



연구보고서 24-15



# 글로벌 인플레이션의 국내파급효과와 경기안정화 정책 분석

최흥석  
송새량  
한원태  
김준형  
이용대

# 글로벌 인플레이션의 국내파급효과와 경기안정화 정책 분석

최홍석 · 송새량 · 한원태 · 김준형 · 이용대

연구보고서 24-15

## 글로벌 인플레이션의 국내파급효과와 경기안정화 정책 분석

인 쇄 2024년 12월 24일  
발 행 2024년 12월 30일  
발행인 이시욱  
발행처 대외경제정책연구원  
주 소 30147 세종특별자치시 시청대로 370  
세종국책연구단지 경제정책동  
전 화 044) 414-1179  
팩 스 044) 414-1144  
인쇄처 경성문화사 T. 02-786-2999

©2024 대외경제정책연구원

정가 7,000원  
ISBN 978-89-322-1914-1 94320  
978-89-322-1072-8 (세트)

대외경제정책연구원은 'ESG 경영' 방침에 따라  
친환경 용지를 사용합니다.



## 국문요약

1980년 이후 2020년 팬데믹 이전까지 세계 경제는 디스인플레이션을 경험하였다. 1980년 이후 글로벌 인플레이션은 1993년에 39.1%의 고점을 기록한 뒤 2000년에 이르러 4.9%로 안정되었고 2020년에 3.2%를 기록하기까지 약 20년 동안 안정적으로 유지되었다. 동 기간 G7 선진국의 인플레이션은 1980년에 12.4%의 고점을 기록한 뒤 빠르게 안정되어 1983년에는 4.8%까지 떨어졌고 이후 5% 미만을 유지하다 2020년에는 0.8%까지 낮아졌다. 이러한 글로벌 디스인플레이션의 배경에는 세계화에 따른 생산비용 하락, 가격경쟁, 그리고 거시경제정책의 발전 등이 있는 것으로 논의된다.

그러나 2020년 발생한 코로나19 팬데믹으로 인해 글로벌 공급망이 훼손되었고 이것이 수요의 빠른 회복, 러시아-우크라이나 전쟁으로 인한 원자재 가격 상승, 팬데믹 기간에 이루어진 막대한 유동성 공급 등과 겹치면서 2021년에서 2022년 사이 세계 경제는 급격한 인플레이션을 경험하게 되었다. G7 선진국의 인플레이션은 2020년 0.8%에서 2021년 3.3%로 2.5%p 증가하였고 2022년에는 7.3%를 기록하면서 전년 대비 4%p 치솟았다. 인플레이션율은 특히 러시아-우크라이나 전쟁의 영향을 크게 받은 유럽연합에서 급격히 상승하였는데, 2020년 0.7%였던 유럽연합의 인플레이션은 2021년에는 2.9%, 2022년에는 9.3%까지 치솟았다. 글로벌 인플레이션 역시 2022년에 8.7%의 높은 수치를 기록하였다. 이는 1996년 이후 26년 만의 가장 높은 글로벌 인플레이션이었다.

이에 따라 본고는 이러한 글로벌 인플레이션이 국내 물가를 비롯한 한국의 거시경제변수들에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다.

먼저 제2장에서는 2020년 팬데믹 이후 글로벌 인플레이션의 전개 과정을 개괄하고 문헌조사를 통해 지역별 차이 및 그 요인에 대해 살펴보았다. 팬데믹 발생 직후에는 섣달운 등으로 인한 경기침체로 인플레이션이 감소하였으나, 팬데믹이 소강상태에 접어든 2021년 이후에는 인플레이션이 지역과 국가를 막론하고 급격히 증가하였다. 이 기간 인플레이션의 하락과 반등에는 수요측 요인의 기여도가 더 큰 것으로 파악되었다. 지역별로는 미국에 비해 유럽이 더 큰 폭의 인플레이션을 경험하였는데, 이는 유럽 국가들의 소비재가 상대적으로 대외요소 의존도가 더 크기 때문으로 분석된다. 상승한 인플레이션의 정상상태로의 회귀는 임금 경직성이 낮거나 인플레이션 기대가 안정적인 때 원활히 이루어졌다. 노동시장의 매칭 효율성 또한 인플레이션에 영향을 미쳤는데, 팬데믹 이후 발생한 매칭의 비효율성이 미국 인플레이션의 더딘 회복을 야기하였다. 반면 한국의 경우 매칭 효율성이 빠르게 회복되어 임금 및 물가상승률의 증가를 억제할 수 있었던 것으로 나타났다.

다음으로 제3장에서는 주요국별로 글로벌 인플레이션(해외 인플레이션)이 국내 인플레이션에 미치는 영향을 선형회귀분석을 통해 살펴보았다. 이어지는 제4장에서 구조적 모형을 통해 국내 인플레이션에 영향을 미치는 요인들을 보다 체계적으로 알아보기 전에 해외 인플레이션에 집중하여 그 효과를 살펴보는 것으로 생각할 수 있다. 이를 위해 한국을 포함하여 데이터가 가용한 39개국을 선정하고, 국가별로 자신을 제외한 38개국의 물가상승률 가중평균을 해외 인플레이션으로 사용하였으며(가중치 = 수입액의 비중), 환율변동만을 통제하였다. 보다 구체적으로, 국내 인플레이션은 수입물가상승률, 생산자물가상승률,

소비자물가상승률 등을 통해 살펴보고, 해외 인플레이션 계산에는 모든 경우에 생산자물가상승률을 사용하였다.

그 결과 한국을 포함한 대부분의 분석대상국에서 해외 인플레이션이 국내 인플레이션에 통계적으로 유의하게 전이됨을 알 수 있었다. 특히 한국의 경우 해외 인플레이션이 1%p 상승할 경우 국내 소비자물가 상품지수 상승률이 단기적으로 0.42%p, 장기적(2년 누적)으로 0.52%p 상승하는 것으로 나타났다. 다른 국가들의 경우 캐나다, 뉴질랜드와 같이 해외 인플레이션의 전이효과가 통계적으로 유의하게 나타나지 않는 국가들도 있었으나, 대체로 유의하게 나타났다. 예컨대 미국의 경우 해외 인플레이션이 1%p 상승하면 국내 소비자물가 상품지수 상승률이 단기적으로는 1.14%p, 장기적으로는 1.17%p 상승하는 것으로 나타났다. 이러한 결과들은 해외 인플레이션의 전이효과를 통계적으로 입증하고 그 크기를 밝힌다는 점에서 학술적, 정책적으로 의미있다 할 것이다.

마지막으로 제4장에서는 글로벌 인플레이션의 국내 파급효과를 체계적으로 살펴보기 위해 구조적 모형인 Chen *et al.*(2023)의 통합정책체계(Integrated Policy Framework)를 사용하였다. 이 모형은 동태확률일반균형(DSGE) 모형으로서 하나의 소규모 개방경제와 하나의 대규모 폐쇄경제를 상정하는데, 전자에 한국을, 후자에 미국을 대입하여 베이지안 방식으로 모수를 추정된 뒤 해외 물가변동을 포함한 16가지 외생충격들이 국내 인플레이션에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 국내 인플레이션(근원PCE물가지수상승률)의 주요 변동요인은 임금, 국내비용, 수입비용, 수입수요 등인 것으로 나타나 글로벌 인플레이션의 전이효과는 상대적으로 크지 않은 것으로 나타났다.

그러나 제3장에서 살펴본 바와 같이, 글로벌 인플레이션이 국내 인플레이션에 미치는 영향은 절대적인 측면에서 통계적으로도 경제적으로도 상당히 유의하다. 앞서 언급한 수치들(글로벌 인플레이션이 1%p 상승할 경우 국내 소비자물가 상품지수 상승률이 단기적으로 0.42%p, 장기적으로 0.52%p 상승)은 한국과 비슷한 경제 규모를 가진 이탈리아와 비교해도 작지 않다(단기 0.06%p, 장기 0.34%p). 또한 이러한 전이효과는 국내 단기 수입물가 상승에 대하여 더욱 크다(1.27%p). 따라서 관련 정책의 수립 및 시행에 있어 단기적으로는 국제 원자재 시장 동향 모니터링의 강화가 필요하고, 중장기적으로는 수입선 다변화, 원자재 수입 의존도 축소를 위한 국내 생산 기반 확충 및 대체재 개발, 수출입 물류체계의 효율성 제고 등이 필요할 것이다. 덧붙여서 제4장의 통합정책체계는 수요, 공급, 국제금융시장, 통화·재정정책을 아우르는 포괄적 모형으로서 이를 통해 인플레이션을 넘어 GDP, 수출입, 금리, 환율 등 경기변동 전반을 분석할 수 있다. 보고는 통합정책체계를 한국 데이터에 처음 적용한 연구로서, 앞으로 이를 토대로 더욱 다양하고 심도 있는 정책적 연구를 수행할 수 있을 것으로 기대할 수 있다.



국문요약 .....	3
<b>제1장 서론 .....</b>	<b>15</b>
1. 연구의 배경과 목적 .....	16
2. 연구의 내용과 구성 .....	21
3. 선행연구 .....	22
<b>제2장 2020년 팬데믹 이후 글로벌 인플레이션 양상 .....</b>	<b>27</b>
1. 주요국 글로벌 인플레이션의 양상 .....	28
2. 주요국 글로벌 인플레이션의 요인 .....	30
가. 공급측 요인: 공급망 교란 .....	31
나. 수요측 요인: 재정정책 및 통화정책 .....	35
다. 노동시장 .....	37
3. 인플레이션에 대한 정책대응 .....	43
가. 미국 이자율 충격의 인플레이션 전이효과 .....	43
나. 물가안정목표제의 효과 .....	45
4. 소결 .....	46
<b>제3장 글로벌 인플레이션과 국내 물가 전가효과 .....</b>	<b>49</b>
1. 서론 .....	50
2. 해외 물가상승과 환율상승의 국내 물가상승 전가 분석 .....	51
3. 국가별 대외 물가상승 및 환율상승의 파급효과 비교 분석 .....	63
4. 소결 .....	74

<b>제4장 글로벌 인플레이션과 경기안정화 정책</b> .....	<b>77</b>
1. 서론 .....	78
2. 통합적 정책체계(Integrated Policy Framework) .....	79
가. 총수요 부문 .....	80
나. 총공급 부문 .....	84
다. 국제금융시장 .....	87
라. 통화재정정책 .....	90
마. 해외경제 .....	92
3. 한국 데이터를 이용한 베이지안 추정 .....	94
4. 베이지안 추정 결과 .....	100
5. 경기변동 충격 분해 .....	106
6. 정책 실험(Counterfactual Analysis) .....	110
가. 해외금리충격 .....	110
나. 외환시장개입충격 .....	112
7. 소결 .....	114
<b>제5장 결론 및 시사점</b> .....	<b>117</b>
1. 연구 내용 요약 .....	118
2. 정책적 시사점 .....	121
<b>참고문헌</b> .....	<b>125</b>

<b>부록</b> .....	<b>131</b>
1. 인플레이션 데이터 .....	132
2. IPF 모형의 해외 부문 캘리브레이션 .....	152
<b>Executive Summary</b> .....	<b>154</b>



## 표 차례

표 3-1. 우리나라 수출입 총액의 주요 무역상대국별 비중 .....	53
표 3-2. 글로벌 인플레이션과 환율 변화가 국내 물가에 미치는 영향 (2001년 1분기-2023년 4분기) .....	61
표 3-3. 글로벌 인플레이션과 환율 변화가 국내 물가에 미치는 영향 (2001년 1분기-2020년 4분기) .....	62
표 3-4. 중국, 일본, 미국, 독일 수입 총액의 주요 무역상대국별 비중 .....	64
표 3-5. 중국, 일본, 미국, 독일 수출 총액의 주요 무역상대국별 비중 .....	65
표 3-6. 글로벌 생산자물가 인플레이션의 국가별 전가효과 .....	70
표 3-7. 환율상승의 국가별 전가효과(2000년 1분기-2023년 4분기) .....	71
표 3-8. 글로벌 생산자물가 인플레이션의 국가별 전가효과 .....	72
표 3-9. 환율상승의 국가별 전가효과(2000년 1분기-2020년 4분기) .....	73
표 4-1. IPF 모형에 사용된 모수의 캘리브레이션 .....	103
표 4-2. IPF 모형의 베이지안 추정 결과 .....	104



## 그림 차례

그림 1-1.	1980년 이후 글로벌 인플레이션 추이 .....	18
그림 1-2.	2010년 이후 글로벌 정책금리 추이 .....	19
그림 2-1.	국가그룹별 CPI 및 PPI 인플레이션 추이 .....	29
그림 2-2.	주요 국가별 CPI 인플레이션 추이 .....	29
그림 2-3.	유로지역, 미국, 영국의 산업부문별 인플레이션 추이 .....	30
그림 2-4.	GSCPI 지수와 PCE 인플레이션 추이 및 충격반응분석 .....	32
그림 2-5.	국가별 최종재의 대외요소 비중 .....	33
그림 2-6.	국제 에너지 가격변동 추이 및 유로존 인플레이션율의 부문별 기여도 .....	34
그림 2-7.	팬데믹 기간 전후의 소비 및 산업생산 추이 .....	35
그림 2-8.	팬데믹 기간 전후 미국, 유럽 인플레이션의 역사적 분해 (historical decomposition) .....	37
그림 2-9.	미국 및 한국의 베버리지 곡선 .....	39
그림 2-10.	국가별 CPI 및 임금 인플레이션의 추이 .....	40
그림 2-11.	국가별 빈일자리비율 추이 .....	41
그림 2-12.	가격 및 노동긴장도 충격에 대한 인플레이션의 반응분석 .....	42
그림 2-13.	실효연방기금금리 및 달러 대비 주요국 환율 추이 .....	43
그림 2-14.	미국 통화정책 충격에 의한 국가별 인플레이션의 영향 .....	44
그림 2-15.	물가안정목표제 시행 국가와 미시행 국가 간의 인플레이션 수준 및 변동성 비교 .....	46
그림 3-1.	우리나라 수출입 총액 .....	52
그림 3-2.	우리나라 수출입 총액의 주요 무역상대국별 비중 .....	55
그림 3-3.	중국, 일본 수출입 총액의 주요 무역상대국별 비중 .....	66
그림 3-4.	미국, 독일 수출입 총액의 주요 무역상대국별 비중 .....	67
그림 4-1.	베이지안 추정을 위해 사용한 한국 데이터 .....	96

그림 4-2. 베이지안 추정을 위해 사용한 미국 데이터 .....	99
그림 4-3. 2000년부터 2023년까지 한국 경제에 발생한 외생충격 추이 .....	107
그림 4-4. 거시변수들의 경제충격 분해(shock decomposition) .....	108
그림 4-5. 해외명목금리 1표준편차 상승충격에 대한 거시변수 반응 추이 .....	111
그림 4-6. 외환시장개입(1표준편차) 충격에 대한 거시변수 반응 추이 .....	113



## 부록 표 차례

- 부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항 ..... 132
- 부록 표 2. IPF 모형의 대외 부문에 사용된 모수의 캘리브레이션 ..... 152

# 제1장



# 서론

1. 연구의 배경과 목적
2. 연구의 내용과 구성
3. 선행연구



# 1. 연구의 배경과 목적

1980년 이후 글로벌 인플레이션<sup>1)</sup>은 1993년 39.1%의 정점을 기록한 뒤 2000년 4.9%로 안정되었고 2020년 3.2%를 기록하기까지 약 20년 동안 매우 낮게 유지되었다(그림 1-1 참고). 동 기간에 G7 선진국의 인플레이션은 1980년 12.4%를 정점으로 빠르게 안정되어 1983년 4.8%로 떨어졌고 이후 5% 미만을 유지하다 2020년 0.8%까지 낮아졌다. 유럽연합은 1990년 31.3%를 정점으로 1998년 3.4%로 안정되었고 이후 꾸준히 3%대 혹은 그 미만의 안정된 인플레이션을 기록하며 2020년 0.7%까지 내려갔다. 반면 신흥국은 1993년 112.3%의 매우 높은 인플레이션율을 기록하였다. 그 뒤 1999년까지 두 자릿수의 인플레이션을 기록하다 2000년 8.5%로 처음 10% 미만으로 내려갔고 그 뒤 2020년 5.2%까지 계속 한 자릿수의 인플레이션율을 유지하였다. 2000년 이후 코로나19 위기 원년이었던 2020년까지 약 20년 동안 세계 경제에서 물가상승률은 매우 안정적인 수준을 유지하였고, 주요 국가들에서 물가안정에 대한 이슈는 인플레이션이 아닌 디플레이션에 대한 우려가 더 높았다.<sup>2)</sup>

1980년 이후 2020년까지 선진국과 신흥국 모두에서 진행되었던 디스인플레이션(disinflation)의 원인은 세계적인 경제 구조적 변화와 거시경제정책의 발전 때문이었던 것으로 풀이된다. 약 40년간 글로벌 디스인플레이션을 이끌었던 구조적 변화요인 중 가장 중요하게 손꼽히는 것은 국제무역시장 및 국제금융시장의 통합이다. 선진국과 신흥국의 국제무역 비중을 살펴보면, 1970년에 수출입 총액은 GDP의 1/2 수준이었으나 2017년에는 GDP의 3/4 수준까지 성장하였다.<sup>3)</sup> 국제금융시장의 경우 글로벌 대외자산의 비중은 1995년에 세계

---

1) 제1장의 인플레이션 수치들은 모두 IMF WEO(2024. 4.)의 평균 소비자물가 인플레이션 기준.  
2) IMF WEO(2016. 10.), "Global disinflation in an era of constrained monetary policy"; World Economic Forum(2017. 2. 6.), "A decade of deflation could be over. What it means for central banks"; 「선진국, 금융위기 이후 10년 만에 디플레이션 벗어날 것」(2017. 2. 6., 모든 자료의 검색일: 2024. 10. 11.).  
3) 선진국과 신흥국 가운데 경제 규모가 중앙값에 해당하는 국가 경제의 수출입 총액 기준(Ha, Kose, and

GDP 대비 약 70% 수준이었으나 2007년에는 200% 수준까지 성장하였고 이후 2019년까지 200% 근방에서 횡보하는 추세를 보이고 있다.<sup>4)</sup> 국제무역통합(trade integration)으로 생산과 소비에서 수입품 비중이 증가한 추세는 국내 기업들 사이에서뿐만 아니라 해외기업들과도 경쟁하는 효과를 일으켜 상품 가격의 하방 압력으로 작용하였다. 그리고 글로벌 가치사슬(global value chains)은 생산과정을 최적화하여 생산비용이 낮아지는 디스인플레이션 충격이 세계 각국으로 전이되는 통로가 되었다.<sup>5)</sup> 또한 기술진보에 의해 상품생산이 효율화되었고, 물가안정을 위한 중앙은행의 독립성과 투명성이 더욱 고양되었으며, 물가안정목표제(inflation targeting)를 채택한 국가가 증가하였고, 시장 구조 개혁 및 각종 규제 철폐를 통해 시장 환경이 유연해지고 경쟁시장이 더욱 효율화된 점도 전 세계적으로 디스인플레이션이 진행되었던 주요 요인들이었다.

