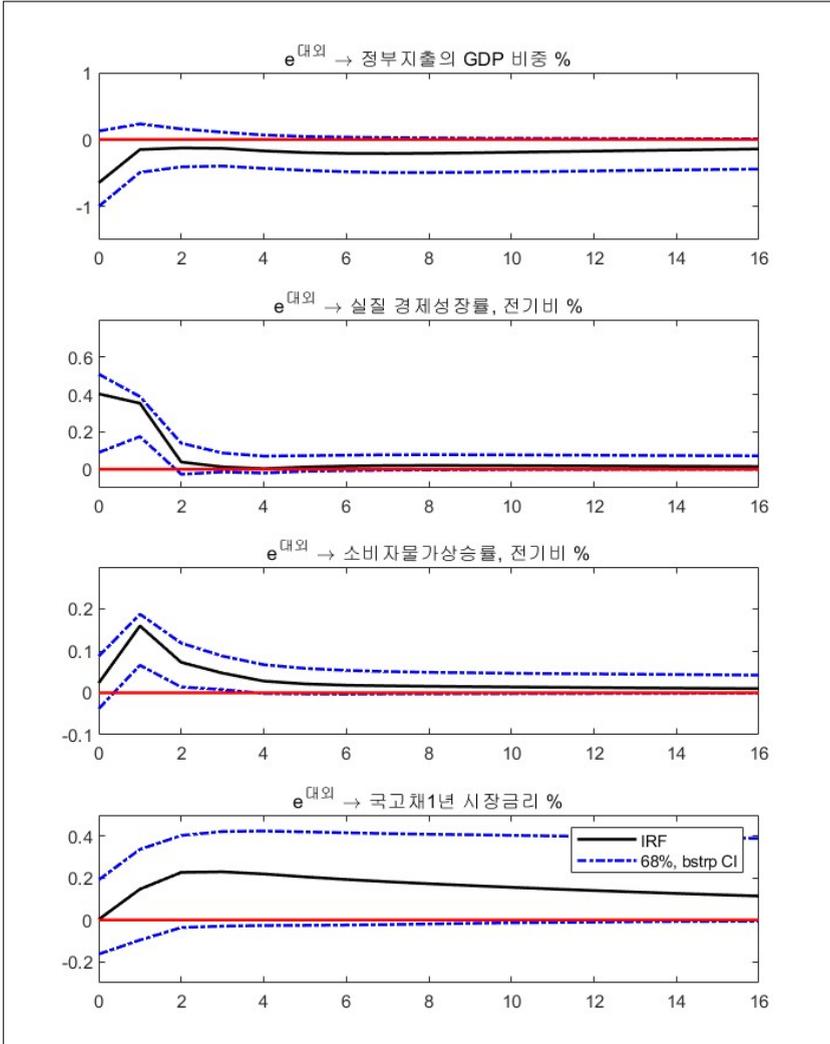
[그림 3-4] 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응



소비자물가상승률의 재정 충격에 대한 양의 반응이 통계적으로 유의한 것은 코로나19 대응을 위한 정부지출의 증가가 물가상승에 기여했을 수 있음을 시사한다. 한편 시장금리는 통계적으로 유의한 반응을 보이지 않았다.

다음 [그림 3-5]는 양의 대외 충격에 대한 대내 거시경제변수의 반응을 보여준다. 앞의 경우와 마찬가지로 점추정치 기준의 충격반응함수는 검은 실선이며 68% 신뢰구간은 파란 점선으로 표시하였다.

[그림 3-5] 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응



분석 결과, 그림에 표시하지는 않았으나 1 표준편차 크기의 대외 충격은 국제 에너지 가격지수 변화율을 약 13.5%p 증가시킨 후 빠르게 감소하여 3분기부터는 모두 소멸하는 것으로 나타났다. 이러한 대외 충격에 대해

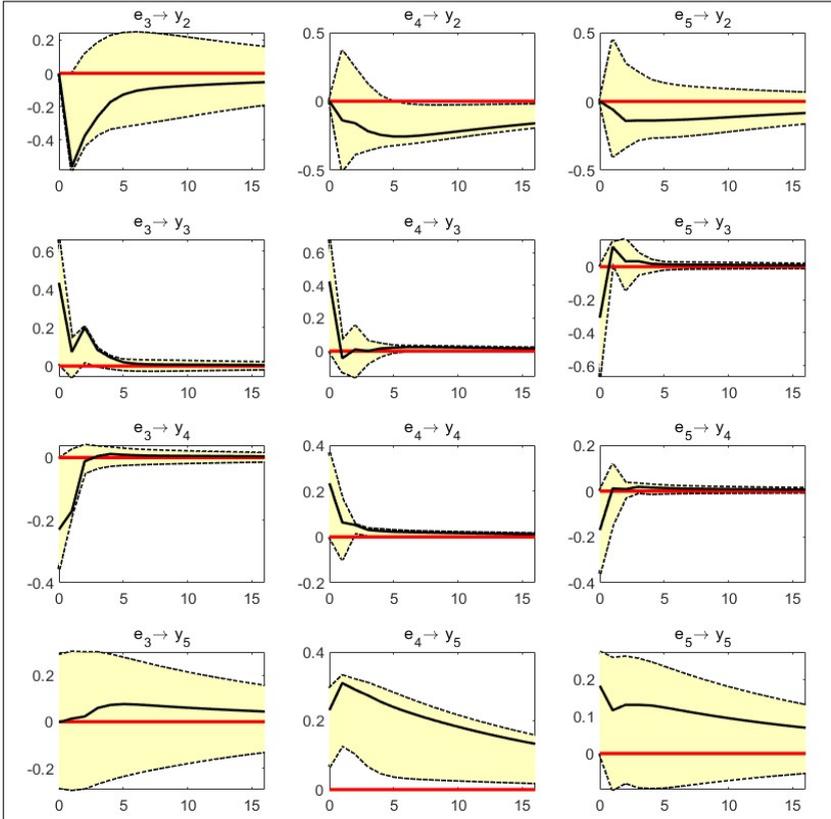
GDP 대비 정부지출의 비중과 국고채 1년 시장금리는 통계적으로 유의한 반응을 보이지 않았다.

한편 실질 경제성장률은 대외 충격에 대해서 0기와 1기에 통계적으로 유의한 양의 반응을 보인다. 충격에 대한 반응의 크기는 0기에 0.40%p 그리고 1기에 0.35%p로 나타났다. 에너지 가격을 상승시키는 대외 충격에 대해 국내 경기가 양의 반응을 보이는 것은 대외 충격을 수요 측면과 공급 측면으로 세분화하지 않은 데 따른 결과로 볼 수 있다. 세계 경기가 호황일 때 국제 에너지 수요의 증가와 우리나라 경제의 수출이 동시에 증가할 수 있다.

소비자물가상승률의 대외 충격에 대한 반응은 0기에는 유의하지 않았으나 1기와 2기에 유의한 것으로 나타났고, 충격에 대한 반응의 크기는 1기에 0.16%p 그리고 2기에 0.07%p이다. 소비자물가상승률의 대외 충격에 대한 양의 반응이 통계적으로 유의한 것은 국제 에너지가격의 상승과 하락이 국내 물가수준의 상승과 하락으로 연결될 수 있음을 시사한다.

국고채 1년 시장금리는 대외 충격에 대해서 유의한 반응을 나타내지 않았다.

[그림 3-6] 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응



위의 [그림 3-6]은 부호제약으로 식별된 세 개의 대내 구조충격에 대한 대내 거시변수의 충격반응을 보여준다. 앞에서 보인 재정 충격과 대외 충격에 대한 반응은 그 방향이 데이터에 의해 정해진 반면 위 그림에서는 첫 번째 행의 정부지출의 반응과 네 번째 행의 이자율의 반응을 제외하고는 그 반응의 방향이 강제되었음을 유의해야 한다.

그림 내 공간의 제약으로 대내 공급 충격, 비정책 수요 충격, 통화신용 정책 충격을 순서대로 $e_3 \sim e_5$ 로 표시하였고, GDP 대비 정부지출 비중,

실질 경제성장률, 소비자물가상승률, 국고채 1년 시장금리는 $y_2 \sim y_5$ 로 표시하였다. 부호제약을 만족하는 각 구조충격의 집합에 대해 변수별 충격반응함수의 범위를 도출하여 이를 노란색 영역으로 표시하였으며, 영역의 중간값을 연결하는 선과 가장 가까운 충격반응 함수를 검은색 실선으로 표시하였다.

[그림 3-6]의 첫 번째 열은 대내 공급 충격에 대한 거시경제변수의 충격반응을 나타내는데, 검은색 실선을 기준으로 보면 GDP 대비 정부 재정지출의 비중은 단기 0제약에 따라서 0기에 대내 공급 충격에 반응하지 않지만 1기에 공급 충격에 대해서 반대 방향으로 반응하였다. 이는 코로나19 기간 사회적 거리두기 정책 등으로 공급 측면에서 음의 충격이 있을 경우 정부의 재정지출이 확대됨을 의미한다. 실질 경제성장률과 소비자물가상승률은 부호제약의 가정에 따라서 양의 공급 충격에 대해서 반대 방향으로 반응하며, 국고채 1년 시장금리에는 부호제약이 부과되지 않았으며 그 결과 모든 방향의 충격반응이 얻어졌다.

[그림 3-6]의 두 번째 열은 대내 비정책 수요 충격에 대한 거시경제변수의 충격반응을 의미하고, GDP 대비 정부 재정지출의 비중은 단기 0제약에 따라서 0기에 대내 비정책 수요 충격에 반응하지 않고 이후에는 반응의 방향이 특정되지 않았다. 실질 경제성장률과 소비자물가상승률은 부호제약의 가정에 따라서 양의 비정책 수요 충격에 대해서 같은 방향으로 반응한다. 국고채 1년 시장금리도 부호제약의 가정에 따라서 양의 비정책 수요 충격에 대해서 실질 경제성장률과 소비자물가상승률과 같은 방향으로 반응함을 알 수 있다.

[그림 3-6]의 세 번째 열에서는 대내 통화신용정책 충격에 대한 거시경제변수의 충격반응을 볼 수 있다. 정부 재정지출의 GDP 비중은 단기 0제약에 따라서 0기에 대내 통화신용정책 충격에 반응하지 않고 이후에는

반응의 방향이 특정되지 않았다. 실질 경제성장률과 소비자물가상승률은 부호제약의 가정에 따라서 양의 통화신용정책 충격에 대해서 같은 방향으로 반응한다. 한편 국고채 1년 시장금리는 부호제약의 가정에 따라서 양의 통화신용정책 충격에 대해서 실질 경제성장률과 소비자물가상승률과 반대 방향으로 반응하였다.

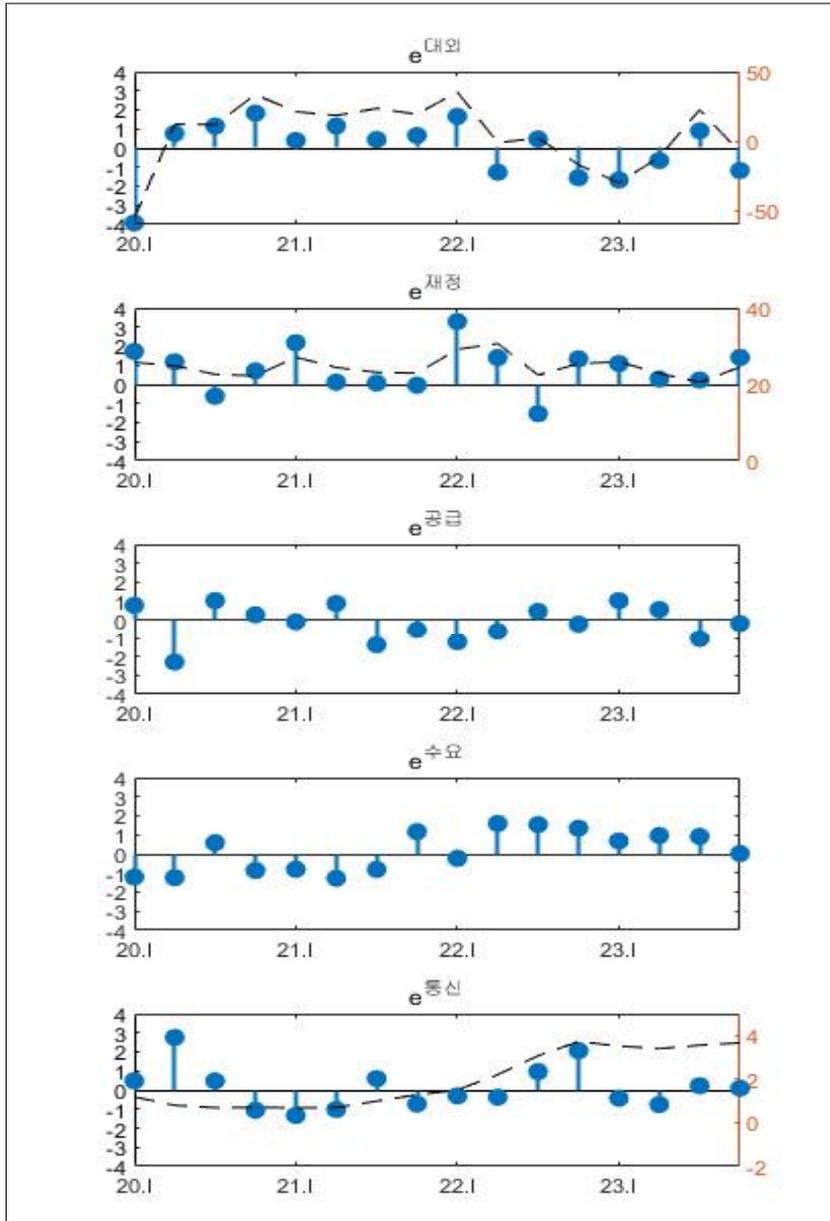
나. 역사적 분해

2020년 1분기부터 2023년 4분기에 대해 식별된 구조충격은 다음 [그림 3-7]과 같다. 구조충격은 파란색 나뭇가지 그래프로 좌측에 대응한다. 첫 번째 그래프의 검은 실선은 계절조정된 국제 에너지가격지수 변동률(%), 두 번째 그래프의 검은 실선은 계절조정된 정부 재정지출의 GDP 비중(%), 다섯 번째 그래프의 검은 실선은 국고채 1년 시장금리(%)로서 단위는 우측에 대응한다.

대외변수인 국제 에너지가격지수 변동률은 국내 거시변수의 영향을 거의 받지 않기 때문에 식별된 대외 충격과 관측된 에너지가격지수 변동률이 매우 유사한 패턴을 보인다. 대외부문에서는 에너지가격지수가 2020년 2분기부터 높은 상승률을 보인 이유로 2020년 2분기 ~ 2022년 2분기 중에 양의 충격이 지속적으로 발생하였고 2022년 하반기 이후 음의 충격으로 전환하였다.

정부 재정지출의 경우 GDP 대비 20~30% 수준을 유지한 가운데 각 연도별로 1분기 주변에 높은 값을 보였으며, 이에 따라 식별된 재정 충격도 각 연도의 1분기 주변이 대체로 높은 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 또한 식별된 재정 충격이 코로나19 기간 대부분에서 양의 값을 갖는 것으로 나타났으며, 이는 정부가 코로나19 대응 등의 이유로 지출을 확대한 것에 기인한다.

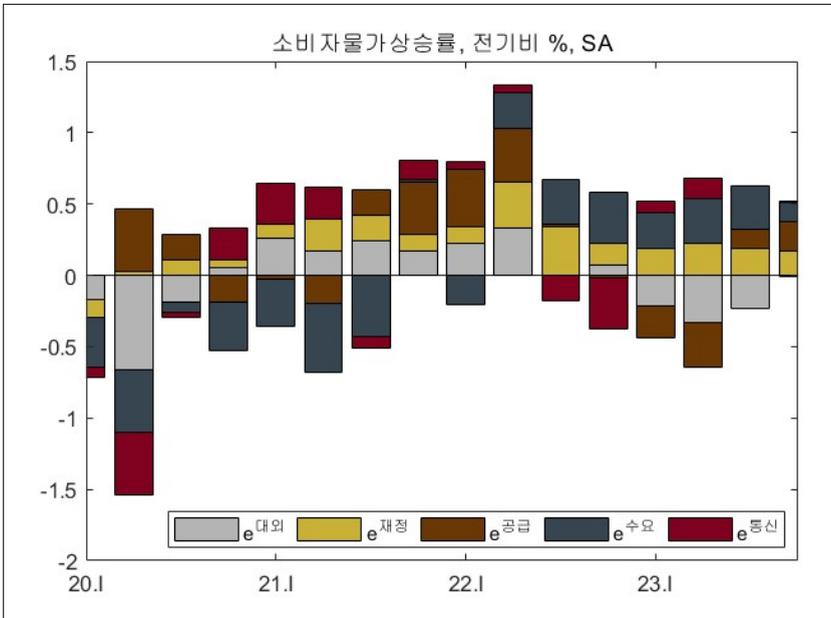
[그림 3-7] 코로나19 기간 중 구조충격 추이



공급 충격의 경우 2020년 2분기에 발생한 음의 충격이 가장 눈에 띄며, 이는 코로나19 발생 직후 사회적 격리 등에 따른 노동공급 차질, 생산 중단, 물류 문제 등에 기인한다. 비정책 수요 충격의 경우 2020년~2021년 중에 대체로 음의 값을 유지하였으나 2022년 2분기부터 양으로 전환된다. 이는 코로나19 초기부터 억눌려 있던 소비가 분출된 것으로 이해할 수 있다.

통화신용정책 충격의 경우 2020년 2분기와 2022년 4분기에 가장 강한 긴축적 충격이 발생하였다. 이는 2020년 3분기에 금리가 하락하였으나 당시 경제상황에 비추어 완화적 조치가 충분히 이루어지지 못하였음을 시사하며, 2022년 4분기의 경우 한국은행이 기준금리를 두 차례에 걸쳐서 75bps이나 인상한 것이 실제로 긴축적 충격이었음을 보여준다.

[그림 3-8] 코로나19 기간 중 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여



앞의 [그림 3-8]은 앞에서 보인 구조충격들이 실제로 소비자물가상승률에 대해 코로나19 기간 중 얼마나 기여했는지 나타낸다. 대외 충격은 에너지 가격이 높은 상승률을 보였던 2021년 1분기에서 2022년 2분기 중에 국내 소비자물가의 상승 요인으로 작용한 반면 에너지 가격이 하락 하였던 여타의 기간에는 국내 소비자물가의 하락 요인으로 작용하였다.

재정 충격은 코로나19 대부분 기간에 상승요인으로 작용한 것으로 보이며, 공급 충격은 2020년 2분기와 2021년 4분기 ~ 2022년 2분기 중에 큰 상승요인으로 작용하였다.

비정책 수요 충격은 코로나19 초반 사회적 거리두기 등의 영향으로 하락 요인으로 작용하였으나 2022년 2분기부터 상승요인으로 전환하였으며, 통화신용정책 충격은 긴축 기조가 명확하였던 2020년 2분기와 2022년 3~4분기에 하락요인으로 작용하였으나 여타의 기간에는 소폭의 상승 요인으로 작용하였다.

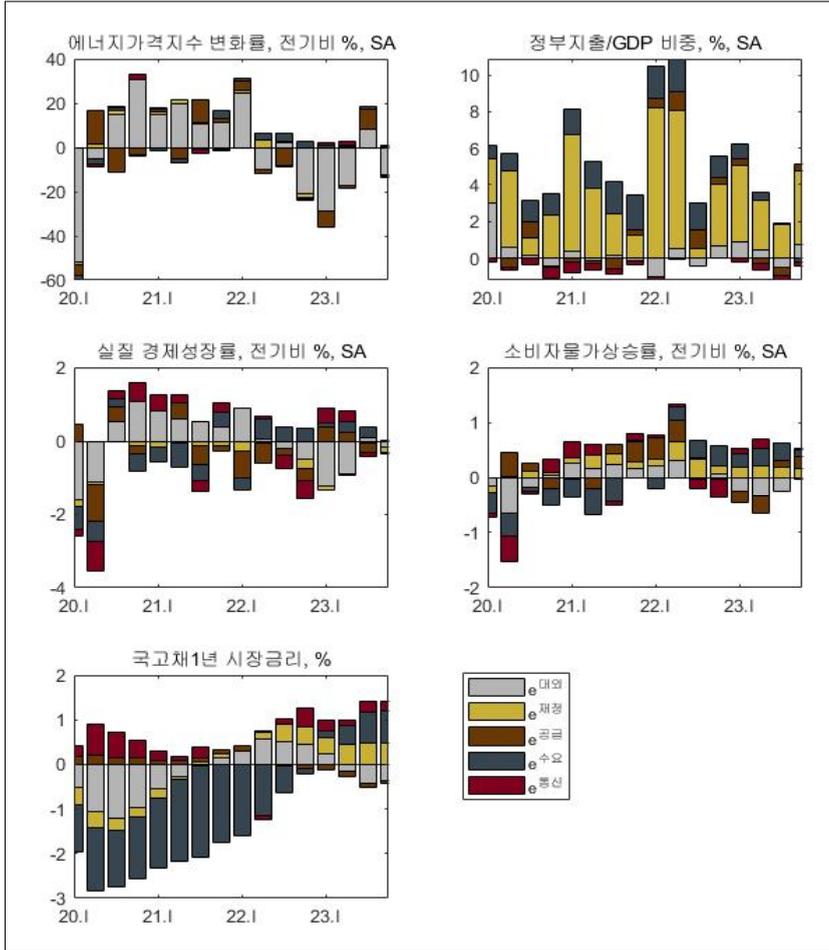
아래의 <표 3-7>은 [그림 3-8]에 막대로 표시한 구조충격별 물가에 대한 기여를 수치로 보여준다. 재정 충격의 경우 약 0.1 ~ 0.35%p 정도 소비자물가상승률을 높인 것으로 나타났다.

〈표 3-7〉 코로나19 기간 중 구조충격의 물가에 대한 기여

(단위: %p)

시점	대외충격	재정충격	공급충격	수요충격	통화신용충격
2020.Q1	-0.15	-0.13	0.01	-0.37	-0.07
2	-0.65	0.03	0.43	-0.43	-0.45
3	-0.18	0.11	0.15	-0.07	-0.03
4	0.06	0.05	-0.20	-0.33	0.23
2021.Q1	0.27	0.10	-0.03	-0.34	0.28
2	0.17	0.23	-0.20	-0.49	0.21
3	0.25	0.18	0.17	-0.43	-0.09
4	0.18	0.12	0.35	0.02	0.13
2022.Q1	0.22	0.12	0.40	-0.19	0.04
2	0.32	0.34	0.36	0.25	0.06
3	-0.01	0.35	0.01	0.32	-0.18
4	0.07	0.15	-0.02	0.37	-0.35
2023.Q1	-0.23	0.19	-0.22	0.26	0.09
2	-0.34	0.22	-0.31	0.32	0.15
3	-0.23	0.19	0.13	0.32	-0.01
4	-0.01	0.17	0.21	0.13	0.01

[그림 3-9] 역사적 분해 결과



위의 [그림 3-9]는 모든 변수에 대한 역사적 분해 결과를 나타내는데, 먼저 에너지가격지수 변화율은 대부분 대외 충격에 의해서 설명되는 것으로 보인다. GDP 대비 정부 재정지출의 비중은 재정 충격이 가장 중요한 설명요인인 가운데 수요 충격도 일부 설명하는 것으로 나타났다. 실질경제

성장률의 경우 다양한 요인이 복합적으로 영향을 미치며, 국고채 1년 시장 금리는 대외 충격, 비정책 수요 충격, 통화신용 충격에 의해 주로 설명되는 것으로 보인다.

5. 강건성 분석

앞에서 보인 기본 모형의 변형을 이용해 추정 결과의 강건성(robustness)을 확인한다. 총 5개의 변형 모형을 고려하며 이들 모형은 아래의 표와 같이 기본 모형과 변수의 구성 또는 자기회귀 차수에 있어서 차이를 보인다.

〈표 3-8〉 강건성 분석 모형

	기본	RC 1	RC 2	RC 3	RC 4	RC 5	RC 6
재정 변수	경상지출의 명목 GDP 비중	경상지출 중 경상이전 및 보조금의 명목 GDP 비중	경상지출 중 재화와 용역의 명목 GDP 비중	중앙정부의 사회복지 및 보건 분야 집행액의 명목 GDP 비중	경상지출의 명목GDP 비중		
경기 변수	실질GDP 로그차분				GDP 겹	실질GDP 로그차분	
시장 금리	국고채 1년물				CD 91일	국고채 1년물	
자기 회귀 차수	1					2	

먼저 기본 모형에서 재정변수로서 정부 경상지출의 명목 GDP에 대한 비중을 사용하였는데 경상지출을 경상이전 및 보조금 부분(RC 1)과 재화와 용역(RC 2)으로 구분하여 명목 GDP에 대한 비중을 계산한 각각의 모형을 고려하였다. 앞 장에서 살펴본 코로나19에 대응한 정부의 지출은 주로 가계와 지자체에 대한 경상이전 및 보조금에 해당될 것으로 예상된다. 재화와 용역에 대한 지출은 정부의 일상적인 물품 구입비 및 인건비, 운영비 등으로 정책사업비 지출과는 거리가 멀다. 앞 절에서 보인 정부 재정지출이 물가에 대해 미친 영향이 경상이전 및 보조금을 사용할 경우 대체로 유지되고 재화와 용역을 사용할 경우 그렇지 않음을 보이는 것이 주 목적이다.

다음으로는 정부지출 중에서 사회복지 및 보건 분야 집행액(RC 3)만을 고려하였다. 자료는 열린재정 사이트의 재정상세통계를 이용하였다.⁴⁾ 중앙정부의 사업별 월별 지출액을 분기자료로 변환하여 명목 GDP에 대한 비중으로 변환하여 사용하였다. 변수의 정의만 본다면 RC 3의 모형이 연구의 목적에 더 부합하는 것으로 볼 수 있으나 표본기간이 2015년에서 시작하기 때문에 2024년까지 40분기의 자료만 있다는 명백한 한계점이 있어 강건성 분석을 통해서 연구결과를 공유한다.

그밖에는 경기를 나타내는 변수를 실질 GDP 성장률 대신 실질 GDP에 HP 필터를 적용하여 추출한 GDP 갭을 사용한 경우(RC 4), 시장금리를 국고채 1년물 대신 CD 91일물(RC 5)을 사용한 경우, 기본 모형과 변수 구성은 동일하나 자기회귀 차수를 2로 설정(RC 6)한 경우를 고려한다.

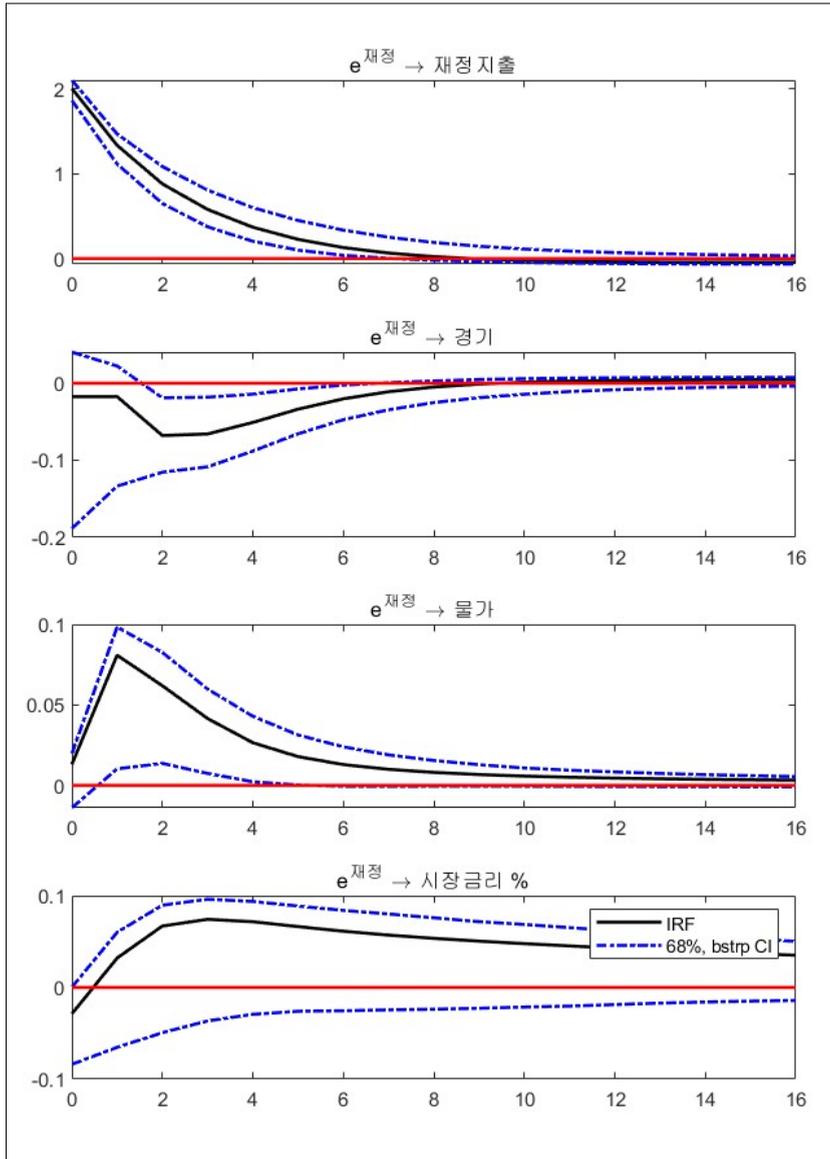
4) <https://www.openfiscaldata.go.kr/op/ko/sd/UOPKOSDA01>

가. (RC 1) 경상이전 및 보조금 모형

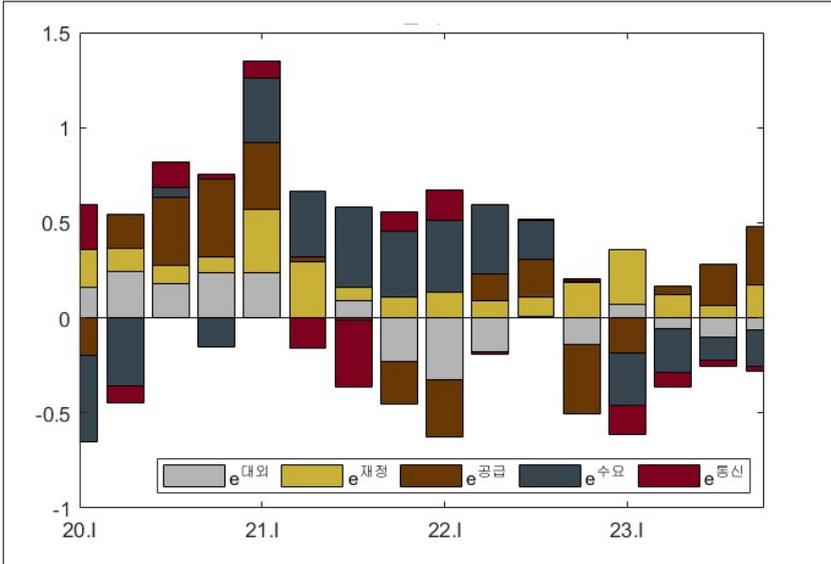
RC 1 모형은 정부의 경상지출 대신 경상지출 중 경상이전 및 보조금만의 명목 GDP 비중을 사용하였으며, 예상대로 거의 모든 결과가 기본모형과 동일하게 얻어졌다. RC 1 모형의 추정 결과는 다음 그림과 같다. 가장 중요한 재정 충격에 대한 물가의 반응을 보면(그림 3-10) 양의 재정 충격이 0기에는 물가에 영향을 미치지 못하지만 1기에서 4기까지 물가를 상승시키는 것이 유의하게 나타났다. 그 반응의 크기도 최대 0.09%p 정도로 기본 모형에서와 유사하게 나타났다. 또한 대외 충격에 대한 물가의 반응도 기본 모형에서와 유사하다.

여타 부호제약으로 식별한 충격반응함수도 제약과 일치하게 잘 식별되었음을 볼 수 있다. 식별된 구조충격과 이를 이용한 역사적 분해 결과를 통해서 정부의 재정지출이 코로나19 기간에 물가에 미친 영향을 보면, 각 구조충격이 물가에 상승 압력으로 작용한 구체적 시기는 기본 모형에서 얻어진 것과 다소의 차이가 있으나 재정지출의 영향이 코로나19 기간 대부분에서 나타난다는 점은 동일하게 확인되었다(그림 3-11).