이와 같이 새 밀레니엄 시대가 시작된 이후 코로나19 위기 원년인 2020년 말까지 안정적으로 유지되었던 인플레이션은 2021년부터 다시 글로벌 이슈로 등장하였다. G7 선진국의 연간 인플레이션은 2020년 0.8%에서 2021년 3.3%로 2.5%p 증가하였고 2022년에는 7.3%를 기록하면서 전년 대비 4%p 치솟았다. 특히 유럽연합에서 인플레이션율이 급격히 상승했다. 코로나19 충격 직후 유럽연합의 인플레이션은 주로 원유 가격 상승과 공급병목현상에 의해 2020년 0.7%에서 2021년 2.9%로 2.2%p 상승하였는데, 2022년에는 러시아-우크라이나 전쟁에 의한 원자재 공급 부족과 에너지 위기가 더해지면서 전년 대비 6.4%p 상승한 9.3%까지 치솟았다. 신흥국에서도 2020년 5.2%, 2021년 5.9%, 2022년 9.8%로 인플레이션 수치가 높게 나타나면서, 글로벌 인플레이션은 2022년에 전년 대비 8.7%(세계 평균)의 높은 수치를 기록하였다. 이는 신흥국이 100%가 넘는 높은 인플레이션율을 극복하고 물가가 안정되기 시작했었던

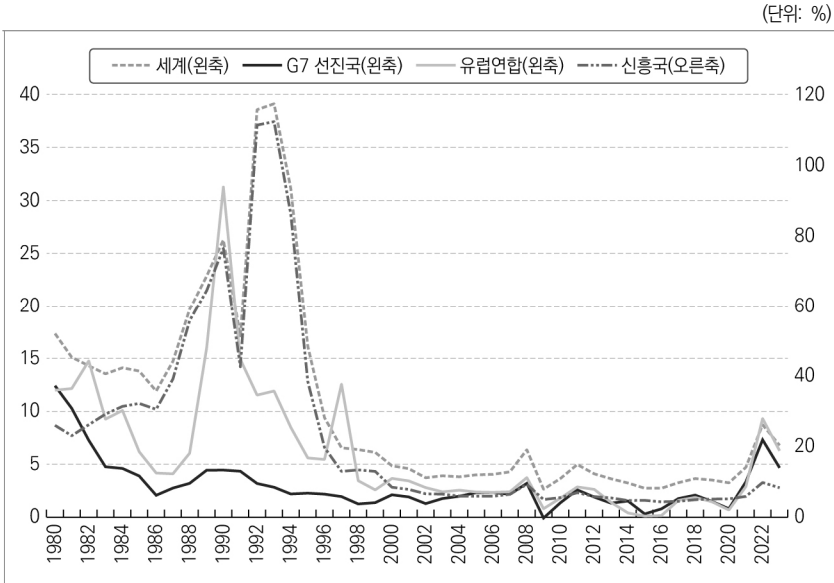
---

Ohnsorge 2019).

4) Lane and Milesi-Ferretti(2018)와 Milesi-Ferretti(2024. 10. 17.)의 “The external wealth of nations database” 참고.

5) Kose, Ohnsorge, and Ha(2019), “The great disinflation in emerging and developing economies.”

그림 1-1. 1980년 이후 글로벌 인플레이션 추이



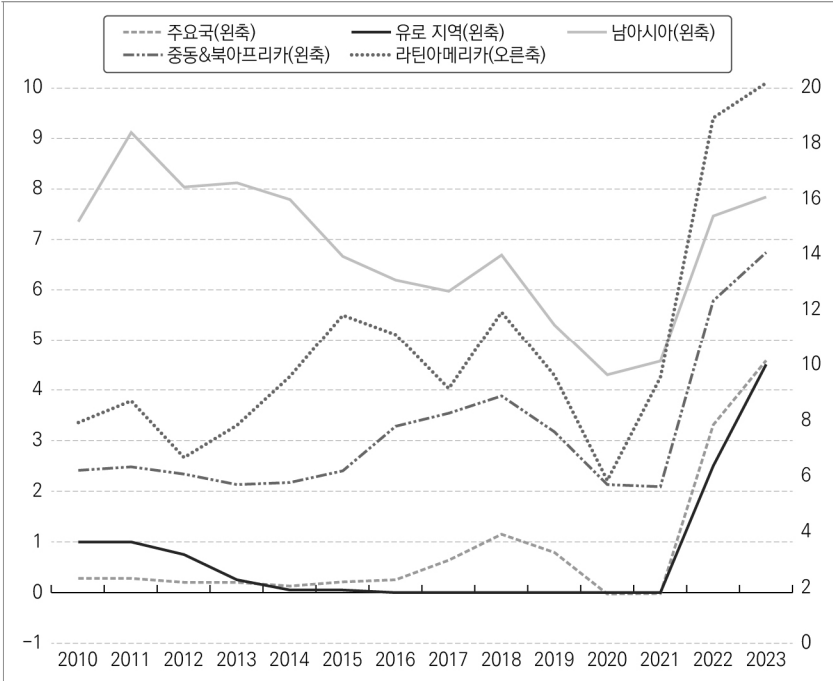
자료: IMF WEO(2024. 4.), 신용국 국가목록은 IMF WEO(2024. 4.)를 따름.

1996년 세계 인플레이션율이 9.4%를 기록했던 이후 27년 만의 가장 높은 글로벌 인플레이션이었다.

세계 각국은 2021년과 2022년의 인플레이션을 겪으면서 코로나19 위기 동안 막대하게 공급되었던 유동성을 양적 긴축(quantitative tightening)을 통해 회수하기 시작했고 급격한 금리 인상을 단행했다(그림 1-2 참고). 주요국의 평균 정책금리는 2021년 0%대에서 2022년 3.31%, 2023년 4.58%로 급등하였고, 유로지역 또한 2021년 0%, 2022년 2.5%, 2023년 4.5%를 기록하며 두 지역 모두 2년 만에 정책금리가 4.5%p 이상 상승했다. 남아시아에서는 2021년 4.57%였던 정책금리가 2023년 7.84%로 올랐고, 중동 및 북아프리카 지역에서도 2021년 2.09%에서 2023년 6.74%로 상승했다. 경제위기와 고인플레이션 문제가 항상 반복되었던 라틴아메리카에서는 2021년에 이미 9.54%로 금리가 10% 가까이 높았는데, 2023년 20.18%로 정책금리가 2년 만에 10%p 이

그림 1-2. 2010년 이후 글로벌 정책금리 추이

(단위: 연%, 해당 시점 말 기준)



주: 해당 지역 국가들의 정책금리의 평균값(해당 시점 말일 기준)을 나타냄.

주요국 - Canada, Euro Area, France, Germany, Italy, Japan, United Kingdom, United States.

유로지역 - Austria, Belgium, Croatia, Cyprus, Estonia, Finland, France, Germany, Greece, Ireland, Italy, Latvia, Lithuania, Luxembourg, Malta, Netherlands, Portugal, Slovakia, Slovenia, Spain.

남아시아 - Afghanistan, Bangladesh, India, Nepal, Pakistan, Sri Lanka.

중동&북아프리카 - Algeria, Bahrain, Egypt, Iran, Iraq, Israel, Jordan, Kuwait, Lebanon, Morocco, Oman, Qatar, Saudi Arabia, Tunisia, UAE, Yemen.

라틴아메리카 - Argentina, Bolivia, Brazil, Chile, Colombia, Ecuador, Mexico, Paraguay, Peru, Uruguay, Venezuela.

자료: Focus Economics, Policy Interest Rate by Country DB(검색일: 2024. 10. 11.).

상 급상승하였다. 이렇게 매우 급격하게 진행된 통화긴축에 의해 총수요가 제한되고, 글로벌 공급망 재편에 따라 공급병목현상이 점차 완화되면서 2023년에는 글로벌 인플레이션이 6.8%로 전년 대비 2%p 감소하였고, G7 선진국 4.7%, 유럽연합 6.3%, 신흥국 8.3%의 인플레이션율이 나타나면서 전년 대비 각각 2%p, 2.6%p, 3%p 감소한 추세를 나타내었다.

본 보고서는 팬데믹 이후 2022년에 정점을 찍었던 인플레이션을 재조명하고 글로벌 인플레이션의 국내 파급효과와 인플레이션 상승기에 한국 경제의 경기변동을 주도한 충격을 파악하여 경기안정화효과를 분석하고 정책적 시사점을 도출하고자 한다. 2021년에 시작되어 2022년 정점을 기록했던 글로벌 인플레이션은 공급병목현상과 원자재 가격 급등이 주된 원인이었다. 2021년 이후 코로나19 백신이 보급되면서 경제활동이 재개되었고, 코로나19 위기 대응 과정에서 전례 없는 규모로 공급되었던 유동성에 의해 총수요가 예상보다 빠르게 회복되었다. 그러나 코로나19 위기 동안 공급망이 크게 훼손되었고 중국의 제로코로나19 정책, 봉쇄 조치 등의 영향으로 생산능력이 더디게 회복되면서 공급이 수요를 따라가지 못하는 병목현상이 발생하여 인플레이션이 악화되었다. 또한 2022년 2월 발발한 러시아-우크라이나 전쟁이 원자재 공급 부족 사태를 발생시켰고, 원자재 및 에너지 가격이 급등했던 것이 글로벌 인플레이션의 주요 원인이었다.

이와 같은 높은 인플레이션은 자원의 효율적 배분을 왜곡하고, 소비 및 투자를 위축시키며, 고용 불안정을 야기하고 장기금리의 변동성을 높인다. 따라서 안정된 물가는 경제 성장과 금융시장의 안정과 밀접한 연관성을 갖는다.<sup>6)</sup> 한국은 2022년 기준 GDP 대비 무역(수출, 수입의 합계)의 비중이 96%<sup>7)</sup>로서, G7 선진국들<sup>8)</sup> 중에서 무역의존도가 가장 높은 독일과 비슷한 수준이며, 수출주도의 경제성장 구조와 에너지를 많이 소비하는 경제구조로 인해 대외 충격에 취약하다. 이에 따라 본고는 해외 인플레이션 및 환율상승이 국내 물가지수에 미친 영향을 분석하고, 다른 나라의 결과와 비교하여 우리나라 물가가 글로벌 인플레이션에 대해 얼마나 민감한지 분석한다. 그리고 최근 IMF에서 개발한 통합적 정책체계(Integrated Policy Framework)의 주요 모형을 한국 데이터에 적용하여 베이지안 추정을 실행한다. 이를 통해 한국 경제의 경기변동에 가

6) Bruno(1995).

7) World Bank, National Accounts Data(검색일: 2024. 10. 11.).

8) 미국 27%, 일본 46.8%, 영국 69.5%, 프랑스 73.2%, 독일 99.8%, 캐나다 67.5%, 이탈리아 74.6%.

장 영향이 컸던 충격들을 식별하고 특히 코로나19 위기 이후 물가상승에 영향을 크게 줬던 요인들을 파악하고자 한다.

## 2. 연구의 내용과 구성

본 연구보고서는 제1장 서론을 포함하여 제5장 결론까지 총 다섯 개의 장으로 구성되어 있다. 제2장에서는 2020년 팬데믹 위기 이후 글로벌 인플레이션의 양상을 서술한다. 먼저 2020년부터 2023년까지 발생한 글로벌 인플레이션을 선진국과 신흥국을 중심으로 알아본다. 그리고 인플레이션의 주요 요인을 공급측 충격과 수요측 충격, 그리고 노동시장에서의 요인으로 나누어 살펴본다. 또한 미국 금리 인상에 따른 달러화의 평가절상이 인플레이션에 미친 효과에 대한 연구를 소개하고 물가안정목표제(inflation targeting)를 채택했던 국가들의 물가안정효과를 논의한다. 제3장은 교역상대국의 대외 생산비용 증가의 국내 물가 전가효과와 환율 변화의 국내 물가 전가효과를 알아본다. 먼저 세계 각국의 양자간 무역 비중을 도출하여 교역상대국들의 글로벌 생산자물가 상승률을 도출하였다. 마찬가지로 양자간 환율상승률을 교역상대국들의 무역 비중을 가중치로 평균하여 자국통화의 평가절하율을 도출하고 분기 단위 시계열 회귀분석을 통해 글로벌 생산자물가상승과 환율상승이 국내 물가에 미친 영향을 분석하였다. 제4장은 IMF의 통합적 정책체계를 한국 경제 데이터에 적용하여 베이지안 추정을 진행한다. 베이지안 추정을 위해 국내총생산, 수출, 수입, 정부지출, 근원 소비자물가상승률, 임금상승률, 기준금리, 10년 만기 국고채 금리, 실질실효환율, 외환시장개입액까지 총 열 가지 한국 거시변수 데이터를 이용하였다. 그리고 대외 부문의 추정을 위해 미국 국내총생산, 정부지출, 시간당 임금, 근원PCE인플레이션, 미국 기준금리 총 다섯 가지 거시변수 데이터를 적용하였다. 베이지안 추정을 통해 이들의 실증패턴을 설명하는 경제 충격들을

식별하고, 각 거시변수에 미친 영향이 큰 순서로 경제 충격들을 구별하였다. 마지막으로 통합적 정책체계하에서 코로나19 위기 이후 한국의 인플레이션에 영향을 미친 주요 요인들을 확인하였다. 제5장에서는 앞선 연구 결과를 요약하고, 정책적 시사점을 제시한다.

### 3. 선행연구

세계 경제가 2020년 코로나19 사태로 인한 경기침체를 완전히 떨쳐내기 전에 2021년부터 글로벌 인플레이션 이슈를 맞이하면서 이에 대한 연구가 활발히 진행되었다. 허인(2024)은 본고의 주제인 글로벌 인플레이션의 파급효과를 OECD 국가들을 중심으로 살펴보았다. 정책 당국의 입장에서 글로벌 인플레이션의 주요 원인이 글로벌 요인 때문인지 아니면 국가별 독립된 요인 때문인지 밝히는 것이 중요하므로, 이를 위해 주성분 분석(principal component analysis)을 이용하였다. 분석 결과 OECD 국가 간 소비자물가 상승률의 격차가 팬데믹 이후 급격하게 상승하였는데, 그 원인은 고유변동요인의 영향이 컸기보다는 글로벌 요인에 대한 국가별 민감도의 차이가 컸기 때문임을 제시하였다.

박영환, 이창용(2024)은 2021년 인플레이션 대응 과정에서의 한국은행 정책에 대해 종합적으로 진단하고 있다. 첫째, 2021년 이후 나타난 인플레이션은 국제유가 상승 충격과 환율상승이 함께 더해져서 악화된 물가상승압을 지적하였고, 이를 위해 중앙은행과 정부 부처 간 통화재정정책의 공조가 매우 중요했음을 강조한다. 둘째, 한국은행은 한국 외환시장의 구조 변화<sup>9)</sup>에 따라 환율

---

9) 한국의 외환시장은 2008년 이후 차입에서 증권투자 중심으로 전환하였고, 비거주자에서 거주자 중심으로 변화하였다. 포트폴리오 투자에서 거주자의 해외투자가 크게 늘어난 덕분에 환율상승 충격에 대한 국내 금융기관의 흡수 능력도 고양되었다(박영환, 이창용 2024).

상승에 대한 대응력이 개선되어서 물가안정뿐 아니라 부동산 PF 채무불이행 사태 등 금융불안을 해소하기 위한 정책도 병행했음을 강조한다. 즉 금융안정을 위한 유동성 지원 조치 및 대출제도 개선을 시행하였는데, 이는 인플레이션 대응에 따른 금리 인상의 부작용을 최소화하는 데 소기의 성과를 달성했다고 평가하였다.

김덕파, 어윤중(2022a, 2022b)은 코로나19 이후 인플레이션의 원인에 대해 분석한다. 1999년 2분기부터 2022년 1분기까지 에너지가격상승률, 경제성장률, 물가상승률, 이자율을 변수로 채택한 구조벡터모형의 분석 결과, 한국 물가상승의 가장 큰 원인은 금리인하정책이었음을 제시하였다. 그리고 후속 연구에서 물가상승을 지출 목적별로 세분하였고, 2021년 1분기부터 2022년 2분기까지 추세 인플레이션이 가장 높았던 부문은 교통, 음식/숙박, 식료품/비주류음료, 주택/수도/전기/연료 부문이었음을 밝혔다.

이찬우(2023)는 경제구조적 변화에 따른 인플레이션의 향방에 대해 시사점을 논의한다. 이찬우(2023) 보고서는 2021년 이후 발생한 인플레이션이 경제구조적 변화에 기인하여 통화긴축정책(금리인상)만으로는 2% 인플레이션 목표치까지 둔화되지 않을 가능성을 제시하고 있다. 첫 번째 근거로 제시하고 있는 것은 2020년 이후 가속화된 지정학 변화에 따른 탈세계화 추세이다. 1980년 이후 세계적 디스인플레이션(disinflation) 추세를 이끌었던 글로벌 공급망이 재편되고 있고, 소득불균형, 중산층 붕괴 등에 따른 보호주의 강화, 무역 갈등, 경제안보 강화 등은 물가상승 압력을 높이고 있다. 둘째로 글로벌 생산기지였던 중국이 앞으로 무역갈등, 공급망 리스크 등에 대응하면서 글로벌 인플레이션을 강화하는 방향으로 작용할 가능성이 높으며, 셋째로 저출산, 인구 고령화에 따라 생산가능인구 축소는 실질임금을 상승시킬 가능성이 높다고 보고 있다. 마지막으로 기후환경변화에 따른 탈탄소화, 친환경에너지 전환도 인플레이션에 대한 상방 압력으로 작용할 가능성이 높다고 진단하였다.

이서진, 유종민(2023)은 에너지 및 원자재 인플레이션이 국내 물가상승에

미친 영향을 진단한다. 원자재 가격을 에너지, 식료품, 산업 중간투입재에 투입된 품목들로 세분화한 뒤 분계점 회귀모형을 이용하여 물가전가효과를 추정하였다. 추정 결과, 고물가 기간에는 식료품, 산업 중간투입재보다 에너지 가격의 전가효과가 국내 물가에 유의한 영향을 주었음을 보였다.

이근영, 장한익(2023)은 원/달러 환율 변동이 국내물가에 미치는 효과를 추정하였다. TVP-VARX 모형을 사용하여 원/달러 환율 변화의 물가에 대한 동태적 영향을 추정한 결과, 환율전가효과가 2015년 이후부터 지속적으로 상승하고 있음을 보였는데, 수입물가와 생산자물가의 소비자물가에 대한 효과가 커질수록 원/달러 환율 변동효과가 작아짐을 보고하였다.