[그림 3-10] 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응



[그림 3-11] 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여



나. (RC 2) 재화와 용역 모형

RC 2 모형에서는 정부의 경상지출 중에서 일상적인 재화와 용역에 대한 지출만의 명목 GDP에 대한 비중을 사용하였다. 이는 일종의 플라시보 테스트로 볼 수 있다. 결과는 [부도 1] ~ [부도 6]으로 부록에 첨부하였다. 가장 중요한 물가의 재정 충격에 대한 반응은 통계적으로 전혀 유의하지 않았다. 뿐만 아니라 0기의 반응은 마치 0의 제약을 부여한 것처럼 신뢰구간이 0 주변에 집중되어 있다. 반면 대외 충격에 대한 거시 변수의 반응은 재정지출을 제외하고 모두 기본 모형이나 RC 1 모형에서와 유사하게 얻어졌다. 식별된 구조충격의 형태를 보더라도 재정 충격의 경우 매우 작은 수준에서 유지되는 것을 볼 수 있다. 역사적 분해 결과도 팬데믹 기간 동안 재정 충격이 기여한 부분이 미미한 것으로 나타났다.

이러한 결과는 정부 정책과 연동된 변동성이 거의 없이 일정한 수준으로 유지된 정부지출 변수를 사용한 데에 따른 당연한 결과이다.

다. (RC 3) 사회복지 및 보건 모형

RC 3 모형에서는 정부지출 중에서 사회복지 및 보건 분야의 지출액을 사용하였다. 추정 결과는 부록에 [부도 7] ~ [부도 12]로 첨부하였다. 먼저 재정 충격에 대한 거시변수의 반응은 재정지출을 제외하고는 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 대외 충격에 대한 거시변수의 반응도 마찬가지로 유의하지 않았다. 이는 앞에서 언급한 것과 같이 표본이 2015년부터 시작해 자료의 수가 크게 제한되어있다는 점에 기인하는 것으로 생각할 수 있다. 장단기에서 0의 제약을 통해 식별한 재정 충격과 대외 충격에 대한 거시변수의 반응이 전혀 유의하지 않다는 것은 축약형 모형 자체가 충분히 정확하게 추정되지 못했음을 뜻한다. 따라서 장단기 0의 제약을 부여한 이후 부호제약을 통해 식별한 여타의 대내 충격 역시 부정확하게 식별되었을 수 있다. 결국 역사적 분해 결과는 경제학적으로 유의미한 정보를 줄 수 없다. 즉 사회복지 및 보건 분야의 지출 확대가 물가에 어떠한 영향을 주었는지 판단할 수 없음을 뜻한다. 그럼에도 불구하고 본 보고서에서는 참고용으로 첨부하였다.

라. (RC 4) GDP gap 모형

RC 4 모형에서는 로그 차분을 통해서 구한 실질경제성장률을 대신 해서 로그 GDP에 HP 필터를 적용하여 추세를 제거한 GDP gap을 사용하였다. 추정 결과는 부록에 [부도 13] ~ [부도 18]로 첨부하였다. 기본

모형에서 실질경제성장률을 사용하여 보였던 결과가 얼마나 유지되는지 살펴보는 것이 본 강건성 검정의 목적이다.

먼저 재정 충격에 대한 물가의 반응은 양의 흑등 모양으로 0기에서 4기에 유의하게 나타났다. 반응의 크기는 최대 0.1%p를 하회하는 수준으로 기본 모형의 실질경제성장률을 사용하였을 때와 유사한 수준이었다. 다만 본문에서는 0기에 통계적 유의성이 없었으나 RC 4에서는 통계적 유의성이 나타난 차이점이 있다. 재정 충격에 대한 경기, 시장금리 등의 반응도 본문에 제시한 결과와 유사하였다.

대외 충격에 대한 반응을 보면, 양의 대외 충격에 대해서 경기와 물가가 양의 반응을 보이고 재정지출과 시장금리의 반응은 통계적 유의성이 높지 않다는 점도 기본 모형에서와 유사하게 나타났다.

역사적 분해 결과를 보면 재정 충격이 코로나19 시기 거의 전 기간에 걸쳐서 물가에 양의 압력을 주었다는 점은 물론 비정책 수요 충격이 코로나 19 초기에 물가에 음의 압력을 주다가 이후에 양의 압력을 주었다는 점, 공급 충격과 통화신용 충격의 시기별 영향도 매우 유사하게 나타났다. 이러한 점은 실질경제성장률을 GDP gap으로 바꾸어 사용하여도 사실상 동일한 결과가 얻어졌음을 뜻한다.

마. (RC 5) CD 91일 금리 모형

RC 5 모형에서는 시장금리로서 단기금리인 CD 91일물 금리를 사용하였다. CD 91일물 금리는 본문에서 사용한 국고채 1년 금리와 유사하지만 한국은행의 기준금리와 보다 밀접하게 움직인다. 추정 결과는 부록에 [부도 19] ~ [부도 24]로 첨부하였다.

먼저 재정 충격에 대한 거시변수의 반응을 보면 재정지출, 경기, 물가,

금리의 반응이 모두 본문에서와 거의 유사하게 나타났다. 특히 기본 모형의 경우 재정 충격에 대해서 시장금리의 반응이 통계적으로 유의하지 않았는데 동일한 결과가 얻어졌다. 대외 충격에 대한 거시변수의 반응도 기본 모형에서와 거의 동일하게 유지되었다.

역사적 분해 결과는 통화신용정책 충격의 물가에 대한 기여분이 2022년 2분기에 다소의 차이를 보인 것을 제외하고는 대부분의 결과가 유지되었다. 특히 코로나19 거의 전 기간에 걸쳐서 재정 충격의 물가의 양의 상승 압력을 주었다는 사실이 동일하게 나타났다.

바. (RC 6) 2차 자기회귀모형

RC 6 모형에서는 자기회귀 계수를 2차로 설정하였다. 기본 모형에서는 BIC와 HQ 기준에 따라서 계수를 1차로 설정하였다. 추정 결과는 부록에 [부도 25] ~ [부도 30]으로 첨부하였다. 거의 모든 결과가 기본 모형에서와 동일하게 유지되는 것을 알 수 있다.



제4장

차별적 물가상승을 고려한 사회보장지출의 재분배 효과

제1절 가구특성별 물가상승률의 산출

제2절 차별적 물가상승을 고려한 사회보장지출의
재분배 효과

제 4 장

차별적 물가상승을 고려한 사회보장지출의 재분배 효과

제1절 가구특성별 물가상승률의 산출

1. 가구 특성에 따른 물가상승률의 이질성

물가지수는 일반적인 도시 가구의 생활비 변동을 파악하기 위해 개발된 지표로, 가구에서 구매하는 상품과 서비스의 가격 변화를 종합적으로 나타낸다. 그러나 이는 전체 가구의 평균적인 소비패턴을 반영한 것이므로, 개별 가구의 실제 물가 체감도와는 차이가 있을 수 있다. 즉, 인플레이션은 물가수준의 전반적인 상승을 의미하나, 가격 변화는 보통 품목이나 산업(sector)별로 다르게 나타난다. 그리고 이러한 상대가격 변화로 인해 각 가구는 그 지출 특성에 따라 서로 다른 물가상승률을 경험하게 된다. 각 가구가 실제로 구매하는 품목은 물가지수 측정을 위한 평균적인 지출 패턴과 상이하기 때문이다.

이에 대해 Boskin(1996)은 생계비 지수 산정을 위하여 소비자물가 계측을 하고 있으나, 가구유형별 계측이 정확하게 이루어질 수 없기 때문에 연금제도, 재정, 국가부채 등의 전망에 오류를 가져올 수 있음을 지적하였다(김현정 외, 2015). 이를 계기로 국외에서는 소득 하위계층, 노인 가구 등 특정 가구유형별 생계비를 산정할 필요성이 있음이 논의되기 시작하였다. 이후 여러 연구들에서 소득분위, 인종, 고령, 아동, 가족구성 등으로 구분하여 소비지출의 구조의 차이로 인해 각 그룹이 체감하는 물가상승률이 다를 수 있음을 보여주었다(Garner et al, 1996; Idson & Miller, 1999, Hamilton, 2001).

구체적인 연구결과를 살펴보면, 저소득층은 비교적 높은 물가상승을 경험한다는 결과가 대부분이다(Kaplan & Schulhofer-Wohl, 2017; Klick & Stockburger, 2021; Ferreira et al., 2023). 이들은 소득이 낮은 계층이 상대적으로 소비지출을 많이 하는 재화일수록 물가가 많이 상승하기 때문에 저소득층이 더 높은 물가상승률을 경험한다고 밝혔다. 이에 대해서는 고소득층이 저소득층에 비해 필수재의 가격 변동성보다 작은 가격 변동성을 보이는 사치재를 구입하는 데 적극적이기 때문으로 해석한 연구도 있다(Ferreira et al., 2023).

더불어 노인가구일수록 높은 물가상승률을 경험한다는 논의가 지배적이나(Amble & Stewart, 1994; Hobijn & Lagakos, 2005; Cardoso et al., 2022), 오히려 그 반대인 결과를 보여주는 연구도 있다(Crawford & Oldfield, 2002). 예를 들어 영국의 경우, 국민보건서비스(NHS)로 인하여 노인의 의료비 지출이 크지 않아 물가상승에 그다지 큰 영향을 받지 않기 때문으로 해석된다.

또한 아동 양육가구의 경우 상대적으로 높은 물가상승률을 경험한다는 연구도 존재한다(Hobijn & Lagakos, 2005; Ioannidis, 2025). 이들은 미성년 자녀일수록 소득수준과 상관없이 거의 모든 부문에서 높은 소비지출을 보이기 때문에 높은 물가상승률을 경험할 수 있다고 한다.

국내에서도 이와 마찬가지로 가구유형별로 차별적인 물가상승률에 대해 분석한 연구들이 있다. 우선 장인성(2012)은 소득 10분위별 물가상승률을 분석한 결과, 소득계층간 물가상승률 격차가 연평균 $-0.1\sim 0.3\%$ 이며, 소득하위계층의 물가상승률이 더 높았다고 보고하였다. 김현정 외(2015)는 가구주의 연령과 소득분위로 구분하여 가구유형별 물가지수를 살핀 결과, 전반적으로 높은 물가상승률을 보인 2011~2012년에는 소득수준이 하위 50%에 속하거나 가구주 연령이 60~70대인 가구

의 가구균등 물가지수 상승률이 공식 소비자물가상승률에 비해 연평균 0.3~0.7% 가량 높게 나타났다고 밝혔다. 특히 2013년 하반기부터 가구주 연령이 20~30대인 그룹의 가구균등 물가지수 상승률이 공식 CPI 상승률은 물론, 여타 연령 그룹의 가구균등 물가지수 상승률을 지속적으로 상회하였다고 보고하였다. 유재인 외(2024) 역시 연령이 높을수록, 소득 수준이 낮을수록, 비도시 거주자일수록 높은 물가상승률을 경험한다고 분석하였는데, 이는 고령층일수록 정보통신, 오락, 음식서비스에 지출한 비중은 낮고 유류비, 차량 부품 구입비 등 개인운송장비운영 지출이 높아 주유비의 변동성에 큰 영향을 받기 때문이라고 해석하였다.

아울러 코로나19 발발 이후 가구유형별 물가지수의 차이를 살핀 연구들에서는 공통적으로 당시 저소득층의 지출이 높은 식료품·비주류음료의 물가상승이 다른 항목에 비하여 월등히 높았던 데에 비하여, 고소득층의 지출이 높은 '교통' 항목은 물가가 하락하여 저소득층이 고소득층에 비하여 높은 물가지수를 경험하였다고 보고하였다(박성욱·장민, 2021; 이태열, 2021; Cavallo, 2020).

2. 가구특성별 물가상승률의 산출

가. 산출방법

현행 물가지수와 같이 가계의 품목별 소비지출 비중을 가중치로 활용하는 집계 방식은, 전체 가계소비에서 비중이 큰 품목군의 가격 변화에 더 큰 영향력을 부여하는 구조적 특성을 지닌다. 이러한 가중치 체계는 저시경제 차원에서 물가의 안정성을 평가하고 정책적 판단을 지원하는데 적합한 방식으로 볼 수 있다. 다시 말해, 지출 규모가 큰 가구일수록

수요에 미치는 영향이 크고, 이는 곧 물가상승률에 대한 기여도가 높다는 점을 반영한 산정 방식이다(“Plutocratic”). 주요 국가들에서는 이러한 방식으로 산출한 CPI를 인구집단별로 나누어 발표하기도 하는데, 가령 일본은 근로자 가구의 소득 5분위별 물가지수와 은퇴고령인구 물가지수를 발표하고 있고, 홍콩은 가계지출규모별 하위 50%, 중위 30%, 차상위 10%로 구분하여 그룹별 물가지수를 발표하고 있다(김현정 외, 2015).

반면 지출 규모를 가중하는 방식이 아닌, 전체 가구에 같은 가중치를 부여하는 방식(“Democratic”)으로도 물가수준을 집계할 수 있다. 이와 같은 방식에서는 전체 물가지수 산정 과정에서 모든 가구의 지출 패턴이 동일한 비중으로 반영된다. 다시 말해, Democratic 지수는 “한 가구가 한 표(one household-one vote)”를 가져가게 되는 구조이지만, Plutocratic 지수는 “1달러에 1표(one dollar-one vote)”가 부여되는 방식이라고 할 수 있다(Kokoski, 2003). 만약 모든 가구가 지출 규모와 상관없이 동일한 지출 패턴을 가지고 있다면, 두 방식은 동일한 물가지수를 산출하게 된다. 마찬가지로 모든 품목의 가격이 동일한 비율로 변동하는 경우에도 두 지수는 같은 값을 낸다. 그러나 가구 간 지출 패턴이 다르다면 두 방식은 다른 결과를 산출할 수밖에 없다(Kokoski, 2003).

Democratic CPI(‘D-CPI’)와 Plutocratic CPI(‘P-CPI’)의 산출 방식은 다음의 식과 같이 표현된다. 두 지수 모두 품목별 가격지수($\tilde{\pi}_{i,t}$)에 가중치를 곱하여 전체 평균을 구한다는 점에서는 동일하다. 다만, 가중치를 산정하는 방식에서 전자는 개별가구의 품목별 지출 비중을 단순평균한 값으로 가중하지만, 후자는 각 가구별 총 지출이 전체 가구의 총 지출액 평균에서 차지하는 비중으로 가중한다(Hobijn & Lagakos, 2005).

$$\begin{aligned}\tilde{\pi}_t^D &= \int \left[\int \tilde{\pi}_{i,t} g_{\pi|y}(\tilde{\pi}_{i,t} | y_{i,t-12}) d_{i,t} \right] \cdot g_y(y_{i,t-12}) dy_{i,t-12} \\ &= \int \tilde{\pi}_{i,t} g_{\pi}(i,t) d_{i,t}\end{aligned}$$

$$\tilde{\pi}_t^P = \int \left[\int \tilde{\pi}_{i,t} g_{\pi|y}(\tilde{\pi}_{i,t} | y_{i,t-12}) d\tilde{\pi}_{i,t} \right] \left(\frac{y_{i,t-12} g_y(y_{i,t-12})}{\int y g_y(y) dy} \right) dy_{i,t-12}$$

여기서 $y_{i,t-12}$ 는 가구 i 의 $t-12$ 시점(1년 전) 총 소비지출을 뜻하고, $\tilde{\pi}_{i,t}$ 는 가구 i 가 경험한 t 시점의 전년 대비 물가상승률을 의미한다. 연 단위 비교 시 연내 계절적 변동을 제거할 수 있고, 전년도 지출구성에 당해 물가상승률을 적용하여 대체효과의 영향을 최소화할 수 있다(Hobijn & Lagakos, 2005).

$$\begin{aligned}(\tilde{\pi}_{i,t} - \tilde{\pi}_t^D) &= \sum_{j=1}^m (w_{i,j,t-12} - \mu_{W_{j,t-12}}) \pi_{j,t} \\ &= \sum_{j=1}^m \underbrace{(w_{i,j,t-12} - \mu_{W_{j,t-12}})}_{(A)} \underbrace{(\pi_{j,t} - \tilde{\pi}_t^D)}_{(B)}\end{aligned}$$

만약 가구유형별로 다른 물가상승률을 경험한다면, 그 원인을 분석할 필요성이 제기된다. 이는 다음의 식과 같이 전체 평균과 개별 가구 간의 지출구성의 차이와 물가상승률의 차이로 분해할 수 있다(Hobijn & Lagakos, 2005).

위의 식에서 $w_{i,j,t-12}$ 는 가구 i 가 $t-12$ 시점에서 전체 지출 중 품목 j 에 지출하는 비중을 뜻하고, $\mu_{w_{j,t-12}}$ 는 전체 가구가 $t-12$ 시점에서 전체 지출 중 품목 j 에 해당하는 비중의 평균을 의미한다. 또한 $\pi_{j,t}$ 는 t 시점에서

의 품목 j 의 물가상승률이며, $\tilde{\pi}_t^D$ 는 t 시점에서의 전체 평균 물가상승률(D-CPI)를 뜻한다. 식에서 (B) 부분은 본 고의 가정인 가구유형별 물가지수의 이질성의 근본적인 원인이며, 특정 가구가 경험하는 물가상승률이 평균으로부터 벗어나는 정도를 뜻한다. 그리고 (A) 부분은 가구별 지출 비중이 평균 지출 비중으로부터 벗어나는 정도를 의미한다.

그리고 이 때 가구특성별 소비지출 구조의 차이는 다음과 같은 분산 분석을 통해 파악할 수 있다(Hobijn & Lagakos, 2005).

$$\begin{aligned}
 s^2 &= \frac{1}{\sum_{t=1}^T n_t} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^{n_t} (w_{i,j,t} - \bar{w}_j)^2 \\
 &= \underbrace{\frac{1}{\sum_{t=1}^T n_t} \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^{n_t} (w_{i,j,t} - \bar{w}_{j,t})^2}_{\text{within period variance}} + \underbrace{\frac{1}{\sum_{t=1}^T n_t} \sum_{t=1}^T n_t (\bar{w}_{j,t} - \bar{w}_j)^2}_{\text{between period variance}}
 \end{aligned}$$

여기서 n_t 는 t 시점의 전체 가구의 수이고, $\bar{w}_{j,t}$ 는 t 시점에서 품목 j 에 대한 평균 지출 비중이며, \bar{w}_j 는 전체 기간에 대한 품목 j 의 평균 지출 비중을 뜻한다. 분산분석을 수행하는 이유는 시간에 따른 가구별 품목별 평균 지출 비중의 변동에 대해 기간 간 변동과 기간 내 변동의 상대적 중요성을 살피고자 함이다.

인구집단(그룹)의 구분은 노인가구, 아동 양육 가구, 그리고 소득분위 별로 구분하여 분석하였다. ‘노인가구’는 가구주가 65세 이상인 경우에 해당하고, 가구원 중 18세 미만 아동이 있는 경우 ‘아동 양육 가구’로 분류하였다. 소득분위의 경우 1분위(하위 20%)와 5분위(상위 20%)를 비교

하고자 한다. 이러한 가구유형 구분은 선행연구에서 물가 체감도와 소비 패턴의 차이가 두드러지게 나타난다고 보고된 집단들로, 가구특성에 따른 인플레이션의 이질성을 보다 뚜렷하게 포착할 수 있을 것으로 예상된다.

본 연구는 통계청에서 분기별로 공표하는 품목별 소비자물가지수와 분기별 가계동향조사 자료를 활용하였다. 가계동향조사는 본 연구에서 분석하고자 하였던 인구학적 특성(노인 및 아동 가구)과 더불어 가구별 소비지출 구성에 대한 정보를 제공한다. 특별히 가계동향조사는 “가구에 대한 가계수지 실태를 파악하여 국민의 소득과 소비지출변화를 측정하는 것을 목적으로” 조사하여 소비자물가지수 산출에 필요한 가중치의 기초 자료로 쓰인다(통계청, 2025). 따라서 소비자물가지수와 가계동향조사 상 소비지출의 대분류 항목 12개와 소비자물가지수 통계상의 지출목적별 대분류 항목 12개는 일치한다. 구체적으로 항목은 식료품·비주류음료, 주류·담배, 의류·신발, 주거·수도·광열, 가정용품·가사서비스, 보건, 교통, 통신, 오락·문화, 교육, 음식·숙박, 기타상품·서비스로 구성되어 있다.

분석 기간은 2000년 1분기부터 2025년 2분기까지로 분기별 가구 유형별 물가상승률을 산출하고자 한다. 다만 가계동향조사는 2017년과 2018년에 표본추출방법, 표본규모, 조사대상 등을 변경하였으며, 지출 부문과 소득부문을 분리하고, 지출부문을 연간통계로 개편하였다. 이에 따라 2017년과 2018년에 분기별 가구의 항목별 소비지출에 대해서는 2017년은 2016년 분기별 데이터를, 2018년은 2019년 분기별 데이터를 기준으로 보간(interpolate)하여 추정하는 과정을 거쳤다. 이 때 Denton (1971)의 방법을 차용하였으며, 구체적인 수식은 다음과 같다.

$$\min_{y_t} \sum_{t=2}^{sN} \left(\frac{y_t}{p_t} - \frac{y_{t-1}}{p_{t-1}} \right)^2$$

$$s.t. \sum_{t \in T} y_t = y_{0,T} \text{ for } T = 1, \dots, N.$$

위의 식에서 y_t 는 추정하고자 하는 t 분기의 지출액, p_t 는 기준연도 t 분기의 지출액을 의미한다. 이는 기준연도 분기별 지출패턴을 최대한 보존하면서 비례 1차 차분 최소화를 통해 보간하고자 하는 연도의 연간 지출액과의 일관성을 유지하는 방법이다. 2017년과 2018년은 지출부문과 소득부문이 분리되어 있어, 소득분위를 기준으로 한 보간법을 직접 적용하기 어려웠다. 이에 따라 아동가구 여부, 노인가구 여부, 소득분위의 경우 연도별 분위자료를 그대로 사용하였기 때문에 2017년과 2018년은 이들 변수가 분기 간 변동 없이 연간 동일하게 적용되었다.

나. 분산분석 결과

전술한 바와 같이, 일정 시점에 각 가구가 경험하는 물가상승률의 차이는 가구별 소비지출 구성의 차이와 품목별 물가지수 변동이 결합된 것이라고 볼 수 있다. 즉, 각 가구는 소득수준, 가구 구성, 연령대 등에 따라 서로 다른 소비구조를 가지고 있으며, 동시에 개별 소비 품목들의 물가지수 역시 차별적으로 나타나기 때문에, 이 두 요인이 상호작용하여 가구유형별로 실제 체감하는 물가상승률에 차이가 발생할 수 있다. 이에 가구유형별 지출 비중을 살펴본 후, 지출 비중의 분산분석을 수행하였다.

2000년 1분기부터 2025년 2분기까지의 가구유형별 품목별 평균 지출 비중을 살펴본 결과는 <표 4-1>과 같다. 우선 전체 평균값을 살펴보면, 식료품·비주류음료가 18.37%로 가장 높은 비중을 차지하고, 다음으로 주거·수도·광열이 13.32%, 음식·숙박이 13.29%를 보였다. 그 다음으로는 교통(10.12%), 기타 서비스(7.94%), 보건(7.57%), 교육(6.78%), 통신

(6.39%), 의류·신발(5.68%), 오락·문화(5.17%), 가정용품·가사서비스(3.62%), 주류·담배(1.74%)의 순으로 나타났다.

한편, 노인가구의 지출 비중은 식료품·비주류음료가 27.77%로 가장 높게 나타나고, 주거·수도·광열이 18.28%, 보건의 비중이 13.71% 순으로 나타났다. 비노인가구의 경우, 식료품·비주류음료가 16.05%, 음식·숙박이 14.54%, 주거·수도·광열이 12.09%로 노인가구와 사뭇 다른 소비구조를 보였다.

아동양육가구의 경우, 식료품·비주류음료가 15.5%로 가장 높게 나타났고, 이후 교육이 13.47%, 음식·숙박이 13.31% 순으로 나타났다. 아동이 없는 가구의 경우, 식료품·비주류음료가 20.27%, 주거·수도·광열이 15.22%, 음식·숙박이 13.28%로 나타나 아동양육가구와 소비구조가 다른 것을 알 수 있었다.

소득분위별로 나누어 살펴보면, 소득 1분위 가구는 식료품·비주류음료가 25.45%로 가장 높게 나타났고, 소득분위가 높아질수록 식료품·비주류음료의 지출 비중이 줄어들음을 알 수 있었다. 이는 앵겔의 법칙을 직접적으로 보여주는 것으로, 소득이 낮을수록 필수적인 식료품에 대한 지출 비중이 증가하는 전형적인 패턴을 보여준다. 특히 소득 4분위 가구와 소득 5분위 가구는 음식·숙박이 각각 15.44%, 15.32%로 가장 높게 나타났다. 더불어 소득수준이 낮을수록 주류·담배, 주거·수도·광열, 보건의 지출 비중이 높았고, 소득분위가 높을수록 의류·신발, 교통, 교육, 기타 서비스의 지출 비중이 높은 것으로 나타났다. 즉 소득분위가 낮을수록 기본적인 생활 유지나 의료비에 상당 부분을 지출하는 반면, 소득분위가 높을수록 선택적 소비에 더 많은 여유가 있음을 시사한다.

다음의 [그림 4-1]부터 [그림 4-5]는 노인가구, 아동양육가구, 소득분위 5분위 및 1분위 가구, 전체 가구의 연도별 12개 품목의 지출 비중의 추이를

나타내는 그래프이다. 구체적으로, 노인가구는 2000년대에는 주류·담배, 의류·신발, 교통, 통신의 지출 비중이 가장 높았으나, 2010년대에 이르러 주거·수도·광열, 가정용품·가사에서 높은 지출 비중을 보였다. 주목할 만한 점은 2020년 식료품·비주류음료와 보건의 지출 비중이 다른 연도에 비하여 가장 높았다는 점이다.

아동양육가구는 2000년대에는 식료품·비주류음료, 주류·담배, 통신, 교육의 지출 비중이 가장 높았고, 2010년대에는 기타서비스, 의류·신발, 주거·수도·광열의 지출 비중이 높았다. 아동가구에서 주목할 만한 변화는 2020년에 가정용품·가사, 보건의 지출 비중이 다른 연도에 비하여 가장 높게 나타났다는 점이다.

더불어 소득 5분위 가구는 다른 품목에 비하여 전반적으로 교통비와 음식·숙박 비용이 높았다. 반면, 소득 1분위 가구는 전반적으로 지출 비중의 차이가 크지는 않으나, 2020년에 식료품·비주류음료와 가정용품·가사에서 가장 높은 지출 비중을 보였다.

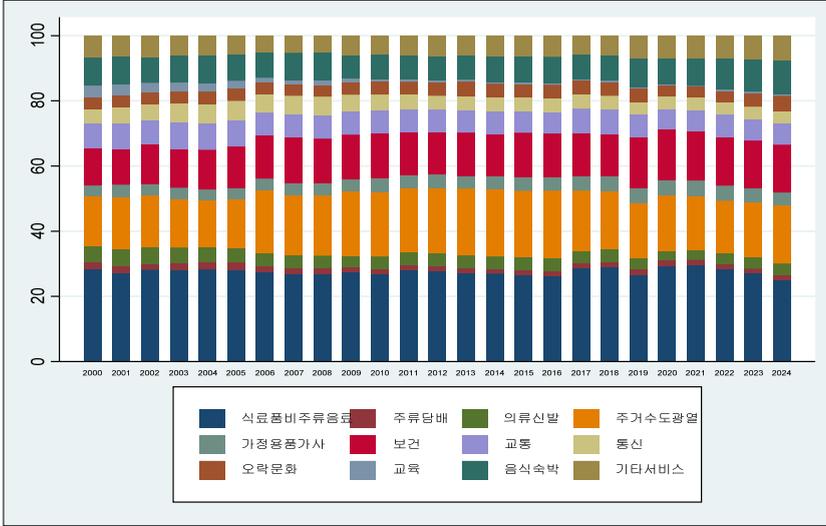
(표 4-1) 가구유형별 품목별 지출 비중

가구 구분	식품·비주류음료	주류·담배	의류·신발	주거·수도·광열	가정용품·가사	보건	교통	통신	오락·문화	교육	음식·숙박	기타 서비스
노인가구	27.77	1.66	3.73	18.28	4.18	13.71	7.04	4.41	4.00	0.77	8.22	6.23
비노인가구	16.05	1.76	6.16	12.09	3.48	6.05	10.89	6.88	5.46	8.27	14.54	8.36
아동가구	15.57	1.34	6.29	10.51	3.50	5.41	10.03	6.65	5.68	13.47	13.31	8.23
일반가구	20.27	2.01	5.26	15.22	3.70	9.03	10.18	6.22	4.83	2.26	13.28	7.75
소득1분위가구	25.45	2.13	3.93	18.81	3.37	10.49	7.26	6.01	4.16	3.28	9.04	6.07
소득2분위가구	19.56	1.89	5.24	14.41	3.44	7.63	9.38	6.92	4.65	6.42	12.92	7.54
소득3분위가구	16.99	1.73	5.90	11.92	3.56	6.74	10.61	6.87	5.14	7.92	14.51	8.12
소득4분위가구	15.11	1.59	6.47	10.76	3.65	6.24	11.48	6.47	5.74	8.63	15.44	8.44
소득5분위가구	13.36	1.28	7.23	9.59	4.18	6.22	12.49	5.69	6.41	8.30	15.32	9.95
전체 평균	18.37	1.74	5.68	13.32	3.62	7.57	10.12	6.39	5.17	6.78	13.29	7.94

(단위: %)

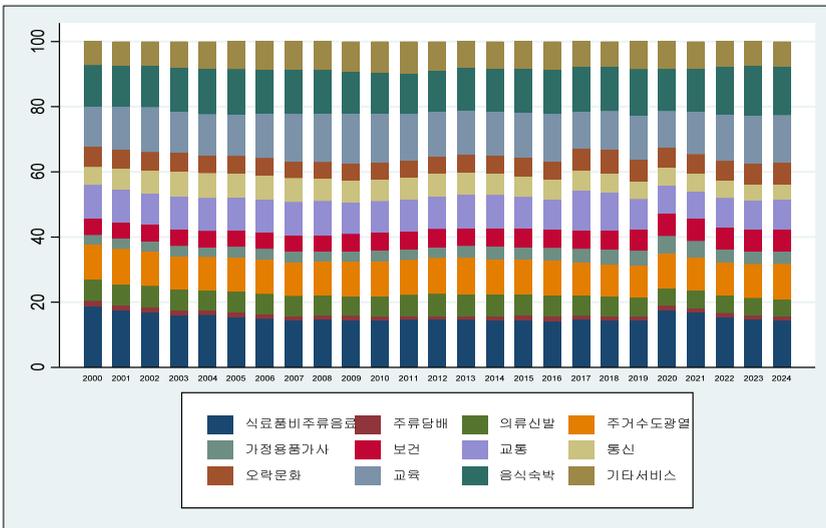
[그림 4-1] 노인가구의 품목별 지출 비중 추이(%)

(단위: %)



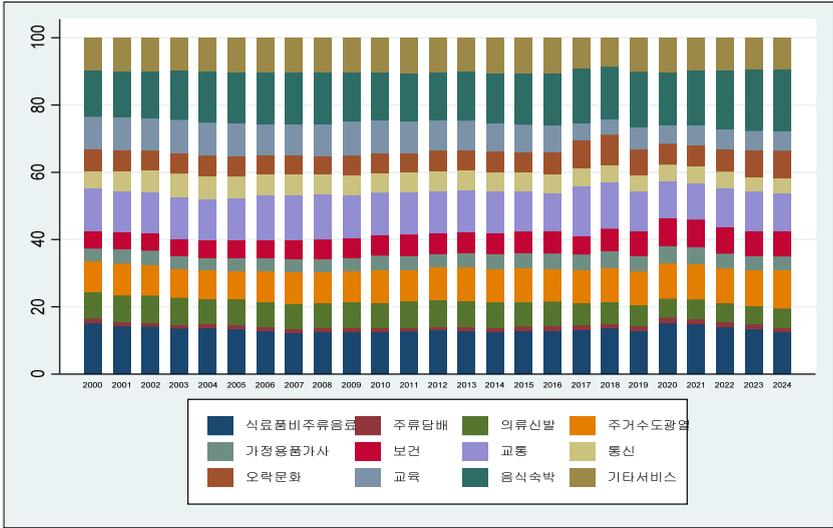
[그림 4-2] 아동가구의 품목별 지출 비중 추이(%)

(단위: %)



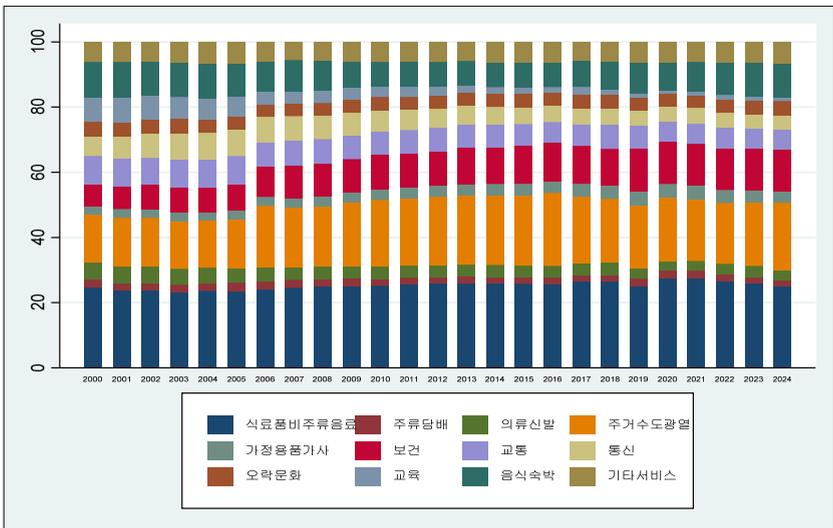
[그림 4-3] 소득5분위가구의 품목별 지출 비중 추이(%)

(단위: %)



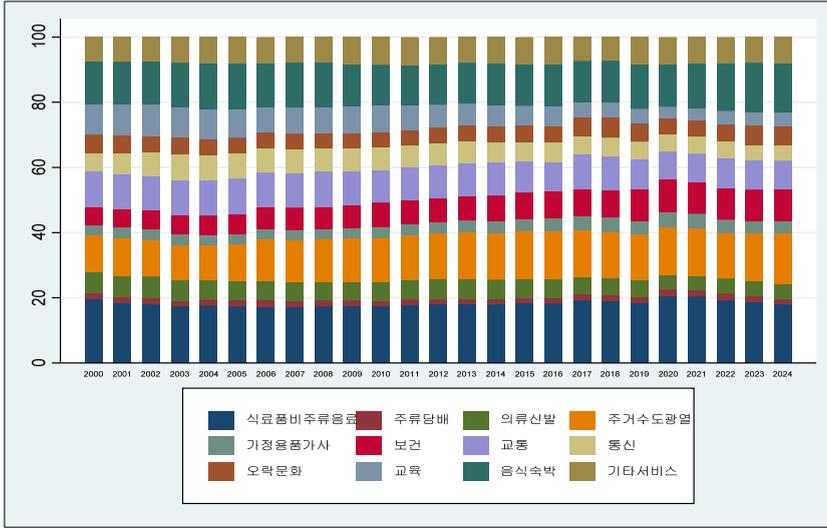
[그림 4-4] 소득1분위가구의 품목별 지출 비중 추이(%)

(단위: %)



[그림 4-5] 전체가구의 품목별 지출 비중 추이(%)

(단위: %)



가계동향조사 2000년 1분기부터 2025년 2분기까지 전체 가구의 품목별 지출 비중의 분산분석과 상관관계 분석을 실시한 결과는 <표 4-2>와 같다. 우선 분산분석 결과를 살펴보면, 대부분의 품목에서 전체 가구의 지출 비중의 기간 내(Within) 분산이 기간 간(Between) 분산보다 100배 이상 높은 것을 알 수 있다. 따라서 가구별 상이한 소비패턴의 차이는 가구특성별 물가상승률의 이질성에 기여한다고 할 수 있다.

품목별 물가상승률에는 상당한 차이가 발견되었는데, 우선 평균 물가상승률이 2% 미만인 품목은 가정용품·가사서비스(1.94%), 보건(1.87%), 오락·문화(0.50%)이었고, 특히 통신은 -1.29%로 분석기간인 2000년 1분기부터 2025년 2분기까지 물가가 평균적으로 하락하였음을 알 수 있었다. 그러나 식료품·비주류음료(3.92%), 주류·담배(3.85%), 기타 서비스(3.15%), 음식·숙박(2.88%), 교육(2.71%)은 평균적인 물가상승률이

높은 것으로 나타났다. 이렇듯 품목별 평균 물가지수의 큰 차이는 가구별 물가상승률의 이질성에 영향을 미친다. 그럼에도 불구하고 품목별 평균 물가상승률로만 전체 물가의 변동을 설명하기엔 한계가 있다. 가령, 품목별 평균 물가상승률이 동일하더라도 어떤 품목은 안정적으로 상승한 반면, 다른 품목은 급등과 급락을 반복했을 수도 있다. 이에 따라 각 가구가 시점별로 경험하는 물가상승률이 지출구조에 따라 다를 수 있으며, 이러한 시점별 변동성을 분석하기 위하여 품목별 물가상승률의 분산을 살펴보고자 하였다. 여러 품목별 물가지수의 분산은 전반적으로 변동이 있었다. 더불어 여러 품목에서의 물가지수는 0.4 이상의 상관계수를 가지고 있으며, 이에 따라 40% 이상의 변동이 있음을 뜻한다.

다음으로, 품목별 물가지수의 추이는 다음의 [그림 4-6]과 같다. 분석 기간 대부분에 걸쳐 품목별 편차가 매우 높았음을 알 수 있다. 가령 2015년에는 담배 가격 정책 변화로 인하여 전체 CPI에 비해 주류·담배가 높은 물가상승률을, 통신 부문은 모든 분석기간 내내 전체 CPI에 비하여 낮은 물가상승률을 보이는 것을 알 수 있었다. 교육은 2008년 이전까지는 전체 CPI에 비하여 높았으나, 그 이후에는 낮아지는 것을 알 수 있었다. 특히 보건의은 2003년 이전까지는 전체 CPI에 비하여 높은 변동률을 보이다가, 이후부터는 전체 CPI와 작은 편차를 보이는 것을 알 수 있었다. 더불어 코로나19 시기인 2020년부터 전반적인 물가상승률이 변하였는데, 식료품·비주류음료, 음식·숙박, 가정용품·가사서비스 등은 크게 상승한 반면, 교통, 통신, 오락·문화, 교육은 감소한 것을 알 수 있었다.

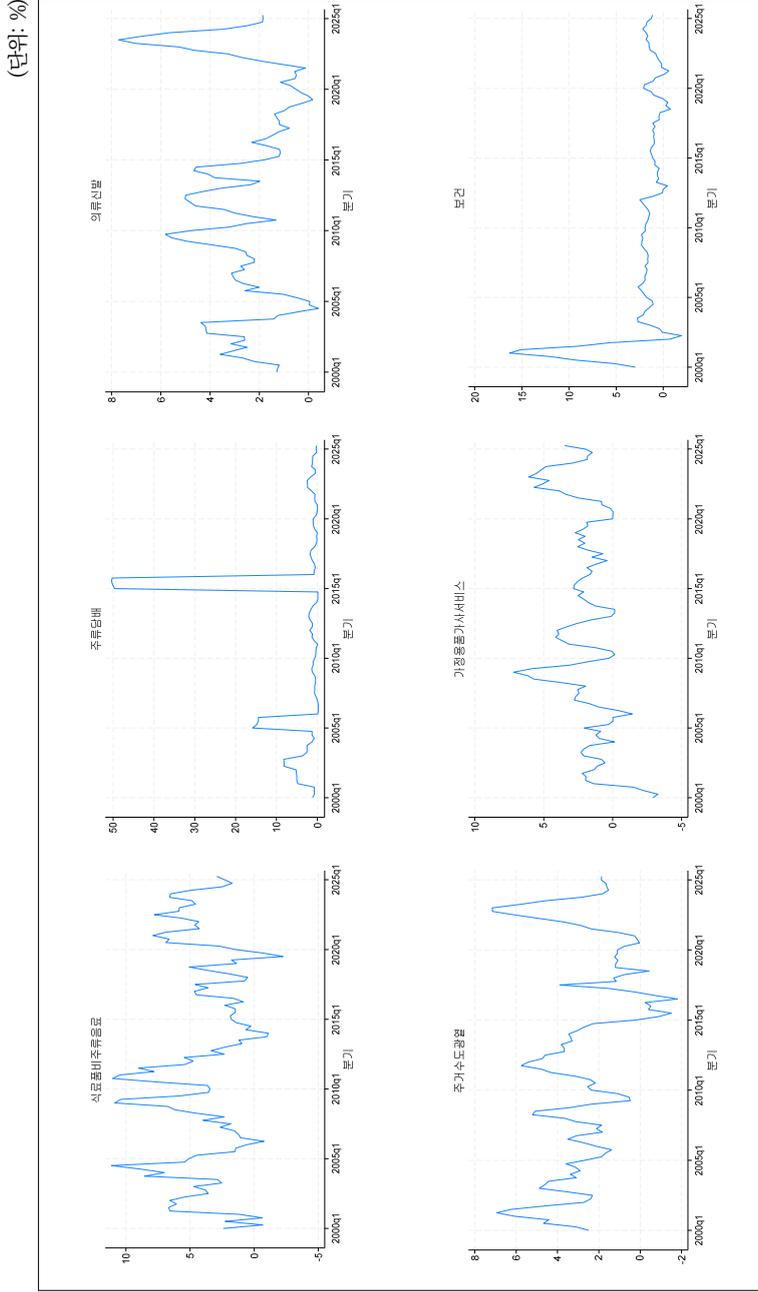
이상의 분석 결과를 종합해보면, 각 가구가 경험하는 물가상승률의 이질성의 주요 원인인 가구별 소비지출 구성의 차이와 품목별 물가지수 변동 모두에서 상당한 차이와 변동성이 확인되었다. 따라서 이러한 두 요인의 상호작용으로 인해 각 가구가 실제 경험하는 물가상승률에는 차이가 존재할 것으로 판단된다.

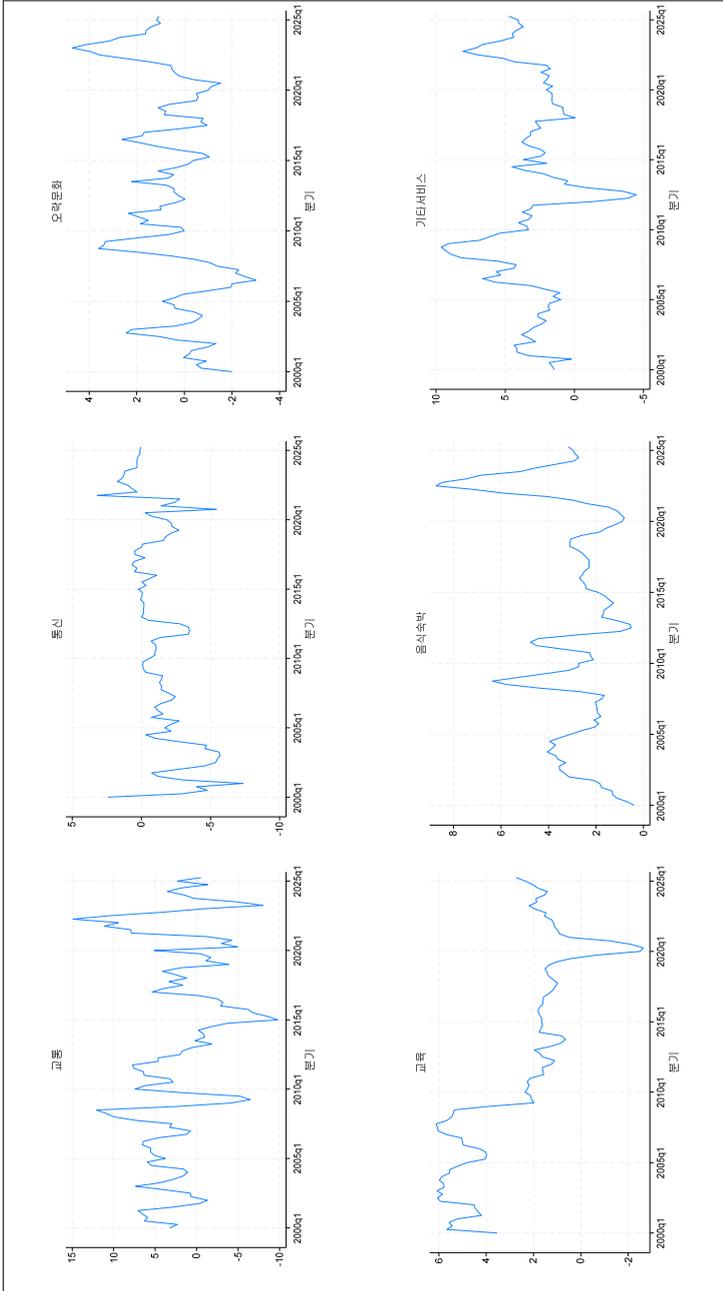
〈표 4-2〉 분산분석 결과

	의료품·비주류음료	주류·담배	의류·신발	주거·수도·광열	가정용품·가사	보건	교통	통신	오락·문화	교육	음식·숙박	기타 서비스
within*	11.78	0.86	2.97	12.45	3.67	10.69	8.91	1.87	3.60	11.37	7.41	4.56
between**	20.42	0.24	9.27	41.51	3.15	17.44	5.93	9.51	3.04	53.51	9.44	2.09
CPI Mean	3.92	3.85	2.53	2.67	1.94	1.87	2.22	-1.29	0.50	2.71	2.86	3.15
CPI Std.dev	2.96	9.99	1.73	1.94	1.90	2.72	4.77	1.90	1.55	2.13	1.67	2.50
의료품·비주류음료	1	-0.14	0.10	0.21	0.39	-0.04	0.16	0.04	0.42	0.07	0.49	0.26
주류·담배	-0.14	1	-0.16	-0.30	0.03	-0.00	-0.37	0.03	-0.12	0.00	-0.05	-0.08
의류·신발	0.10	-0.16	1	0.46	0.46	0.08	-0.08	0.10	0.41	0.08	0.31	0.28
주거·수도·광열	0.21	-0.30	0.46	1	0.26	0.40	0.48	-0.18	0.22	0.35	0.39	0.17
가정용품·가사	0.39	0.03	0.46	0.26	1	-0.17	-0.03	0.25	0.60	-0.09	0.71	0.48
보건	-0.04	-0.00	0.08	0.40	-0.17	1	0.18	-0.33	-0.15	0.32	-0.16	0.08
교통	0.16	-0.37	-0.08	0.48	-0.03	0.18	1	-0.18	-0.03	0.30	0.22	0.08
통신	0.04	0.03	0.10	-0.18	0.25	-0.33	-0.18	1	0.27	-0.45	0.24	0.23
오락·문화	0.42	-0.12	0.41	0.22	0.60	-0.15	-0.03	0.27	1	-0.18	0.69	0.34
교육	0.07	0.00	0.08	0.35	-0.09	0.32	0.30	-0.45	-0.18	1	0.11	0.28
음식·숙박	0.49	-0.05	0.31	0.39	0.71	-0.16	0.22	0.24	0.69	0.11	1	0.58
기타서비스	0.26	-0.08	0.28	0.17	0.48	0.08	0.08	0.23	0.34	0.28	0.58	1

주: *10³ 배 적용, **10⁵ 배 적용

[그림 4-6] 품목별 물가지수 추이

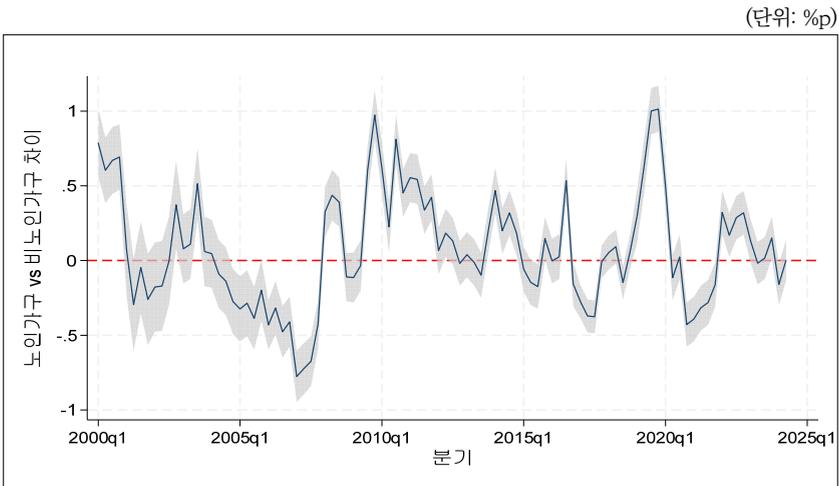




다. 가구특성별 물가상승률

이번에는 P-CPI를 기준으로 가구특성별 물가상승률의 차이를 살펴보고자 한다. 이는 다음의 [그림 4-7], [그림 4-8], [그림 4-9]로 정리하였으며, 그래프의 음영은 예측값에 대한 95% 신뢰구간을 의미한다.

[그림 4-7] 노인가구-비노인가구의 P-CPI 차이



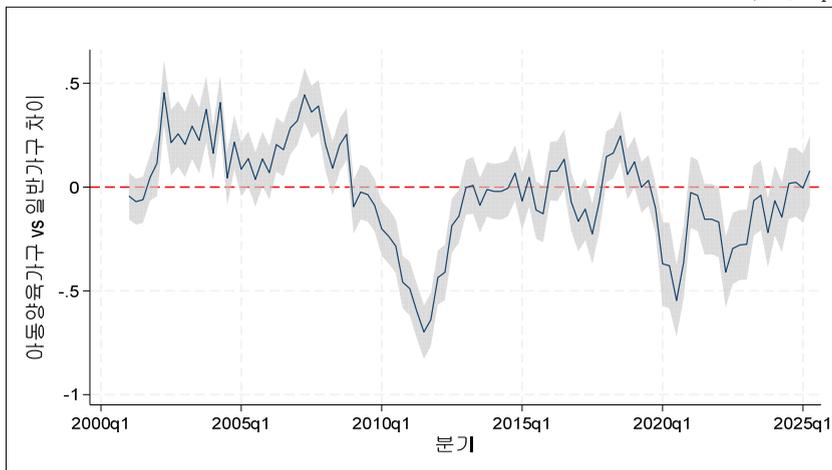
우선 노인가구는 비노인가구에 비하여 대체로 높은 물가상승률을 경험하고 있음을 알 수 있다(그림 4-7). 앞서 살펴본 노인가구와 비노인가구의 소비패턴과 각 분야별 평균 물가상승률 차이를 고려하면, 노인가구는 상대적으로 물가상승률이 높은 식료품·비주류음료(3.92%), 주거·수도·광열(2.67%)의 지출 비중이 상대적으로 높기 때문인 것으로 해석된다. 반면 비노인가구는 상대적으로 물가상승률이 낮은 통신(-1.29%), 오락·문화(0.50%)의 지출 비중이 높아 노인가구에 비하여 낮은 물가상승률을 경험한 것으로 판단된다.

각 그룹의 연도별 물가상승률의 추이를 비교해보면, 2008년과 2020년에 뚜렷한 차이를 보이는 것을 알 수 있다. 2008년의 경우, 비노인가구가 노인가구에 비하여 높은 물가상승률을 경험하였는데, 이는 교육비, 음식·숙박비 등 비노인가구에서 지출 비중이 상대적으로 높은 품목에 대해 물가상승률이 높았기 때문인 것으로 판단된다. 즉, 노인가구의 교육비 지출 비중은 1.34%에 불과하였으나, 비노인가구의 교육비 지출 비중은 9.52%였으며, 당시 교육비 물가상승률은 2.51%이었다. 또한 노인가구의 음식·숙박비 지출 비중은 8.57%, 비노인가구의 음식·숙박비 지출 비중은 14.53%이었는데, 음식·숙박비 물가상승률은 3.83%이었다.

반면 2020년에는 노인가구가 비노인가구에 비하여 높은 물가상승률을 경험하였는데, 이는 비노인가구가 노인가구에 비하여 물가상승률이 하락한 품목의 지출 비중이 높기 때문으로 해석된다. 가령, 당시 교육비 물가상승률은 평균 -2.06%이었고, 교통비 물가상승률은 평균 -2.04%였다.

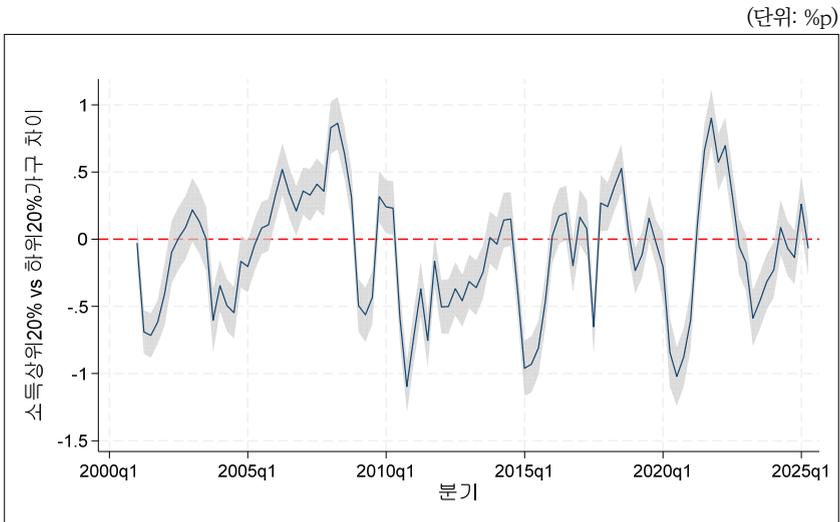
[그림 4-8] 아동양육가구-일반가구의 P-CPI 차이

(단위: %p)



이번에는 아동양육가구와 일반가구의 물가상승률을 비교해보면(그림 4-8), 아동양육가구가 특정 시기에는 더 큰 물가 부담을 겪지만 다른 시기에는 일반가구가 상대적으로 더 큰 영향을 받는 등 시기별로 가구 유형별 물가 체감도가 상이하게 나타났다. 가령, 아동양육가구의 물가상승률이 더 높았던 시기인 2005년부터 2008년에는 아동양육가구가 주로 지출하는 분야인 교육비가 다른 품목에 비하여 높은 물가상승률을 보였다. 반면, 일반가구가 더 높은 물가상승률을 보였던 2010년 초반대와 팬데믹 기간에는 아동양육가구에서 주로 지출하는 교육비의 물가상승률이 낮아지고(-), 일반가구가 주로 지출하는 식료품·비주류음료의 물가상승률은 다른 품목에 비하여 월등히 높았던 것으로 나타났다.

[그림 4-9] 소득 상위 20%-하위 20% 가구의 P-CPI 차이



세 번째로 소득 상위 20%와 하위 20% 가구의 P-CPI 차이를 살핀 결과(그림 4-9), 그 차이의 부호가 종종 바뀌기는 하지만 대부분의 기간에서

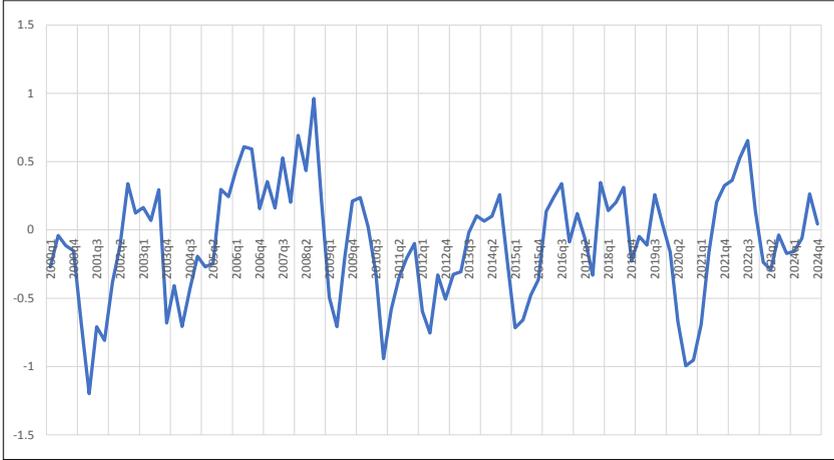
저소득가구가 더 높은 물가상승률을 경험하는 것으로 나타났으며, 이는 기존의 연구를 지지하는 결과이다(Garner et al., 1996; Hobijn & Lagakos, 2005). 이는 앞서 기술한 바와 같이, 식료품·비주류 음료, 주류·담배, 주거·수도·광열 등 소득 1분위 가구의 주요 지출품목이 높은 물가상승률을 보이고 있으며, 통신, 오락, 교육 등 소득 5분위 가구의 주요 지출품목은 낮은 물가상승률을 보이고 있기 때문으로 해석된다. 아울러 저소득층은 생활필수품 중심의 경직적 소비구조를 가지기 때문에 물가 상승 시 대체재의 선택이나 소비조정의 여지가 제한적이다. 반면 고소득층은 선택적 소비 품목의 비중이 높아 물가 상승에 따른 소비조정이 상대적으로 용이하다. 이에 따라 소득 1분위 가구에 비하여 소득 5분위 가구가 상대적으로 낮은 물가상승률을 경험하는 것으로 여겨진다.

다만 팬데믹 시기 중 2021년 3분기부터 2022년 4분기까지는 소득 5분위 가구가 경험하는 물가상승률이 소득 1분위보다 높았는데, 이는 교통, 음식·숙박, 기타 서비스 등 고소득층에서 상대적으로 지출 비중이 높은 항목들의 당시 물가상승률이 높았던 영향인 것으로 파악된다.

한편, 가구별 유효 인플레이션 산출 시에는 대체효과를 배제하기 위해 각 가구의 품목별 소비 비중을 기준 시점으로 고정시켜야 하나, 본 연구에서는 이를 살펴보기 위한 가구 단위의 패널데이터가 부재한 점, 그리고 선행연구의 사례를 따라 각 가구의 전년도 소비지출 비중에 당해 품목별 물가상승률을 적용하여 각 가구가 경험한 물가상승률을 산출하였다. 다만, 가구별 패널데이터는 부재하나 그룹별로는 평균 소비지출 비중을 이용하여 분기 단위의 패널데이터 구축이 가능하다. 이에 2020년 분기별 그룹별 평균 소비지출로 기준시점을 고정하여 소득분위별 물가상승률을 산출한 결과를 다음에 참고로 제시하였다. 다음 [그림 4-10]을 살펴보면, 위의 그림과 규모나 부호가 유사한 추세를 보임을 알 수 있다.

[그림 4-10] 소득 상위 20%-하위 20% 가구의 P-CPI 차이(2)

(단위: %p)



<표 4-3> 소득수준별 인플레이션 추이

(단위: %, %p)

연도	(A) 소득 1분위		(B) 소득 5분위		격차(B-A)(%p)	
	D-CPI	P-CPI	D-CPI	P-CPI	D-CPI	P-CPI
2000	2.182	2.097	1.945	1.953	-0.237	-0.145
2001	4.916	4.755	3.909	3.905	-1.007	-0.850
2002	2.507	2.420	2.416	2.410	-0.091	-0.010
2003	3.226	3.114	3.086	3.075	-0.141	-0.038
2004	3.768	3.635	3.190	3.199	-0.578	-0.436
2005	2.471	2.392	2.407	2.398	-0.064	0.006
2006	1.722	1.660	2.109	2.111	0.387	0.451
2007	2.126	2.051	2.371	2.362	0.244	0.311
2008	4.310	4.156	4.723	4.730	0.413	0.574
2009	3.588	3.475	3.194	3.178	-0.393	-0.296
2010	3.348	3.224	2.981	2.976	-0.367	-0.248
2011	4.614	4.455	4.147	4.146	-0.467	-0.309
2012	2.390	2.316	1.782	1.769	-0.608	-0.546
2013	1.278	1.236	1.099	1.099	-0.179	-0.137

연도	(A) 소득 1분위		(B) 소득 5분위		격차(B-A)(%p)	
	D-CPI	P-CPI	D-CPI	P-CPI	D-CPI	P-CPI
2014	1.204	1.163	1.209	1.210	0.006	0.047
2015	1.730	1.671	1.120	1.118	-0.610	-0.553
2016	1.141	1.099	1.261	1.256	0.120	0.157
2017	2.094	2.022	2.041	2.041	-0.053	0.018
2018	1.502	1.447	1.554	1.554	0.052	0.107
2019	0.415	0.406	0.449	0.443	0.034	0.037
2020	1.545	1.486	0.789	0.791	-0.757	-0.694
2021	2.730	2.634	2.560	2.554	-0.170	-0.080
2022	4.960	4.784	5.200	5.204	0.240	0.420
2023	4.071	3.933	3.763	3.749	-0.308	-0.184
2024	2.505	2.426	2.455	2.449	-0.049	0.023
2025	2.063	2.019	2.192	2.158	0.129	0.139

주: 가계동향조사(2000년~2024년) 분기별 자료를 바탕으로 연도별 평균값을 산출한 결과임.

다음 <표 4-4>는 그룹별 연도별 D-CPI와 P-CPI를 나타낸다. D-CPI를 기준으로 할 때에도 소득분위별 차이는 저소득층(1분위)이 고소득층(5분위)보다 높은 물가상승률을 경험하는 시기가 더 길었던 것으로 보인다. 특별히 팬데믹 시기 중 2021년에는 1분위보다 5분위의 D-CPI가 더 높게 나타나기도 했다. P-CPI에서도 유사한 패턴이 관찰되지만 그 정도는 상대적으로 완만했는데, 이는 P-CPI는 그룹 내에서도 지출액에 따른 가중치를 적용하면서 계층 간 격차가 일정 부분 완화되었기 때문으로 추정된다.

노인가구와 비노인가구의 D-CPI 차이에 있어서도 대부분 기간에서는 노인가구가 경험하는 물가상승률이 더 높은 것으로 보이나, 2021년에는 비노인가구의 물가상승률이 더 높았다. 그리고 P-CPI 기준으로는 2020-2021년 내내 비노인가구의 물가상승률이 더 높았다.

아동양육가구의 경우 일반가구와 D-CPI와 P-CPI를 비교했을 때, 기간별로 더 높은 물가상승률을 경험하는 정도가 혼재되어 나타났다.