Ha, Kose, and Ohnsorge(2019), Ha, Stocker, and Yilmazkuday(2020), Ha, Kose, and Ohnsorge(2023), Ha *et al.*(2023, 2024)은 글로벌 인플레이션의 국가 패널 자료를 구축하여 인플레이션의 정형화된 사실을 정리하고 원자재 가격 상승 및 환율상승의 물가전가효과를 추정하고 있다. Ha, Stocker, and Yilmazkuday(2020)는 구조적 FAVAR 모형을 이용하여 소비자물가에 대한 환율전가효과를 추정하였다. 추정 결과, 변동환율제도를 채택하고 중앙은행의 독립성을 통해 물가안정목표제(inflation targeting)를 안정적으로 시행하고 있는 국가들에서 환율전가효과가 낮게 나타났다고 보고하고 있다. Ha *et al.*(2023)은 같은 방법론을 이용하여 인플레이션에 대한 국내충격요인(domestic shocks)과 글로벌충격요인(global shocks)의 상대적 중요도를 비교하는데, 특히 국제유가충격에 초점을 두고 분석하고 있다. 분석 결과, 글로벌 인플레이션 충격으로서 국제유가충격은 과거보다 최근의 물가상승에 더 큰 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 국제유가충격의 물가상승효과는 특히 무역통합 및 국제금융통합도가 높은 선진국에서 크게 나타났고, 국제원자재 수입국가 및 에너지 수입국가에서도 유가충격의 물가전가효과가 높은 것으로 드러났다.

이상의 문헌들과 달리 본고에서는 Burstein and Gopinath(2014)의 방법론을 이용하여 환율전가효과 및 글로벌 인플레이션의 전가효과를 살펴본다. 이

근영, 장한익(2023)의 분석과 방법론에서 차이가 있지만 환율전가 및 생산비용전가의 상대적 중요도 부분에서 비슷한 결과를 얻었고, 해당 분석을 우리나라 뿐 아니라 인플레이션 자료가 가용한 모든 국가에 적용하여 비교분석한다.

통합정책체계(IPF)를 이용한 정책분석 파트에서는 한원태 외(2023)의 모형을 차용하여 한국 경제 자료를 통해 베이지안 추정을 실행하였고 이를 통해 미국 금리 인상 및 외환시장개입정책에 대한 정책 실험을 수행한다. 통합정책체계에 대한 문헌은 Chen *et al.*(2023)의 프레임워크를 따랐고, 이에 대한 문헌 정리는 한원태 외(2023)에 소개되어 있다. 본고의 한원태 외(2023)에 대한 차별성은 통합정책체계 모형을 한국 데이터에 대입하여 베이지안 추정을 실행하고 분석을 진행한 점이다.

## 제2장



# 2020년 팬데믹 이후 글로벌 인플레이션 양상

1. 주요국 글로벌 인플레이션의 양상
2. 주요국 글로벌 인플레이션의 요인
3. 인플레이션에 대한 정책대응
4. 소결



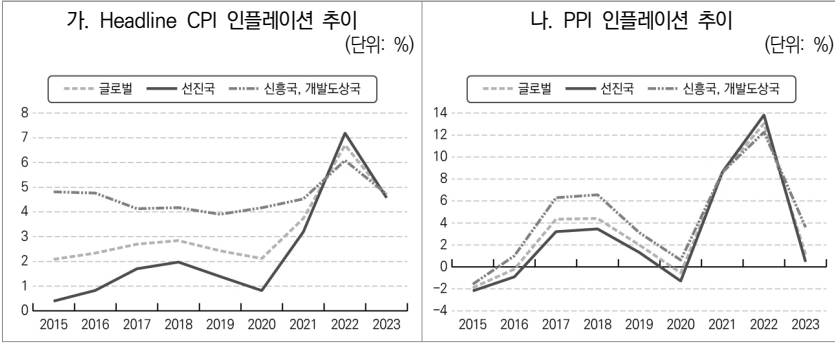
# 1. 주요국 글로벌 인플레이션의 양상

2020년 3월 WHO가 코로나19 팬데믹을 공식 선언한 이후 각국은 팬데믹 확산을 막기 위한 섣다운 조치를 취하였다. 이로 인한 경제활동 위축으로 2020년 글로벌 평균 생산자물가지수(PPI) 인플레이션율은 -0.53%로, 전년도 2%에 비해 큰 폭으로 감소하였다. 글로벌 헤드라인 소비자 물가지수(Headline CPI)는 2020년 2.11%로 감소하였으며, 특히 선진국에서 감소세가 두드러졌다(2019년 1.39% → 2020년 0.81%). 2021년에는 리오프닝 및 단기간에 집중된 각종 경기부양정책 등으로 인해 경기가 V자형으로 회복되었으나(Eggertsson and Kohn 2023), 인플레이션 또한 급격히 반등하게 된다. 2021년, 2022년 평균 글로벌 헤드라인 소비자 물가지수는 각각 3.73%, 6.7% 상승하였는데, 이는 팬데믹 발생 이전 5개년 평균 인플레이션율 2.47%를 크게 상회하는 수치였다. 이러한 물가상승은 특정 국가들에 국한되지 않고 선진국 및 신흥국 전반에 걸쳐 발생하였는데, [그림 2-1]의 좌측 패널에 따르면 2022년에 정점에 달한 인플레이션율은 선진국의 경우 평균 7.18%, 신흥국은 6.08%에 이르는 것으로 나타났다. PPI의 상승폭은 더욱 두드러지는데, 2022년 기준 글로벌 평균 13.04% 증가하였으며, 선진국은 13.81%, 신흥국은 12.25% 증가하였다.

[그림 2-2]의 좌측 패널은 한국을 포함한 주요 선진국들의 월간 CPI 인플레이션(전년동기대비) 추이를 제시하고 있다. 인플레이션은 대체로 2022년 중반에 정점을 찍은 이후 하락하는 추세이나, 코로나19 이전 수준으로 빠르게 회귀하지 못하고 다소 경직적인(sticky) 움직임을 보였으며, 국가별 차이 또한 두드러지는 것으로 나타났다. 경기침체로 인해 인플레이션 발생이 상대적으로 억제된 중국을 제외하면 신흥국들의 인플레이션도 선진국들과 유사하게 2022년 정점 후 느린 감소세를 보이고 있다.

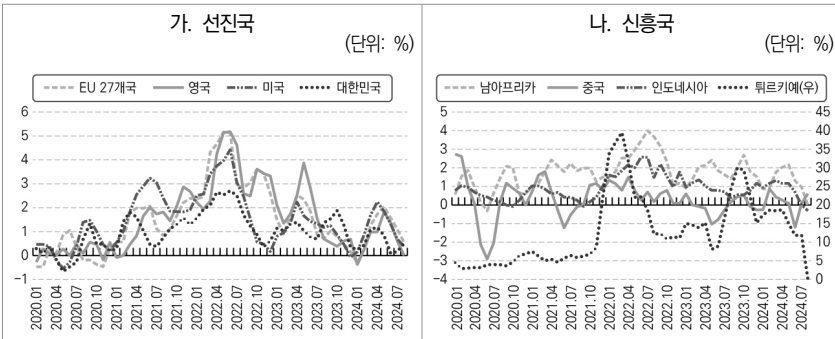
산업부문별로는 상품부문의 인플레이션이 서비스부문에 비해 두드러졌다. [그림 2-3]에서는 유로지역, 미국 및 영국의 상품부문 및 서비스부문 인플레이

그림 2-1. 국가그룹별 CPI 및 PPI 인플레이션 추이



자료: Ha, Kose, and Ohnsorge(2023).

그림 2-2. 주요 국가별 CPI 인플레이션 추이

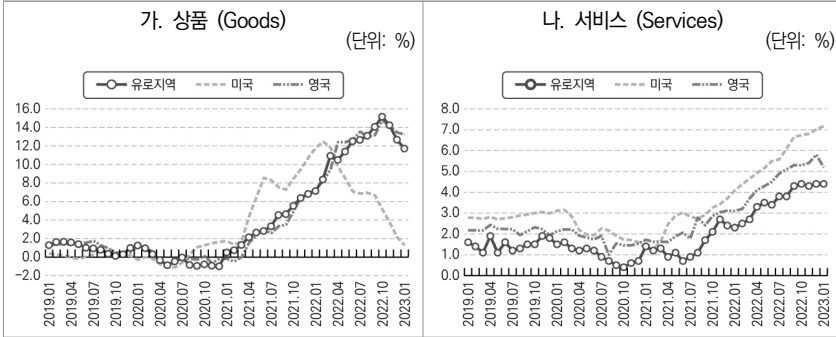


자료: Eurostat, DB(검색일: 2024. 10. 28.).

선의 추이를 제시하고 있다. 서비스부문 인플레이션(우측 패널)의 경우 2021년 말에도 3% 미만대인 반면, 상품부문 인플레이션은 2021년 초 이후 급격한 증가세를 보여 2021년 말 유로존과 영국에서는 거의 8%대였고 미국은 10% 이상의 인플레이션율을 기록하였다.

상품부문 인플레이션은 미국의 경우 2022년 상반기 이후부터 하향세를 보이고 있으며, 2023년 들어 2% 이하로 팬데믹 이전 수준을 거의 회복하였다. 유로지역 및 영국의 경우 상품부문 인플레이션이 2022년 하반기부터 감소하

그림 2-3. 유로지역, 미국, 영국의 산업부문별 인플레이션 추이



자료: FRED, DB, 미국 상품부문은 FRED, commodity price DB(모든 DB의 검색일: 2024. 10. 28.)를 참고.

고 있으나, 2023년에도 10% 이상의 높은 수준을 유지하고 있다.

그에 반해 서비스부문 인플레이션은 2022년 이후에도 별다른 감소세를 보이지 않고 있으며, 특히 미국의 경우 상품부문 인플레이션을 추월해 2023년 들어 7%를 초과하는 것으로 나타났다.

## 2. 주요국 글로벌 인플레이션의 요인

앞서 소개한 글로벌 인플레이션의 전개에 대해 기존 연구는 크게 공급측, 수요측 요인으로 인플레이션을 설명하며 그 외 노동시장, 통화정책 등의 영향에 대해서도 논의하고 있다. 인플레이션을 촉진한 공급측 요인으로는 팬데믹 확산을 막기 위한 각국의 봉쇄 및 그로 인한 공급망 교란 등이 있다(백예인 2022). 또한 2022년 초 러시아-우크라이나 전쟁(이하 러-우 전쟁)은 원자재 및 에너지 가격 급등을 야기하며 코로나19로 인해 촉발된 인플레이션을 더욱 악화시켰다(Binici *et al.* 2022; Maurya, Bansal, and Mishra 2023).

## 가. 공급측 요인: 공급망 교란

본 절에서는 공급망 교란이 인플레이션에 미친 영향에 대해 논한다. 공급망 교란을 측정하는 변수로 사용되는 GSCPI 지수(Global Supply Chain Pressure Index)는 Baltic Dry Index, Harpex Index, BLS 항공운임 비용 지수 등 운송비용과 관련된 27가지 월간 지표 및 공급망 관련 구매 관리자 조사 지수 등을 기반으로 뉴욕 Fed가 구축 및 제공하고 있다.<sup>10)</sup> [그림 2-4]의 좌측 패널은 2016년 1월~2024년 6월 미국 월별 PCE(Personal Consumption Expenditure) 인플레이션(전년 동기비)과 동 기간 GSCPI 지수의 움직임을 제시하였는데, 두 변수의 움직임은 대체로 상관관계가 높은 편이다(상관계수 0.55).<sup>11)</sup>

[그림 2-4]에 따르면 GSCPI 지수는 2017년 미국-중국 무역분쟁 때 증가하였고, 2020년 초 코로나19가 발발하여 중국이 경제를 섣다운하면서 급격하게 상승한 것을 확인할 수 있다. 2020년 중반 글로벌 생산이 재가동되며 일시적으로 감소하였으나, 2020년 하반기 이후 팬데믹이 확산되며 다시 증가추세로 전환되었다. 2021년 12월에 정점에 이른 지수는 이후 공급망 문제가 점차 정상화되면서 팬데믹 이전 수치로 감소하였다.

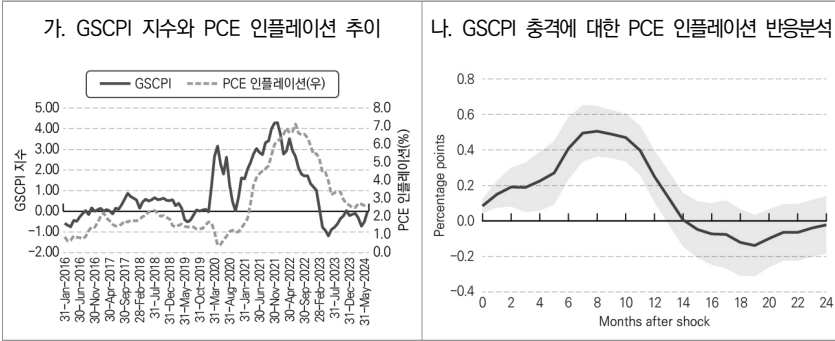
Liu and Nguyen(2023)이 국소 투영(local projection)모형을 통해 공급망 충격이 미국 인플레이션에 미치는 영향을 분석하였으며, [그림 2-3]의 우측 패널은 충격반응분석 결과를 제시하고 있다. 해당 모형에서 GSCPI 충격은 6개월 이전 실업률갭, 2년물 미국 재무부채권 이자율을 통제함으로써 식별되었다. 분석 결과, 1표준편차 단위 GSCPI 충격에 대해 헤드라인 PCE는 최대 0.5% 증가하는 것으로 나타났다. 단, 인플레이션 증가 효과는 다소 단기적으로, 충격 발생 1년 후에는 인플레이션이 정상화되었다.

---

10) Federal Reserve Bank of New York, "Global Supply Chain Pressure Index"(검색일: 2024. 10. 11.).

11) 팬데믹 이전 기간(2016~19년)으로 한정하면 상관계수는 0.75이다.

그림 2-4. GSCPI 지수와 PCE 인플레이션 추이 및 충격반응분석



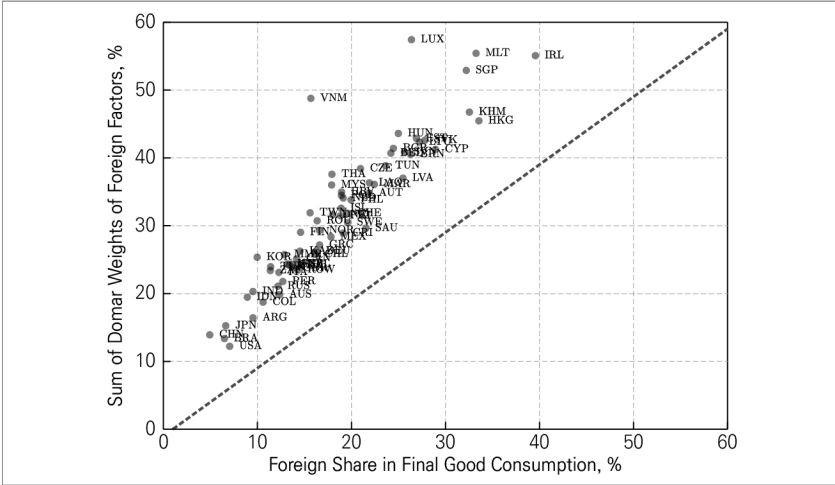
주: 우측 충격반응분석 그래프의 음영은 68% 신뢰구간을 의미.  
 자료: FRED, DB(검색일: 2024. 10. 28.); Liu and Nguyen(2023).

### 1) 에너지, 공급 충격의 영향

다수의 연구에서 에너지 충격 등의 공급요인이 특히 유럽의 인플레이션 움직임을 설명하는 데 기여하였다고 분석되고 있다(Arce *et al.* 2024; Ascari, Bonam, and Smadu 2024; Di Giovanni *et al.* 2022, 2024 등). Di Giovanni *et al.*(2024)은 이러한 지역별 인플레이션 반응의 차이를 소비재의 외국 의존도 차이에서 기인한 것으로 설명하고 있다. [그림 2-5]는 국가별 소비의 대외요소 의존도를 제시한 결과이다. x축은 최종재에서 외국재가 차지하는 비중, y축은 최종재의 대외요소 비중(Domar Weight의 합)에 해당한다. y축 변수는 외국산 최종재뿐만 아니라 국내산 최종재를 생산하기 위한 외국산 중간재도 포함하고 있으므로, 국가별 산포도는 45도선 위에 위치하고 있다. 미국의 경우 대외요소 비중이 12%로 대외요소 의존도가 매우 낮은 편인 반면, 아일랜드의 경우 55%에 이른다. 이 비중은 요소충격에 대한 인플레이션의 영향 추정에 활용될 수 있다. 가령 1%의 외국재 요소 감소 충격이 발생할 경우 미국의 CPI는 잠재적으로 0.12% 상승하는 반면, 아일랜드의 CPI는 0.55% 만큼 증가할 수 있다는 것이다.

실제로 유로지역의 경우 미국에 비해 공급체인의 병목 등 공급측 영향이 인플레이션에 더 큰 영향을 준 것으로 분석되었다. Di Giovanni *et al.*(2022)은

그림 2-5. 국가별 최종재의 대외요소 비중



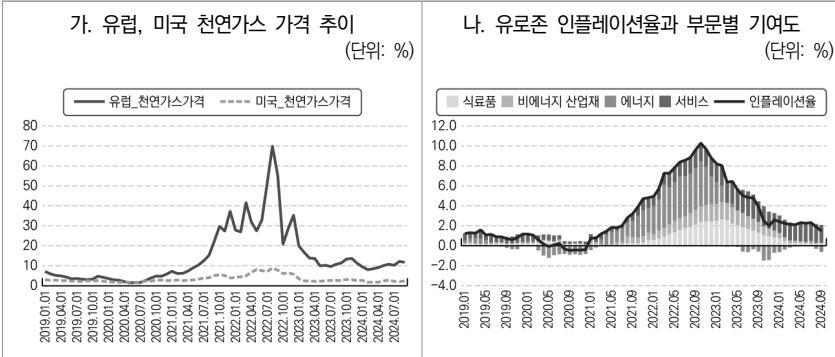
자료: Di Giovanni *et al.*(2024).

2019년 4/4분기부터 2021년 4/4분기의 미국 및 유로지역 데이터를 기반으로 모델 기반 추정 인플레이션과 각 충격 요소별 인플레이션을 비교하였다. 분석 결과 미국의 인플레이션 예측치 9.18% 중 섹터별 공급충격이 유발한 인플레이션은 3.08%로 1/3 정도의 비중을 차지한 반면, 유로지역은 인플레이션 예측치 5.75% 중 거의 절반에 가까운 2.78%가 공급요인에 의한 것이었다.

허윤지(2022)에서도 지적된 것처럼, 에너지 부문의 가격 상승 또한 유로지역의 인플레이션 상승에 크게 기여하였다. [그림 2-6]의 좌측 패널에서 제시된 천연가스 가격 추이에 따르면, 팬데믹 이후 유럽 지역 천연가스 가격의 가파른 상승이 관측된다. 반면 미국 천연가스 가격은 2021년 들어 소폭 증가하였으나, 상대적으로 상승폭이 완만하다.