〈표 4-4〉 가구 유형별 인플레이션(D-CPI, P-CPI)

(단위: %)

연도	노인		비노인		아동		일반(비아동)		소득 1분위		소득 2분위		소득 3분위		소득 4분위		소득 5분위		전체	
	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P
2001	4.788	4.441	3.840	3.755	3.843	3.765	3.976	3.800	4.203	4.141	3.920	3.927	3.835	3.828	3.772	3.745	3.729	3.623	3.896	3.775
2002	2.590	2.406	2.592	2.534	2.700	2.623	2.439	2.368	2.643	2.565	2.623	2.599	2.593	2.562	2.579	2.536	2.518	2.466	2.592	2.525
2003	3.263	3.116	3.102	3.110	3.216	3.221	2.983	2.940	3.148	3.116	3.113	3.136	3.114	3.135	3.121	3.159	3.071	3.057	3.114	3.105
2004	3.782	3.397	3.318	3.212	3.375	3.282	3.319	3.077	3.611	3.468	3.402	3.340	3.318	3.284	3.259	3.244	3.152	3.082	3.353	3.220
2005	2.484	2.335	2.450	2.459	2.466	2.486	2.434	2.380	2.487	2.456	2.466	2.488	2.455	2.483	2.450	2.498	2.402	2.438	2.453	2.453
2006	1.746	1.941	2.136	2.237	2.216	2.288	1.950	2.102	1.866	2.014	2.044	2.126	2.132	2.214	2.195	2.265	2.282	2.360	2.101	2.225
2007	2.120	2.131	2.366	2.519	2.555	2.635	2.135	2.266	2.111	2.257	2.280	2.393	2.359	2.498	2.419	2.546	2.503	2.627	2.331	2.491
2008	4.248	4.146	4.621	4.785	4.681	4.786	4.463	4.590	4.258	4.343	4.475	4.585	4.586	4.720	4.684	4.766	4.830	4.994	4.562	4.724
2009	3.390	3.123	2.951	2.880	3.017	2.854	3.030	2.918	3.286	3.113	3.041	3.009	2.965	2.887	2.930	2.891	2.898	2.826	3.024	2.901
2010	3.411	3.312	2.964	2.952	2.912	2.837	3.142	3.134	3.266	3.256	3.060	3.017	2.980	2.985	2.944	2.928	2.936	2.942	3.037	2.984
2011	4.601	4.499	4.015	3.968	3.853	3.717	4.327	4.325	4.430	4.442	4.141	4.104	4.026	3.999	3.981	3.950	3.977	3.942	4.111	4.008
2012	2.434	2.223	1.855	1.788	1.738	1.700	2.108	1.974	2.359	2.217	1.966	1.907	1.843	1.825	1.800	1.810	1.723	1.752	1.945	1.822
2013	1.279	1.177	1.174	1.094	1.162	1.088	1.220	1.110	1.309	1.258	1.218	1.186	1.183	1.148	1.141	1.068	1.113	1.036	1.195	1.095
2014	1.216	1.193	1.215	1.161	1.237	1.167	1.201	1.159	1.216	1.195	1.211	1.193	1.216	1.204	1.206	1.138	1.230	1.159	1.216	1.151
2015	1.175	0.945	0.998	0.652	0.925	0.650	1.111	0.721	1.337	1.158	1.117	0.968	1.046	0.812	0.914	0.640	0.745	0.374	1.040	0.675

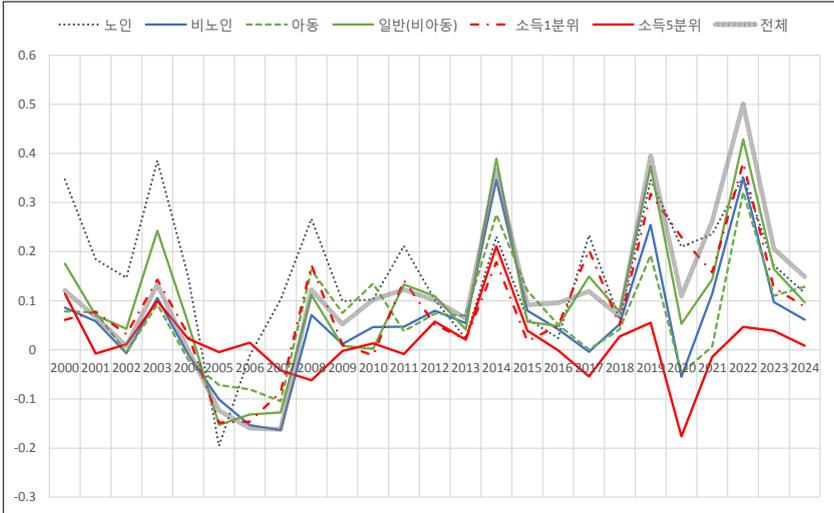
112 코로나19 시기 한국의 사회보장지출과 인플레이션: 재분배에 대한 영향

연도	노인		비노인		아동		일반(비아동)		소득 1분위		소득 2분위		소득 3분위		소득 4분위		소득 5분위		전체	
	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P	D	P
2016	1.118	1.055	1.178	1.098	1.236	1.115	1.125	1.067	1.071	1.053	1.148	1.094	1.176	1.096	1.208	1.122	1.228	1.092	1.163	1.071
2017	2.081	2.057	1.999	1.957	1.930	1.878	2.065	2.017	2.066	2.016	2.031	1.988	2.014	1.950	1.996	1.941	1.992	1.976	2.021	1.926
2018	1.525	1.292	1.546	1.549	1.544	1.543	1.538	1.388	1.491	1.287	1.524	1.447	1.563	1.499	1.565	1.578	1.595	1.593	1.539	1.420
2019	0.373	0.311	0.349	0.297	0.339	0.297	0.362	0.284	0.380	0.330	0.375	0.332	0.305	0.271	0.353	0.297	0.335	0.274	0.356	0.288
2020	1.600	1.254	0.729	0.475	0.524	0.331	1.119	0.746	1.448	1.131	1.082	0.823	0.836	0.606	0.742	0.513	0.630	0.362	0.983	0.588
2021	2.820	2.609	2.561	2.615	2.473	2.521	2.684	2.631	2.730	2.500	2.658	2.553	2.600	2.531	2.574	2.567	2.588	2.806	2.636	2.527
2022	4.977	4.742	5.152	5.038	4.763	4.755	5.198	5.054	4.978	4.820	5.042	4.733	5.145	4.967	5.182	4.979	5.201	5.203	5.102	4.840
2023	4.038	3.686	3.759	3.409	3.650	3.328	3.896	3.468	4.038	3.657	3.878	3.586	3.801	3.504	3.742	3.412	3.684	3.278	3.842	3.341
2024	2.541	2.368	2.413	2.315	2.388	2.278	2.470	2.305	2.491	2.365	2.468	2.376	2.439	2.329	2.433	2.325	2.420	2.280	2.453	2.247
2025	2.119	2.003	2.144	2.082	2.191	2.062	2.121	2.024	2.092	2.003	2.132	2.039	2.147	2.025	2.152	2.061	2.168	2.101	2.136	1.986

주: 가계동향조사(2000년~2024년) 분기별 자료를 바탕으로 연도별 평균값을 산출한 결과임.

[그림 4-11] D-CPI와 P-CPI의 격차

(단위: %p)



주: 가계동향조사(2000년~2024년) 분기별 자료를 바탕으로 연도별 평균값을 산출한 결과임.

집계 방식의 차이에 따른 두 지표 간 격차의 추이는 위 [그림 4-11]과 같다. 2020년에는 모든 가구 유형에서 P-CPI가 D-CPI보다 현저히 높아 졌다가, 물가가 큰 폭으로 상승한 2022년에는 그와 반대로 추세가 전환 되는 양상이 뚜렷하게 나타났다. 이는 전체 가구에 동일한 가중치를 부여해 집계했을 때(Democratic), 평균 가구가 체감한 인플레이션이 지출 규모가 큰 가구에 더 많은 가중치를 부여하는 일반적 산출 방식(Plutocratic)에 비해 더 높아졌다는 것을 의미한다.

즉, 팬데믹 시기에 Plutocratic 방식으로 산출되는 공식적 물가상승률에 비해 각 가구가 체감한 생활비 부담이 상대적으로 더 컸을 가능성이 높으며, 이는 곧 Plutocratic 방식에서 반영되는 지출구조와 전체 가구의 평균적 지출구조 간에 상당한 괴리가 존재했음을 보여준다.

제2절 차별적 물가상승을 고려한 사회보장지출의 재분배 효과

앞서 살펴본 바와 같이 품목별 상대가격 변화로 인해 각 가구가 경험하는 물가상승률이 달라지면, 인플레이션과 불평등 사이에는 유의미한 시계열적 상관관계(temporal correlation)가 존재할 수 있다(Gros & Shamsfakhr, 2023). 인플레이션의 격차는 곧 실질소득의 격차 즉 소득 불평등도의 확대를 의미하는데, 인플레이션이 높아질 때 그 격차도 커질 수 있지만 실증적으로 그것이 단정적이지는 않다. 즉, 일부 연구에서는 인플레이션 수준이 높을수록 인플레이션 격차(분산)가 확대되는 경향이 있다고 보고한 바 있다(Allan Crawford & Julie Smith, 2002; Tobias Brauny & Sven Leinz, 2020; OECD, 2023에서 재인용). 반면, 다른 연구에서는 인플레이션 분산과 인플레이션 수준 간에 뚜렷한 연관성을 발견하지 못했다(Bart Hobijn & David Lagakos, 2005; Gregor Kaplan & Sam Schulhofer-Wohl, 2017; OECD, 2023에서 재인용). 한편 인플레이션과 불평등 간의 관계에 대해서는 일부 실증 연구에서 단순히 단조적(monotonic)인 형태가 아니라, U자형 곡선의 형태를 보인다고 설명하기도 한다. 즉 인플레이션율이 0에서 상승할 때 불평등이 감소하다가 물가상승률이 일정 수준에 이르면 최저점을 기록한 후, 인플레이션이 이 임계값을 넘어서면 불평등이 다시 급격히 증가한다는 것이다(Monnin, 2014).

다만 코로나19 시기에는 러시아와 우크라이나 전쟁으로 인해 2022년 높은 물가상승이 있었을 때 (주로 에너지와 식료품 가격 상승으로 인해) 저소득층이 상대적으로 더 큰 충격을 받았던 것은 여러 연구들에서 밝혀진 바 있다(Menyhért, 2022; Sologon et al., 2022). 이러한 점을 감안했을 때 팬데믹 시기의 소득 불평등도는 더욱 확대되었을 것이 예상된다.

본 절에서는 가구별 물가상승률의 재분배 차원의 영향을 살펴보고자 한다. 분석자료는 앞의 가구별 물가상승률 산출에 활용한 분기별 가계 동향조사를 기준으로 하였다. 앞 절에서는 가구의 특성별로 인구 집단을 나누어 그룹별 집계값(가중평균)을 살펴보았는데, 본 절에서는 가구 단위에서 경험하는 인플레이션율을 산출하고 그에 따른 재분배 효과를 살펴보고자 하는 것이다.

가구별 유효 인플레이션율은 가구의 전년도 품목별 지출 비중에 품목별 당해 물가상승률을 곱하여 그 합으로 계산한다. 가구별 실질소득은 명목 소득(균등화 총소득)에 이러한 유효 인플레이션율을 적용하여 산출한다. 원칙적으로 개별 가구가 경험하는 물가상승률의 산출을 위해서는 대체 효과를 고려해 가구의 소비지출 구성을 기준시점으로 고정하여 산출하여야 한다. 이를 위해서는 가구 단위의 지출 구성이 종단면으로 축적된 패널 데이터가 필요한데, 소비자물가지수와 같은 품목 분류로 주기적으로 소비지출을 조사하는 패널 자료는 국내에 전무하다. 이러한 한계로 대부분 연구들에서는 인구집단별로만 물가상승률을 비교하고 있어, 인구집단 간 (between) 변이만 확인할 수 있을 뿐 집단 내(within)의 차이는 확인하기 어렵다. 또한 가구의 다양한 사회경제적 특성 및 그 요인들 간의 상호 작용에 따라 경험하게 되는 물가상승률의 차이를 확인하기도 어렵다.

본 연구는 인플레이션의 그룹별 차이뿐 아니라 궁극적으로는 가구별 이질성을 관찰하는 데 목적이 있으므로, 자료의 한계로 대체효과를 반영하지 못하는 점을 감안하고 현재 이용가능한 데이터(가계동향조사)를 활용하여 가구별 인플레이션율을 산출하였다. OECD(2023)에서도 팬데믹 시기 가격 급등에 따른 수요 대체 효과는 상대적으로 작은 것으로 추정되는데, 이는 초기의 큰 가격 상승이 본질적으로 가격탄력성이 낮은 필수재(식료품, 에너지 등)에 집중되었기 때문(Sologon et al., 2022)이라고

설명하면서 이러한 방식을 선택하였다. 다만 물가상승으로 인한 가구의 행태 변화, 즉 대체효과를 고려하지 않을 경우 인플레이션이 과대 추정될 수 있고, 이러한 대체 여력이 계층별로 다르게 나타난다면(예를 들어 저소득층은 필수재 중심의 소비로 대체 여력이 작으나 고소득층은 여력이 더 크다면) 체감 인플레이션의 격차가 왜곡(과소 추정)될 수도 있다. 따라서 본 분석 결과의 해석 시에는 이러한 점을 염두에 두어야 한다.

□ 실질소득 감소 효과

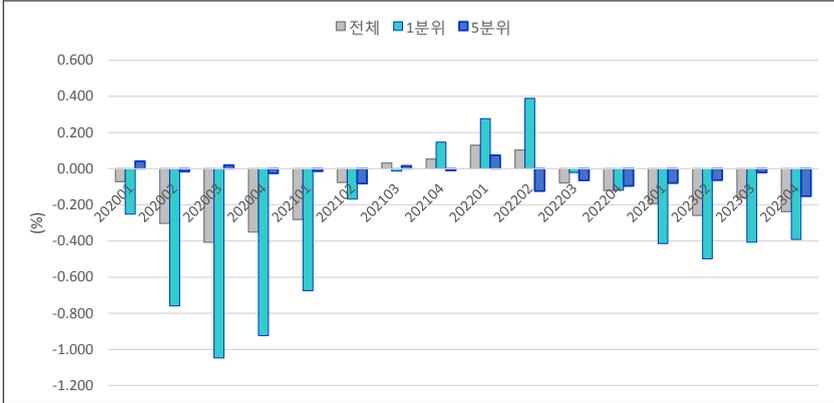
먼저, 가구별 인플레이션율을 적용했을 때 실질소득의 감소 규모를 소득수준별로 비교해보았다. 다음 [그림 4-12]는 평균 인플레이션(소비자 물가지수 총지수) 적용 시와 가구별 인플레이션 적용 시 실질소득의 차이(%)를 나타낸 것으로, 이 값이 음으로 나타날 경우 평균에 비해 실제로는 더 높은 물가상승률을 경험했음을 의미한다. 결과를 살펴보면 가구별 유효 인플레이션 적용 시 전반적으로 저소득층의 실질소득 감소폭의 변동이 상대적으로 크다.

특히 실질소득 감소분의 소득계층간 격차는 2020년에 매우 크게 나타났다. 반면 2021년 3분기부터 2022년 2분기까지는 저소득층도 0에 가깝거나 양(+)의 결과를 보인다. 그리고 2022년 3분기 이후에는 가구별 인플레이션 적용 시 실질소득 감소가 더 커져 두 그룹 간 차이가 적게는 0.33배('22년 3분기)에서 많게는 18.6배('23년 3분기)까지 벌어진다.

2001년부터 전체 기간에 대해 분위별 추이를 살펴보았을 때(그림 4-13), 2020년의 저소득층의 실질소득 감소는 과거에 비해서도 매우 큰 규모임을 알 수 있다. 또한 2020~2023년 동안 두 그룹 간 실질소득 감소분의 차이는 일부 분기(2021년 3분기, 2022년 3~4분기)를 제외하고는 대부분의 분기에서 통계적으로 유의하게 나타났다($\alpha=0.05$).

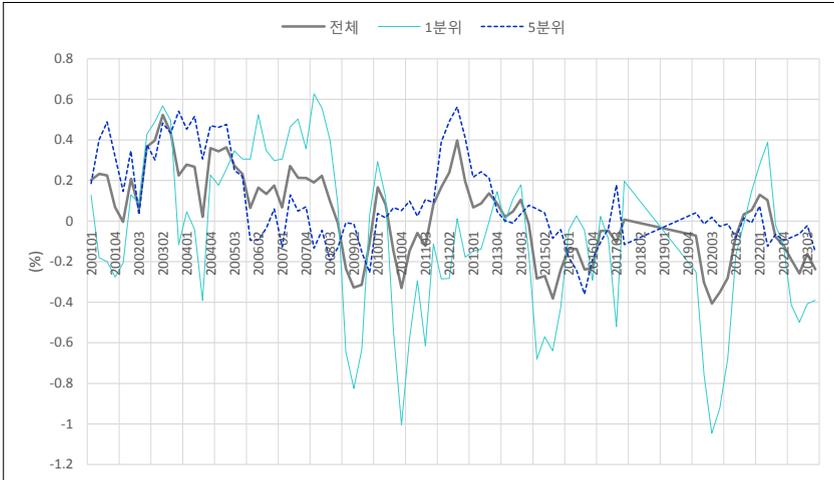
[그림 4-12] 팬데믹 기간 중 소득수준별 실질소득 감소분

(단위: %)



[그림 4-13] 소득수준별 실질소득 감소분 추이(2001-2023)

(단위: %)



□ 소득분포의 변화

이번에는 가구별 유효 인플레이션을 고려했을 때 소득분포는 어떻게 변화하는지 살펴보고자 한다. 특정 시점에서 명목소득 대비 가구별 실질적 인플레이션의 재분배에 대한 영향은 가구별 지출구조의 차이에 따라 결정된다.

다음 <표 4-5>는 가구별 유효 인플레이션율을 적용한 실질소득과 명목소득의 분포를 분기별로 비교한 것이다. 팬데믹 초기인 2020년 2분기부터 2021년 2분기까지, 그리고 2023년부터는 대체로 가구소득의 변동계수, 지니계수는 명목소득보다 실질소득을 기준으로 할 때 더 크게 나타난다. 즉, 해당 기간 가구별 인플레이션율을 고려했을 때 불평등도는 이를 고려하지 않았을 때보다 더 높게 나타났고, 부트스트랩 기반 유의성 검정 결과 그 차이는 통계적으로 유의하였다($\alpha=0.05$).

반면 물가가 전반적으로 크게 상승하였던 2021년 3분기부터 2022년 말까지는 실질소득의 분포가 명목소득에 비해 더 개선되거나 큰 차이가 없었다. 그리고 2021년 2~4분기와 2022년 3, 4분기는 두 지니계수의 차이가 통계적으로 유의하지 않았다.

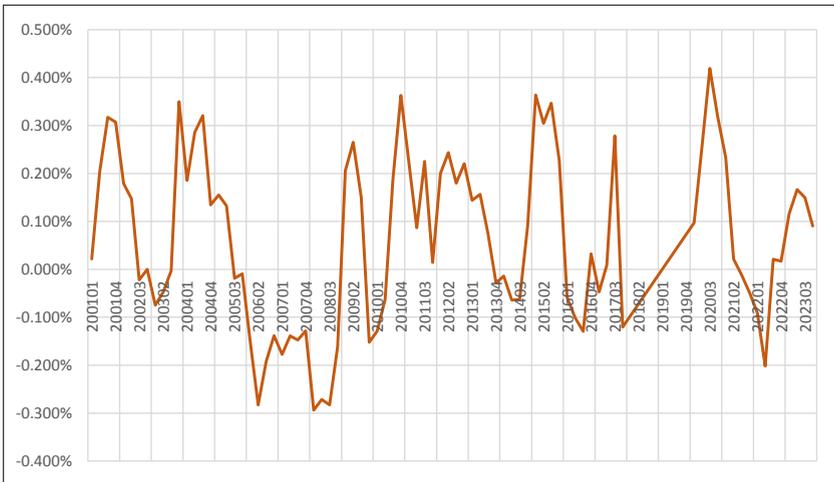
한편 다음 [그림 4-14]는 전체 분석기간(2001~2023년)에 대해 분기별로 소득 정의에 따른 지니계수 차이의 추세를 나타낸 것이다. 둘 간의 차이(Gap)가 양(+)으로 나타나면, 실질적 물가상승률로 인해 재분배가 더 악화되는 것을 의미한다. 팬데믹 초기(2020년) 지니계수의 갭은 과거의 추이와 비교했을 때도 다소 높은 수준이었던 것을 알 수 있다.

〈표 4-5〉 명목소득과 가구별 인플레이션율을 반영한 실질소득 분포(2020-2023)

분기	명목소득			(가구별) 실질소득		
	Mean(만원)	CV	Gini	Mean(만원)	CV	Gini
202001	275.1	0.805	0.365	272.4	0.805	0.366
202002	270.3	0.926	0.351	269.8	0.927	0.352
202003	276.8	0.697	0.339	274.2	0.700	0.341
202004	276.1	0.740	0.347	274.4	0.742	0.348
202101	280.4	0.774	0.371	276.0	0.776	0.372
202102	278.4	0.646	0.327	271.5	0.647	0.327
202103	282.6	0.689	0.343	275.7	0.688	0.343
202104	282.2	0.721	0.341	272.6	0.720	0.341
202201	285.9	0.742	0.359	275.4	0.739	0.358
202202	280.8	0.783	0.343	266.5	0.782	0.342
202203	308.8	0.673	0.331	291.5	0.673	0.331
202204	303.5	0.735	0.346	288.1	0.735	0.346
202301	316.6	0.790	0.358	302.3	0.791	0.358
202302	319.3	0.701	0.338	308.6	0.700	0.339
202303	321.9	0.698	0.338	311.8	0.699	0.338
202304	318.7	0.730	0.339	307.5	0.731	0.340

[그림 4-14] 명목소득 및 실질소득 기준 지니계수 차이(Gap)의 추이(2001-2023)

(단위: %)



□ 공적이전의 재분배 효과 변화

이번에는 가구별 유효 인플레이션을 고려했을 때 공적이전소득의 재분배 효과가 어떻게 달라지는지 살펴보았다. 보통 시장소득 대비 가처분소득의 지니계수의 차이를 조세와 사회보장급여의 소득 재분배 효과로 정의한다. 이를 위해 가계동향조사의 가구 총소득(가처분소득)에서 공적이전소득(국민연금, 세금환급금, 기초연금, 현금급여, 현물급여)을 빼고, 조세 지출과 연금보험료, 그 외 사회보험료를 더하여 가구별 시장소득 변수를 생성하였다. 팬데믹 기간 동안 두 소득항목의 명목 기준의 지니계수 차이와 가구별 인플레이션을 적용 시 지니계수의 차이는 다음 <표 4-6>과 같다.

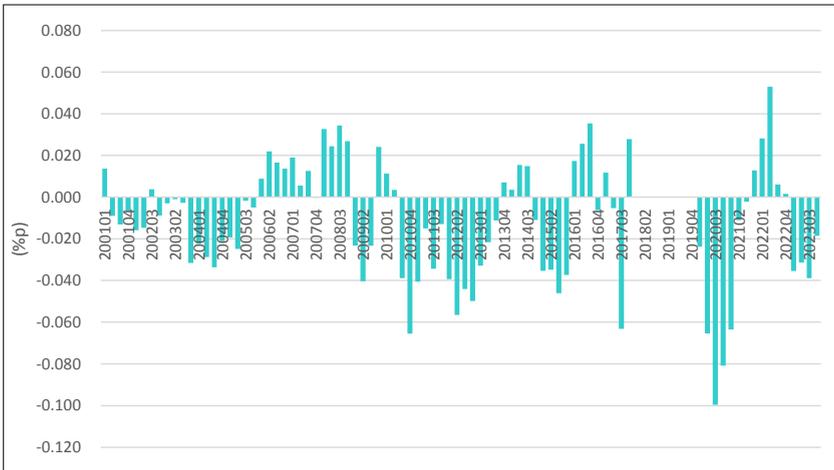
결과를 살펴보면 가구별 유효 인플레이션을 고려했을 때 2020년부터 2021년 2분기, 그리고 2023년에 소득분배의 개선율이 명목소득을 기준으로 했을 때보다 더 낮아지는 것으로 나타난다. [0, 1]의 범위를 가지는 지니계수의 특성상 개선율 차이의 절대값은 매우 작으나, 그간의 추이를 비교해보면 2020년의 경우는 비교적 큰 폭의 영향을 보인다고 할 수 있다(그림 4-15).

〈표 4-6〉 명목 및 실질소득 기준 지니계수 개선율

분기	명목소득			(가구별) 실질소득			개선율 차이(%p)
	시장소득	가처분소득	개선율	시장소득	가처분소득	개선율	
202001	0.434	0.372	-14.36%	0.434	0.372	-14.34%	-0.02
202002	0.421	0.356	-15.44%	0.422	0.357	-15.37%	-0.07
202003	0.414	0.346	-16.37%	0.415	0.347	-16.27%	-0.10
202004	0.416	0.355	-14.77%	0.417	0.356	-14.69%	-0.08
202101	0.440	0.377	-14.21%	0.441	0.378	-14.15%	-0.06
202102	0.426	0.330	-22.64%	0.426	0.330	-22.63%	-0.01
202103	0.422	0.348	-17.67%	0.422	0.348	-17.66%	0.00
202104	0.416	0.346	-16.74%	0.416	0.346	-16.75%	0.01
202201	0.442	0.363	-17.70%	0.441	0.363	-17.73%	0.03
202202	0.422	0.347	-17.82%	0.422	0.346	-17.87%	0.05
202203	0.417	0.333	-20.29%	0.418	0.333	-20.30%	0.01
202204	0.421	0.350	-16.73%	0.421	0.350	-16.73%	0.00
202301	0.439	0.363	-17.46%	0.440	0.363	-17.42%	-0.04
202302	0.411	0.342	-16.79%	0.412	0.343	-16.76%	-0.03
202303	0.408	0.341	-16.30%	0.408	0.342	-16.26%	-0.04
202304	0.411	0.343	-16.46%	0.411	0.344	-16.44%	-0.02

〔그림 4-15〕 명목 및 실질소득 기준 지니계수 개선율의 차이(2001-2023)

(단위: %p)



□ 공적이전 유형별 재분배 효과 비교

다음으로는 가구별 유효 인플레이션을 적용했을 때 개별 사회보장급여의 재분배 효과의 변화를 살펴보고자 한다. 가계동향조사에서는 2022년부터 공적이전소득 중 사회수혜금의 유형을 아동양육지원 금액, 기초생활지원 금액, 실업구직지원 금액, 기타 사회수혜금액으로 세분하여 제공한다. 이러한 개별 급여의 지급 전후의 소득 재분배 상태의 차이가 가구별 인플레이션을 적용했을 때 어떻게 달라지는지(실효적인지) 살펴보고자 한다. 결과는 급여의 평균적인 규모에 따라서도 재분배 효과가 달라질 것이며, 같은 금액이라도 보편적 성격의 급여의 경우에는 재분배 효과가 떨어질 것으로 예상된다.

〈표 4-7〉 가구별 유효 인플레이션을 고려한 공적이전 유형별 소득분배 효과(Gini)

분기	(A) 가처분 소득	(A)-기초 연금	(A)-아동 양육지원 금액	(A)-기초 생활지원 금액	(A)-기타 사회 수혜금	(A)-사회적 현물이전	(A)-공적 연금+ 연금보험료	(A)-실업 구직지원+ 고용보험료
가구소득 지니계수								
202301	0.363	0.379	0.364	0.371	0.370	0.367	0.389	0.369
202302	0.343	0.357	0.344	0.350	0.344	0.345	0.366	0.348
202303	0.342	0.356	0.344	0.349	0.349	0.345	0.365	0.347
202304	0.344	0.358	0.345	0.352	0.352	0.346	0.368	0.347
가처분소득 기준 지니계수와 차이(%)								
202301		4.30	0.27	2.33	1.84	1.01	7.10	1.55
202302		4.17	0.49	2.05	0.46	0.77	6.78	1.57
202303		4.05	0.44	2.04	1.44	0.82	6.82	1.42
202304		4.14	0.47	2.39	1.12	0.79	6.92	0.81

위의 <표 4-7>은 가구별 유효 인플레이션을 적용하여 가구의 각종 소득을 실질소득으로 변환한 후, 각 공적이전소득 유형별 소득분배 효과를 비교한 표이다. 예를 들어 가구의 실질 가처분소득의 2023년 1분기⁵⁾ 지니계수는 0.363인데, 여기에서 기초연금을 제외했을 때 지니계수는 0.379로 약 4.3% 증가한다. 가처분소득과 지니계수의 상대 격차가 클수록 해당 유형의 공적이전의 재분배 효과가 크다고 볼 수 있다.⁶⁾ 지니계수를 기준으로 각 공적이전소득의 소득분배 효과를 비교해보면 저소득층을 대상으로 한정하는 기초연금, 기초생활지원, 그리고 (세대간 소득 격차에 의한 것으로 예상되는) 공적연금의 효과가 비교적 크고, 아동양육지원이나 사회적 현물이전⁷⁾의 효과는 비교적 낮은 것으로 보인다.

이번에는 격차(P90/P10)를 활용하여 가구별 실질 공적이전소득의 유형별 소득분배 효과를 살펴보았다(표 4-8). 앞의 경우와 같이 기초연금, 공적연금, 기초생활지원의 효과가 비교적 크다. 반면 아동양육지원의 경우에는 이를 가처분소득에서 제외해도 실질소득의 격차는 크게 달라지지 않는다⁸⁾.

5) 앞 절에서 설명한 바와 같이 2023년 1분기의 가구별 실질소득은 2023년 1분기의 전년 동분기 대비 품목별 물가상승률과 2022년 1분기의 가구별 소비지출 구성을 반영한다.

6) 사회수혜금과 사회적 현물이전의 각 세부 유형별 소득 재분배 효과를 살펴려면 수급액 뿐 아니라 그에 따른 부담(세금 납부금)을 함께 고려해야 하지만, 유형별로 세부담을 파악할 수 없기에 여기에서는 공적이전 수입만을 고려하여 분석하였다. 즉, 이는 소득수준별로 세부담이 같다고 가정하고 분석한 결과와 같다. 다만 사회보험(연금 및 고용보험)에 대해서는 가구가 지출한 보험료를 함께 고려하여 순혜택의 분포를 분석하였다.

7) 사회적 현물이전: 정부 및 비영리단체가 특정지출 목적을 지정하거나, 직접 현물을 구입하는 등 현물형태로 제공하는 상품과 서비스(예: 의료급여 수급권자의 의료혜택, 저소득층, 장애인 등에 대한 의료, 교육, 각종 공공요금지원, 산업재해자에 대한 요양급여, 간병급여, 장의비 등 실비지원)(통계청, 가계동향조사 지침서(2023년), p.18)

8) 다만 세부담이 대체로 누진적이라는 점을 고려하면, 사회수혜금에 대한 소득분배 효과는 과소 추정되었을 수 있으며, 특별히 연령별(세대별)로 소득분포에 차이가 있다면 아동양육지원이나 기초연金的 소득재분배 효과는 위의 결과와 다소 다른 패턴을 보일 가능성이 있다. 그러나 그것이 공적이전 유형별로(예를 들어 기초연금 vs. 아동양육지원금) 재분배 효과의 상대적 차이를 극복할 정도는 아닐 것으로 예상된다.

124 코로나19 시기 한국의 사회보장지출과 인플레이션: 재분배에 대한 영향

〈표 4-8〉 가구별 유효 인플레이션을 고려한 공적이전 유형별 소득분배 효과(P90/P10)

분기	(A)가처분소득	(A)-기초연금	(A)-아동양육지원금액	(A)-기초생활지원금액	(A)-기타사회수혜금	(A)-사회적현물이전	(A)-공적연금+연금보험료	(A)-실업구직지원+고용보험료
가구소득 격차(P90/P10)(배)								
202301	6.339	7.862	6.333	7.282	6.658	6.796	8.213	6.607
202302	5.998	7.315	6.011	6.554	6.062	6.230	7.534	6.228
202303	5.850	7.049	5.870	6.517	6.169	6.059	7.421	6.104
202304	5.902	6.829	5.923	6.573	6.048	6.054	7.566	6.047
가처분소득 기준 격차와 차이(배)								
202301		1.240	0.999	1.149	1.050	1.072	1.296	1.042
202302		1.220	1.002	1.093	1.011	1.039	1.256	1.038
202303		1.205	1.003	1.114	1.055	1.036	1.269	1.043
202304		1.157	1.004	1.114	1.025	1.026	1.282	1.025

사람을
생각하는
사람들



KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS



제5장

결론 및 함의

제1절 결과 요약

제2절 정책적 함의

제 5 장 결론 및 함의

제1절 결과 요약

본 연구는 팬데믹 기간(2020~2023년) 위기에 대응한 정부의 재정 지출과 인플레이션이 어떠한 관계가 있었는지 실증적으로 분석하고, 가구의 특성에 따라 경험하게 되는 물가상승률이 이질적일 때 사회보장 지출의 재분배 효과는 어떻게 달라지는지 살펴보고자 하였다.

팬데믹 발발과 그 확산을 막기 위한 불가피한 조치들로 인해 경제적으로 불안정한 지위의 근로자들을 중심으로 실업률은 큰 폭으로 상승하였고, 가구의 실질소득과 소비지출이 전년 대비 감소하였다. 백신이 개발되고 감염병 위기의 돌파구를 찾을 때 즈음에는 팬데믹으로 인한 공급망 교란과 억눌렸던 수요가 분출되면서 2021년 하반기부터 물가가 상승하기 시작하였으며, 동시에 2022년 초 러시아의 우크라이나 침공으로 우리나라의 물가는 IMF 사태 이후로 최고 수준으로 급등하였다.

당시 우리 정부는 신속한 피해구제와 경기회복을 적극적으로 뒷받침하기 위해 네 차례의 추경을 포함하여 2020년에만 총 310조 원의 유례 없는 지원 대책을 추진했으며, 2020년부터 2022년까지 총 여덟 차례의 추경을 실시, 2022년의 법정 지방이전지출을 제외하고 그 규모는 총 172.5조 원에 이른다. 추경으로 증액된 사업 수(세부사업)는 2020년에 총 360개, 2021년 148개, 2022년 63개이다. 한편, 2020년 코로나19 대응을 포함한 우리나라의 공적 사회보장지출(SOCX)은 전년 대비 30% 이상 증가한 304.7조 원으로 GDP의 약 14.8%를 기록하였고, 이후에도 계속 증가하는 추세를 보였다.

팬데믹 시기의 대응책은 크게 전국민 혹은 취약계층 대상 긴급재난 지원금, 그리고 소상공인과 피해업종 대상의 생계 및 금융지원, 고용 안정을 위한 장려금 등과 의료기관 손실보상, 그리고 감염병 대응체계 구축과 백신 구매/접종을 위한 방역지원으로 나눌 수 있다. 이에 더하여 지역경제 회복지원을 위한 자금 투입과, 2020년 7월에는 한국판 뉴딜 추진을 위한 지출이, '22년에는 지방교육재정교부금 증액, 지방소멸대응 특별양여금이 신설되어 정부 이전지출의 규모가 큰 폭으로 늘어났다.

이러한 재정투입은 비단 우리나라에서만 시행되었던 것이 아니며, 각국은 전례 없는 위기에의 대응을 위해 재정을 적극 활용하였다. 그리고 위기가 종료된 이후, 팬데믹 시기의 재정 확대가 당시 인플레이션에 기여했다는 연구들이 등장하기 시작하였다. 전통적 화폐이론에서는 인플레이션은 본질적으로 통화적 현상이며, 재정지출은 물가에 직접적인 영향을 미치지 않는다. 그러나 팬데믹 이전까지는 대부분 국가의 물가상승률이 낮고 안정적이었기 때문에 재정적 인플레이션에 대한 우려가 없었지만, 코로나19와 같은 극단적 상황을 맞이하면서 재정 확대가 인플레이션의 핵심 동인이 된다는 재정적 물가이론의 가능성이 제기되었다(Barro & Bianchi, 2025). 즉, 팬데믹 초기(2020년 1분기)에는 봉쇄 조치가 주로 수요 채널을 통해 물가에 하방 압력을 가하였지만, 이후 각국이 봉쇄 조치를 해제하고 확장적 재정 정책의 시행으로 수요 주도 인플레이션은 추세를 반전하여 2022년까지 물가가 크게 상승하였다는 것이다(Firat & Hao, 2023; Barro & Bianchi, 2025).

본 연구는 이러한 배경을 가지고 팬데믹 대응 과정에서 사회보장지출이 재정지출 총량 확대에 핵심적인 역할을 했다는 데에 주목하여 당시 재정 지출이 인플레이션에 어느 정도 기여했는가를 실증적으로 규명하고자 하였다. 2000~2023년까지 주요 거시지표와 정부의 재정지출 데이터를

구조벡터자기회귀모형을 활용하여 분석한 결과, 충격반응함수에서 소비자 물가상승률의 재정 충격에 대한 양의 반응이 통계적으로 유의하게 나타났다. 또한 2020~2023년의 구조충격들이 인플레이션에 얼마나 기여했는지 분해한 결과, 재정 충격은 (대외, 공급, 수요 등 다른 충격들과 달리) 대부분의 기간 내내 물가 상승에 양(+)의 기여를 하면서 약 0.1~0.35%p 정도 소비자물가상승률을 높인 것으로 나타났다. 특별히 물가상승률이 높았던 2022년에는 재정충격의 기여도도 이전에 비해 높게 나타났고, 다른 구조충격들에 비해서도 낮지 않은 수준이었다.

이러한 결과는 (사회보장지출의 특성상 주로 지자체에 대한 경상이전 및 보조금 형식으로 지출되는 점을 감안하여) 정부의 재정지출을 경상이전 및 보조금으로 그 성격을 특정했을 때에도 유사하게 나타났다. 즉, 정부의 이전지출 및 보조금 지출 충격은 0기에서는 물가에 영향을 미치지 못하지만 1기에서 4기까지 물가를 상승시키는 것이 유의하게 나타났다. 그 반응의 크기도 최대 0.09%p 정도로 나타났다. 반면 정부의 재화 및 용역 구매에 대한 지출은 물가에 대한 영향이 유의하지 않았다. 더불어 사회보장지출을 사회복지 및 보건 분야에 대한 지출로 보다 좁게 정의하여 분석을 시도하였으나, 가용한 자료의 시계열이 매우 제한적이어서 그 영향에 대한 판단 자체가 어려웠다.

한편 인플레이션은 물가수준의 전반적인 상승을 의미하나, 실제 가격 변화는 보통 품목이나 산업(sector)별로 다르게 나타난다. 그리고 이러한 상대가격 변화로 인해 각 가구는 그 지출 특성에 따라 서로 다른 물가상승률을 경험하게 된다. 본 연구에서는 각 가구별 물가상승률을 집계하는 방식을 모든 가구에 동일한 가중치를 적용하는('Democratic') 방식과 지출 비중에 따라 가중치를 적용하는 방식('Plutocratic')을 활용하여 노인 가구, 아동양육가구, 그리고 소득수준별로 그룹을 나누어 물가상승률을

산출하여 비교하였다.

먼저, P-CPI 기준으로 팬데믹 기간에 노인가구는 비노인가구에 비하여 대체로 높은 물가상승률을 경험하였던 것으로 보인다. 이는 교육비, 교통비 등 비노인가구가 물가상승률이 하락한 품목의 지출 비중이 비교적 높기 때문인 것으로 판단된다. 국외연구에서는 고령 시기 의료비 지출 증가로 인해 노인가구의 물가상승률이 더 높게 나타나기도 하는데, 우리나라의 경우에는 보편적 의료보장 체계가 갖추어져 있어 그 부담이 크지 않고, 보건 부문의 물가는 (건강보험 통합이 있었던) 2000년대 초반 이후 안정적으로 유지되고 있어 보건 지출의 영향은 크게 나타나지 않았다.

한편 아동양육가구는 해당 시기에 일반가구에 비해 상대적으로 낮은 물가상승률을 경험한 것으로 보인다. 이는 해당 기간 교육비의 물가상승률이 낮아졌던 것에 기인한다.

소득계층별로는 2000년부터 최근까지 대부분의 기간에서 저소득가구가 더 높은 물가상승률을 경험하는 것으로 나타났다. 이는 선행연구에서 설명되는 바와 같이 저소득층의 경우 식료품이나 주거·수도·광열 등 필수재에 대한 지출이 높고 이를 대체할 여지가 제한적인데, 그간 이러한 품목의 물가상승률이 높았던 것에 기인한다. 다만 (물가상승률이 매우 높았던) 팬데믹 시기 중 2021년 3분기부터 2022년 4분기까지는 고소득층이 경험하는 물가상승률이 저소득층보다 높았는데, 이는 교통, 음식·숙박, 기타 서비스 등 고소득층에서 상대적으로 지출 비중이 높은 항목들의 당시 물가상승률이 비교적 크게 상승한 영향인 것으로 파악된다.

이와 더불어 2020년에는 모든 가구 유형에서 P-CPI가 D-CPI보다 현저히 높아졌다가, 물가가 큰 폭으로 상승한 2022년에는 그와 반대로 추세가 전환되는 양상이 뚜렷하게 나타났다. 이는 보통 Plutocratic 방식으로 산출되는 공식적 물가상승률에 비해 각 가구가 체감한 생활비 부담이

상대적으로 더 컸을 가능성이 높으며, 이는 곧 현재 물가상승률 산정 방식에서 반영되는 지출구조와 전체 가구의 평균적 지출구조 간에 상당한 괴리가 존재할 수 있음을 보여준다.

한편, 이와 같은 가구별 유효 인플레이션의 차이는 실질소득의 차이를 의미한다. 특별히 위기 상황에서 필수재 중심으로 물가가 상승했다면, 이로 인한 타격은 저소득층에서 더 컸을 가능성이 제기된다. 이에 가계동향조사 자료를 통해 가구별 실질적 인플레이션의 영향을 살펴본 결과, 명목소득 대비 실질소득 감소는 저소득층에서 더 컸고, 이러한 실질소득 감소분의 최저소득과 최고소득층 간 차이는 2022년 3분기 이후에 적게는 0.33배('22년 3분기)에서 많게는 18.6배('23년 3분기)까지 벌어졌다.

또한 해당 기간 가구별 인플레이션율을 고려했을 때 불평등도는 이를 고려하지 않았을 때보다 더 높게 나타난다. 즉, 팬데믹 초기인 2020년 2분기부터 2021년 2분기까지, 그리고 2023년부터는 대체로 가구소득의 변동계수와 지니계수가 명목소득보다 실질소득을 기준으로 할 때 더 크게 나타난다. 반면 물가가 전반적으로 크게 상승하였던 2021년 3분기부터 2022년 말까지는 실질소득의 분포가 명목소득에 비해 더 개선되거나 큰 차이가 없다.

이에 더하여 가구별 차등적 인플레이션율은 (팬데믹 기간 동안) 지니계수로 측정된 공적이전지출의 재분배 효과를 크게는 0.1%p까지 감소시키는 것으로 추정된다. [0,1]의 범위를 가지는 지니계수의 특성상 개선율의 차이, 그 절대값은 매우 작은데 다만 그간의 추이를 비교해보면 2020년의 경우는 비교적 큰 폭의 영향을 보인다고 할 수 있다. 다만 전술한 바와 같이 각 가구가 경험하는 물가상승률이 2021년 말부터 2022년의 기간에는 소득수준에 따라 높아지는 것으로(progressive) 나타나, 그에 따른 소득재분배 효과 또한 팬데믹 초기(2020년)와 중반(2022년)에 영향

이 서로 반대의 방향으로 나타난다.

더불어 가구별 물가상승률을 고려했을 때 사회보장 급여의 유형별로 소득 재분배 효과가 어떻게 나타나는지 살펴보았다. 지니계수와 P90/P10 지표를 활용하였고, 결과는 저소득층을 대상으로 한정하는 기초연금, 기초생활지원, 그리고 (세대간 소득 격차에 의한 것으로 예상되는) 공적연금의 효과가 비교적 크고, 아동양육지원의 효과는 비교적 낮은 것으로 보인다.

제2절 정책적 함의

1. 함의 및 제언

이상의 내용을 정리하면, 팬데믹 기간의 재정지출은 물가 상승에 일부 기여하였으며, 이 중 경상이전과 보조금 지출의 비중이 컸다. 이에 대해 선행연구들은 팬데믹 기간 재정지출이 과도하거나, 혹은 재정건전성이 보장되지 못한 상황에서 지출을 큰 폭으로 늘린 것이 물가 상승에 일부 기여했을 가능성을 지적하였다.

그리고 특별히 에너지와 식료품 가격 상승이 전반적인 인플레이션을 주도할 경우, 저소득층이 상대적으로 더 큰 충격을 받아 소득 불평등도가 더욱 확대될 가능성이 있다. 실제로 가구별 유효 인플레이션은 소득수준이나 가구 특성(아동, 노인가구)에 따라 다르게 나타나고, 특별히 팬데믹 초기(2020년)에는 저소득층이 고소득층에 비해 더 높은 물가상승률을 경험한 것으로 보인다. 그리고 이로 인해 조세 및 사회보장의 재분배 효과가 경감될 수 있다는 것을 확인하였다.

그러나 물가가 전반적으로 크게 상승하였던 2021년 3분기부터 2022년

말까지는 소득수준별 물가상승률의 영향이 반대로 나타나, 실질소득의 분포가 명목소득에 비해 더 개선되거나 큰 차이가 없었다. 이는 해당 기간에 고소득층에서 지출 비중이 높은 품목들, 즉, 교통, 음식·숙박, 기타 서비스 등의 물가상승률이 높았던 영향인 것으로 파악된다. 즉, 2022년 상반기부터 사회적 거리두기의 완화로 여행, 외식, 레저 등에 대한 수요가 회복되면서 서비스 부문에서 물가상승 압력이 크게 나타났고, 이것이 소득 불평등이 완화되는 방향으로 작용한 것으로 판단된다.

한편 실업급여나 연금, 생계급여 등 사회보장지출은 직접적으로 소득 재분배 역할을 수행하며, 위기 시 거시경제적으로 자동안정화 기능을 수행할 수 있다. 이때 사회보장지출(공적이전)의 형태가 취약계층을 타겟팅하는 방식에 가까울수록 재분배 효과는 더 크게 나타날 수 있다.

즉, 정부의 재정지출은 팬데믹 기간 내내 물가 상승에 양(+)의 기여를 해왔고, 고강도의 사회적 거리두기가 있었던 팬데믹 초반에는 물가 상승이 소득 재분배를 악화시켰던 것으로 보인다. 그러나 이후 우리 사회가 감염병 위기에 점차 적응하고 사회적 거리두기를 완화하면서 서비스 부문의 가격이 급등, 고소득층이 상대적으로 높은 인플레이션을 경험하게 되었다. 이에 더해 당시 사회보장급여의 확대가 재분배에 직접적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서 재정지출이 물가 상승의 원인이 되었음에도 불구하고 2022년에는 이러한 두 가지 경로로 분배효과는 부분적으로 상쇄되거나 오히려 완화되는 방향으로 작용한 것으로 해석된다.

따라서 물가 상승의 재분배에 대한 영향에 있어 관건은, 재정지출의 수요 유발 효과가 어떤 부문(분야)에 상대적으로 크게 나타나느냐와 사회보장 급여의 설계상 특징에 의해 결정될 것이다. 예를 들어 모든 국민에게 적용되는 세금 감면이나 (지원 규모가 대체로 작은) 보편적 현금 급여는 재정적으로 비용이 많이 들 뿐 아니라, 실질적으로는 소득 재분배에 아무런

효과를 낳지 못하거나 도리어 역진적인 결과를 가져올 수 있다. 반면 저소득층 대상의 이전지출이나 세액공제와 같은 표적화된 소득 지원 조치는 정부의 재정 부담을 줄이면서 상대적으로 큰 피해를 입는 집단을 실질적으로 보호할 수 있다(OECD, 2023). IMF와 OECD 등의 팬데믹 시기 각국의 대응 조치에 대한 평가에 따르면, 광범위한 현금지급(broad-based cash transfers)은 경제적 불확실성이 매우 큰 상황에서 실시간으로 지원이 가장 필요한 집단을 정교하게 선별할 역량이 제한적이었기 때문에 불가피한 선택이었다고 할 수 있다(IMF, 2022). 이러한 조치는 초기에는 가구소득을 보호하는 데 효과적이었으며, 특히 저소득층 가구에서 소득 감소와 빈곤 상승을 억제하는 데 큰 역할을 했다고 평가된다(IMF, 2022). 다만 이러한 현금 지원이 즉각적 소비를 필요로 하지 않는 가구에까지 전달될 경우, 불확실성이 큰 시기에는 해당 자원이 부채 상환 혹은 저축으로 유입될 가능성이 높다. 이러한 현상은 미국에서도 관찰되었으며(Baker et al., 2020; OECD, 2021에서 재인용), 경제활동이 제한되었던 봉쇄(lockdown) 기간에는 비필수 소비가 위축되면서 이러한 우려가 더욱 커졌다. 따라서 선별성이 약한(weakly targeted) 현금이전은 경기 부양 효과(fiscal stimulus effect)가 제한적일 수밖에 없다는 점이 OECD의 연구에서도 지적되었다(OECD, 2021). 또한 팬데믹 관련 정보가 축적되고 경제 상황이 점차 개선된 이후에는, 지원 대상을 보다 정밀하게 조정했다더라면 재정 비용을 줄일 수 있었을 것이라는 평가도 존재한다(IMF, 2022).

이와 같은 논의에 따르면 초기 위기 국면에서는 총수요 안정을 위해 보편적 경기부양 정책이 불가피하지만, 회복 국면에서는 인플레이 압력을 고려한 타깃형·맞춤형 소득 지원으로 전환이 바람직하다고 볼 수 있다. 다만 위기의 유형에 따라서 적합한 대응의 종류와 정책 조합은 달라질

수 있다.

〈표 5-1〉 위기 유형별 적절한 재정정책 수단

정책 수단	위기의 유형			
	생산 및 고용 충격		재화·서비스의 중대한 공급 차질 (예: 식료품·에너지 가격의 급등)	대규모 자연 재해
	일시	장기		
자동 안정 장치	○	○	○	○
실업 시 소득 보전(실업보험, 실업부조)	○	○ (ALMP 병행)	X	○
고용유지 제도	○	X	X	○
사회보장 체계 강화	○ (필요시 즉시 확대)	○ (형평성 증대, 빈곤 완화 등 사회적 안녕 증진)	○	○ (빈곤층 외 대상자(피해계층) 범위 확대)
누진적 과세제도	○	○	○	○
재량적 조치				
현금 이전	○ (엄격한 타겟팅이 가능하고 충격이 심각한 경우에만)	X	○ (현행 제도 기반 혹은 공공요금의 선별적 할인)	○ (선별적(targeted) 지원)
가격 보조	X	X	X	X
기업에 대한 재량적 조치				
조세 납부 유예	○ (충격 이전부터 금융 접근성이 낮았던 경우에만)	X	X	○
재정·금융 지원 (직접 대출, 공공보증 등)	○ (심각한 외부효과가 존재할 경우)	X (대신 생존 불가능한 기업의 퇴출 촉진)	X (명백하게 심각한 외부효과가 존재하지 않을 경우)	○

주: '○'는 위기의 유형에 따른 적절한 정책 수단을, 'X'는 부적절한 수단을 의미
출처: IMF(2022), p.15, Table 1.2.

IMF(2022)에 따르면, 인플레이션 압력이 높은 상황에서는 재정정책이 가장 취약한 계층을 보호하는 동시에 긴축적 기조를 유지하여 통화정책의 물가안정 목표를 뒷받침해야 한다. 또한 가격 보조금 도입보다는 기존의 선별적 현금이전(소득조사 기반)을 확대하는 것이 더 바람직하다(표 5-1). 또한 위기 시 실업 소득 보전 구조나 사회보장 체계의 강화 등 자동 안정장치(automatic stabilizers)는 상시 대비하는 것이 바람직하다고 제안된다.

전형적인 경기순환이나 계절적 허리케인과 같이 발생 가능성은 높지만 충격의 강도는 상대적으로 미약한 부정적 사건의 경우에는, 자동 안정화 장치나 자연재해에 대비한 민간 보험 등 기존의 시장 기반 메커니즘에 의존할 수 있다. 이러한 안정화장치가 갖춰져 있지 않은 경우에는, 가용한 재정 여건과 재정 규율(fiscal rule)의 한계 내에서, 선별적이고 재량적인(discretionary) 지원을 통해 소득 손실을 완화할 수 있다. 더불어 이러한 위기 시 재정 대응에는 명확한 종료 전략(exit strategy)이 필요하며, 이를 통해 조치가 일시적 성격임을 보장해야 함이 강조된다(IMF, 2022).

한편, 심각한 부정적 영향을 초래하는 드문 사건(예: 대규모 자연재해, 팬데믹 등)에는 다양한 정책수단의 조합과 보다 적극적·능동적인(ad hoc) 공적 개입이 필요하다. 다만 이 경우에도 현금 이전(cash transfers)은 명확하게 타깃팅된 선별적 지원이 적합한 것으로 제안되었다(IMF, 2022). 즉, 지난 팬데믹 시기와 같이 위기 대응의 필요성과 동시에 물가 상승의 우려가 있을 때는 필요한 사람들에게 적절히 지원하는 정밀 타깃팅이 핵심적인 과제가 된다. 이를 위해 선행연구에서는 (반)자동안정 장치의 마련, 복지 전달체계에서 행정적·기술적 역량 강화의 필요성이 제안되는데, 예를 들어 Sahm(2024)은 위기 시 반자동 현금 지급 구조(semi-automatic direct payments)를 제안한 바 있다. 사회보장에 있어 자동안정장치는 사전에 결정된 기준에 의해 자동적으로 급여가 제공되므

로, 위기 시 빠른 대응과 재정 여력(fiscal space) 관리 차원에서 우위를 가지며, 정치적 압력에 따른 과도한 지출을 방지할 수 있으면서 경제주체들로 하여금 재정정책의 예측가능성을 높여 거시적으로 안정성을 유지하면서 정책효과를 강화할 수 있다는 장점이 있다. 즉, 위기 시 광범위한 현금 지급을 통한 경기부양은 우선순위의 정책목표가 될 수 있지만, 높은 인플레이션과 공급 제약이 동반된 상황에는 경기부양보다 타겟팅된 고통 완화(relief)에 더 중점을 둘 필요가 있다(Sahm, 2024). Sahm(2024)은 이러한 배경에서 반자동 현금 지원 프로그램의 발동 기준(예: 전기 대비 실질 소비 0.5% 이상 감소 및 분기 실업률이 과거 1년간 최저치 대비 상승, 단 근원 인플레이션이 3%를 초과할 경우 프로그램은 발동하지 않음), 총 지원규모(예: GDP의 1%)와 지급 범위(예: 소득 하위 70%), 1인당 지원 규모, 지급 주기(직접 현금 지원이 급격한 총수요 증가를 유발하지 않도록 지급주기를 분산) 등을 사전에 설정하여 위기 시 활용되도록 제안한 바 있다. 이를 통해 불필요하게 큰 지출을 예방하고 이를 충당할 재원을 사전에 계획하여 재정건전성을 높일 수 있다.

우리나라의 경우에도 전국민 재난지원금과 같은 보편적 현금지원 정책이 적절한지, 그리고 인플레이션 압력·재정 여력 등 거시경제적 제약을 얼마나 유발하는지를 면밀하게 검토할 필요가 있다. 특히, 전국민 재난지원금 등 그간 시행된 주요 현금지원 프로그램들의 경제적 효과(소비 진작, 단기 경기부양, 물가 영향)와 사회복지 차원의 영향(실질 재분배, 소득 보호, 빈곤 억제, 취약계층 안전망 강화)을 종합적으로 평가하여, 이를 토대로 발동 기준(trigger), 지원 규모, 지원 대상, 지급 방식 및 주기 등과 같은 요소를 사전 합의된 ‘반자동 대응 원칙’으로 정립한다면 위기 상황에서 정책 시행 지연에 따른 부작용을 줄이고, 동시에 과도한 재정지출이나 인플레이션을 방지하는 데 기여할 수 있을 것이다.

2. 의의 및 한계

팬데믹 대응을 위해 정부가 활용한 정책도구들을 평가하는 차원에서 가구별로 인플레이션이 어떻게 상이하게 나타나는지를 이해하는 것은 비용 효율적인 재정 개입을 설계하는 데 핵심적이라고 할 수 있다(OECD, 2023). 본 연구는 이러한 차원에서 지난 팬데믹 시기 재정지출과 물가 상승의 관계, 그리고 물가 상승이 가구별로 이질적으로 작용한다는 점에 착안하여 그에 따른 재분배에 대한 영향을 함께 검토하였다. 다만 본 연구에서 수행한 일련의 분석 결과가 재정지출-인플레이션-분배 악화 간의 인과적 관계를 의미하는 것은 아니다. 재정지출을 포함하여 소득분배에 영향을 미치는 요인들과 경로는 다양하며, (본고에서 자세히 다루지 않았지만) 방역 조치 등 위기 대응 지출이 경제적으로 긍정적 효과를 가져왔음은 분명하다. 본 연구의 목적은 팬데믹 시기 재정지출이 인플레이션에 얼마만큼 기여했고, 인플레이션이 발생했을 때 사후적으로 소득분배에 어떤 방향으로, 얼마만큼의 부정적 영향이 있는지를 살펴보는 데 있다.

또한 본 연구는 팬데믹이라는 특수한 상황에서의 경과를 관찰한 결과이며, 이를 일반화하여 해석할 수 없다는 점에 유의하여야 한다.

가구별 유효 인플레이션을 산출 결과와 관련하여서는, 자료의 한계로 가구별 소비지출 구성을 일정 시점으로 고정할 수 없었기에 대체효과가 반영되어 소득계층별 영향의 차이가 왜곡(과소 추정)되었을 수 있다는 점을 염두에 두어야 한다. 이는 효과적인 소득 지원 정책을 설계하기 위해 인플레이션에 가장 취약한 가구, 즉 제한된 자원을 보유하고 있거나 소비 조정 여력이 없는 가구를 식별할 수 있는 시의적이고 세밀한(granular) 데이터의 중요성(OECD, 2022; Causa et al., 2022)을 의미하기도 한다.

본 연구는 기존의 사회보장지출 분석 연구에서 상대적으로 간과되었던

가구의 이질적 인플레이션 경험을 실증적으로 제시하였다는 데에 의미가 있다. 정책적으로는 재정지출이 경기부양 수단을 넘어 물가 구조와 분배에 동시에 영향을 미칠 수 있기에, 실질적 효과를 위해서는 위기 대응 사회 보장 급여 설계 시 효율성과 형평성을 함께 고려해야 함을 시사한다.



- 관계부처 합동. (2020). **2021년 경제정책방향 주요 내용**.
- 고용노동부. (2025). **사업체노동력조사**. 국가통계포털, 2025.9.1.,
[https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL15006
&conn_path=I2](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL15006&conn_path=I2)
- 국회예산정책처. (2022). **2022년도 제2회 추가경정예산안 분석**.
[https://www.nabo.go.kr/Sub/01Report/01_01_Board.jsp?funcSU
B=view&bid=19&arg_id=7743&item_id=7743](https://www.nabo.go.kr/Sub/01Report/01_01_Board.jsp?funcSU=B=view&bid=19&arg_id=7743&item_id=7743)
- 기획재정부. (2020). **2018 회계연도 한국 통합재정수지**.
- 기획재정부. (2021). **코로나 극복을 위한 정부의 재정지원사업 업그레이드**. 보도
참고자료(2021.4.1.).
- 기획재정부. (2025). **통합재정수지**. 국가통계포털, 2025.8.26.,
[https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=102&tblId=DT_102
N_AD01&conn_path=I3](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=102&tblId=DT_102N_AD01&conn_path=I3)
- 기획재정부. (2025). **세목 예산편성현황(총지출)**. 열린재정 재정정보공개시스템.
2025. 9. 20.,
<https://www.openfiscaldata.go.kr/op/ko/sd/UOPKOSDA01>
- 김덕파, 어윤중. (2022). 코로나19 이후 급격한 물가상승의 원인 분석: 지출목적
별 물가지수를 중심으로. **한국경제포럼**, 15(2), 1-20.
- 김현정, 김형식, 이정익. (2015). 소득 및 연령 그룹별 물가상승률 차이에 대한
분석-가구균등 물가지수를 중심으로. **경제분석**, 132-156.
- 박성욱, 장민. (2021). **코로나19가 소득분위별 체감물가상승률에 미친 영향**.
KIF 정책분석보고서, 2021(1), 1-63.
- 배성중, 최경욱 (2024) 팬데믹 위기 이후 물가변동요인 분석. **국제경제연구**,
30(4), 1-31.
- 성예지, 이재원, 현정식, 홍정의. (2015). 한국에서의 재정적 물가이론의 타당성.
계량경제학보, 26(1), 1-34.

- 유재인, 민찬호, 정호성. (2024). **개인 특성별 이질적 인플레이션율과 실질 소비 탄력성**. 한국은행.
- 윤택. (2001). 인플레이션율의 확정성과 자기실현적 재정정책 준칙. **계량경제 학보**, 12(2), 87-116.
- 이주경. (2003). **통화정책 레짐의 변화와 통화-물가 관계**. 한국은행 자료, 9(1), 1-34.
- 이준상, 이형석, 장성우. (2025). 재정건전성이 물가에 미치는 영향: 재정적 물가 이론(FTPL)을 중심으로. **재정학연구**, 18(2), 141-177.
- 이태열. (2021). 코로나19 이후 소득계층별 물가상승률 차이. **KIRI 리포트 (포커스)**, 532, 1-6.
- 장인성. (2012). 대체편의 축소와 계층별 차이를 반영한 생계비지수의 측정 및 활용. **재정학연구**, 5(4), 1-35.
- 통계청. (2025). **가계동향조사** [데이터 세트], MDIS 마이크로데이터 통합서비스. <https://mdis.kostat.go.kr/index.do>
- 통계청. (2025). 가구당 월평균 가계수지. 국가통계포털. 2025. 8. 1., https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1L9U123&conn_path=I2
- 통계청. (2025). 소비자물가상승률. 지표누리. 2025. 8. 1., <https://www.index.go.kr/unify/idx-info.do?idxCd=4226>
- 통계청. (2025). 소비자물가지수. 한국은행 경제통계시스템, 2025. 11. 16., <https://ecos.bok.or.kr/#/Short/c9b5ed>
- 통계청. (2025). 실업률. 지표누리. 2025. 8. 1., <https://www.index.go.kr/unity/potal/indicator/IndexInfo.do?popup=Y&clasCd=2&idxCd=5026>
- 통계청. (2025). 월별 소비자물가 등락률. 국가통계포털. 2025. 8. 1., https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1J22042&conn_path=I2
- 통계청. (2025). 종사상 지위별 취업자 구성. 지표누리. 2025. 8. 1.,

- <https://www.index.go.kr/unity/potal/indicator/IndexInfo.do?classCd=10&idxCd=F0111>
- 통계청·한국은행·금융감독원. (2025). **가계금융복지조사**. 국가통계포털, 소득분배 지표, 2025. 9. 1.,
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1HDA1F05&conn_path=I2
- 한국은행. (2020). **통화신용정책보고서(2020년 6월)**.
<https://www.bok.or.kr/portal/bbs/B0000156/view.do?nttId=10058665&menuNo=200448&pageIndex=1>
- 한국은행. (2025). 경제활동별 GDP 및 GNI(계절조정, 실질, 분기). 국가통계포털, 2025.7.1.,
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT_200Y104&conn_path=I3
- 한국은행. (2025). 국민계정 주요지표(연간지표). 국가통계포털, 2025.9.1.,
https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT_200Y101&conn_path=I2
- 한국은행. (2025). 경제활동별 GDP 및 GNI(원계열, 명목, 분기 및 연간). 한국은행 경제통계시스템. 2025.8.26.,
<https://ecos.bok.or.kr/#/Short/08568c>
- 한국은행. (2025). 한국은행 기준금리 및 여수신금리. 한국은행 경제통계시스템. 2025. 9. 8., <https://ecos.bok.or.kr/#/SearchStat>
- 한국은행. (2025). GDP 대비 가계부채 비율. 지표누리. 2025. 9. 1.,
<https://www.index.go.kr/unity/potal/indicator/IndexInfo.do?idxCd=F0140>
- 황선주. (2024). 최근 물가 변동 요인 분석 및 시사점. **KDI 경제전망 2024년 하반기**. https://www.kdi.re.kr/research/analysisView?art_no=3626.
- Agnesi & Russo. (2025). Redistribution through inflation: A multi-sector approach to income dynamics, *Structural Change*

- & *Economic Dynamics*, 75, 69-81. <https://doi.org/0.1016/j.strueco.2025.04.007>
- Amble, N., & Stewart, K. (1994). Experimental price index for elderly consumers. *Monthly Lab. Rev.*, 117, 11.
- Baker, S. et al. (2020). Income, liquidity, and the consumption response to the 2020 economic stimulus payments. *NBER Working Paper*, 27097.
- Barro, R., & Bianchi, F. (2025). Fiscal influences on inflation in OECD countries, 2020-2023. *NBER Working Paper*, 31838.
- Basconcillo, J. A. (2023). A nexus between fiscal policy and inflation: a case study of Indonesia using SVAR model. *Public Sector Economics*, 47(4), 477-503. <https://doi.org/10.3326/pse.47.4.5>
- Bhattarai, K., & Trzeciakiewicz, D. (2017). Macroeconomic impacts of fiscal policy shocks in the UK: A DSGE analysis. *Economic Modelling*, 61, 321-338. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2016.10.012>
- Boissay, F., Collard, F., Manea, C., & Shapiro, A. H. (2023). Monetary tightening, inflation drivers & financial stress. *Working Paper 1155*, Bank of International Settlements.
- Boskin, M. J. (1996). *Toward a more accurate measure of the cost of living*. United States Senate, Committee on Finance.
- Brauny, R., & Leinz, S. (2020). *Heterogeneity in inflation & preferences across households*. http://www.sarah-lein.ch/HH_inflation.pdf
- Cardoso, M., Ferreira, C., Leiva, J. M., Nuño, G., Ortiz, Á., Rodrigo, T., & Vazquez, S. (2022). The heterogeneous impact of inflation on households' balance sheets. Red Nacional de Investigadores en Economía *Working Paper*, 176.