유로지역에서 나타난 에너지 가격 상승으로 야기된 물가상승은 인플레이션의 부문별 기여도를 통해서도 뒷받침된다. [그림 2-6]의 우측 패널은 유럽의 HICP(Harmonized Index of Consumer Prices) 인플레이션을 식료품, 산업재, 에너지 및 서비스 기여도로 분해한 결과를 제시하고 있다. 2022년 10월

그림 2-6. 국제 에너지 가격변동 추이 및 유로존 인플레이션율의 부문별 기여도



자료: 좌측 패널의 경우 FRED, DB; 우측 패널의 경우 Eurostat, DB(모든 DB의 검색일: 2024. 10. 28.).

의 경우 인플레이션율은 10.28%로 정점을 기록하였으며, 그중 에너지 가격 인플레이션율은 4.44%로 전체 인플레이션에서 차지하는 비중이 43%에 달하였다. 이는 유럽의 대러시아 제재, 러시아의 가스공급 중단, 러-우 전쟁 등으로 인한 수급 불안정 등이 유가 및 천연가스 가격의 급등을 야기하였으며, 에너지 수입 부문에서 유럽의 높은 대러시아 의존도가 이를 증폭시켰기 때문으로 분석된다.

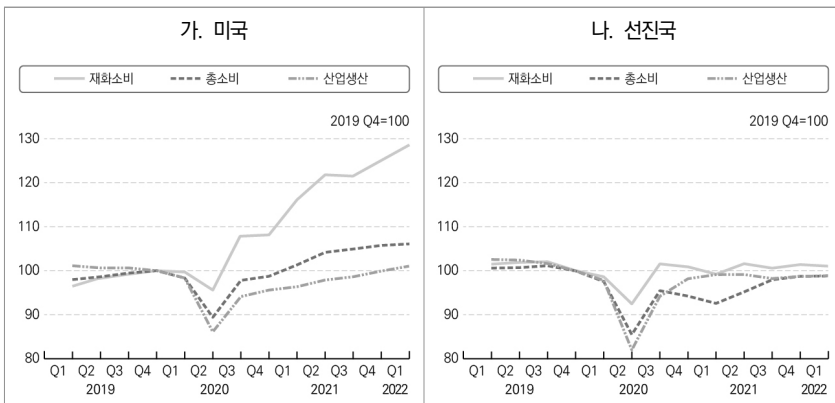
반면 이러한 에너지 충격의 영향은 미국의 경우 상대적으로 크지 않은 것으로 분석된다. Di Giovanni *et al.*(2024)은 뉴케인지언 구조모형 결과에 기반하여 에너지 충격이 야기한 인플레이션 증가율을 추정하였는데, 인플레이션 증가분이 유럽이 1.48%p였던 반면 미국은 0.32%p에 불과하였다. 미국은 오바마 행정부 기간에 에너지 수입의존도를 낮추기 위한 비전통 오일 개발, 천연가스 및 재생에너지 에너지원 발굴을 촉진하는 정책을 시행한 바 있으며(정민 2014), 이것이 유럽에 비해 상대적으로 에너지 충격의 영향을 적게 받은 원인 중 하나일 것으로 보인다.

## 나. 수요측 요인: 재정정책 및 통화정책

인플레이션의 수요측 요인으로는 팬데믹 및 섯다운으로 침체된 경기를 부양시키기 위한 각국의 확장적 재정, 통화정책의 단기적 집중을 들 수 있다. 미국 정부는 팬데믹에 대응하기 위해 GDP의 13%에 해당하는 3조 달러의 재정 지출을 늘렸으며, 연준은 금리를 0%대로 낮추고 대규모 자산 매입과 광범위한 대출 프로그램을 포함한 양적 완화를 시행한 바 있다. Bordo and Levy(2021)가 지적한 것처럼 이러한 통화 및 재정 정책은 장기적으로 인플레이션 위험을 증가시킬 수 있으며 특히 미뤄진 소비가 리오프닝 이후 폭발적으로 증가할 가능성이 있었고, 실제로 팬데믹 초기 글로벌 경기침체로 인한 인플레이션 하락은 이후 신속하게 반등하였다.

De Soyres, Santacreu, and Young(2023)은 이러한 확장적 재정정책으로 인한 인플레이션의 원인을 수요와 공급의 불균형으로 설명한다. [그림 2-7]에서 제시된 팬데믹 기간 전후의 소비 및 산업생산의 국가별 추이에 따르면, 상품소비는 팬데믹 충격에 대한 감소폭이 크지 않았고 리오프닝 이후 재반등이

그림 2-7. 팬데믹 기간 전후의 소비 및 산업생산 추이



주: 선진국의 국가 구성은 캐나다, 프랑스, 독일, 이탈리아, 일본, 스페인, 영국임.  
 자료: De Soyres *et al.*(2023).

큰 폭으로 발생한 반면, 산업 생산은 조정이 느리게 이루어졌다. De Soyres *et al.* (2023)은 이러한 초과수요 발생에 재정부양책이 기여하였으며, 미국 인플레이션 상승의 2.6%p가 확장적 재정정책으로 인한 것으로 추계하였다.

확장적 통화정책의 경우 재정정책에 비해 인플레이션에 상대적으로 제한적인 영향을 미친 것으로 보인다. Ha *et al.*(2024)에 따르면, 팬데믹 초기의 글로벌 인플레이션 감소의 60%를 락다운과 정책 및 성장 전망의 불확실성으로 인한 수요 충격(재정정책 충격)이 설명하는 것으로 분석하였다. 2019~22년 기간에 글로벌 재정정책 충격은 인플레이션 팩터의 26.5%를 설명하는 반면, 이 자율 충격의 비중은 15.6%에 그쳤다.

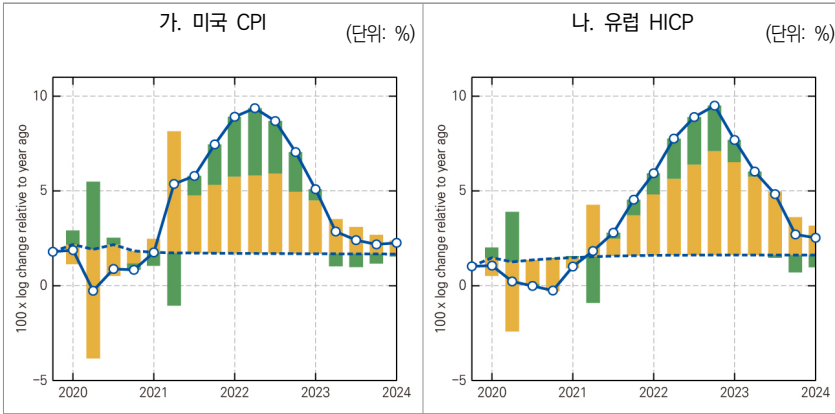
분석모형에 따라 다소 이견은 있으나, 대체로 팬데믹 전후의 인플레이션을 설명하는 데 수요충격의 상대적 기여도가 공급충격보다 높은 것으로 보인다 (Giannone and Primiceri 2024; Ha *et al.* 2024; Di Giovanni *et al.* 2022 등). 주요국의 소비자물가 상승률의 수요측과 공급측 요인을 분석한 이동재 외 (2023)에 따르면 공급충격 요인은 2022년 이후 상당히 완화된 반면, 수요측 요인은 인플레이션의 둔화를 더디게 하는 요소로 작용하고 있다고 분석하였다.

Giannone and Primiceri(2024)는 두 충격의 식별을 위해 부호제약을 활용하였는데, 수요충격은 GDP와 가격을 동일방향으로, 공급충격은 GDP와 가격을 반대방향으로 움직이는 것으로 식별하였다. 각 충격의 기여도를 추정된 결과 미국 및 유럽의 인플레이션 증가에 더 큰 기여를 한 것은 수요측 요인인 것으로 나타났다(그림 2-8 참고).<sup>12)</sup>

---

12) 전술했던 에너지 가격 상승이 유로지역 인플레이션의 주요 요인이라는 연구에 대해, Giannone and Primiceri(2024)는 축약형 모형(reduced form)의 관점에서는 에너지 가격의 기여도가 크지만, 순수하게 외생적인 에너지 가격 충격은 러-우 전쟁으로 인한 것이므로 다소 제한적이라고 설명하였다. 2021년 이후 인플레이션 상승의 주요 요인은 2020년의 하락으로부터의 반등이며, 수요측 요인이 이 부분에 더 크게 기여하였다고 보고 있다.

그림 2-8. 팬데믹 기간 전후 미국, 유럽 인플레이션의 역사적 분해(historical decomposition)



주: 1) 모든 수치는 전년 대비 증가율(%)임.  
 2) 파란 실선은 실제 물가지수, 녹색 막대는 공급충격, 노란색 막대는 수요충격의 기여분임.  
 자료: Giannone and Primiceri(2024).

## 다. 노동시장

본 절에서는 노동시장의 상태 및 환경이 인플레이션에 미치는 영향을 논한다. 노동시장의 유휴자원과 인플레이션 간의 관계를 설명하는 모형으로 통상적으로는 필립스 곡선이 활용되었다. 필립스 곡선에서는 실업률을 슬랙의 지표로 활용하는데, 실업률과 인플레이션은 역의 관계에 있다. 낮은 실업률은 현재 총수요가 높아 노동시장의 유휴자원이 부족한 상태임을 의미하며, 이는 물가상승 압력으로 작용한다는 것이다.

최근 연구에서는 슬랙의 지표로 활용되던 실업률의 한계점을 지적하며 그에 대한 대안 지표로 빈일자리비율(빈일자리율/실업률)을 제시하고 있다(Barnichon and Shapiro 2024). 빈일자리비율의 경우 수치적으로는 실업률과 반대로 노동시장의 긴장도(tightness)를 반영하는 변수이다. 빈일자리율은 노동수요를, 실업률은 노동공급의 지표로 해석할 수 있으므로, 두 변수의 비율은 노동시장의 상태를 보다 정확하게 반영할 수 있다는 것이다. Barnichon and Shapiro(2024)

는 실제 인플레이션 데이터를 이용하여 다양한 지표를 비교하였고, 인플레이션 예측에 있어 빈일자리비율 및 공석 충원 비용(vacancies filling cost)이 실업률을 포함한 다른 지표들을 능가한다는 결과를 제시하였다.

인플레이션 예측에 있어 빈일자리비율이 실업률 이상의 추가적 정보를 제공한다는 것은 두 변수의 역의 관계를 나타내는 베버리지 곡선(Beveridge Curve)<sup>13)</sup> 자체의 이동이 중요하다는 것을 의미한다. Barnichon and Shapiro(2024)는 글로벌 금융위기 이후 미국의(빈일자리와 구직자 간의) 매칭 효율성이 급감하였으며, 특히 베이비붐 세대의 대퇴사(great resignation) 및 팬데믹이 이를 더 악화시켰다고 설명한다. 매칭 효율성의 감소는 베버리지 곡선 자체의 이동을 발생시켜 노동시장의 긴장도를 증가시켰고 이것이 인플레이션의 상승을 유발시켰다는 것이다.

이러한 노동시장의 차이는 인플레이션의 국가별 차이를 발생시켰다. 박영환, 이창용(2024)에 따르면, 전술한 것처럼 팬데믹 이후 미국은 노동공급의 회복이 더디게 진행된 반면 한국은 고령·여성층 중심의 경제활동 증가가 노동공급을 빠르게 회복시켰다. 이러한 차이가 한국의 임금상승률 및 물가상승률이 미국에 비해 상대적으로 낮은 원인 중 하나라는 것이다.

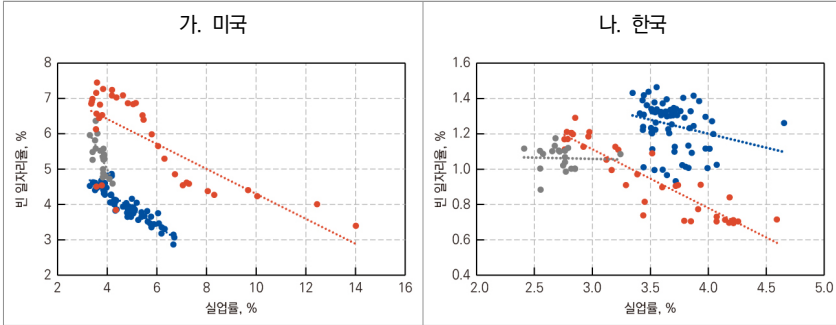
[그림 2-9]는 한국 및 미국의 빈일자리율과 실업률의 산포도를 나타낸 것이다. 분석을 위해 베버리지 곡선을 3기간[팬데믹 이전(2014년 1월~2019년 12월), 코로나19 이후 인플레이션 상승기(2020년 1월~2022년 12월), 인플레이션 회복기(2023년 1월~2024년 8월)]으로 나누어 나타내었다. 팬데믹 이후 미국의 베버리지 곡선(빨간색 점)은 팬데믹 이전(파란색 점)에 비해 상방 이동한 것을 확인할 수 있으며, 2023년 이후(회색 점) 이전 수준으로 회귀하는 것을 보여준다. 이에 반해 한국의 경우 팬데믹 기간에 베버리지 곡선이 하방 이동하였

---

13) 노동수요(빈일자리율)와 노동공급(실업률)의 산포도를 의미한다. 일반적으로 두 변수는 역의 관계로 관측된다. 커브의 우상향 이동은 노동시장이 구조적으로 구인-구직자 간 매칭 효율성이 감소함을 의미한다(오삼일, 이종하, 배기원 2022 참고).

그림 2-9. 미국 및 한국의 베버리지 곡선

(단위: 빈일자리율, %)



주: 파란색 점은 팬데믹 이전 시기(2014년 1월-2019년 12월), 빨간색 점은 팬데믹 이후 인플레이션 상승기(2020년 1월-2022년 12월), 회색 점은 인플레이션 회복기(2023년 1월-2024년 8월)를 나타냄. 실업률 및 빈일자리율은 계절조정된 자료임. 점선의 경우 선형회귀선을 의미함.

자료: 미국의 경우 Bureau of Labor Statistics의 데이터베이스; 한국의 경우 국가통계포털의 데이터베이스(검색일: 2024. 10. 28.)를 참고하여 저자 작성.

고 이는 미국과 달리 노동시장의 긴장도가 오히려 감소하였음을 의미한다. 즉 팬데믹 기간의 노동시장 매칭 이슈로 인한 인플레이션 문제는 적어도 한국에서는 존재하지 않았다고 해석할 수 있다.

Blanchard and Bernanke(2023)는 노동시장의 긴장도와 인플레이션의 관계를 국가별로 분석하였다. [그림 2-10]은 주요국들의 CPI 인플레이션율과 임금 인플레이션율의 시계열 자료를 제시하고 있는데, 회색 실선은 임금 인플레이션율을 의미한다. 이 그래프에서 도출할 수 있는 사실은 첫째, 가격 인플레이션이 임금 인플레이션보다 더 변동성이 크다. 둘째, 임금 인플레이션은 비교적 완만하지만 점차 우상향하는 추세를 보이고 있으며, 2023년 2분기 자료상에서는 일본을 제외한 대부분의 국가에서 가격 인플레이션을 상회하고 있다. 이는 실질임금이 상승했다는 것을 의미한다.

그림 2-10. 국가별 CPI 및 임금 인플레이션의 추이

(단위: %)

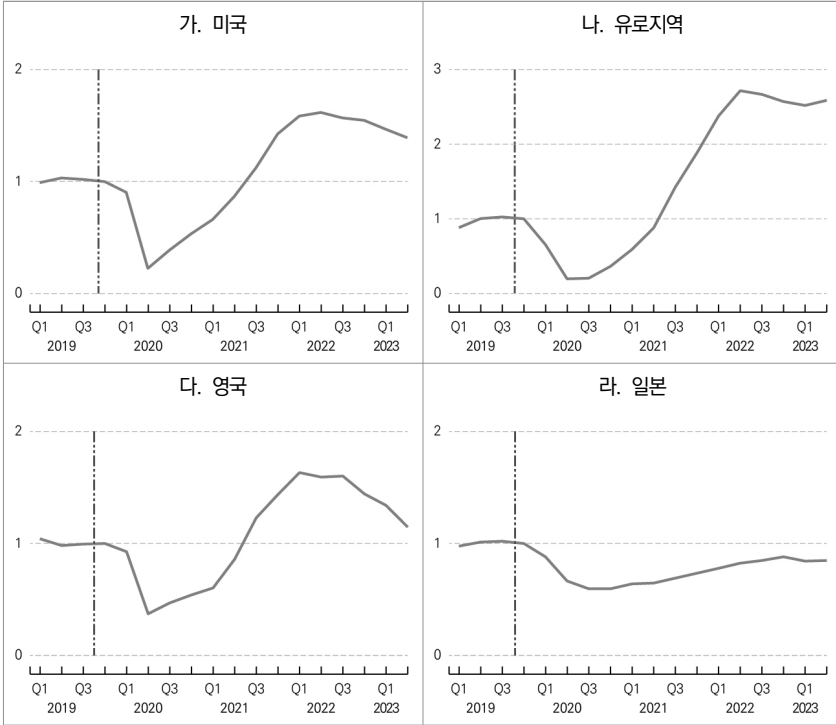


주: 회색 실선은 임금 인플레이션, 파란색 실선은 물가(CPI) 인플레이션을 나타냄.  
 자료: Bernanke and Blanchard(2024), Figure 4에서 일부 국가 발췌하여 저자 작성.

이러한 임금 인플레이션의 상승은 빈일자리비율의 추이로 설명할 수 있다. [그림 2-11]에 따르면 대체로 빈일자리비율은 팬데믹 직후 급감하였다가 이후 반등하였음을 확인할 수 있다. 주목할 점은 일본의 경우 빈일자리비율이 2019년 1분기 수준을 회복하지 못하고 완만한 움직임을 보이고 있다는 것이다. 이를 통해 일본의 경우 노동시장 긴장도의 변동폭이 크지 않아 임금 인플레이션의 상승 및 그로 인한 CPI 인플레이션의 상승 압력이 크지 않을 수 있다는 추론이 가능하다.

그림 2-11. 국가별 빈일자리비율 추이

(단위: 2019Q4=1)



자료: Bernanke and Blanchard(2024), Figure 5에서 일부 국가 발췌하여 저자 작성.

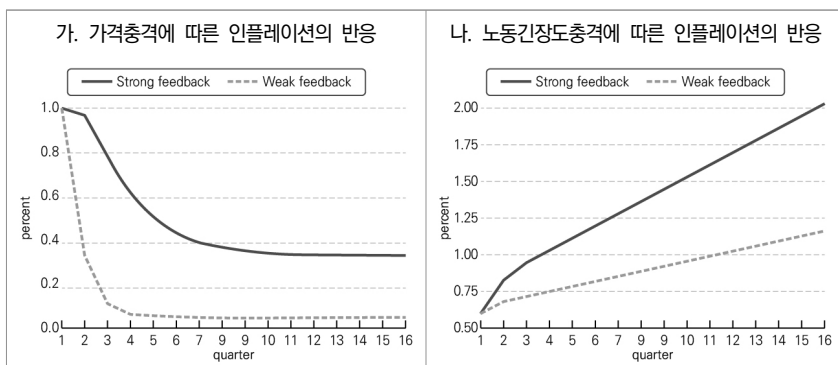
이러한 팬데믹 이후 국가별 인플레이션 동향을 설명하기 위해 Blanchard and Bernanke(2023) 및 Bernanke and Blanchard(2024)는 명목임금, 가격, 단기 및 장기 기대 인플레이션을 결정하는 네 가지 등식으로 구성된 모형을 제시하였다. 해당 모형에서는 명목임금 성장률이 단기 기대 인플레이션, 이전 기의 서프라이즈 인플레이션, 노동시장 긴장도, 그리고 실질임금 경직성에 영향을 받으며, 가격은 명목임금 성장률의 함수로 가정하였다. 또한 장기와 단기의 기대 인플레이션은 각각 전기 및 현재 기의 장기 기대 인플레이션 및 실제 인플레이션의 가중평균으로 구성하였다.

[그림 2-12]의 좌측 패널은 에너지 가격변동 등의 영구적인 가격충격이 발생한 경우 인플레이션의 반응 추이를 제시하고 있다. 약한 피드백(Weak feedback)의 경우 실질임금의 경직성이 낮고 인플레이션 기대가 잘 안정된 경우를 상정하여 모형의 매개변수를 설정하였고, 강한 피드백(Strong feedback)은 실질임금 경직성이 높고 인플레이션 기대가 안정되지 않은 경우를 상정한 인플레이션 반응의 결과에 해당한다. 분석 결과, 가격충격은 단기적 효과가 크고 장기적으로는 인플레이션이 안정화되며, 약한 피드백의 경우에 안정화 효과가 더 큰 것으로 나타났다.

[그림 2-12]의 우측 패널은 노동시장 긴장도가 1단위 증가했을 때 인플레이션의 반응을 분석한 결과이다. 가격충격이 발생한 경우와는 달리, 초기의 변동은 미미한 반면 인플레이션은 장기적으로 우상향하는 경향을 보인다. 약한 피드백의 경우 노동시장의 긴장도 증가는 상대적으로 더딘 인플레이션 증가를 보여주었으나, 강한 피드백의 경우 긴장도가 임금 및 인플레이션에 미치는 효과가 증폭되는 것으로 나타났다.

요컨대 이러한 임금-물가 간 전이효과는 안정된 인플레이션 기대(약한 피드

그림 2-12. 가격 및 노동긴장도 충격에 대한 인플레이션의 반응분석



주: 약한 피드백(weak feedback)은 실질임금 경직성이 낮고 인플레이션 기대가 잘 안정된 경우를 뜻하며, 강한 피드백(strong feedback)은 실질임금 경직성이 높고 인플레이션 기대가 안정되지 않은 경우임.

자료: Blanchard and Bernanke(2023).

백)에 의해 감소한다는 결론을 내릴 수 있으며, 이는 강신혁(2022)에서도 지적된 바 있다. 인플레이션 기대의 안정화를 위해서는 중앙은행의 정책적 신뢰를 강화할 필요성이 있으며, 이에 대해서는 다음 절에서 논한다.

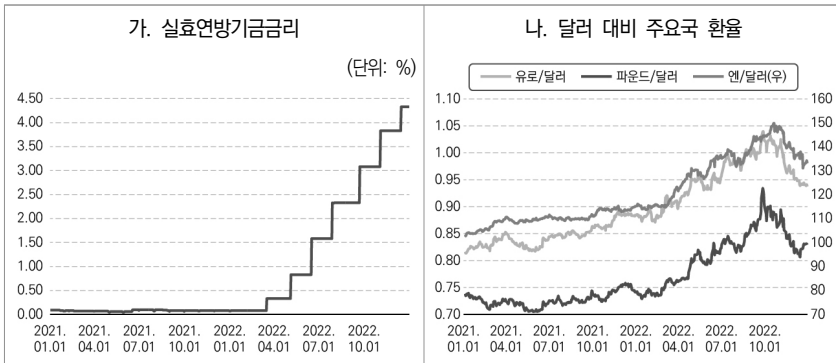
### 3. 인플레이션에 대한 정책대응

#### 가. 미국 이자율 충격의 인플레이션 전이효과

2021년 이후 급증한 인플레이션에 대응하기 위해 미 연준은 정책금리 인상을 단행하였고, 이와 아울러 세계경제의 불확실성 확대에 의한 안전자산 선호 등의 요인들이 겹쳐(강두용 2022), 타국 통화 대비 달러의 가치는 큰 폭으로 절상하게 된다(그림 2-13 참고).

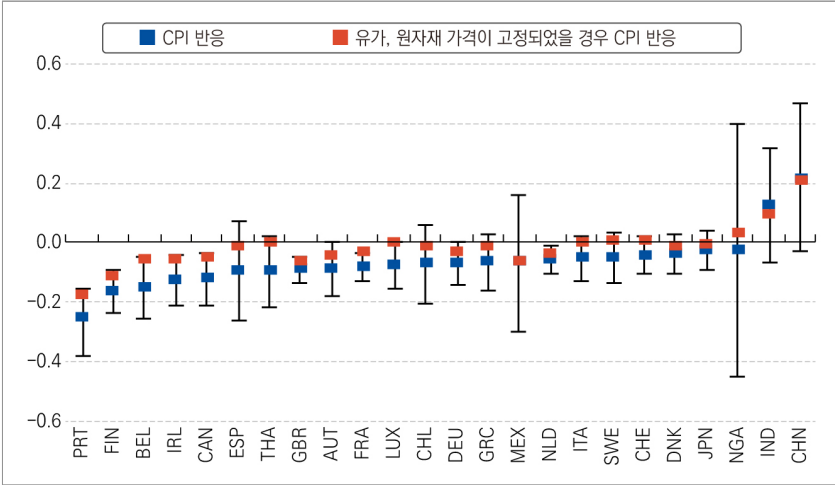
미국의 이자율 증가가 환율을 통해 타국의 CPI에 전이되는 경로는 Miranda-Pinto *et al.*(2023)에서 언급한 환율경로(exchange rate channel)에 해당한다.

그림 2-13. 실효연방기금금리 및 달러 대비 주요국 환율 추이



주: 실효연방기금금리는 effective federal funds rate을 뜻함.  
 자료: FRED, DB(검색일: 2024. 10. 28.).

그림 2-14. 미국 통화정책 충격에 의한 국가별 인플레이션의 영향



주: 파란 사각형은 미국 통화정책에 대한 헤드라인 CPI의 최대 반응을 나타내며, 빨간 사각형은 원자재가격(유가 및 음식료품 가격)이 통화정책에 반응하지 않는다고 가정했을 때 CPI의 반응을 나타냄. 막대선은 68% 신뢰구간을 나타냄. 국가는 ISO 코드로 표시됨.

자료: Miranda-Pinto *et al.*(2023).

대부분의 교역재는 미국 달러화로 거래되므로, 달러화 가치의 상승은 달러표시 수입물가의 상승을 야기하게 되는 것이다. 강두용(2022)에 따르면 2022년 상반기 평균으로 계산한 한국의 수입물가 상승분의 1/3이 달러화 상승에 기인한 것이었다.

한편 Miranda-Pinto *et al.*(2023)에서 1년간의 충격반응을 분석한 결과에서는 국가별로 CPI 변동의 차이가 큰 것으로 나타났다(그림 2-14 참고). 이는 환율경로 외에도 통화정책의 인플레이션에 미치는 다른 효과가 존재하기 때문인데, 예컨대 수입물가의 상승으로 인해 수요침체가 발생할 경우, 이는 물가에 하방 압력을 줄 수 있다. 실제 인플레이션의 변동 방향은 두 상반되는 효과의 상대적 크기에 의해 결정될 것으로 보인다.

Arteta, Kamin, and Ruch(2022)은 미국 이자율 충격을 1) 미국 인플레이션의 기대의 변동(인플레이션 충격), 2) 투자자들의 미 연준 스탠스에 대한 평

가의 변동(리액션 충격), 3) 경제활동의 강화에 대한 기대 변동(실질충격)으로 분리하여 팬데믹 이후 주요국의 경제변수들에 미친 영향을 분석하였다. 실질충격이나 리액션 충격이 발생한 경우 신흥국의 CPI가 감소하거나 유의하지 않은 반면, 미국의 기대인플레이션 상승으로 인한 이자율 상승 충격(인플레이션 충격)이 발생한 경우는 CPI가 유의하게 증가한 것으로 나타났다.

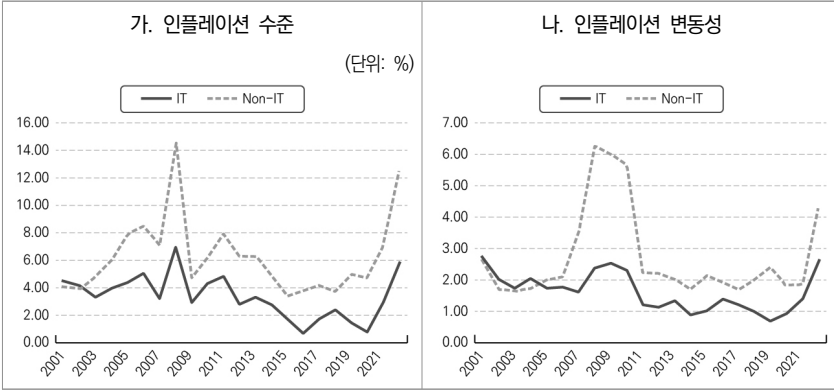
## 나. 물가안정목표제의 효과

제2절 다항에서 설명한 Blanchard and Bernanke(2023)에서는 임금경직성 외에도 안정된 기대 인플레이션이 실제 인플레이션을 통제하는 데 중요한 기여를 한다는 것을 보였다. 본 절에서는 이러한 기대 인플레이션 안정화와 관련된 신흥국의 물가안정목표제(inflation targeting)가 효과적이라는 연구를 소개한다.

Duncan, Martinez-Garcia, and Toledo(2022)는 중앙은행의 물가안정목표제의 도입으로 인플레이션 기대의 안정화 및 중앙은행의 신뢰성(credibility)의 개선의 효과가 있다고 설명하고 있다. 명시적으로 발표된 (인플레이션에 대한) 수치적 목표를 추구하겠다는 구속력 있는 커밋먼트(binding commitment)가 통화정책의 신뢰성과 예측성을 강화한다는 것이다. Duncan, Martinez-Garcia, and Toledo(2022)는 실증적으로 물가안정목표제의 도입이 인플레이션의 수준(level)과 변동성(volatility)을 개선하며, 선진국보다는 신흥국에 그 효과가 더 크다는 것을 보였다.

Ogrokhina and Rodriguez(2024)는 개발도상국의 물가안정목표제 시행이 자본유입의 경기순응성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 GDP 성장을 1%p 상승 시 물가안정목표제 시행 국가는 미시행 국가 대비 총부채 유입이 약 40% 증가하였으며, 이는 물가안정목표제가 자본흐름의 경기순응성을 감소시킨다는 것을 의미한다. 실증적으로 환율 변동성의 상당 비중은 자본흐름으로

그림 2-15. 물가안정목표제 시행 국가와 미시행 국가 간의 인플레이션 수준 및 변동성 비교



주: IT는 물가안정목표제(inflation targeting)를 시행하는 국가, non-IT는 물가안정목표제를 시행하지 않는 국가를 뜻함. 자료: Sethi and Mishra(2024).

설명하는 만큼(Rafi and Ramachandran 2018), 물가안정목표제의 도입으로 인한 자본흐름의 안정화, 그로 인한 환율의 안정화는 환율의 물가전이경로(exchange rate pass through)로 인한 물가상승이 경감될 수 있음을 의미한다.

아시아 국가 한정으로는 물가안정목표제를 도입한 국가와 도입하지 않은 국가를 대조하여 팬데믹 기간에 인플레이션을 포함한 주요 거시변수들의 동향을 분석한 실증연구에 따르면(Sethi and Mishra 2024), 물가안정목표제 도입 국가가 팬데믹 기간의 인플레이션 수치 및 변동성을 개선하는 데 기여하는 것으로 보인다(그림 2-15 참고).

## 4. 소결

본 장은 코로나19 이후 글로벌 인플레이션의 전개 과정을 개괄하고, 지역별 차이 및 요인에 대해 다루었다. 주요 내용을 요약하면 다음과 같다. 팬데믹 발

발 직후는 섰다운 등으로 인한 경기침체로 인플레이션이 감소하였으나, 2021년 이후 인플레이션은 지역 및 국가를 막론하고 급격히 증가하게 된다. 그 원인으로는 크게 공급측, 수요측 요인 등이 거론되며 초기 인플레이션의 하락 및 이후의 반등에 대체로 수요측 요인의 기여도가 더 큰 것으로 보인다.

지역별로는 미국에 비해 유럽이 공급망 교란 및 러-우 전쟁으로 인한 에너지 가격 상승에 의해 더 큰 폭의 인플레이션을 경험하였으며, 이는 유럽국가들의 소비재가 상대적으로 대외요소의존도가 크기 때문으로 분석된다.

상승한 인플레이션의 정상 상태로의 회귀는 실질임금의 경직성이 낮거나 인플레이션 기대가 안정적일 때 원활히 이루어졌다. 노동시장의 매칭 효율성 또한 인플레이션에 영향을 미쳤는데, 팬데믹 이후 발생한 매칭 비효율성이 빈일 자리율을 증가시켰고 이것이 미국 인플레이션의 더딘 회복을 야기하였다. 반면 한국의 경우 매칭 효율성의 빠른 정상화를 통해 임금 및 물가상승률의 증가를 억제할 수 있었다.

고금리로 인한 달러의 평가절상은 타국의 수입재 가격 상승을 통한 인플레이션의 전이를 유발할 수 있다. 실증분석 결과 이러한 환율경로의 효과는 국가별로 차이가 있으며, 미국의 이자율 상승이 기대인플레이션 변동으로부터 촉발된 경우, 신흥국·개발도상국의 인플레이션을 증가시키는 요인이 되는 것으로 나타났다.

마지막으로 여러 실증연구에서 물가안정목표제의 시행이 신흥국의 물가안정에 효과적인 것으로 분석되었고, 이는 인플레이션의 안정화를 위한 통화당국의 정책신뢰도의 수립이 중요하다는 점을 시사한다.

## 제3장



# 글로벌 인플레이션과 국내 물가 전가효과

1. 서론
2. 해외 물가상승과 환율상승의  
국내 물가상승 전가 분석
3. 국가별 대외 물가상승 및 환율상승의  
파급효과 비교 분석
4. 소결

# 1. 서론

본 장에서는 교역상대국 생산비용 증가의 국내 물가 전가효과와 환율상승의 국내 물가 전가효과를 알아본다. 물가상승은 화폐 가치 하락으로 저축 유인을 악화시키고, 불확실성을 높여 투자심리를 위축시킨다. 또한 장기 고정 명목 자산(부채)의 경우, 인플레이션에 의해 미래 상환액의 실질 가치가 감소하므로 인플레이션은 금융부문과 공공부문의 대차대조표를 악화시킨다. 따라서 인플레이션을 낮고 안정적으로 유지하는 것은 견조한 경제성장과 안정된 금융시장을 달성하는 데 중요하다.

거시경제에서 인플레이션에 대한 연구 주제는 크게 다음과 같다. 1980년 이후 2020년 코로나19 이전까지 안정적으로 낮게 유지되었던 인플레이션의 원인과 최근 코로나19 이후 다시 재발한 인플레이션의 구조적 원인 분석 및 지속 가능성 여부에 대한 연구가 첫 번째이다. 또 다른 중요한 주제는 세계 여러 나라 간의 인플레이션 양상이 동조화되는 원인을 밝히는 연구이다. 그리고 인플레이션을 유발하는 요인을 식별하여 국내 요인과 대외 요인으로 구분하고 이들의 상대적 중요도를 분석하여 정책적 시사점을 파악하는 주제가 있다. 마지막으로 경제 주체들의 기대가 인플레이션을 발생시키는 데 어떤 역할을 하는지에 관한 주제와 환율의 변화가 물가에 미치는 전가효과를 연구하는 주제가 있다.

본 장에서는 2023년 기준 GDP 대비 수출입 비중이 88%<sup>14)</sup>에 달하여 대외 의존도가 높은 한국 경제에 비추어 한국의 무역상대국들의 생산비용 상승이 국내 물가에 미치는 효과를 파악한다. 인플레이션에 대한 정책적 대응은 인플레이션이 국내 요인들에 의해 주로 비롯되었는지 아니면 대외 요인들이 더 주요한 원인이었는지에 따라 달라진다. 이른바 글로벌 인플레이션 사이클을 일으키는 주요 해외 변수들은 세계화와 기술 진보, 주요국 정부 정책의 구조적 변화, 그리고 경기변동을 야기하는 다양한 글로벌 충격 등이다. 대외 요인에서 비롯

14) World Bank, National Accounts Data(검색일: 2024. 10. 11.).

된 글로벌 인플레이션 사이클이 강화되어 국내 물가가 상승한다면, 중앙은행이 물가안정을 위해 다양한 정책 수단으로 조정하더라도 그 효과는 제한적일 수 있다. 대외 요인에 의해 인플레이션이 발생한다면, 국제 협력 및 국가 간 정책 공조를 통해 물가 상승을 야기시키는 대외 요인들을 안정시켜야 한다. 따라서 글로벌 요인으로 인해 국내 통화정책의 물가안정효과가 약화된다면, 통화정책이 과도한 혹은 불충분한 국내 수요를 조정하는 데 어려움을 겪을 수 있으므로 이를 위한 재정정책의 여력을 잘 마련해야 한다.

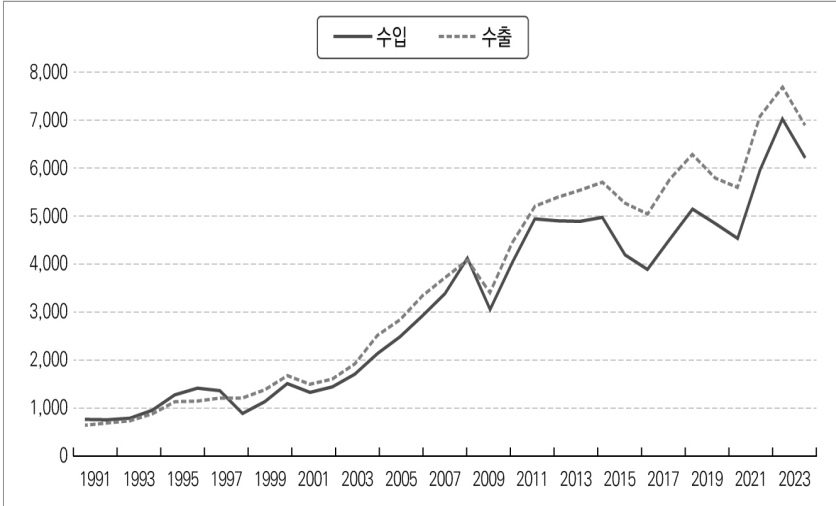
본 장에서는 이러한 글로벌 인플레이션의 파급효과를 추정하기 위해 먼저 우리나라의 교역상대국들의 생산비용 상승을 생산자물가 상승률로 파악하여 국내 물가로 전가되는 효과를 추정한다. 그리고 마찬가지로 교역상대국 통화 대비 원화의 가치 하락이 국내 물가에 미치는 영향, 즉 환율전가율을 추정한다. 그 뒤 해당 분석을 다른 나라들에 대해서도 반복하여, 국가별로 글로벌 인플레이션 및 환율의 전가효과가 어떻게 다르게 나타나는지 비교한다. 환율 전가효과 및 글로벌 인플레이션의 전가효과의 분석을 위해 본 장에서는 Burstein and Gopinath(2014)에서 제시한 모형을 활용하였음을 밝힌다.