- Causa, O. et al. (2022). A cost-of-living squeeze? Distributional implications of rising inflation. OECD Economics Department *Working Papers*, 1744, OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/4b7539a3-en>
- Cavallo, A. (2020). Online Appendix "Inflation with Covid Consumption Baskets".
- Cevik, S., & Miryugin, F. (2023). It's never different: fiscal policy shocks & inflation. *IMF Working Paper*, WP/23/98. <https://doi.org/10.5089/9798400242878.001>
- Chon, S., Kim, W., & Shim, S. (2025). Monetary-fiscal policy mix & inflation in Korea (March 28, 2025). Bank of Korea, 25-8. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.5196759>
- Cochrane, J. H. (2023). *The fiscal theory of the price level*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctv2sbm8kh>
- Crawford, I., & Smith, Z. (2002). *Distributional aspects of inflation*. Institute for Fiscal Studies. <https://ifs.org.uk/publications/distributional-aspects-inflation>.
- Denton, F. T. (1971). Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization. *Journal of the American Statistical Association*, 66(333), 99-102.
- Dieckelmann, D., & Metzler, J. (2022). Household inequality & financial stability risks: exploring the impact of changes in consumer prices & interest rates. *Financ. Stab. Rev.* Eur. Central Bank, November.
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2025). Federal Reserve Economic Data. <https://fred.stlouisfed.org>
- Ferreira, C., Leiva, J. M., Nuño, G., Ortiz, Á., Rodrigo, T., & Vazquez, S. (2023). The heterogeneous impact of inflation on households'

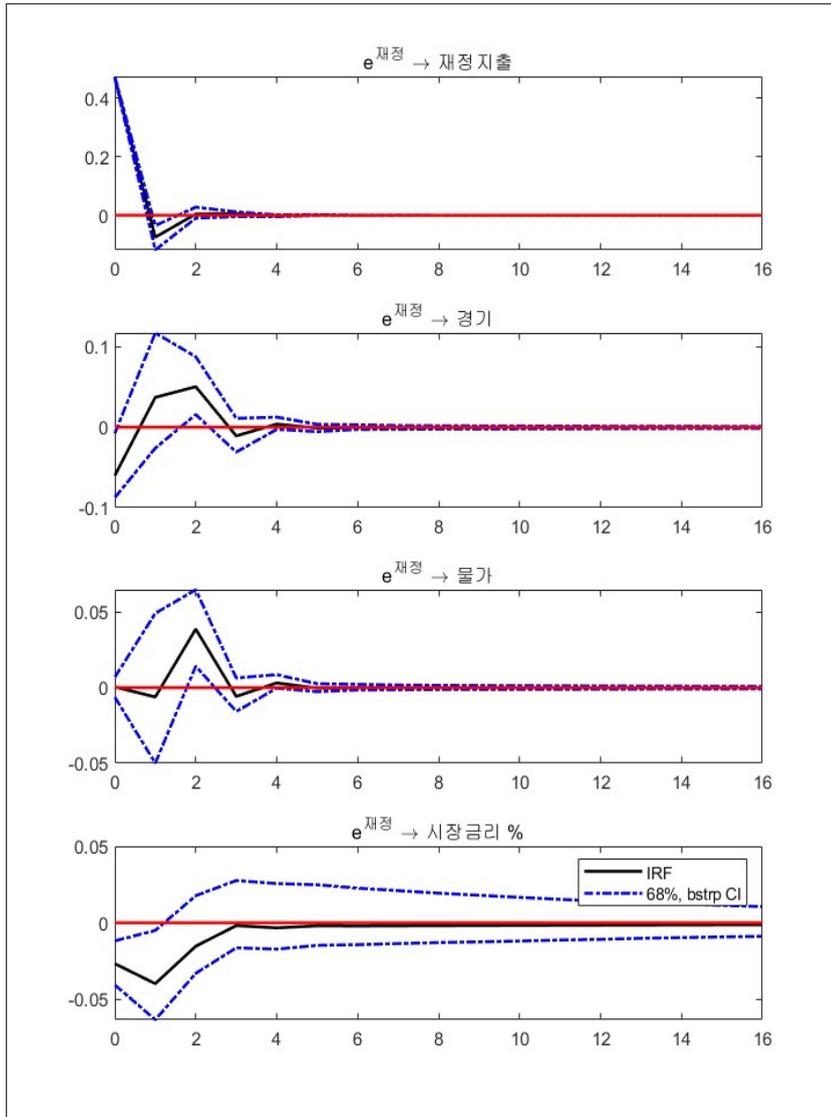
- balance sheets. *BIS Working Papers*, 1152. Bank for International Settlements.
- Firat, M., & Hao, O. (2023). Demand vs. supply decomposition of inflation: Cross-country evidence with applications. *IMF Working Paper No. 2023/205*. <http://dx.doi.org/10.5089/9798400257773.001>
- Garner, T. I., Johnson, D. S., & Kokoski, M. F. (1996). An experimental consumer price index for the poor. *Monthly Lab. Rev.*, 119, 32.
- Gros, D., & Shamsfakhr, F. (2023). Inflation & inequality: Energy & food versus rents. *Monetary Dialogue Papers, June 2023*, European Parliament. https://www.europarl.europa.eu/cmsdata/270641/Final_CEPS_June%202023.pdf
- Hamilton, B. W. (2001). Black-White differences in inflation: 1974-1991. *Journal of Urban Economics*, 50(1), 77-96.
- Hobijn, B., & Lagakos, D. (2005). Inflation inequality in the United States. *Review of Income & Wealth*, 51, 581-606. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2005.00170.x>
- Idson, T., & Miller, C. (1999). Calculating a price index for families with children: implications for measuring trends in child poverty rates. *Review of Income and Wealth*, 45(2), 217-233.
- International Monetary Fund (IMF). (2022). *Fiscal monitor: Helping people bounce back*. Washington, DC: IMF, October.
- Jorda, O., Singh, S. R., & Taylor, A. M. (2022). Longer-run economic consequences of pandemics. *The Review of Economics & Statistics*, 104(1), 166-175.
- Kaplan, G., & Schulhofer-Wohl, S. (2017). Inflation at the household level. *Journal of Monetary Economics*, 91, 19-38. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2017.08.002>

- Kilian, L. (1998). Small-sample confidence intervals for impulse response functions. *The Review of Economic Statistics*, 80(2), 218-230.
- Klick, J., & Stockburger, A. (2021). Experimental CPI for lower and higher income households. *Economic Working Papers 537*, Bureau of Labor Statistics.
- Kokoski, M. (2003). *Alternative consumer price index aggregations*. US Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Office of Prices and Living Conditions.
- Li, J. F., & Lin, Z. X. (2016). Social benefit expenditures and stagflation: Evidence from the United States. *Applied Economics*, 48(55), 5340-5347
- Lorenzoni, G., & Werning, I. (2023). Wage-price spirals. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2023(2), 317-367. <https://dx.doi.org/10.1353/eca.2023.a935427>
- Mahua, P., & Sharma, P. (2019). *Inflation rate & poverty: Does poor become poorer with inflation?* (February 4, 2019). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3328539>
- Makin, A. J., & Layton, A. (2021). The global fiscal response to COVID-19: Risks & repercussions. *Economic Analysis & Policy*, 69, 340-349. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.12.016>
- Menyhárt, B. (2022). *The effect of rising energy & consumer prices on household finances, poverty & social exclusion in the EU*. JRC Science for Policy Report, European Commission. <https://doi.org/10.2760/418422>
- Monnin, P. (2014). Inflation & income inequality in developed economies (June 2, 2014). *CEP Working Paper Series*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2444710>

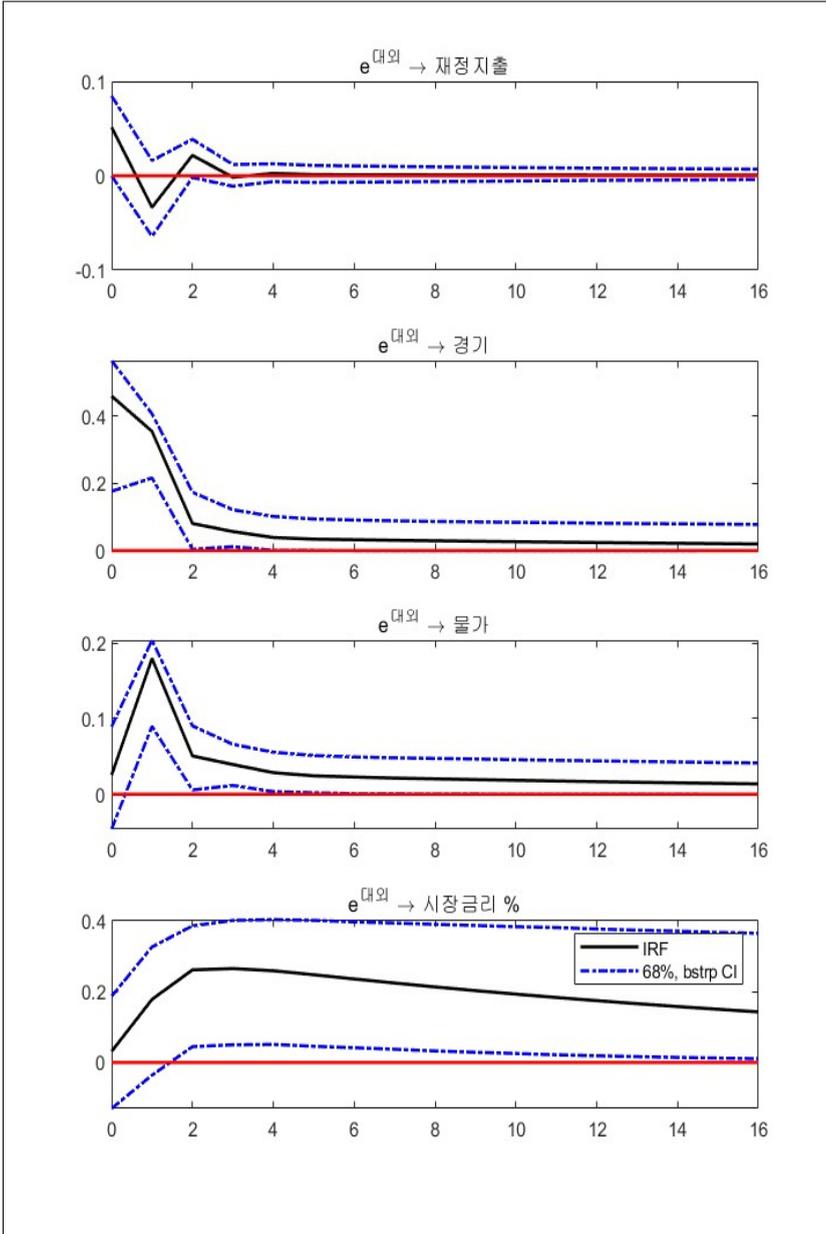
- OECD. (2020). Supporting livelihoods during the COVID-19 crisis: Closing the gaps in safety nets. *OECD Policy Responses to Coronavirus (COVID-19)*, OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/17cbb92d-en>
- OECD. (2022). Why governments should target support amidst high energy prices. *OECD Policy Responses on the Impacts of the War in Ukraine*, OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/40f44f78-en>
- OECD. (2023). The uneven impact of high inflation. *OECD Papers on Well-being & Inequalities, 18*, OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/59e2b8ae-en>
- OECD Social Expenditure Database (SOCX). OECD Data Explorer. <https://data-explorer.oecd.org/>
- Rant, V., Puc, A., Cok, M., & Verbic, M. (2024). Macroeconomic impacts of monetary & fiscal policy in the euro area in times of shifting policies: A SVAR approach. *Finance Research Letters, 64*, 105406.
- Sahm, C. (2024). *Semi-automatic fiscal stabilizers for New Zealand. Commissioned report*. The Treasury, New Zealand Government.
- Sologon, D. et al. (2022). Welfare & distributional impact of soaring prices in Europe. *IZA Discussion Paper Series, 15738*, <https://docs.iza.org/dp15738.pdf>.
- Weber, I. M., & Wasner, E. (2023). Sellers' inflation, profits & conflict: why can large firms hike prices in an emergency? *Review of Keynesian Economics, 11(2)*, 183-213. <https://doi.org/10.4337/roke.2023.02.05>



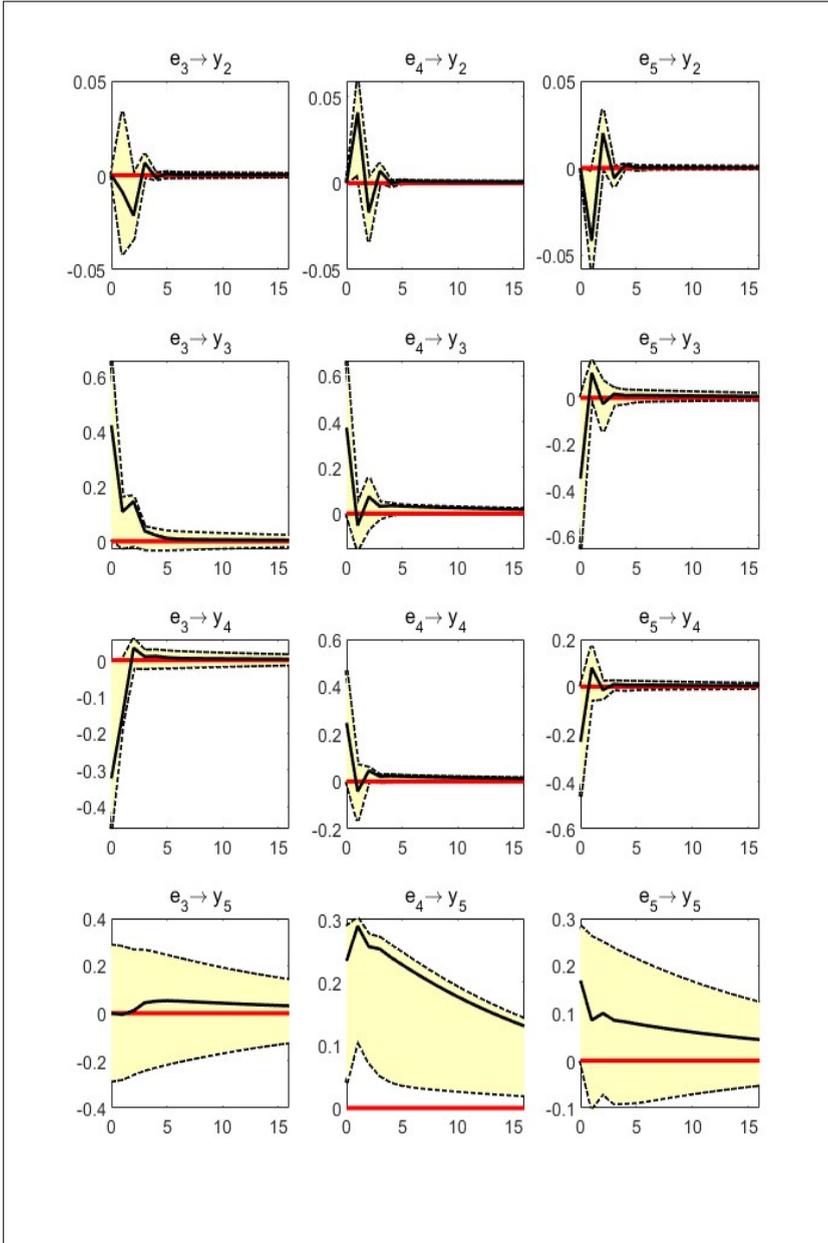
[부도 1] (RC 2) 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응



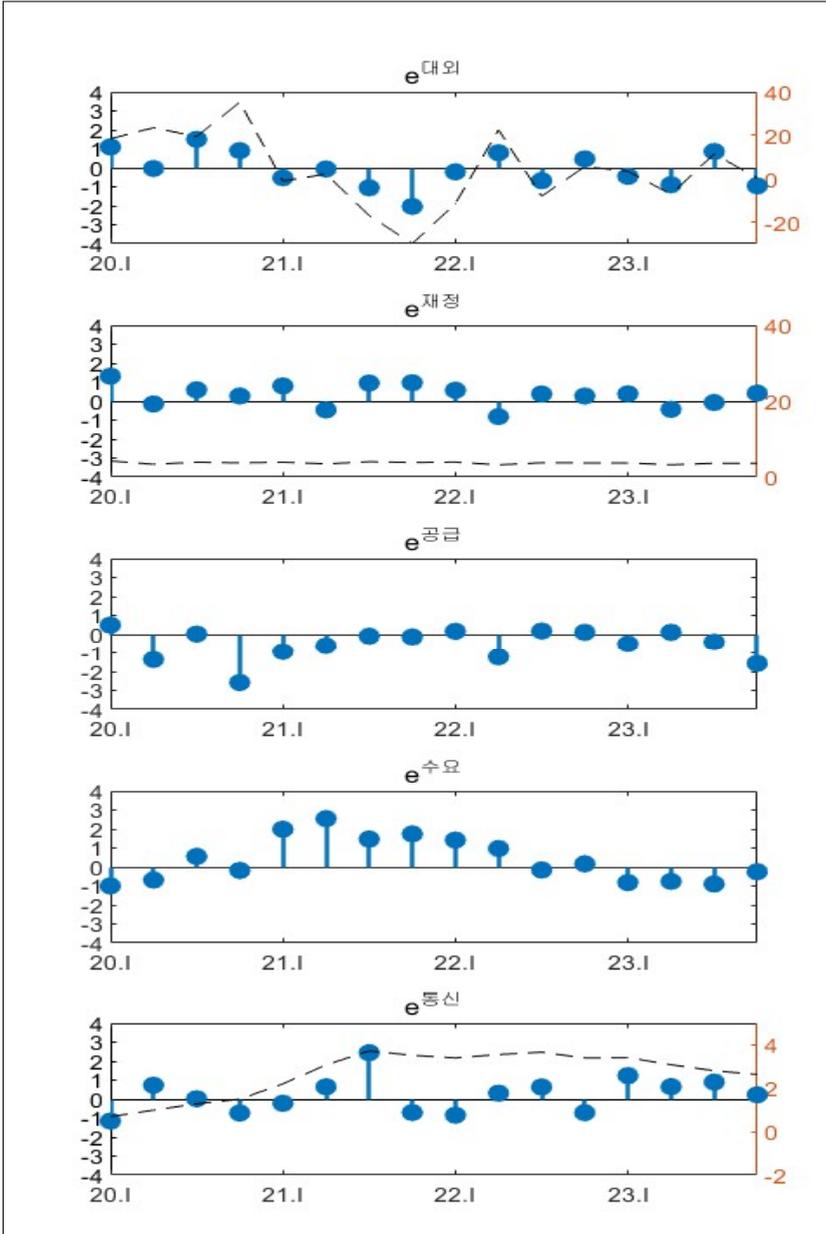
[부도 2] (RC 2) 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응



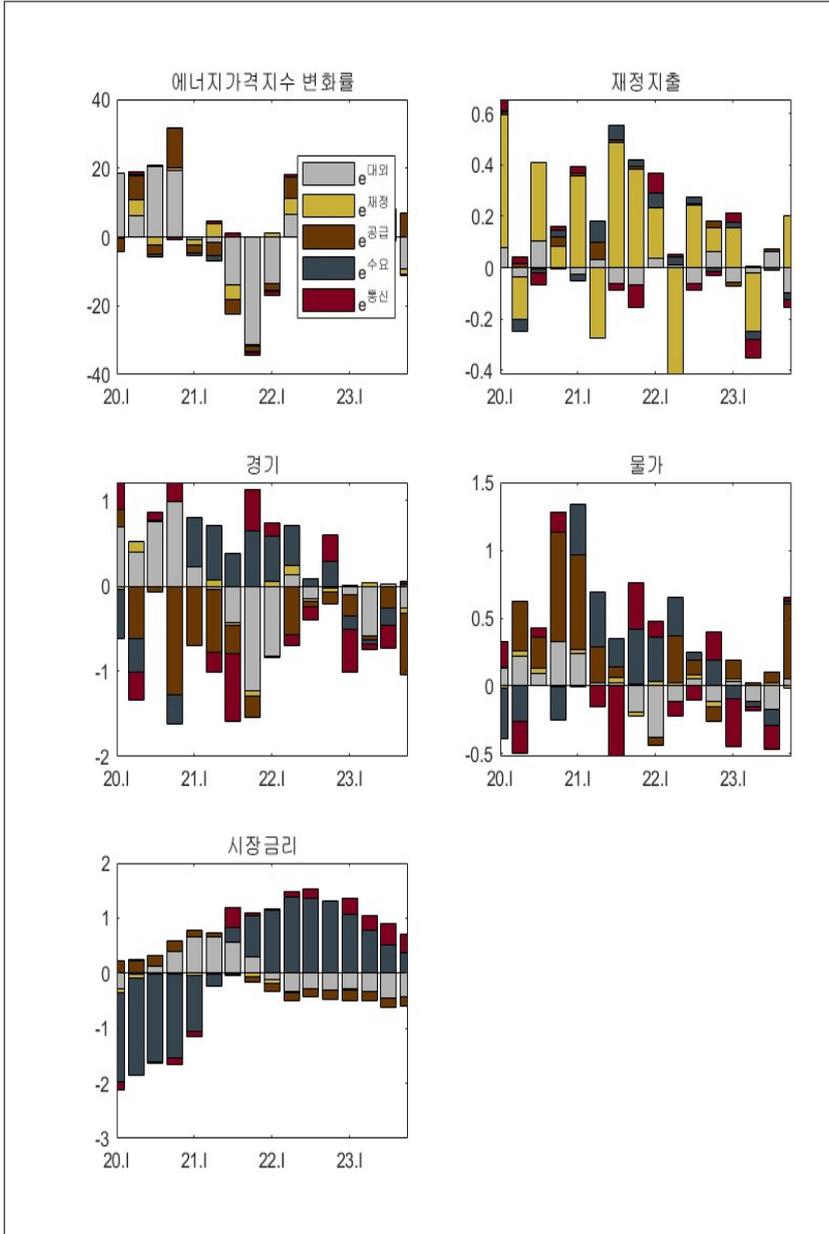
[부도 3] (RC 2) 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응



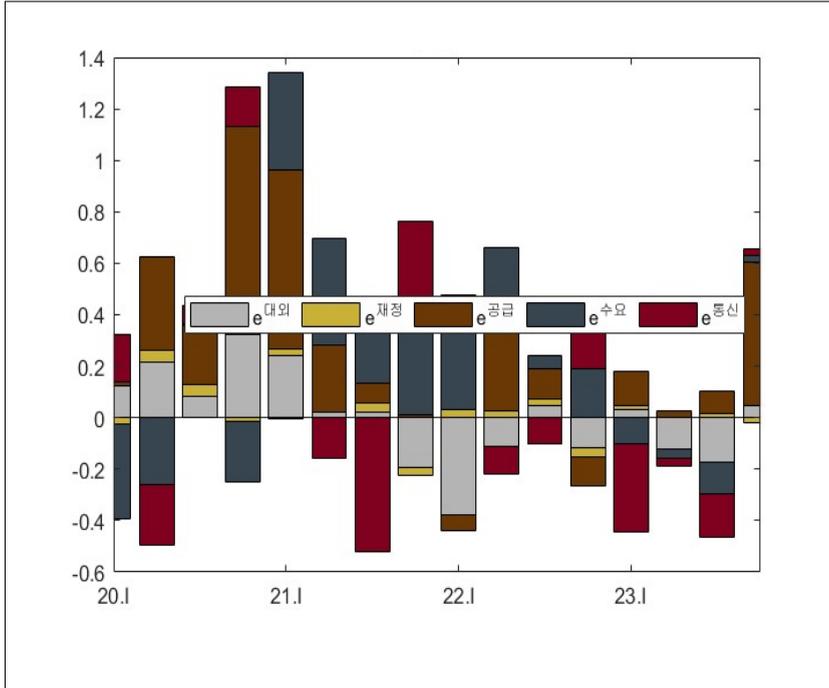
[부도 4] (RC 2) 코로나19 기간 중 구조충격 추이



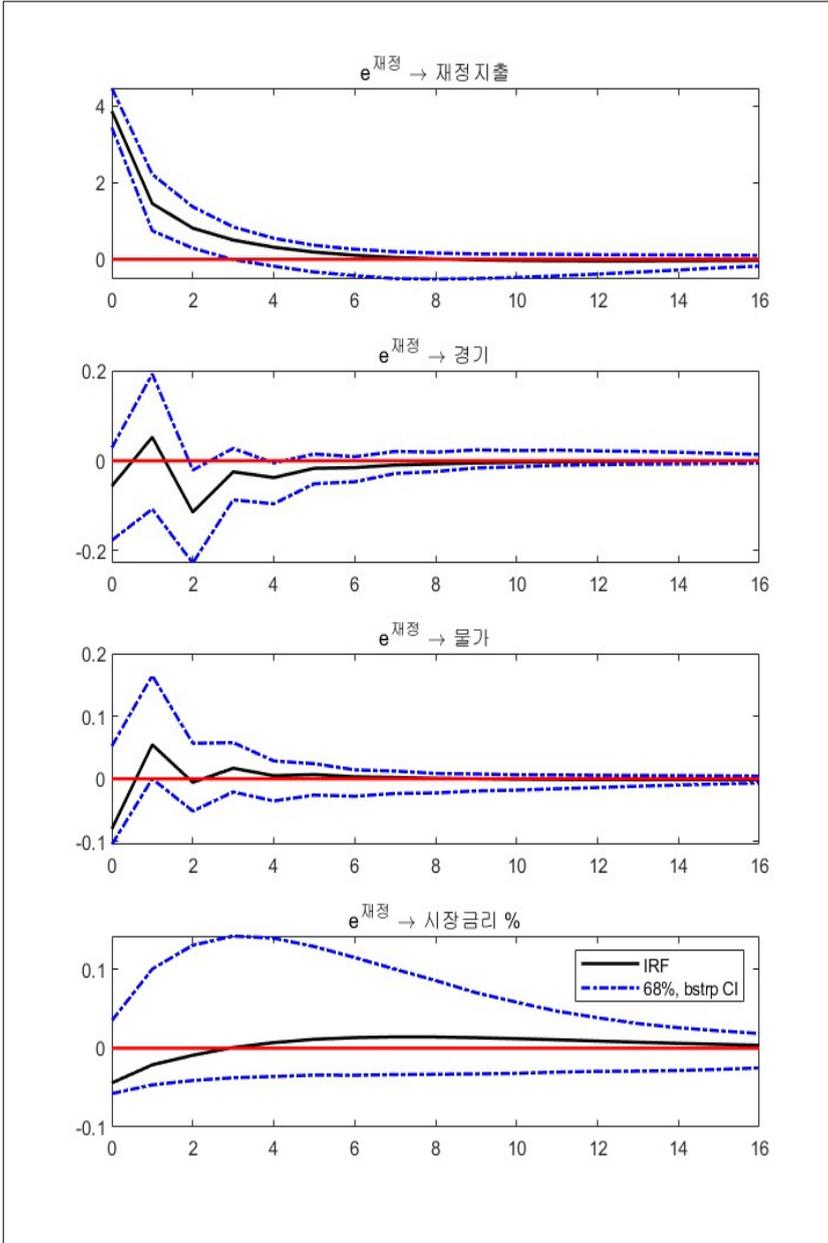
[부도 5] (RC 2) 역사적 분해 결과



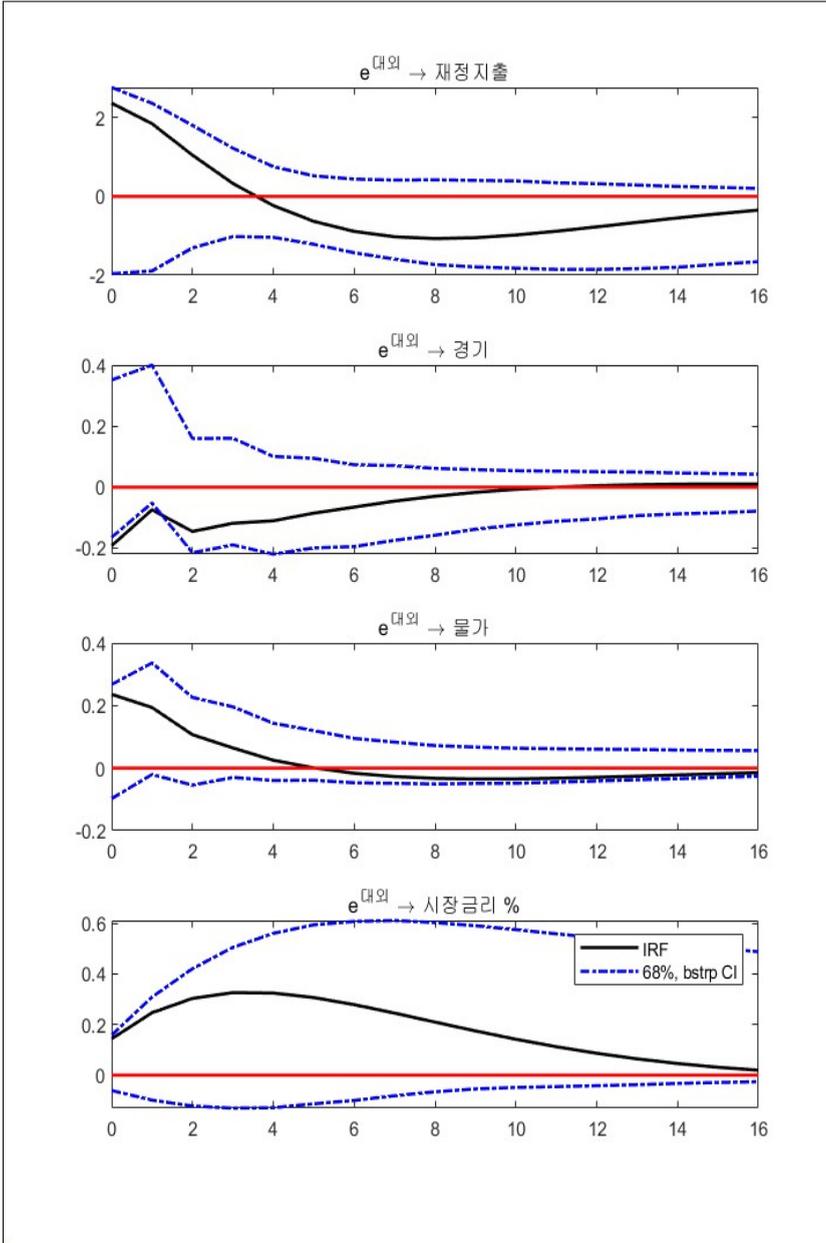
[부도 6] (RC 2) 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여



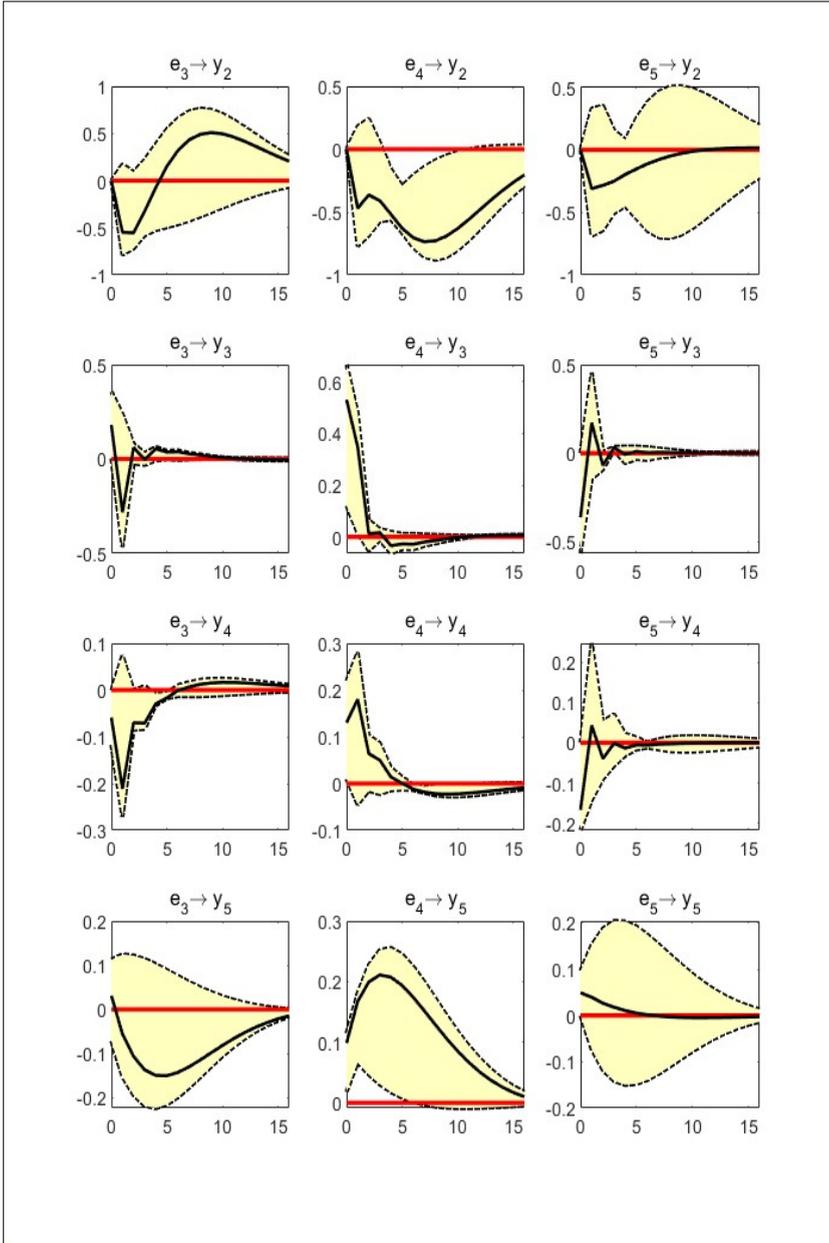
[부도 7] (RC 3) 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응



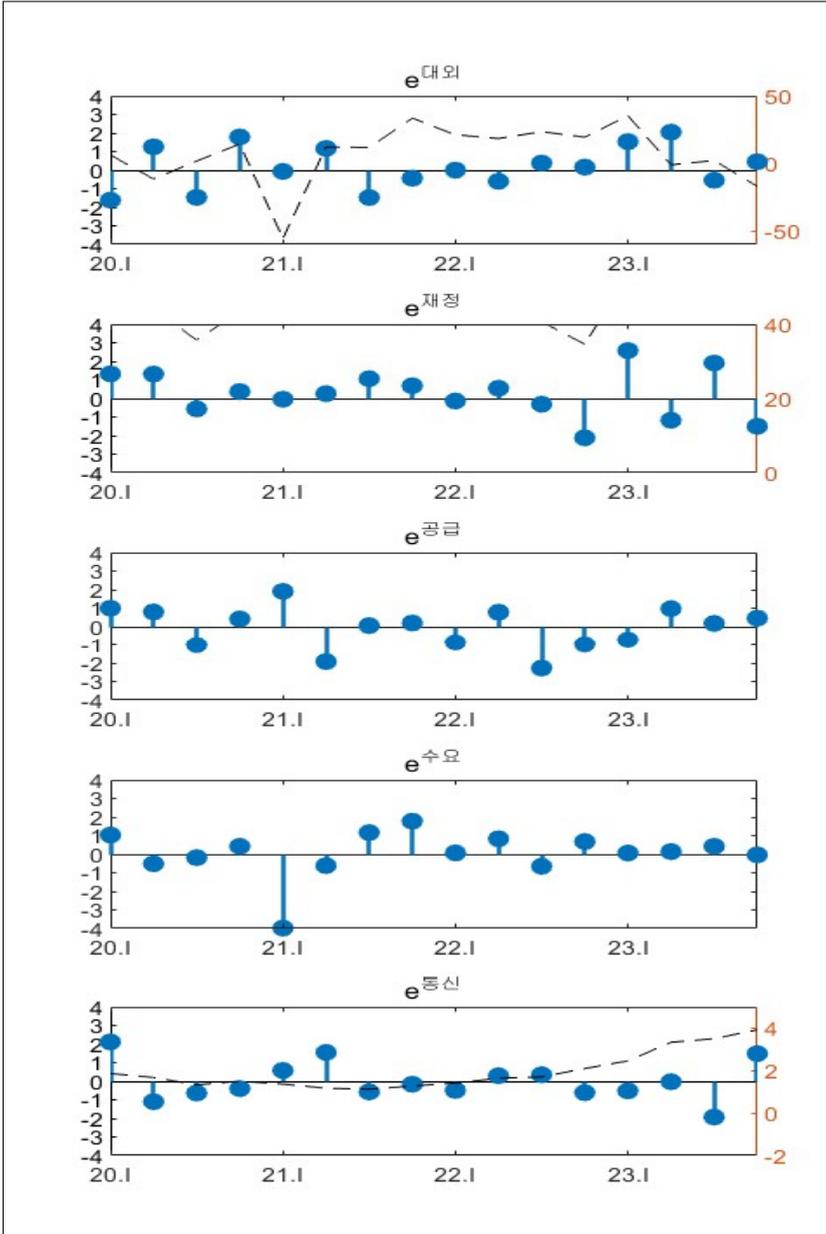
[부도 8] (RC 3) 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응



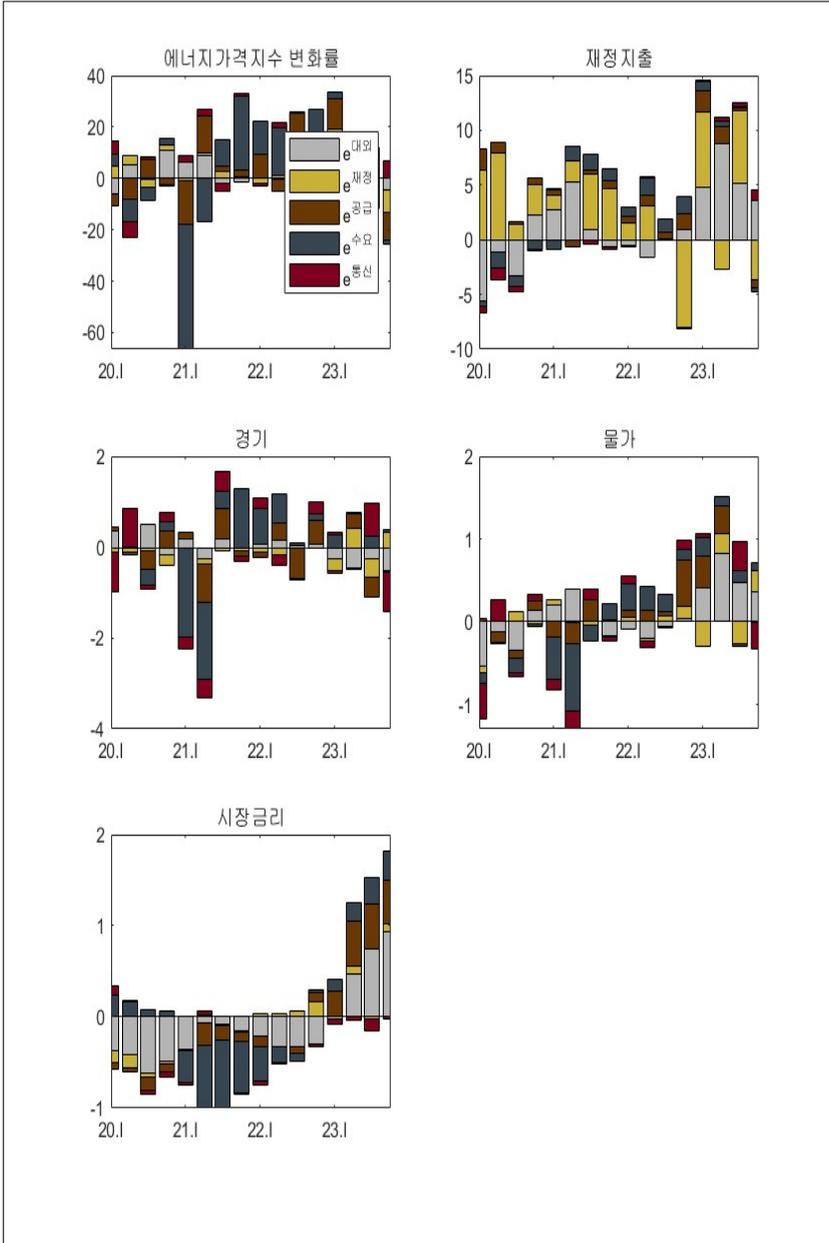
[부도 9] (RC 3) 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응



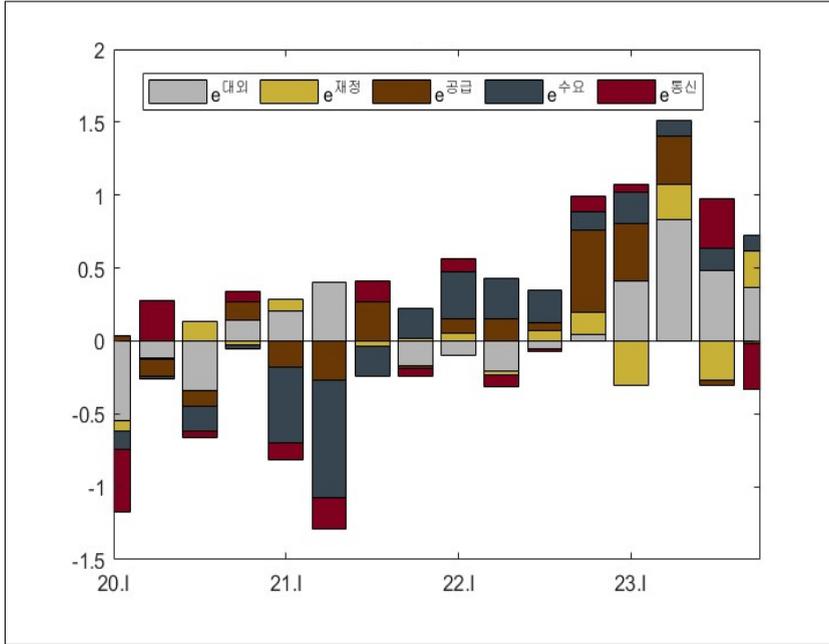
[부도 10] (RC 3) 코로나19 기간 중 구조충격 추이



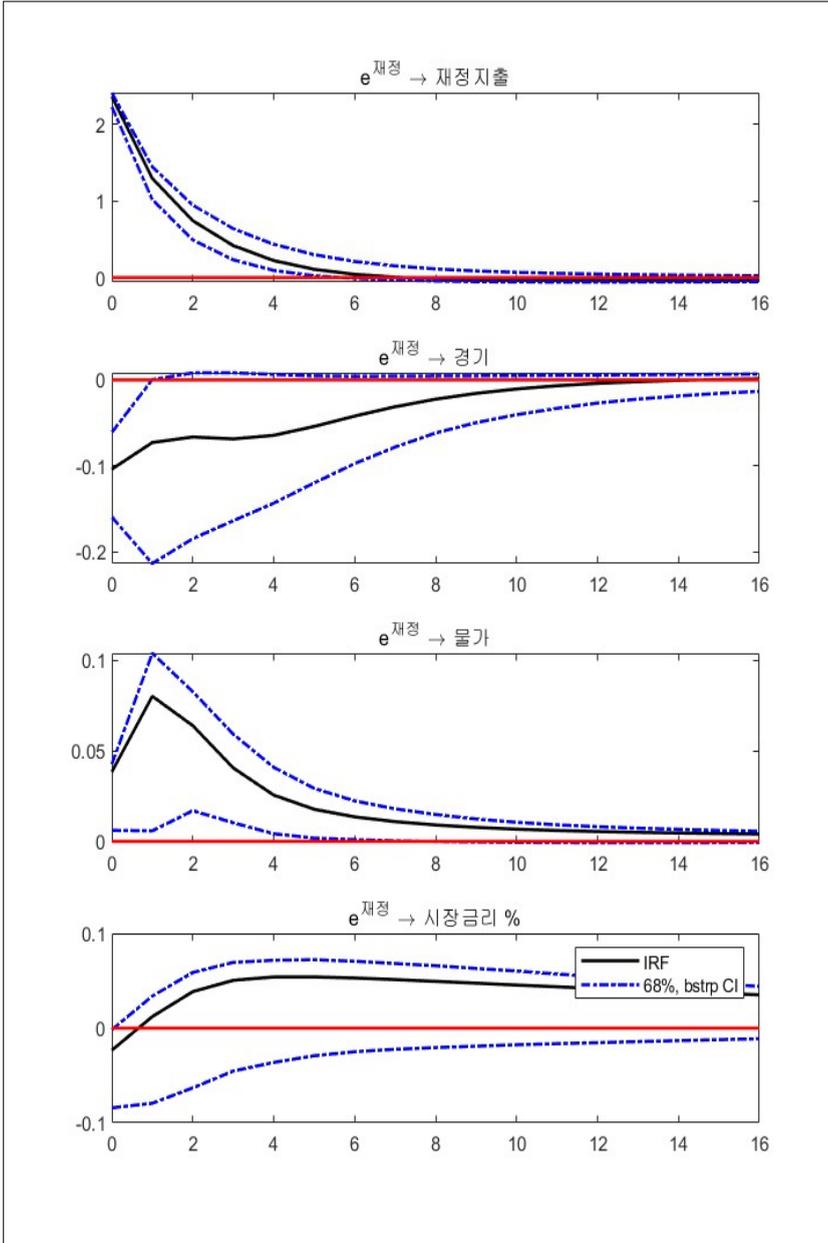
[부도 11] (RC 3) 역사적 분해 결과



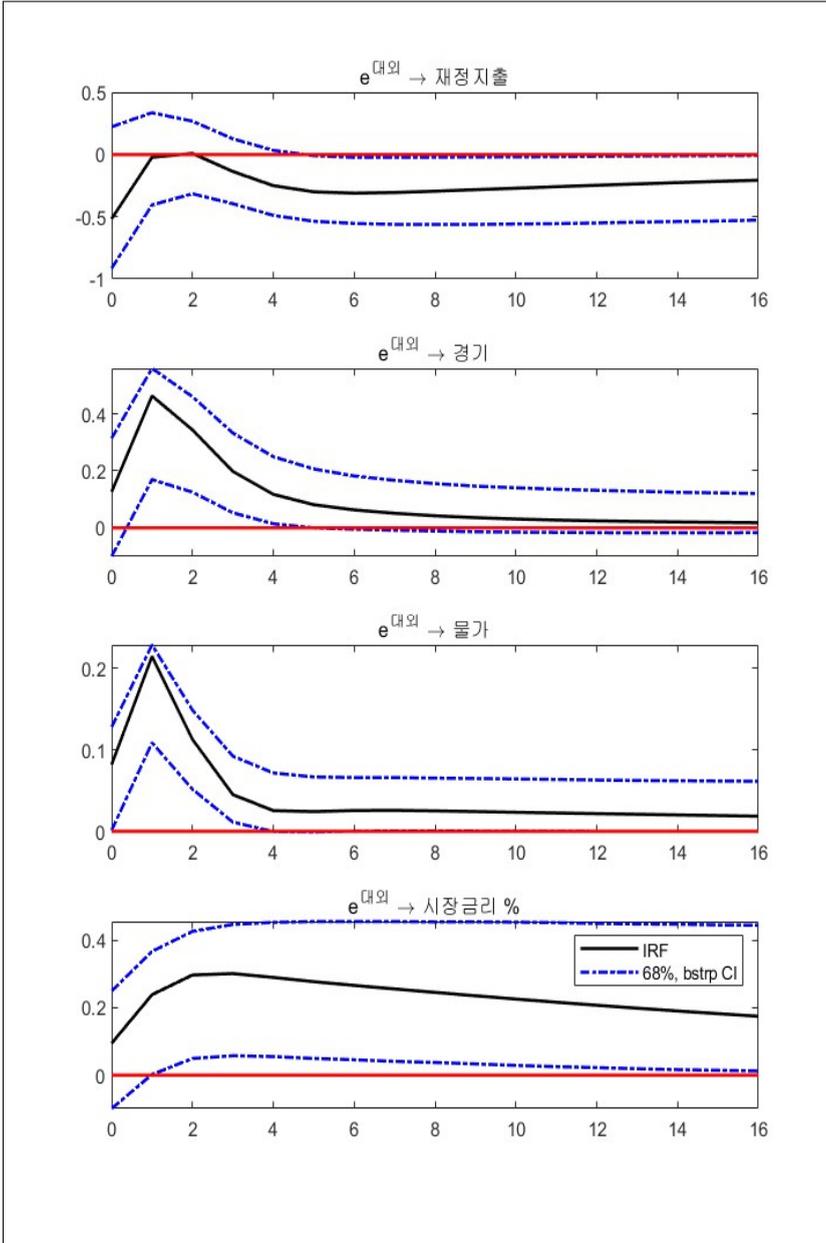
[부도 12] (RC 3) 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여



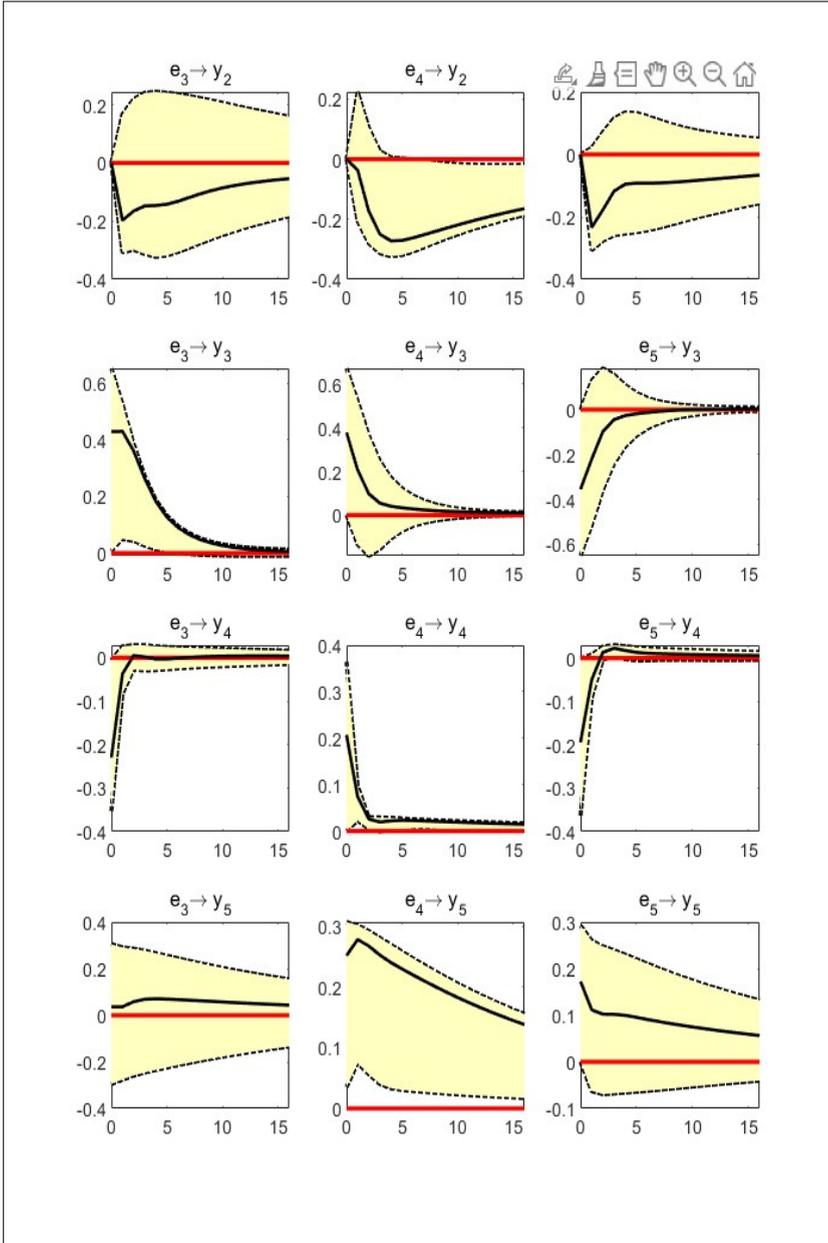
[부도 13] (RC 4) 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응



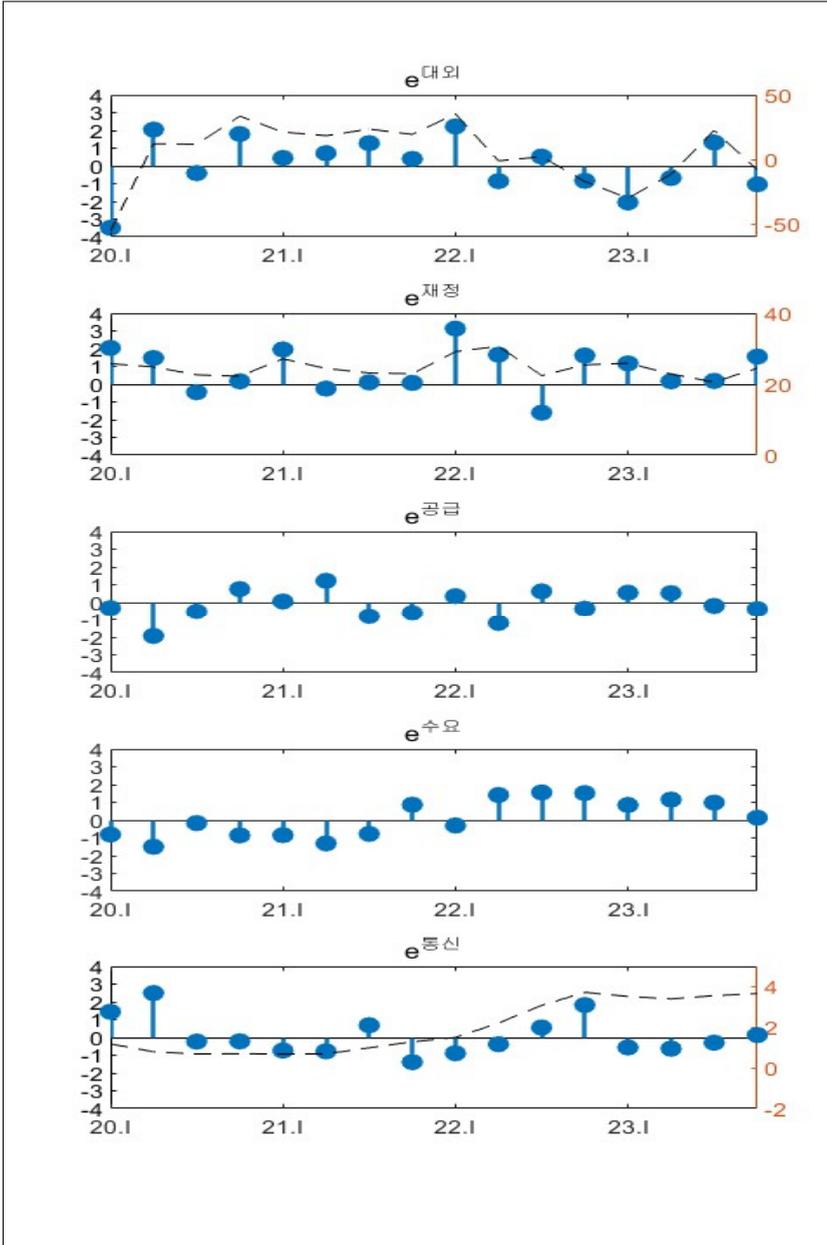
[부도 14] (RC 4) 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응



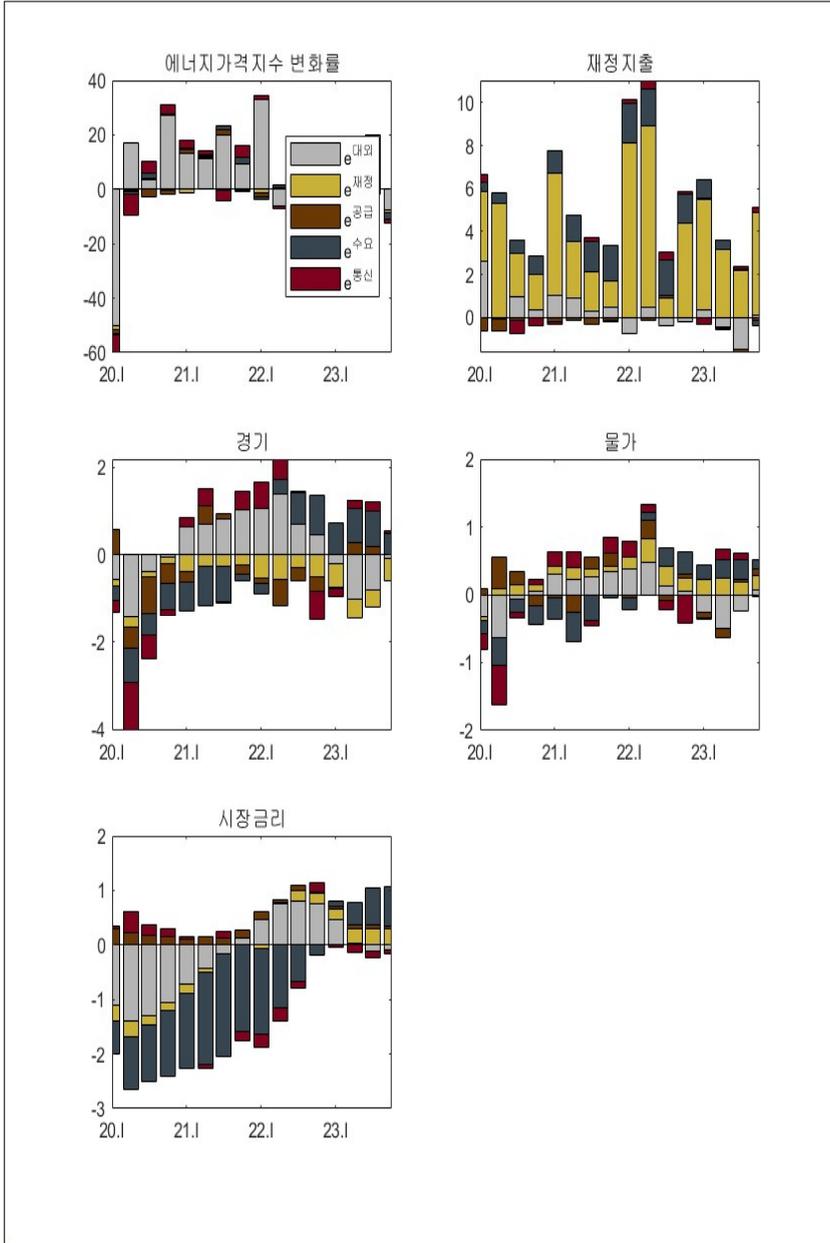
[부도 15] (RC 4) 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응



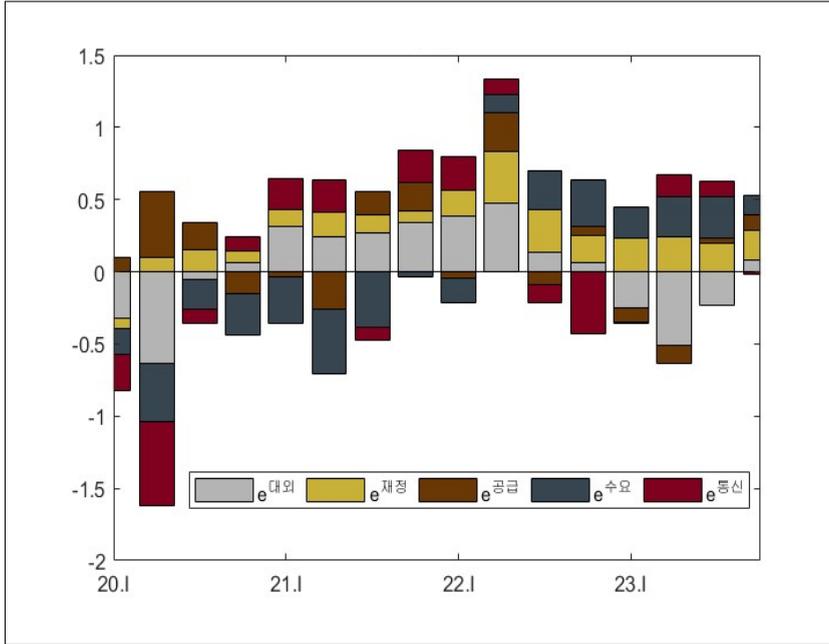
[부도 16] (RC 4) 코로나19 기간 중 구조충격 추이



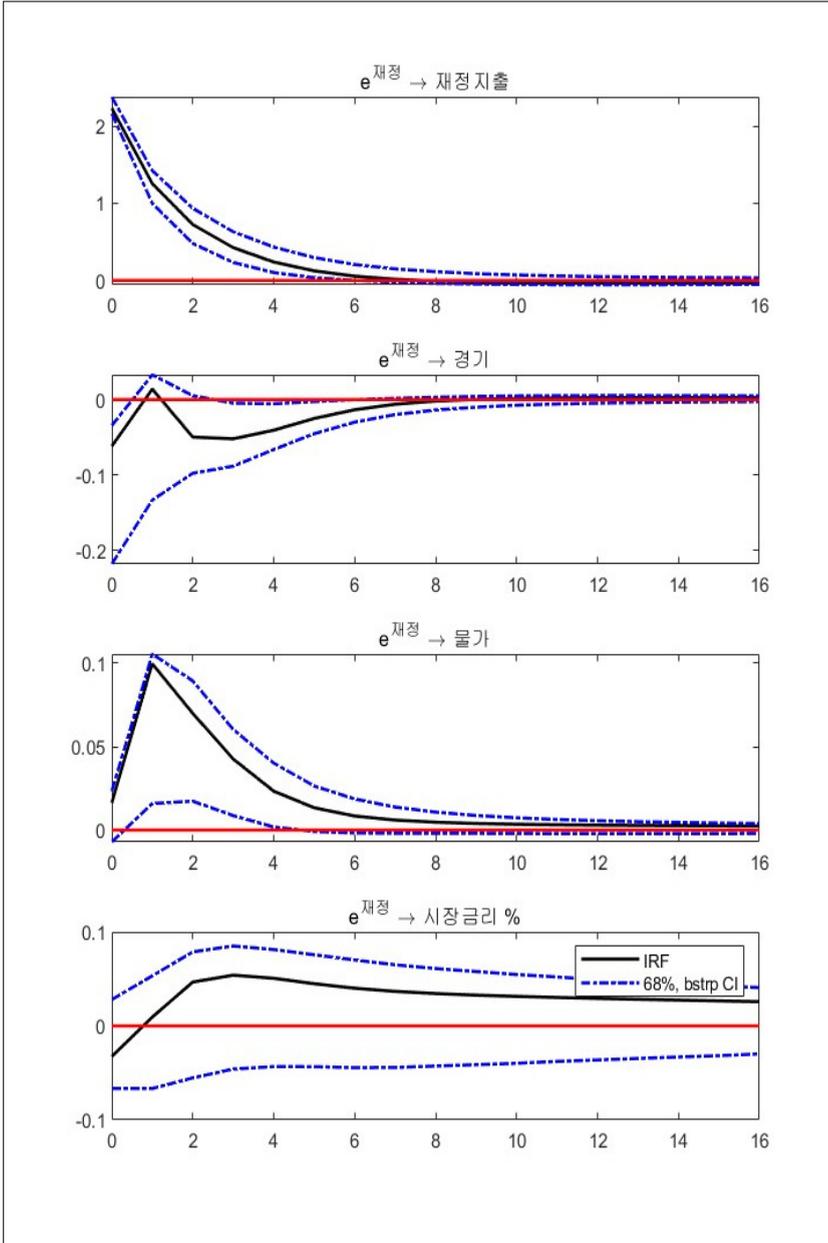
[부도 17] (RC 4) 역사적 분해 결과



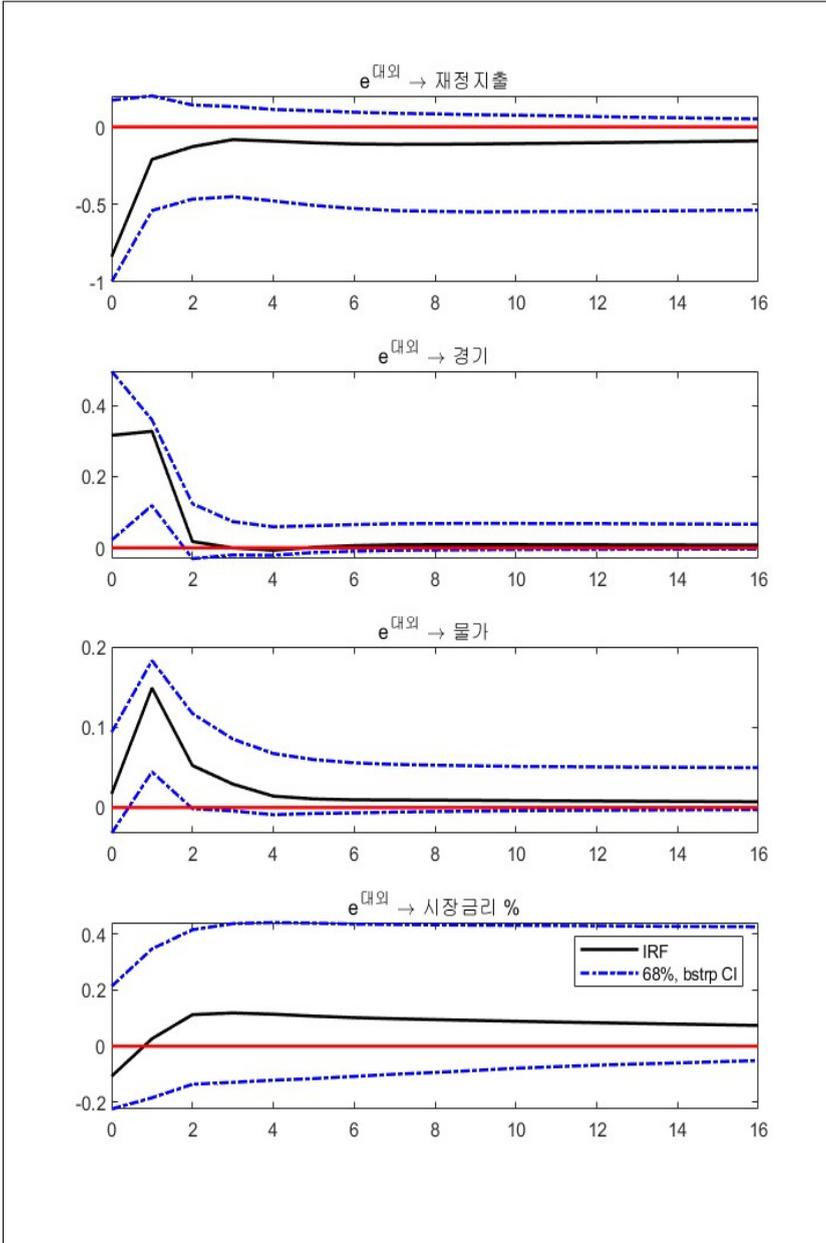
[부도 18] (RC 4) 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여