## 2. 해외 물가상승과 환율상승의 국내 물가상승 전가 분석

본 장에서는 우리나라 무역상대국의 물가상승과 환율상승이 우리나라 수입 물가지수 및 소비자물가지수에 미치는 영향을 추정한다. 본 분석에서는 먼저 우리나라의 주요 무역상대국들을 파악하기 위해서 IMF의 Direction of Trade Statistics(DOTS) 데이터베이스를 이용하였다. IMF DOTS는 전 세계 200여 개 국가 간의 연도별, 분기별, 월별 양자간 수출입 총액(미 달러화 표시)을 제공하고 있다. 명확한 분석을 위해 세계 200여 개 국가 사이의 수출입 총액에서 차지하는 비중이 낮은 국가들을 제외하였고, 총 64개 국가<sup>15)</sup> 간의 양자간 수출입

그림 3-1. 우리나라 수출입 총액

(단위: 억 달러)



주: 대한민국이 세계 주요 63개국과의 무역을 통해 수출입한 총액을 연도별로 나타낸 것임.  
 자료: IMF, DOTS(검색일: 2024. 10. 11.).

액으로 데이터를 압축하였다. [그림 3-1]은 대한민국이 다른 63개 국가를 대상으로 수출입한 총액을 연도별로 나타내고 있다. 우리나라의 총수출입액은 2010년 이후 2번의 저점을 기록하고 있다. 각각 2016년과 2020년에 저점을 기록하였는데, 코로나19 위기 원년이었던 2020년의 저점 이후 반등하여 2022년에는 사상 최고치인 수입 7,021억 달러, 수출 7,687억 달러를 기록하였다. 이후 2023년에는 세계 금리 인상과 글로벌 경기 둔화의 여파로 수입 6,211억 달러, 수출 6,893억 달러로 각각 감소했음을 알 수 있다.

15) IMF DOTS 데이터베이스에서 분석을 위해 사용한 총 64개 국가 리스트는 다음과 같다: Argentina, Australia, Austria, Belgium, Brazil, Canada, Hong Kong, China, Czech Rep., Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Hungary, Iceland, India, Indonesia, Ireland, Italy, Japan, Rep. of Korea, Luxembourg, Malaysia, Mexico, Netherlands, New Zealand, Norway, Philippines, Poland, Rep. of Portugal, Russian Federation, Singapore, Slovak Rep., Spain, Sweden, Switzerland, Thailand, Türkiye, United Kingdom, United States, Algeria, Bangladesh, Chile, Colombia, Cyprus, Egypt, Iraq, Israel, Kazakhstan, Kuwait, Kyrgyz Rep., Liberia, Lithuania, Peru, Qatar, Saudi Arabia, Rep. of Slovenia, South Africa, Sri Lanka, Taiwan Province of China, United Arab Emirates, Rep. of Uzbekistan, Vietnam.

표 3-1. 우리나라 수출입 총액의 주요 무역상대국별 비중

(단위: %)

연도	CHN	USA	JPN	AUS	SAU	VNM	TWN	DEU	ARE	MYS	QAT	IDN	SGP
2023	23.0	11.5	7.7	5.3	5.3	4.2	3.9	3.8	2.6	2.5	2.4	2.0	1.8
2021	23.3	12.4	9.2	5.5	4.1	4.0	3.9	3.7	1.2	1.8	1.9	1.8	1.8
2019	22.1	12.8	9.8	4.2	4.5	4.3	3.2	4.1	1.9	1.9	2.7	1.8	1.4
2017	21.5	11.0	12.0	4.1	4.3	3.5	3.9	4.4	2.0	1.9	2.5	2.1	1.9
2015	21.5	10.6	10.9	3.9	4.7	2.3	4.0	5.0	2.1	2.1	3.9	2.1	1.9

연도	CHN	USA	VNM	JPN	HKG	SGP	IND	MEX	TWN	AUS	MYS	DEU	CAN
2023	23.6	16.9	7.4	4.5	4.2	3.7	3.1	3.0	2.9	2.7	1.8	1.6	1.6
2021	30.2	13.4	7.9	4.5	5.9	3.1	2.4	2.9	3.4	1.4	1.7	1.8	1.2
2019	30.0	13.4	8.1	5.1	4.9	2.4	2.8	3.2	2.7	1.5	1.6	1.8	1.3
2017	30.8	12.4	8.1	4.9	5.6	2.8	2.8	2.9	2.5	1.8	1.5	1.9	1.2
2015	33.1	13.6	5.2	5.1	4.3	3.5	2.5	2.9	2.3	2.2	1.5	1.4	1.2

주: 각 국가 기호는 중국(CHN), 미국(USA), 일본(JPN), 호주(AUS), 사우디아라비아(SAU), 베트남(VNM), 타이완(TWN), 독일(DEU), 아랍에미리트(ARE), 말레이시아(MYS), 카타르(QAT), 인도네시아(IDN), 홍콩(HKG), 싱가포르(SGP), 인도(IND), 멕시코(MEX), 캐나다(CAN)를 의미함.

자료: IMF, DOTS(검색일: 2024. 10. 11.), 위(아래)의 표는 우리나라 수입(수출)액의 국가별 비중을 나타냄.

[표 3-1]과 [그림 3-2]는 대한민국의 수출입 총액에서 주요 무역상대국이 차지하는 비중을 연도별로 나타내고 있다. [표 3-1]의 상위 테이블은 2023년 한국의 수입 총액에서 가장 큰 비중을 차지한 13개국을 중심으로 시계열 자료를 나타내고 있고, 하위 테이블은 2023년 한국의 수출 총액에서 가장 큰 비중을 차지한 국가들을 순서대로 표시하고 있다. 2023년 한 해 동안 한국의 수입 총액은 약 6,211억 달러<sup>16)</sup>이고, 이 중 중국으로부터의 수입액이 약 1,428억 달러, 미국 약 717억 달러, 일본 약 476억 달러로 각각 23.0%, 11.5%, 7.7%를 차지하였다. 또한 2023년 한 해 동안 한국의 수출 총액은 약 6,893억 달러<sup>17)</sup>

16) IMF DOTS 데이터베이스(2024년 10월 기준)에서 세계 주요 63개 국가들로부터 한국이 수입한 액수(미 달러화 표시)의 총합을 의미함.

17) IMF DOTS 데이터베이스(2024년 10월 기준)에서 세계 주요 63개 국가에 한국이 수출한 액수(미 달러화 표시)의 총합을 의미함.

이며, 이 중 중국으로의 수출액이 약 1,625억 달러, 미국 약 1,162억 달러, 베트남 약 512억 달러로 각각 23.6%, 16.9%, 7.4%의 비중을 차지하였다.

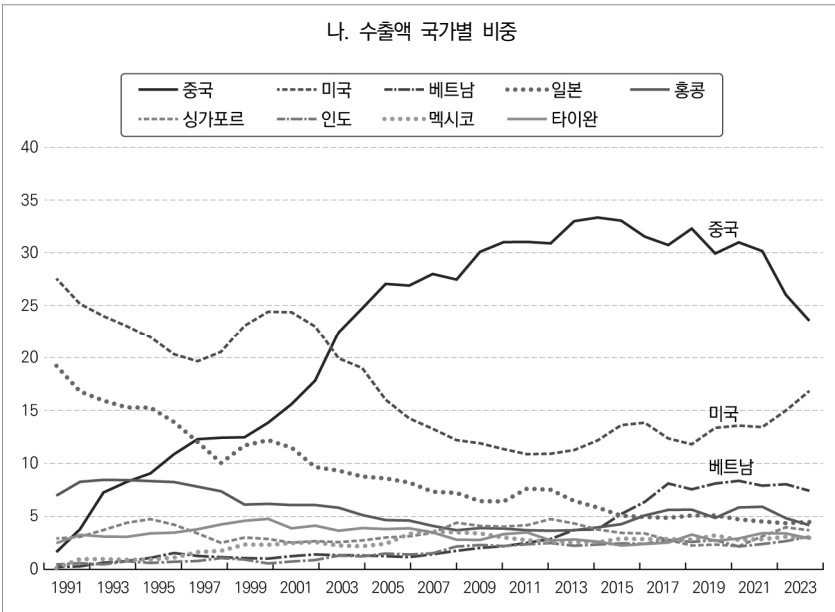
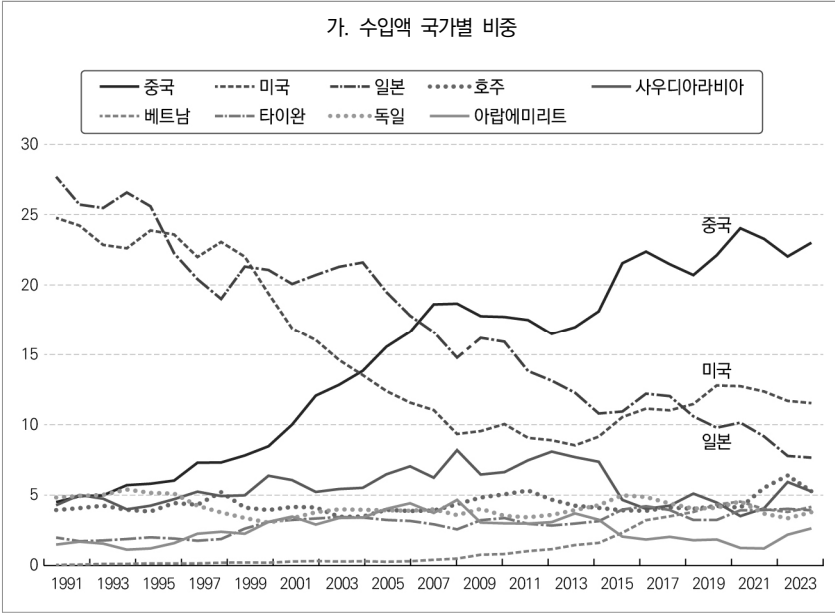
[그림 3-2]를 통해 우리나라 주요 무역상대국들의 비중이 연도별로 어떻게 변화했는지 알 수 있다. 우리나라 수입의 3대 주요 국가들은 중국, 미국, 일본으로 대중국 수입액이 대일본 수입액을 초과한 2007년 이후로 우리나라 수입액 1위를 기록하고 있는 국가는 중국이다. 대일본 수입은 지난 30년간 비중이 꾸준히 감소하여 2023년 기준 7.7%를 기록하였고, 미국 수입 비중도 1990년 이후로 지속적으로 감소하였으나 2013년 저점 이후 증가세를 보이고 있다. 수출 비중에 있어서도 상위 3개국은 2014년까지 중국, 미국, 일본이었으나 이후 베트남이 한국의 대외 수출 3위 국가에 위치하였다. 미·중 패권 경쟁이 심화한 2020년 이후 대중국 수출이 2020년 31.0%에서 2023년 23.6%로 7%p가량 감소하였고, 대미국 수출은 2020년 13.6%에서 2023년 16.9%로 3%p가량 증가했음을 알 수 있다. IMF DOTS 데이터를 기준으로 우리나라의 수입물가와 밀접하게 관련이 있는 10개 국가는 중국, 미국, 일본, 호주, 사우디아라비아, 베트남, 타이완, 독일, 아랍에미리트, 말레이시아이다.<sup>18)</sup>

---

18) 2024년 8월 출간된 IMF DOTS 데이터에 따르면 2023년 한국의 63개국 대상 양자간 수입 총액에서 각 나라들이 차지하는 비중 상위 10개국은 다음과 같다: 중국 23.0%, 미국 11.5%, 일본 7.7%, 호주 5.3%, 사우디아라비아 5.3%, 베트남 4.2%, 타이완 3.9%, 독일 3.8%, 아랍에미리트 2.6%, 말레이시아 2.5%.

그림 3-2. 우리나라 수출입 총액의 주요 무역상대국별 비중

(단위: %)



자료: IMF, DOTS(검색일: 2024. 10. 11.).

한국의 수입물가 및 소비자물가에 대한 글로벌 인플레이션의 전가효과를 추정하기 위해 IMF DOTS 데이터베이스의 양자간 수출입 총액 데이터뿐만 아니라 양자간 환율과 수입대상국의 생산자물가지수를 사용하였다. 전가효과 추정을 위한 데이터의 시간 간격은 분기 단위로 설정하였고, 데이터 표본의 시작을 2000년 1분기로 설정하였다. IMF DOTS 데이터베이스에서 총 64개 국가의 양자간 수출입 총액을 사용하였고, 이 가운데 제조업이 발달하지 않은 산유국들을 제외한 뒤 2000년 1분기부터 분기별로 생산자물가지수 데이터가 가용한 국가들은 총 39개 국가<sup>19)</sup>였다. 따라서 본 분석에서는 데이터가 가용한 총 39개 국가에 대해서 글로벌 인플레이션의 전가효과를 추정하였다.

글로벌 인플레이션의 국내 물가 전가효과를 분석하기 위해 다음의 회귀식을 이용하여 시계열 회귀분석을 진행하였다.

$$\Delta p_t = \alpha + \sum_{j=0}^8 \beta_j \left( \sum_{i \in \text{trade partners}} [\omega_{i,t-j-1} \Delta PPI_{i,t-j}] \right) + \sum_{j=0}^8 \gamma_j \left( \sum_{i \in \text{trade partners}} [\omega_{i,t-j-1} \Delta e_{i,t-j}] \right) + \epsilon_t \quad [\text{식 3-1}]$$

[식 3-1]에서 시간  $t$ 는 분기 단위이며, 우변의  $\Delta PPI_{i,t}$ 는 시점  $t$ 에서 우리나라 교역상대국  $i$ 의 자국 통화 표시 생산자물가지수(producer price index)의 이전 분기 대비 상승률<sup>20)</sup>이다. 한국의 교역상대국  $i$ 에 대한 가중치  $\omega_{i,t}$ 는 [표 3-1] 및 [그림 3-2]에서 설명한 수입 총액의 해당 국가 비중을 나타낸다. 우리나라 교역상대국은 앞선 설명대로 총 39개 국가 중 한국을 제외한 38개 국가다.  $\Delta e_{i,t}$ 는 교역상대국  $i$ 의 원화 표시 통화가치의 이전 분기 대비 상승률을 나

19) 39개 국가 리스트는 다음과 같다. 호주, 오스트리아, 벨기에, 브라질, 캐나다, 스위스, 중국, 체코, 독일, 덴마크, 스페인, 핀란드, 프랑스, 영국, 그리스, 헝가리, 인도네시아, 인도, 아일랜드, 아이슬란드, 이탈리아, 일본, 한국, 룩셈부르크, 멕시코, 말레이시아, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 필리핀, 폴란드, 포르투갈, 러시아, 싱가포르, 슬로바키아, 스웨덴, 태국, 튀르키예, 미국.

20)  $\Delta PPI_{i,t} \equiv \ln(PPI_{i,t}) - \ln(PPI_{i,t-1})$ .

타낸다. 따라서 우변의 주요 독립변수인  $\sum_i [\omega_{i,t-1} \Delta PPI_{i,t}]$ 은 한국의 38개 무역 상대국의 자국 통화 표시 생산자물가상승률  $\Delta PPI_{i,t}$ 에 각 국가들의 1분기 이전 수입 비중  $\omega_{i,t-1}$ 을 가중치로 곱하여 합산한 가중평균값이다. 마찬가지로  $\sum_i [\omega_{i,t-1} \Delta e_{i,t}]$ 도 38개 무역상대국의 원화 표시 자국통화 가치상승률  $\Delta e_{i,t}$ 을 1분기 이전 수입 비중  $\omega_{i,t-1}$ 과 곱하여 합산한 가중평균값을 나타낸다. 따라서  $\beta_0$ 는 38개 무역상대국의 인플레이션이 이번 분기에 모두 1%p씩 동시에 상승할 경우 동기에 우리나라 인플레이션의 상승으로 전가되는 크기를 나타낸다.  $\sum_{j=0}^8 \beta_j = \beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_8$ 는 이번 분기를 포함한 지난 2년 동안 38개 무역상대국의 인플레이션이 분기마다 모두 1%p씩 동시에 상승했을 때 이번 분기에 우리나라 인플레이션의 상승으로 전가되는 총 누적 크기를 나타낸다. 마찬가지로  $\gamma_0$ 는 38개 무역상대국의 환율변화율이 이번 분기에 모두 1%p씩 동시에 상승할 경우, 같은 기간에 우리나라 인플레이션의 상승으로 전가되는 크기를 나타낸다.  $\sum_{j=0}^8 \gamma_j = \gamma_0 + \gamma_1 + \dots + \gamma_8$ 는 이번 분기를 포함한 지난 2년 동안 38개 무역상대국의 환율변화율이 분기마다 모두 1%p씩 동시에 상승했을 때 이번 분기에 우리나라 인플레이션의 상승으로 전가되는 총 누적 크기를 나타내고 있다.

[식 3-1] 좌변의  $\Delta p_t$ 은 우리나라 생산자물가지수 또는 수입물가지수의 인플레이션율을 나타낸다. 본 분석을 확장하여  $\Delta p_t$ 에 우리나라 수출물가상승률, 상품물가상승률 등 여러 물가지표를 대입하면 글로벌 인플레이션과 환율 변화에 가장 민감한 물가지표가 무엇인지 파악할 수 있다. 따라서 [식 3-1]을 통해  $\beta_0$ ,  $\sum_{j=0}^8 \beta_j$ ,  $\gamma_0$ ,  $\sum_{j=0}^8 \gamma_j$ 의 값을 추정하면 우리나라 교역대상국 생산물가상승과 해당 국가의 통화가치 변화가 우리나라 물가에 미치는 장단기 전가효과를 파악할 수 있다.

[표 3-2]는 [식 3-1]의 추정결과를 보여주고 있다. [표 3-2]의 Panel A, B, C, D, E, F는 좌변의  $\Delta p_t$ 에 각각 수입물가상승률(Panel A), 생산자물가상승률(Panel B), 상품 생산자물가상승률(Panel C), 소비자물가상승률(Panel D), 상품 소비자물가상승률(Panel E), 공업제품 소비자물가상승률(Panel F)을 대

입하여 똑같은 독립변수들에 대해 해외 물가 및 환율 전가의 장단기 효과를 추정  
 한 결과이다. [표 3-2]에 나타난 모든 물가상승률은 이전 분기 대비 상승률이  
 며, 해외 PPI 인플레이션은 한국의 38개 교역상대국의 생산자물가(상품 지수)가  
 동시에 상승함을 의미한다. 괄호 안의 숫자는 추정량의 표준오차를 나타낸다.