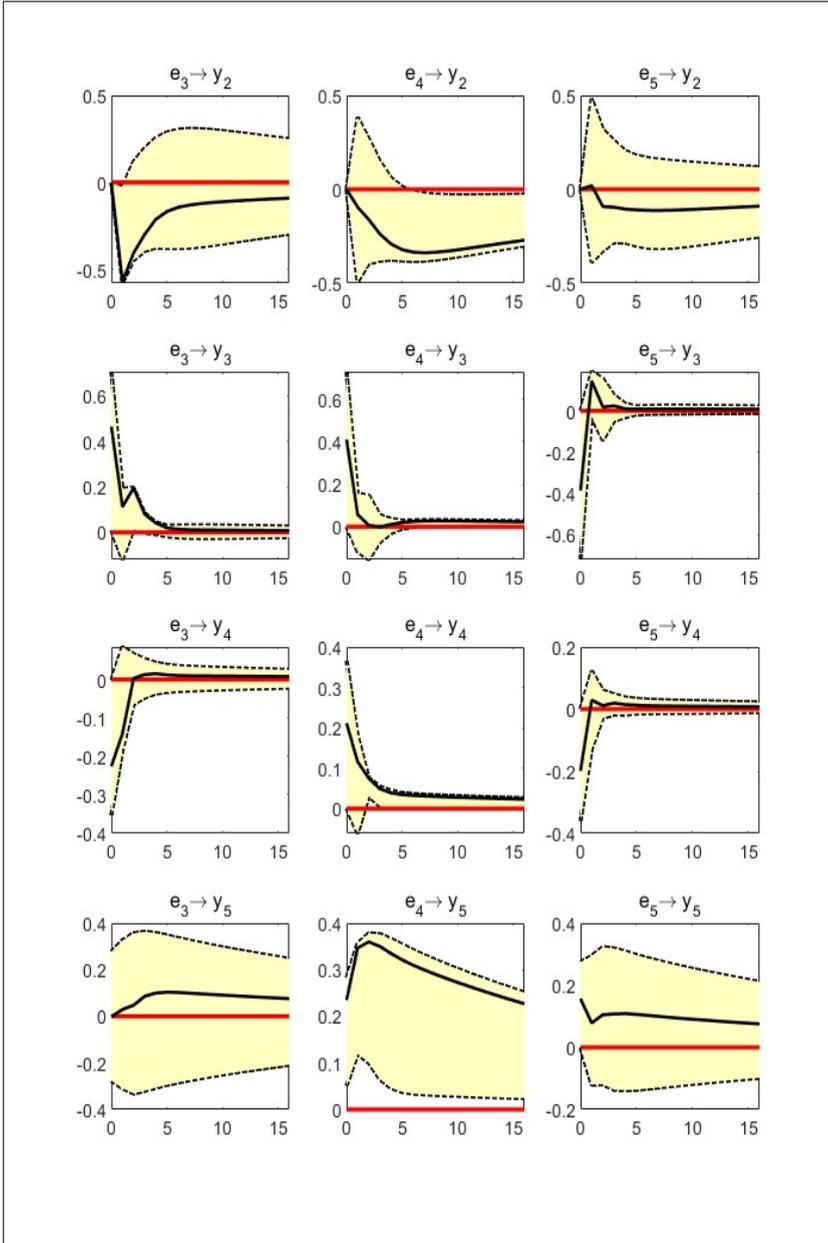
[부도 19] (RC 5) 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응



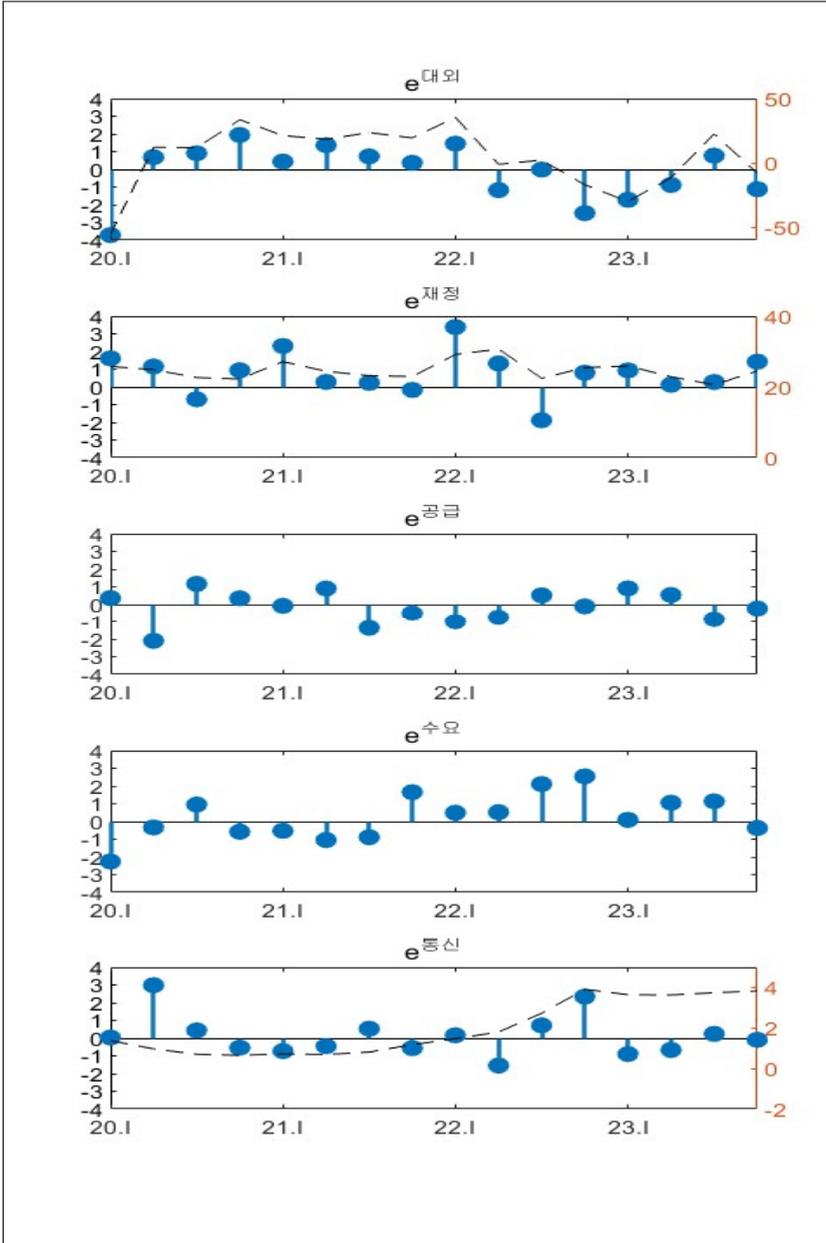
[부도 20] (RC 5) 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응



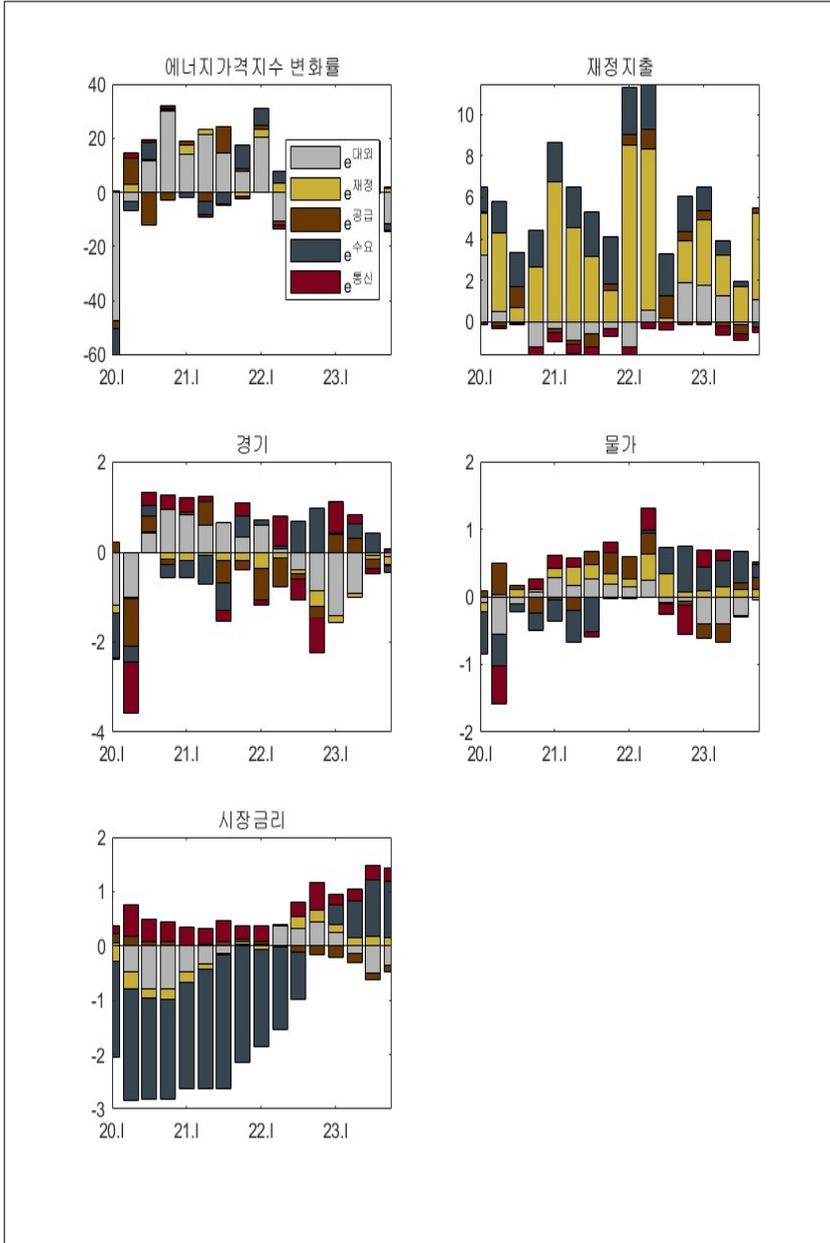
[부도 21] (RC 5) 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응



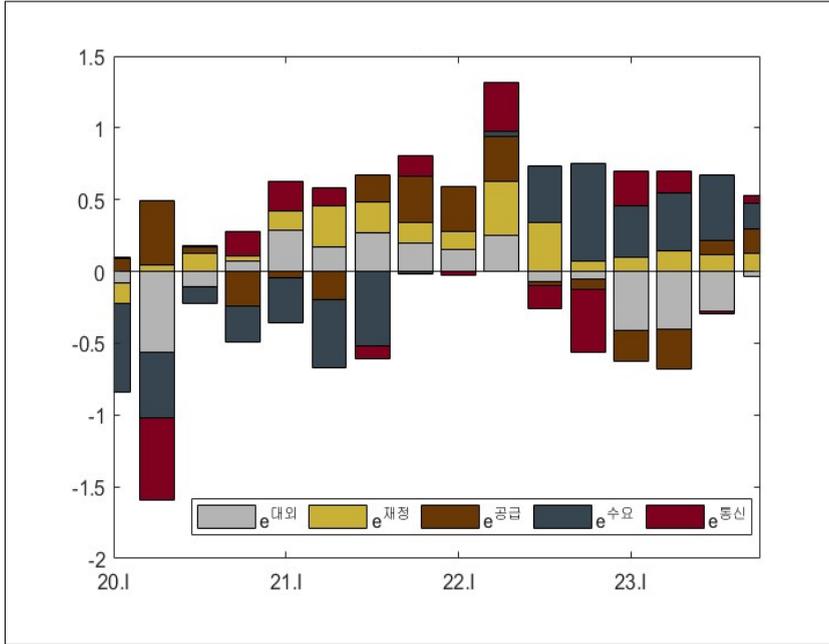
[부도 22] (RC 5) 코로나19 기간 중 구조충격 추이



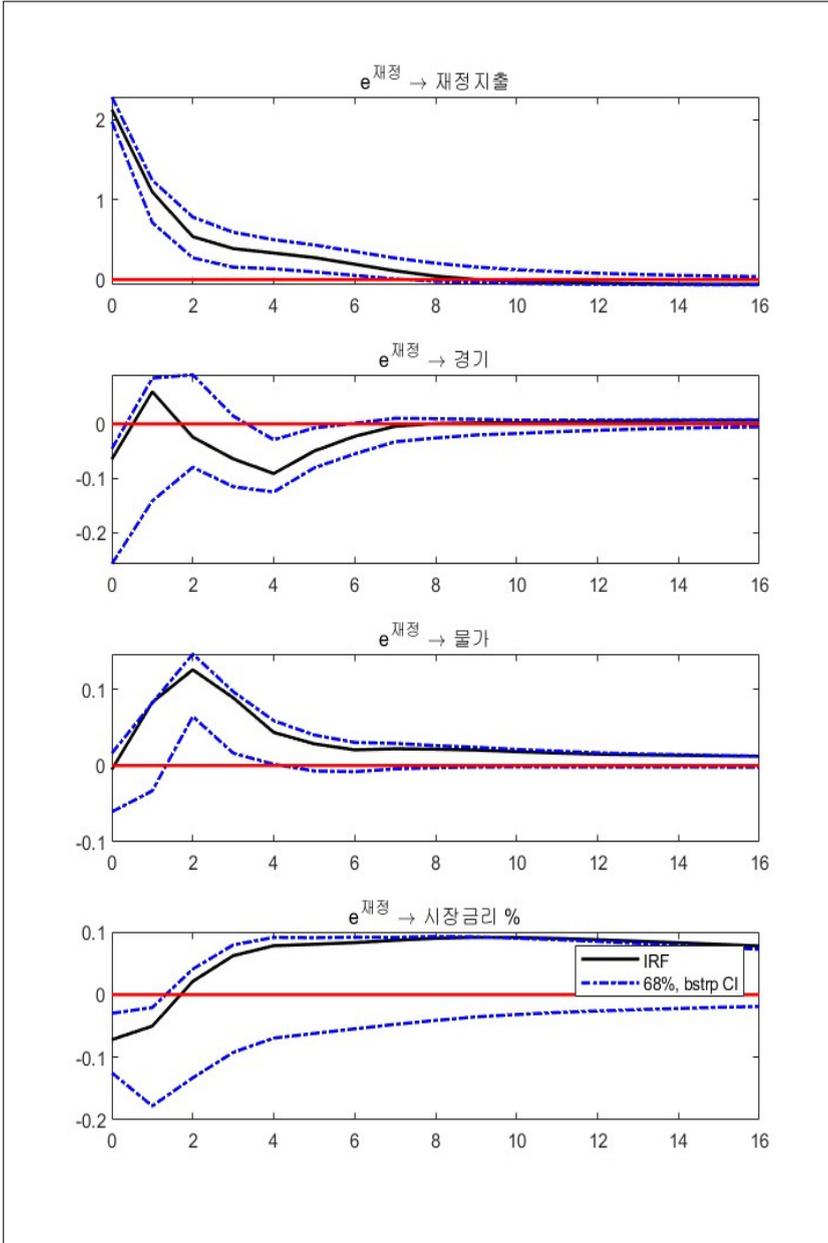
[부도 23] (RC 5) 역사적 분해 결과



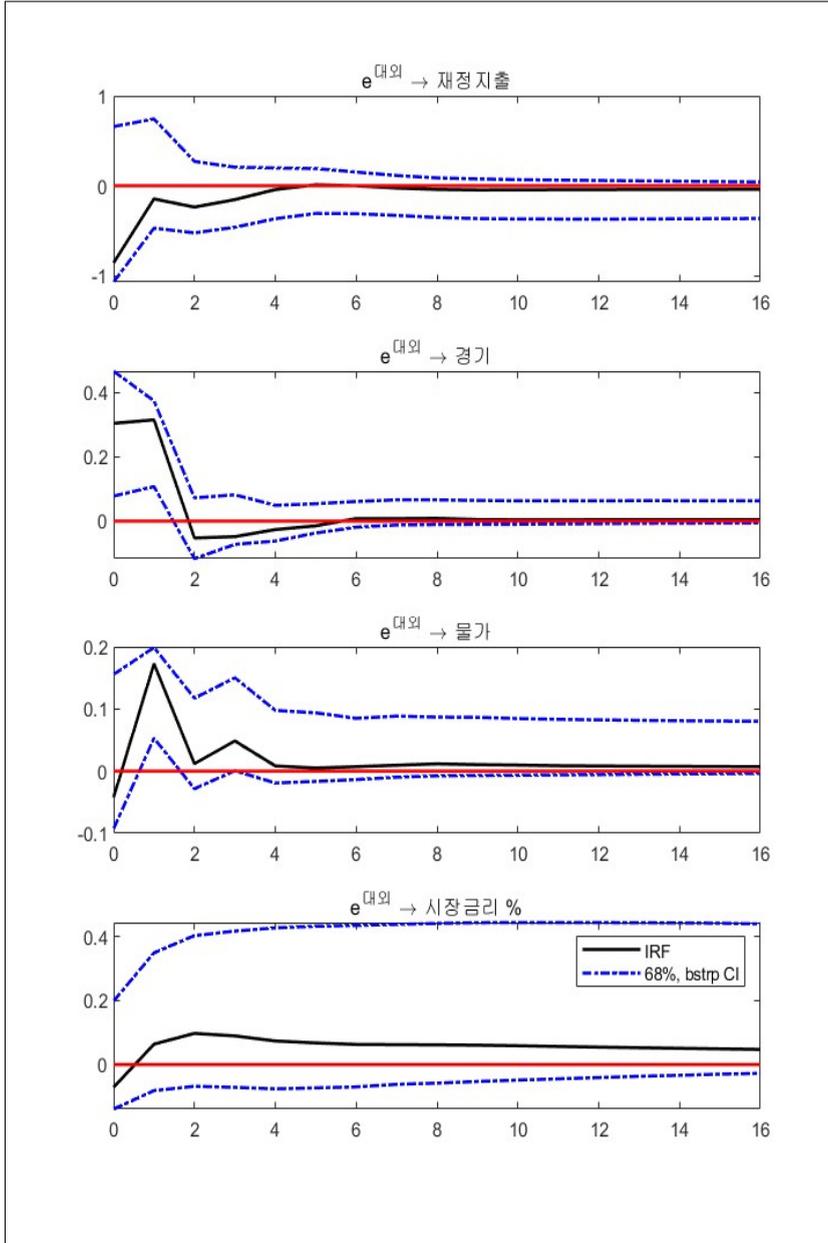
[부도 24] (RC 5) 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여



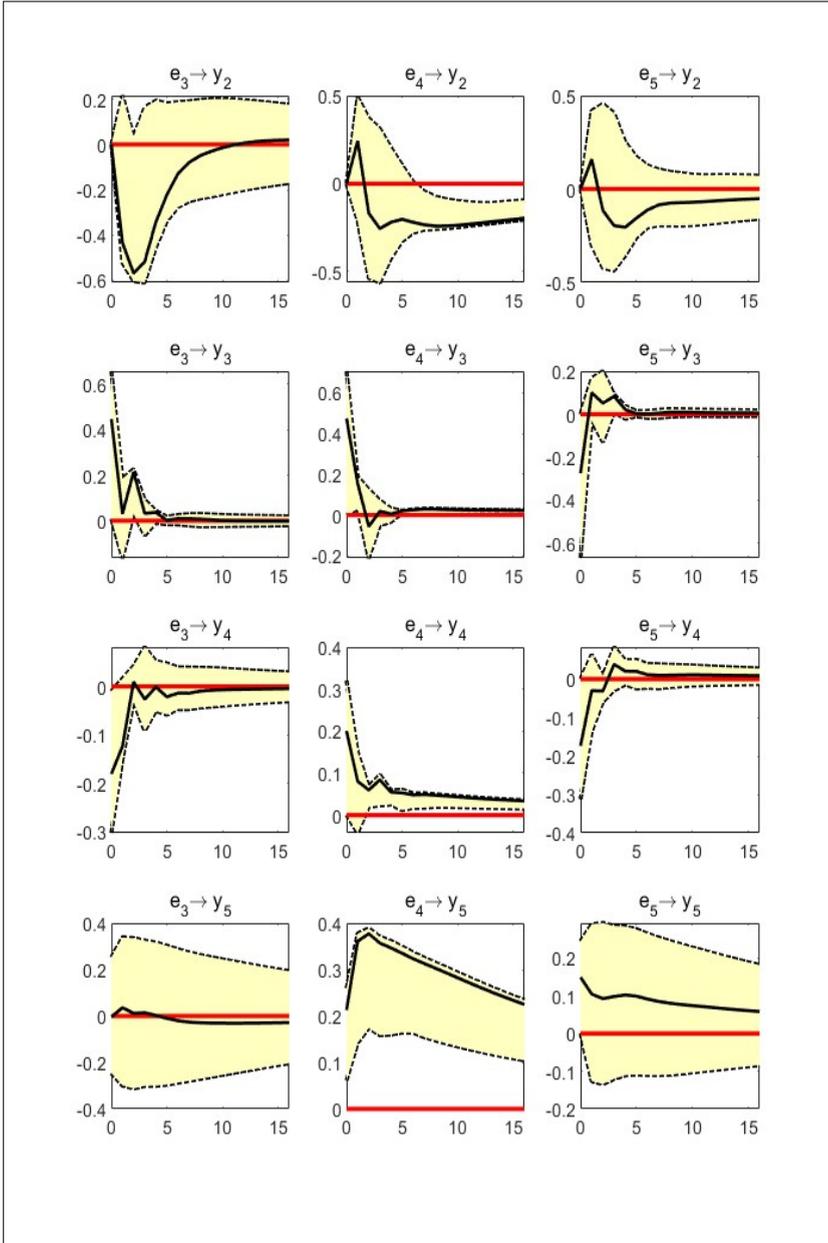
[부도 25] (RC 6) 재정 충격에 대한 거시경제변수의 반응



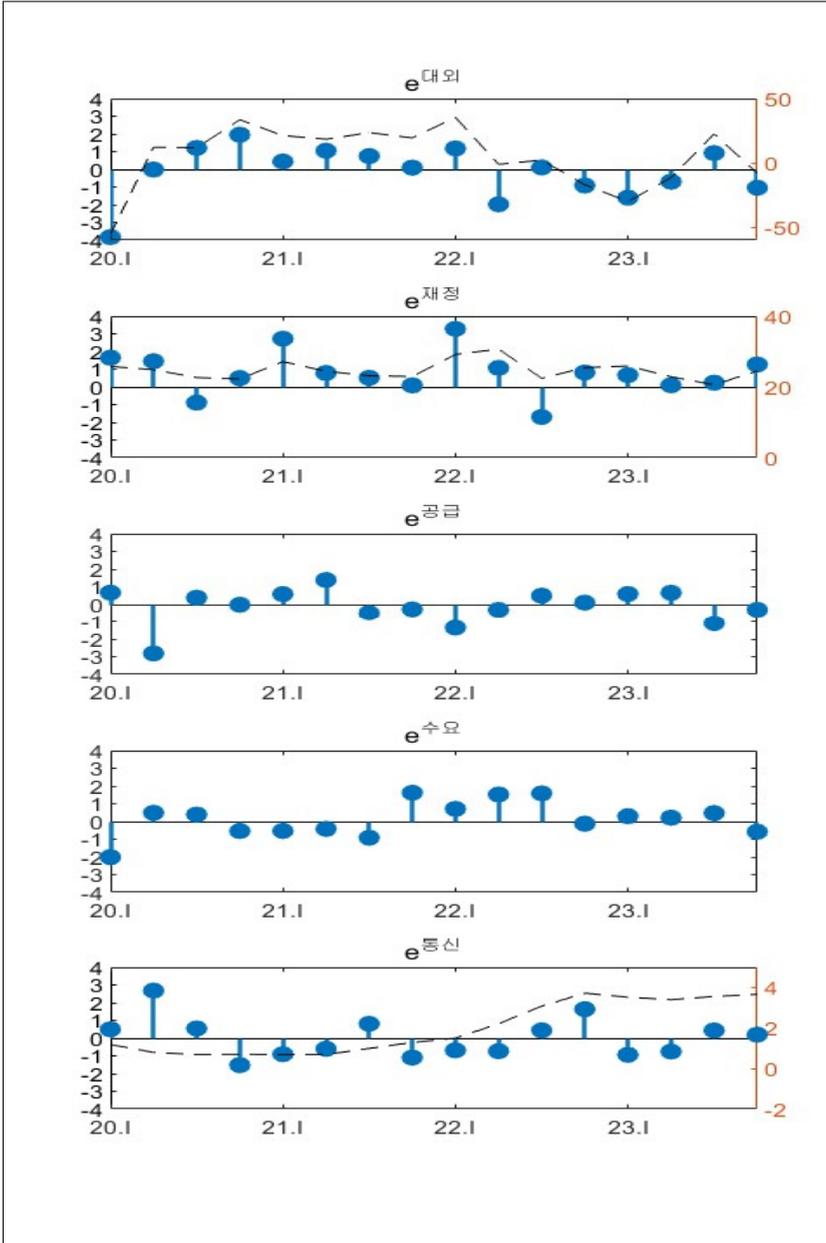
[부도 26] (RC 6) 대외 충격에 대한 거시경제변수의 반응



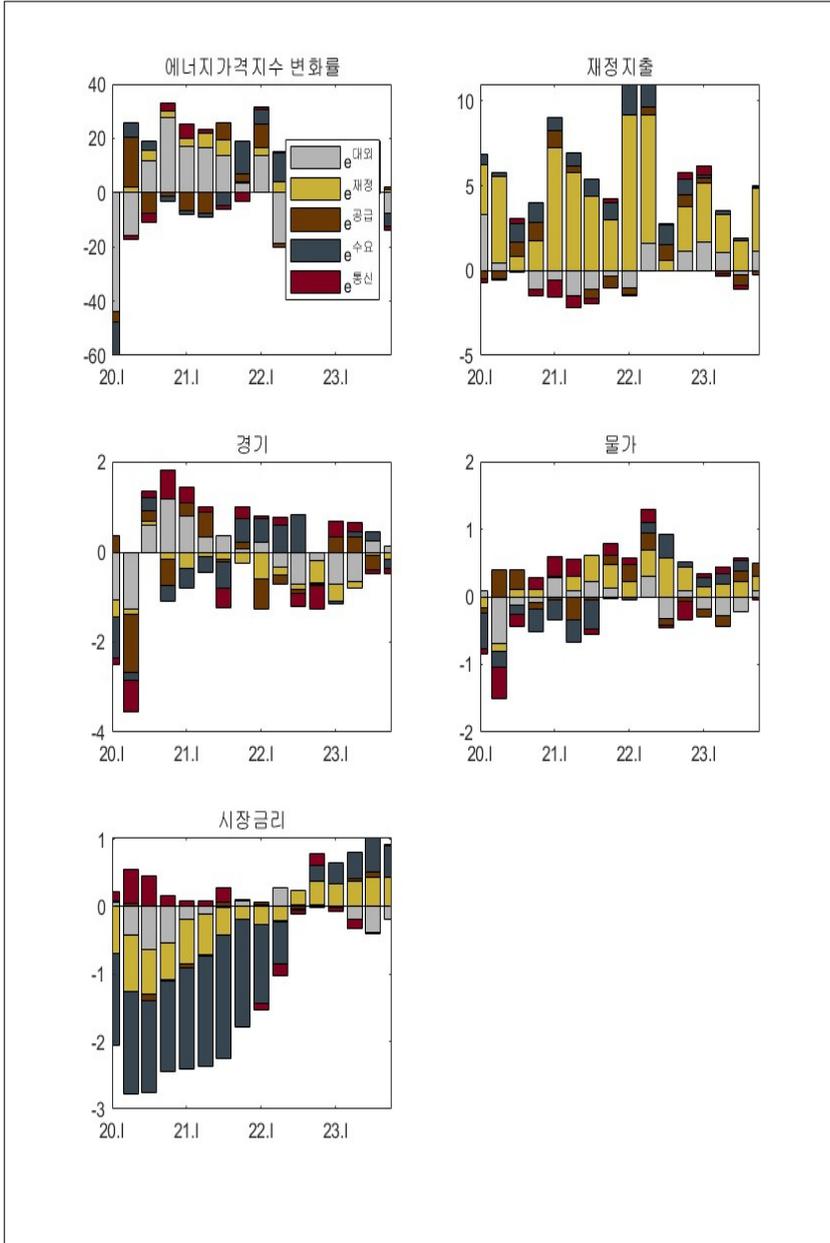
[부도 27] (RC 6) 대내 경제변수의 대내 충격에 대한 반응



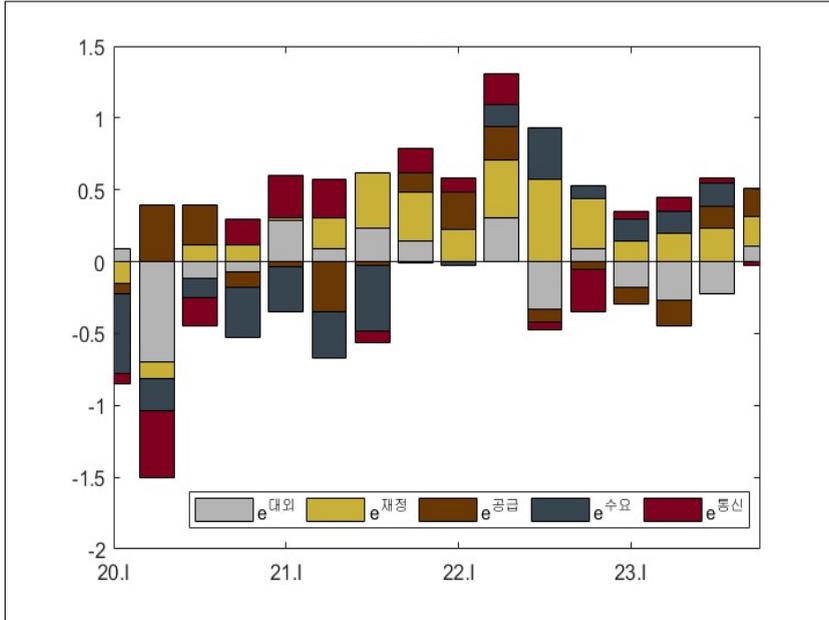
[부도 28] (RC 6) 코로나19 기간 중 구조충격 추이

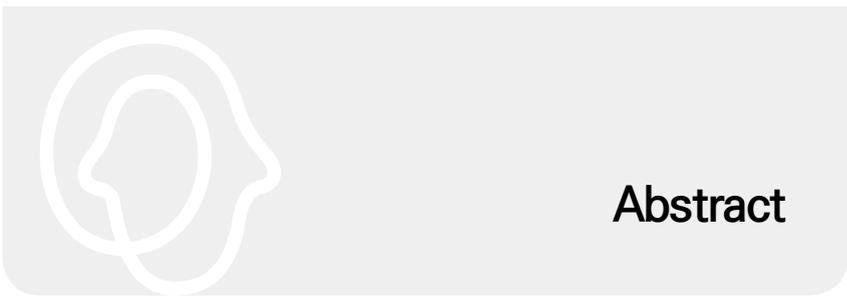


[부도 29] (RC 6) 역사적 분해 결과



[부도 30] (RC 6) 소비자물가상승률에 대한 각 구조충격의 기여





Abstract

Pandemic-Era Public Spending, Inflation, and Income Redistribution in Korea

Project Head: Ha, Solleep

This study investigates the inflationary effects of the rapid fiscal expansion during the COVID-19 pandemic in Korea and evaluates how heterogeneous inflation across households altered the redistributive impact of social protection. Using a Structural Vector Autoregression (SVAR) with major macroeconomic indicators from 2000 to 2023, we find that fiscal shocks exert a statistically significant and positive effect on consumer price inflation, contributing approximately 0.1-0.35 percentage points during the pandemic period. Heterogeneous inflation is computed using household-specific expenditure weights, showing that low-income households generally experienced higher inflation due to essential-goods consumption. However, during the mid-pandemic phase, inflation became temporarily more progressive, as high-income households faced sharper price increases in transportation, accommodation, and service-related categories.

Consequently, real-income inequality widened in most quarters, and the redistributive effect of public transfers—measured by the Gini index—declined by up to 0.1 percentage points, al-

though this pattern reversed during periods of progressive inflation. Importantly, the redistributive consequences of inflation crucially depend on which sectors fiscal demand is channeled to and on the design features of social benefits. Universal tax cuts or broadly distributed cash transfers can be fiscally costly while yielding limited redistribution, and at times even regressive outcomes. Therefore, during the recovery phase, a shift toward targeted support that takes inflationary pressures into account is advisable. To support this transition, further research is needed on strengthening the administrative and technical capacity of welfare delivery systems, as well as on the feasibility of designing automatic stabilizers—cash transfer mechanisms that adjust automatically to changes in price levels and economic conditions.

Key words : Inflation inequality, Pandemic stimulus, Automatic stabilizers