먼저 Panel A의 국내 수입물가에 대한 전가효과를 살펴보자. 우리나라가 교  
 역을 통해 수입하고 있는 38개 국가의 생산자물가지수(상품)가 1%p씩 동시에  
 상승할 경우, 동 분기 이내(3개월 이내)의 우리나라 수입물가에 대한 전가효과  
 는 1.26%p이며, 2년 동안 분기마다 1%p씩 동시에 상승한 경우의 장기 전가효  
 과는 0.87%p로 더 작게 추정되었다. 즉 우리나라 교역국들의 생산자물가가 전  
 분기 대비 1%p씩 동시에 상승할 때, 한국의 수입물가는 3개월 이내에 전 분기  
 대비 1.26%p 상승하는데, 2년 동안의 누적효과는 오히려 0.87%p로 더 작게  
 전가되는 것으로 추정<sup>21)</sup>되었다. 또한 38개 상대국가 통화 대비 원화 가치가  
 1%p씩 하락하게 될 경우, 3개월 이내에 수입물가를 전 분기 대비 0.84%p 상  
 승시키는 것으로 나타났고, 2년 동안 분기마다 1%p씩 하락할 경우 그 누적효  
 과는 0.87%p 상승하는 것으로 나타나, 수입물가에 대한 전가효과는 첫 3개월  
 이내에 거의 모두 반영되는 것으로 나타났다.

Panel B와 Panel C는 각각 국내 생산자물가의 총지수와 상품지수에 대한  
 전가효과를 보여주고 있다. Panel B와 Panel C를 비교해보면 교역재의 가격  
 에 더 민감한 상품지수가 단기에 1.23%p, 장기에 1.07%p로서 총지수에 대한  
 단기효과인 0.75%p, 장기효과인 0.74%p보다 더 큰 전가효과를 보여주고 있  
 다. 또한 Panel C와 Panel A를 비교해보면, 해외 인플레이션의 전가효과는 국

21) 장기효과가 단기효과보다 작게 추정된 것은 지난 2년 동안의 시차효과에서 음(-)의 추정값이 존재한다  
 는 의미이다. 즉 시차를 둔 3개월 전, 6개월 전, 9개월 전... 2년 전의 무역상대국 생산자물가 상승이 이  
 변 분기 우리나라 수입물가에 음(-)의 효과를 주는 추정값이 존재한다는 의미이다. 이는 수입물가 및  
 생산자물가 자료의 측정오차로 인한 결과일 수 있다. 또한 이 결과는 [식 3-1] 모형의 단기효과 추정에  
 서 해외 PPI 인플레이션, 환율전가 외에 단기적으로 우리나라 수입물가에 영향을 미치는 다른 요인을  
 생략한 부분이 해외 PPI 인플레이션의 전가효과에 흡수되어 단기효과가 과대추정된 결과일 수 있다.  
 따라서 해외 PPI 인플레이션의 우리나라 수입물가에 대한 단기효과에 대해 국내 수요충격을 반영하는  
 요인(e.g. GDP상승률)을 포함하여 후속 연구를 진행할 필요가 있다.

내 수입물가 및 상품 생산자물가에 대해 단기적으로 비슷하지만(PPI 상품 1.23%p, IPI 1.26%p) 장기적으로는 상품 생산자물가에 대한 효과가 수입물가보다 더 크게 나타나고 있음(PPI 상품 1.07%p, IPI 0.87%p)을 볼 수 있다.

환율의 영향은 당연하게도 생산자물가보다 수입물가에 대해 더 크게 나타난다. 수입물가의 단기 환율전가율은 0.85%p, 장기 환율전가율은 0.87%p인 반면, 상품 생산자물가는 단기 환율전가율이 0.11%p, 장기 환율전가율이 0.40%p로 작게 나타나고 있다. 생산자물가의 총지수(Panel B)와 상품지수(Panel C)를 비교해보면 환율전가효과는 상품지수에 대해 더 크게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 생산자물가 총지수에 대한 단기 환율전가효과는 0.07%p, 장기 환율전가효과는 0.27%p로 추정되어, 생산자물가 상품지수에 대한 장단기 환율전가효과보다 작게 나타났다.

Panel D, Panel E, Panel F는 해외 물가상승 및 환율상승의 국내 물가 전가효과를 소비자물가에 대해서 추정한 결과이다. 앞선 결과와 마찬가지로 소비자물가 공업제품지수, 상품지수, 총지수 순서로 각각의 전가효과가 작게 나타나는 패턴을 보이고 있다. 또한 생산자물가와 수입물가보다 해외 물가 상승 및 환율상승의 전가효과가 더 작게 나타난다. 해외 생산자물가가 전 분기 대비 1%p 상승할 경우, 3개월 이내에 우리나라 소비자물가의 공업제품지수는 0.53%p, 상품지수는 0.41%p, 총지수는 0.23%p 상승하는 것으로 나타났다. 해외 물가 상승의 2년 장기 누적효과는 소비자물가 공업제품지수에 대해 0.64%p, 상품지수에 대해 0.51%p, 총지수에 대해 0.32%p로 추정되었다. 환율전가효과는 생산자물가, 수입물가와 비교했을 때 소비자물가에 대해서 가장 작게 나타났다. 우리나라 교역상대국 통화 대비 원화의 가치가 1%p 절하될 경우, 국내 소비자물가 공업제품지수는 3개월 단기에 0.04%p 상승하고 2년 장기 누적효과는 0.14%p 상승하는 것으로 추정되었다. 소비자물가 상품지수와 총지수에 대한 단기효과는 10% 유의수준에서 유의하게 나타나지만 5% 유의수준을 만족시키지 못했다. 2년 장기 누적효과는 상품지수의 경우 0.19%p, 총지수의 경우

0.08%p로 환율전가효과는 매우 작은 것으로 나타났다.

[표 3-3]은 최근 글로벌 인플레이션에 따른 앞선 추정치의 변동을 알아보기 위해 데이터 추정 범위를 2000년 1분기부터 2020년 4분기로 한정된 결과이다. 인플레이션이 글로벌 이슈로 대두되기 시작했던 2021년 이전 시점까지 데이터를 한정하여 최근 글로벌 인플레이션의 영향을 진단하였다. 데이터 범위를 글로벌 인플레이션 발생 직전 시점인 2020년 4분기까지 한정했을 때, 전반적으로 해외 인플레이션의 국내 물가 전가의 크기가 작아지는 것을 확인할 수 있다. [표 3-2]와 [표 3-3]의 Panel A를 비교해보면, 해외 PPI 인플레이션의 국내 수입물가 전가효과가 단기에 1.2683에서 1.1993으로 작아지고, 장기효과도 0.8706에서 0.7800으로 작아지는 것을 볼 수 있다. 다른 물가지수에 있어서는 [표 3-3]에 나타난 단기효과를 [표 3-2]와 비교해볼 때 크기가 항상 작게 추정되지는 않았으나, 2년 누적의 장기효과에서는 모든 지수에 대해 작게 나타나서 최근 글로벌 인플레이션에 의해 해외 물가에 대한 국내 물가의 민감도가 상승한 것을 알 수 있다. 반면 환율전가의 크기에 있어서는 최근 글로벌 인플레이션 데이터를 포함하든 포함하지 않든 추정 결과에 큰 변화가 없는 것으로 나타났다.

표 3-2. 글로벌 인플레이션과 환율 변화가 국내 물가에 미치는 영향  
(2001년 1분기 - 2023년 4분기)

Panel A. 국내 수입물가(PI 총지수) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
1.2683*** (0.1046)	0.8706*** (0.1502)	0.8460*** (0.0351)	0.8722*** (0.0601)
Panel B. 국내 생산자물가(PPI 총지수) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
0.7570*** (0.0474)	0.7461*** (0.1079)	0.0758*** (0.0220)	0.2709*** (0.0237)
Panel C. 국내 생산자물가(PPI 상품) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
1.2364*** (0.0568)	1.0783*** (0.1194)	0.1142*** (0.0265)	0.4055*** (0.0350)
Panel D. 국내 소비자물가(CPI 총지수) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
0.2325*** (0.0314)	0.3229*** (0.0672)	0.0337 (0.0208)	0.0876*** (0.0171)
Panel E. 국내 소비자물가(CPI 상품) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
0.4193*** (0.0505)	0.5193*** (0.0933)	0.0366 (0.0311)	0.1969*** (0.0294)
Panel F. 국내 소비자물가(CPI 공업제품) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
0.5333*** (0.0753)	0.6447*** (0.1025)	0.0468* (0.0277)	0.1469** (0.0489)

주: 1) \*는 유의수준 0.05, \*\*는 유의수준 0.01, \*\*\*는 유의수준 0.001에서 유의함을 뜻함.

2) 2000년 1분기부터 2023년 4분기까지 데이터를 통해 추정된 결과.

자료: [부록 표 1] 참고.

표 3-3. 글로벌 인플레이션과 환율 변화가 국내 물가에 미치는 영향  
(2001년 1분기 - 2020년 4분기)

Panel A. 국내 수입물가(PPI 총지수) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
1.1993*** (0.1036)	0.7800*** (0.1715)	0.8349*** (0.0343)	0.8497*** (0.0691)
Panel B. 국내 생산자물가(PPI 총지수) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
0.7811*** (0.0461)	0.6371*** (0.1142)	0.0714** (0.0230)	0.2827*** (0.0254)
Panel C. 국내 생산자물가(PPI 상품) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
1.2302*** (0.0619)	1.0114*** (0.1375)	0.0974*** (0.0267)	0.4176*** (0.0382)
Panel D. 국내 소비자물가(CPI 총지수) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
0.2467*** (0.0324)	0.2455*** (0.0693)	0.0329 (0.0227)	0.0905*** (0.0184)
Panel E. 국내 소비자물가(CPI 상품) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
0.4426*** (0.0544)	0.4399*** (0.1107)	0.0325 (0.0322)	0.2082*** (0.0271)
Panel F. 국내 소비자물가(CPI 공업제품) 상승률에 대한 전가효과			
해외 PPI 인플레이션		환율전가율	
단기효과( $\hat{\beta}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )	장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )
0.5470*** (0.0918)	0.6085*** (0.1256)	0.0459 (0.0279)	0.1532** (0.0533)

주: 1) \*는 유의수준 0.05, \*\*는 유의수준 0.01, \*\*\*는 유의수준 0.001에서 유의함을 뜻함.

2) 2000년 1분기부터 2020년 4분기까지 데이터를 통해 추정된 결과.

자료: [부록 표 1] 참고.

### 3. 국가별 대외 물가상승 및 환율상승의 파급효과 비교 분석

앞선 분석에서는 글로벌 인플레이션 및 환율상승의 국내 파급효과를 한국의 다양한 물가지수를 통해 살펴보았다. 본 절에서는 앞선 분석을 확장하여 해외 북미선진국(미국, 캐나다), 유럽선진국(오스트리아, 벨기에, 스위스, 체코, 독일, 덴마크, 스페인, 핀란드, 프랑스, 영국, 그리스, 아일랜드, 이탈리아, 네덜란드, 노르웨이, 슬로바키아, 스웨덴), 아시아퍼시픽선진국(한국, 일본, 뉴질랜드, 싱가포르)에 대해 글로벌 인플레이션 및 환율상승의 전가효과를 추정하여 그 결과를 비교한다. 이를 통해 대외 물가변동에 취약했던 국가들과 상대적으로 강건했던 국가들을 구분할 수 있고, 또한 앞선 분석과 마찬가지로 전가효과를 2023년 4분기까지의 데이터, 2020년 4분기까지의 데이터로 나누어 추정하여 최근 글로벌 인플레이션에 의한 전가효과의 변화를 비교할 수 있다.

먼저 [표 3-4]와 [표 3-5], [그림 3-3]과 [그림 3-4]는 세계 주요국의 동향 파악을 위해 국가 패널 자료를 중국, 일본, 미국, 독일로 한정하여 교역상대국별 수출입 비중을 나타내고 있다. 글로벌 인플레이션과 환율의 전가효과를 알아보기 위해서 이와 같은 수출입 비중을 가중치로 하여 주요 교역상대국의 생산자 물가와 통화가치 변화에 따른 국내 물가상승 효과를 추정한다. 중국의 주요 수입국은 대만, 미국, 한국, 일본, 호주이며 주요 수출국은 미국, 홍콩, 일본, 한국으로 나타났다. 중국의 수출입에 있어서 비중이 매우 크게 나타나는 국가는 특별히 없지만, 중국의 수출국으로서는 미국이 14.5%를 차지하는 것을 알 수 있다. 중국의 수입에서 대일본 비중이 지난 20년간 꾸준히 감소하여 20%대에서 10% 미만으로 감소했다. 중국의 대홍콩 수출이 과거 30%대에서 크게 줄어들어서 2023년 8.9%를 기록하였고, 대미 수출 비중이 최근 미·중 갈등에 의해 2019년부터 빠르게 감소 중인 것을 알 수 있다.

중국과 비교하여 일본, 미국, 독일은 상위 1등부터 3등 국가들에 대한 수입 의존도가 상대적으로 높게 나타나고 있다. 일본은 한국과 마찬가지로 대중 무

역이 수출입 모두 20%를 초과하고 있다. 일본의 주요 수입국은 중국 22.8%, 미국 11.0%, 호주 8.6%이고 주요 수출국은 중국 20.7%, 미국 18.9%, 한국 6.1%로 나타났다.

미국은 미·중 갈등이 본격화된 2017년 이후 대중 수입 비중을 급격히 감소시키고 있음을 확인할 수 있다. 2018년 미국의 중국 수입 비중은 2017년 22.4%로 고점을 기록한 뒤 이후 급감하여 2023년 14.4%까지 감소했다. 2023년 기준 미국의 총수입에서 가장 큰 비중을 차지하는 국가는 멕시코로 16.0%를 기록했고, 대중 수입 비중이 14.4%, 대캐나다 수입 비중이 14.2%인 것으로 나타났다. 수출 비중도 캐나다 15.8%, 멕시코 14.7%, 중국 9.1%로서

표 3-4. 중국, 일본, 미국, 독일 수입 총액의 주요 무역상대국별 비중

(단위: %)

중국의 수입 현황	TWN	USA	KOR	JPN	AUS	RUS	BRA	DEU	MYS	VNM	IDN
2023	8.9	7.4	7.2	7.1	6.9	5.7	5.4	4.7	4.6	4.1	3.3
2021	10.7	7.7	9.1	8.8	6.9	3.3	4.7	5.1	4.2	3.9	2.7
2019	9.7	6.9	9.8	9.7	6.7	3.4	4.5	5.9	4.0	3.6	1.9
일본의 수입 현황	CHN	USA	AUS	ARE	TWN	SAU	KOR	VNM	THA	IDN	DEU
2023	22.8	11.0	8.6	4.8	4.7	4.5	4.1	3.4	3.4	3.2	3.0
2021	24.8	11.1	6.9	3.6	4.5	3.7	4.3	3.1	3.5	2.6	3.2
2019	24.2	11.6	6.5	3.8	3.8	4.0	4.2	3.2	3.6	2.6	3.6
미국의 수입 현황	MEX	CHN	CAN	DEU	JPN	KOR	VNM	TWN	IND	IRL	ITA
2023	16.0	14.4	14.2	5.4	5.0	3.9	3.9	3.0	2.8	2.8	2.5
2021	14.0	18.5	13.1	4.9	4.9	3.5	3.7	2.8	2.7	2.7	2.2
2019	14.8	18.6	13.2	5.3	6.0	3.2	2.8	2.3	2.4	2.6	2.4
독일의 수입 현황	NLD	POL	CHN	BEL	FRA	ITA	CZE	USA	AUT	CHE	ESP
2023	15.2	7.3	7.3	6.6	5.8	5.7	5.5	5.5	4.6	3.5	3.1
2021	15.2	6.8	8.5	6.7	5.7	5.8	4.9	4.7	4.6	3.9	3.0
2019	14.7	6.0	7.3	6.2	6.7	5.5	5.0	5.1	4.6	4.0	3.2

주: 각 국가 기호는 중국(CHN), 미국(USA), 일본(JPN), 호주(AUS), 사우디아라비아(SAU), 베트남(VNM), 타이완(TWN), 독일(DEU), 아랍에미리트(ARE), 말레이시아(MYS), 카타르(QAT), 인도네시아(IDN), 홍콩(HKG), 싱가포르(SGP), 인도(IND), 멕시코(MEX), 캐나다(CAN), 러시아(RUS), 태국(THA), 아일랜드(IRL), 이탈리아(ITA), 네덜란드(NLD), 폴란드(POL), 벨기에(BEL), 프랑스(FRA), 체코(CZE), 오스트리아(AUT), 스위스(CHE), 스페인(ESP)을 의미함.

자료: IMF, DOTS(검색일: 2024. 10. 11.).

미국 수출의 상위 3개국임을 알 수 있다.

독일의 주요 수입국은 2023년 기준 네덜란드 15.2%, 폴란드 7.3%, 중국 7.3%이고, 주요 수출국은 미국 9.9%, 프랑스 7.5%, 네덜란드 7.5%, 중국 6.6%로 나타났다.

[표 3-6]과 [표 3-7]은 2000년 1분기부터 2023년 4분기까지의 분기별 인플레이션 데이터를 통해 각 국가별로 해외 인플레이션의 국내 전가효과와 환율 전가율을 추정한 결과이다. [표 3-8]과 [표 3-9]는 2000년 1분기부터 2020년 4분기까지의 데이터를 통해 전가효과를 추정하여 팬데믹 이후 인플레이션 자료를 포함했을 때와 포함하지 않았을 때의 추정 결과를 비교하고 있다. 각 표에

표 3-5. 중국, 일본, 미국, 독일 수출 총액의 주요 무역상대국별 비중

(단위: %)

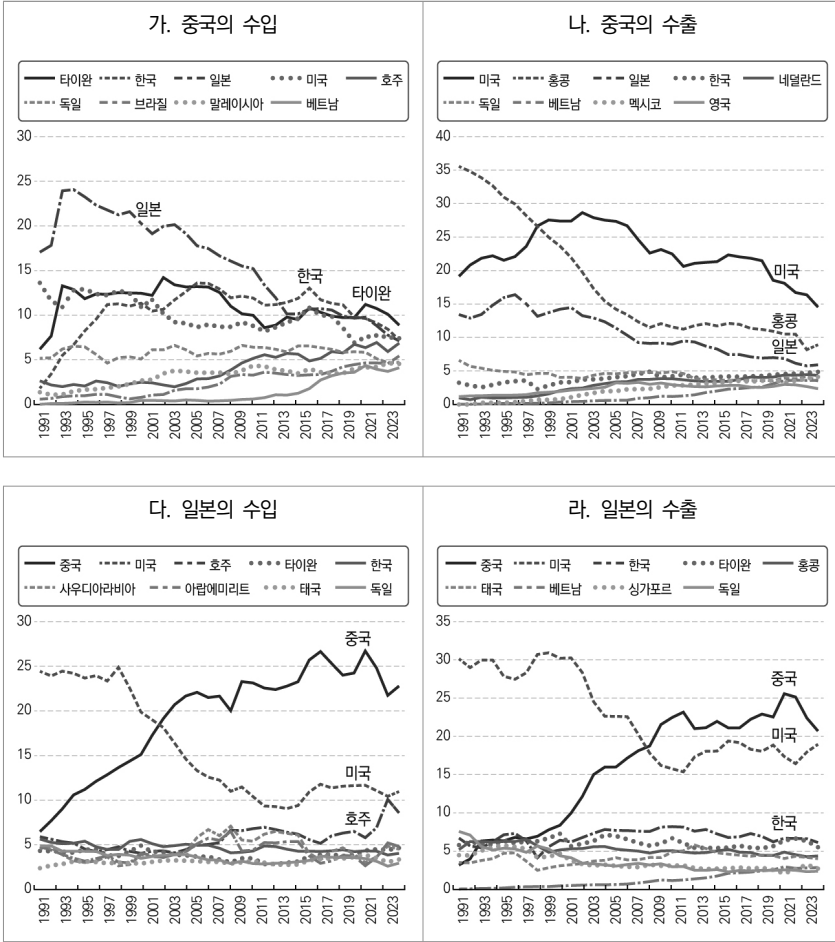
중국의 수출 현황	USA	HKG	JPN	KOR	NLD	DEU	VNM	MEX	GBR	IND	TWN
2023	14.5	8.9	5.9	4.9	4.3	3.5	3.6	4.1	2.4	3.4	2.3
2021	16.7	10.5	6.1	4.6	4.4	3.8	3.6	3.5	2.9	2.9	2.6
2019	18.5	10.9	7.0	4.4	4.1	3.6	3.1	3.6	2.7	2.8	2.3
일본의 수출 현황	CHN	USA	KOR	TWN	HKG	THA	VNM	MEX	SGP	DEU	AUS
2023	20.7	18.9	6.1	5.5	4.4	4.0	2.9	2.8	2.7	2.4	2.4
2021	25.1	16.4	6.7	6.6	4.5	4.3	2.7	2.2	2.7	2.5	2.0
2019	22.5	18.9	6.2	5.6	4.4	4.4	2.6	2.5	2.6	2.5	2.1
미국의 수출 현황	CAN	MEX	CHN	JPN	NLD	DEU	GBR	KOR	SGP	FRA	IND
2023	15.8	14.7	9.1	4.5	4.4	4.2	3.9	3.9	2.8	2.6	2.3
2021	15.6	14.5	11.2	5.1	3.3	3.9	3.3	4.6	2.5	2.0	2.6
2019	16.3	14.6	8.3	5.4	3.3	4.1	4.5	4.2	2.9	2.5	2.3
독일의 수출 현황	USA	FRA	NLD	CHN	ITA	POL	GBR	AUT	CHE	BEL	CZE
2023	9.9	7.5	7.5	6.6	6.0	5.9	5.7	5.4	4.1	4.1	3.8
2021	8.7	7.8	7.2	7.8	5.9	5.9	5.2	5.7	4.0	4.9	3.8
2019	9.1	8.3	6.7	7.5	5.5	5.1	6.1	5.4	4.1	4.1	3.7

주: 각 국가 기호는 중국(CHN), 미국(USA), 일본(JPN), 호주(AUS), 사우디아라비아(SAU), 베트남(VNM), 타이완(TWN), 독일(DEU), 아랍에미리트(ARE), 말레이시아(MYS), 카타르(QAT), 인도네시아(IDN), 홍콩(HKG), 싱가포르(SGP), 인도(IND), 멕시코(MEX), 캐나다(CAN), 네덜란드(NLD), 영국(GBR), 프랑스(FRA), 이탈리아(ITA), 폴란드(POL), 오스트리아(AUT), 스위스(CHE), 벨기에(BEL), 체코(CZE)를 의미함.

자료: IMF, DOTS(검색일: 2024. 10. 11.).

그림 3-3. 중국, 일본 수출입 총액의 주요 무역상대국별 비중

(단위: %)



자료: IMF, DOTS(검색일: 2024. 10. 11.).

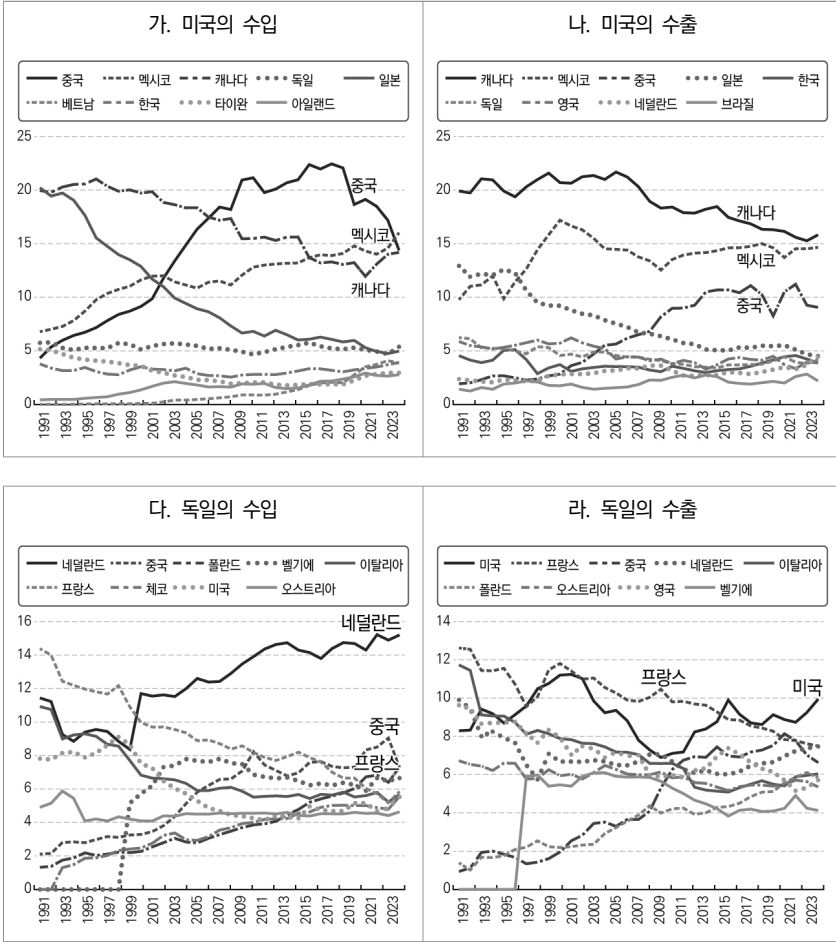
서 '-' 표시가 된 부분은 전가효과가 '0'이라는 귀무가설을 기각할 수 있을 정도의 통계적 유의성을 갖지 못했음을 의미한다.<sup>22)</sup>

전가효과의 추정에서 39개 국가의 인플레이션 데이터를 통해 유의미한 추정 결과를 얻을 수 있는 국가는 북미선진국 2개국, 유럽선진국 17개국, 아시아퍼

22) 한국을 제외한 다른 국가의 추정에서는 BIS 명목실효환율(27개국)을 사용하였다.

그림 3-4. 미국, 독일 수출입 총액의 주요 무역상대국별 비중

(단위: %)



자료: IMF, DOTS(검색일: 2024. 10. 11.).

시픽선진국 4개국으로 총 23개 국가들이었다. 미국의 추정 결과, 미국 교역상대국들의 생산자물가가 1%p 상승할 때, 미국의 수입물가가 단기적으로 0.5%p 상승하는 반면 소비자물가 상승지수가 1.1%p 상승하는 것<sup>23)</sup>으로 높게 나타

23) 수입물가 상승효과보다 소비자물가 상승지수 상승효과가 더 크게 나타나는 것은 앞선 논의대로 [식 3-1] 모형의 단기효과 추정에서 해외 PPI 인플레이션, 환율전가 외에 단기적으로 수입물가 및 소비자물가 상승지수에 영향을 미치는 다른 요인을 생략한 부분이 해외 PPI 인플레이션의 전가효과에 흡수

났다. 2년 동안의 장기효과도 거의 동일한 상승효과를 갖는 것으로 나타나서 첫 3개월 내에 해외 인플레이션의 전가효과가 모두 발생하는 것으로 추정되었다. 무역상대국들의 생산자물가가 1%p 상승할 때, 국내 수입물가로 전이되는 단기효과가 상대적으로 크게 나타난 국가들은 싱가포르 1.81%p, 한국 1.26%p, 체코 1.1%p, 네덜란드 0.93%p, 스위스 0.83%p, 덴마크 0.82%p, 그리스 0.82%p, 프랑스 0.76%p 순이었다. 반대로 국내 수입물가에 대한 단기 전가효과가 상대적으로 작았던 국가들은 독일 0.22%p, 슬로바키아 0.43%p, 미국 0.52%p로 나타났다. 해외 인플레이션이 국내 수입물가로 전이되는 2년 누적 장기효과는 대체로 모두 높게 추정되었는데, 상대적으로 낮았던 국가들은 해외 인플레이션 1%p 상승에 대해 독일은 0.43%p로 매우 낮았고, 미국 0.5%p, 슬로바키아 0.62%p로 나타났다.

소비자물가 상품지수에 대한 해외 인플레이션의 전가효과는 미국의 경우 추정 결과가 수입물가보다 더 크게 나타났고, 다른 국가들에서는 수입물가에 대한 전가효과보다 대체로 낮게 추정되었다. 해외 인플레이션 1%p 상승의 소비자물가 상품지수에 대한 3개월 단기효과는 이탈리아 0.05%p, 일본 0.12%p, 스위스 0.19%p로 이들 국가는 대외물가충격에 대해 국내 소비자물가가 안정된 것으로 나타났다. 해외 물가 1%p 상승의 2년 누적 장기효과에 있어서도 스위스 0.24%p, 이탈리아 0.34%p로 낮게 나타났고, 0.51%p의 한국도 소비자물가가 안정적인 것으로 추정된 국가들 중 하나였다.

[표 3-7]에서 환율상승의 전가효과를 살펴보면 수입물가에 대한 환율의 전가효과가 국가별로 차이가 큰 것으로 드러났다. 환율 1%p 상승에 대해 수입물가에 대한 단기 전가효과가 오스트리아 5.9%p, 벨기에 5.3%p, 아일랜드 3.1%p, 이탈리아 2.1%p, 노르웨이 2.0%p, 뉴질랜드 1.9%p, 일본 1.6%p, 영국 1.0%p

---

되어 상품지수에 대한 효과가 과대추정된 결과로 판단된다. 따라서 해외 PPI 인플레이션의 수입물가 및 소비자상품지수에 대한 전가효과에 대해 국내 수요충격을 반영하는 요인(e.g. GDP상승률) 및 기타 다른 중요한 요인을 포함하여 후속 연구를 진행할 필요가 있다.

로 매우 크게 나타났고 2년 동안의 누적 전가효과도 비슷한 결과를 보였다. 수입물가에 대한 환율상승의 전가효과가 작게 나타난 국가는 특히 미국이 1%p 상승에 대해 단기에서 0.08%p, 장기에서 0.23%p로 매우 안정적으로 추정되었다. 이 밖에도 스위스(단기 0.16%p, 장기 0.57%p), 핀란드(단기 0.29%p), 싱가포르(단기 0.35%p, 장기 0.88%p), 독일(단기 0.41%p, 장기 0.65%p) 순으로 수입물가에 대한 전가효과가 작게 나타났다. 환율상승의 소비자물가 상품지수에 대한 전가효과는 대부분의 국가에서 단기적으로 통계적 유의성을 찾을 수 없었다. 환율 1%p 상승의 소비자물가 상품지수에 대한 2년 누적 장기의 전가효과는 아일랜드(0.6%p), 네덜란드(0.5%p)를 제외한 나머지 국가들에서 0.5%p 미만으로 낮게 추정되었다.

[표 3-8]과 [표 3-9]는 앞선 분석에서 최근 글로벌 인플레이션이 이슈가 되었던 2021년 1분기부터 2023년 4분기까지의 데이터를 제외하여 전가효과를 추정한 결과이다. 이를 통해 최근 인플레이션이 심각했던 기간에 추정 결과가 어떻게 변화했는지 비교할 수 있다. [표 3-8]과 [표 3-6]을 통해 해외 생산자물가 상승의 국내 수입물가 및 소비자물가 상품지수에 대한 전가효과를 비교할 수 있다. 수입물가에 대한 단기 전가효과를 살펴보면, 해외물가 1%p 상승에 대해 미국의 경우 2020년 4분기까지는 0.45%p 상승하는 것으로 추정되었다가 2023년 4분기까지 0.52%p 상승하여 전가효과가 0.07%p 더 커진 것을 알 수 있다. 2020년 4분기까지 독일의 경우 해외물가 1%p 상승에 대해 수입물가는 단기에 0.07%p 상승하는 것으로 미약했으나, 2023년 4분기까지의 추정 결과에서는 0.22%p 상승하여 0.15%p 증가하였다. 수입물가에 대한 장단기 전가효과는 스위스, 이탈리아, 그리스를 제외하고 모든 국가에서 2021년 이후 글로벌 인플레이션을 거치면서 대외물가 상승에 대한 수입물가의 민감도가 더 높아진 것으로 나타났다.

표 3-6. 글로벌 생산자물가 인플레이션의 국가별 전가효과

국가분류	국가	단기효과( $\hat{\beta}_0$ )		장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )		
		수입물가	소비자물가 (상품지수)	수입물가	소비자물가 (상품지수)	
북미선진국	캐나다	-	-	1.2884**	-	
	미국	0.5201***	1.1436***	0.5054***	1.1699***	
유럽선진국	오스트리아	-	0.5747***	-	1.1239***	
	벨기에	-	0.5797***	1.3697**	0.7481***	
	스위스	0.8379***	0.1973*	1.0106***	0.2449†	
	체코	1.1082***	0.3912*	1.3675***	1.3246***	
	독일	0.2241*	0.4544***	0.4342**	0.8987***	
	덴마크	0.8282***	0.4671***	1.2555***	0.7926**	
	스페인	0.6770***	0.6657**	0.8640***	0.9448***	
	핀란드	0.6487***	0.3245***	0.8888***	0.6779***	
	프랑스	0.7687***	0.5077***	0.8693***	1.0325***	
	영국	-	0.3684***	-	0.9717***	
	그리스	0.8281***	0.4253*	0.7421**	0.9994***	
	아일랜드	-	0.5568***	-	0.8871***	
	이탈리아	0.7751***	0.0578†	0.9980***	0.3446**	
	네덜란드	0.9334***	0.4655***	0.9827***	0.9938***	
	노르웨이	-	0.3697**	-	0.6422**	
	슬로바키아	0.4354***	0.3976*	0.6295**	1.0854***	
	스웨덴	0.6869***	0.3779***	1.0653***	0.7773***	
	아시아퍼시픽 선진국	한국	1.2683***	0.4193***	0.8706***	0.5193***
		일본	-	0.1285*	-	-
뉴질랜드		-	-	-	-	
싱가포르		1.8105***	-	1.5501***	-	

주: 1) †는 유의수준 0.10, \*는 유의수준 0.05, \*\*는 유의수준 0.01, \*\*\*는 유의수준 0.001에서 유의함을 뜻함.  
 2) - 표시가 된 부분은 전가효과가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 있을 정도의 통계적 유의성을 갖지 못했음을 의미함.  
 3) 한국을 제외한 다른 국가의 추정에서는 BIS 명목실효환율(27개국) 자료를 이용.  
 4) 2000년 1분기부터 2023년 4분기까지 데이터를 통해 추정된 결과.  
 자료: [부록 표 1] 참고.

표 3-7. 환율상승의 국가별 전가효과(2000년 1분기 - 2023년 4분기)

국가분류	국가	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )		장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\gamma}_j$ )	
		수입물가	소비자물가 (상품지수)	수입물가	소비자물가 (상품지수)
북미선진국	캐나다	0.8028***	0.0362 <sup>†</sup>	1.1731***	0.3143***
	미국	0.0886**	0.0708*	0.2327***	-
유럽선진국	오스트리아	5.9540***	-	6.3394***	-
	벨기에	5.3790***	-	5.7450***	-
	스위스	0.1642***	-	0.5796***	0.2229*
	체코	0.8229***	-	0.8052***	0.4085***
	독일	0.4139***	-	0.6583***	-
	덴마크	2.0713**	-	3.3766**	-
	스페인	0.8778***	-	0.8857***	-
	핀란드	0.2974**	-	-	0.3845**
	프랑스	0.3125***	-	0.5950**	-
	영국	1.0408***	-	1.3430***	0.1917*
	그리스	-	-	-	-
	아일랜드	3.1508***	0.2003 <sup>†</sup>	2.5330***	0.6044*
	이탈리아	2.1132***	-	3.7634***	-
	네덜란드	0.6307***	-	0.8299***	0.5112*
	노르웨이	2.0536***	-	4.1807***	0.2601 <sup>†</sup>
	슬로바키아	-	-	-	-
	스웨덴	0.5323***	-	0.8671***	0.3687***
아시아퍼시픽 선진국	한국	0.8460***	0.0366	0.8722***	0.1969***
	일본	1.6144***	-	1.0869***	0.1198**
	뉴질랜드	1.9498***	-	2.5831***	-
	싱가포르	0.3562*	-	0.8826*	-

주: 1) <sup>†</sup>는 유의수준 0.10, \*는 유의수준 0.05, \*\*는 유의수준 0.01, \*\*\*는 유의수준 0.001에서 유의함을 뜻함.  
 2) - 표시가 된 부분은 전가효과가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 있을 정도의 통계적 유의성을 갖지 못했음을 의미함.  
 3) 한국을 제외한 다른 국가의 추정에서는 BIS 명목실효환율(27개국) 자료를 이용.  
 4) 2000년 1분기부터 2023년 4분기까지 데이터를 통해 추정된 결과.  
 자료: [부록 표 1] 참고.

표 3-8. 글로벌 생산자물가 인플레이션의 국가별 전가효과

국가분류	국가	단기효과( $\hat{\beta}_0$ )		장기효과( $\sum_{j=0}^s \hat{\beta}_j$ )	
		수입물가	소비자물가 (상품지수)	수입물가	소비자물가 (상품지수)
북미선진국	캐나다	-	-	1.2884***	0.1341*
	미국	0.4528***	1.1174***	0.2884†	1.1293***
유럽선진국	오스트리아	-	0.6109**	-	0.6725***
	벨기에	-	0.5169***	1.3697**	0.6070**
	스위스	0.9470***	-	0.9839***	-
	체코	1.0974***	0.1990**	1.2808***	0.6800***
	독일	0.0776**	0.3663***	0.1700**	0.5787***
	덴마크	0.8257***	0.4378***	1.1824**	0.5919**
	스페인	0.6176***	0.7267**	0.6545***	0.8562***
	핀란드	0.5302***	0.2862***	0.6328***	0.4691**
	프랑스	0.7127***	0.5737***	0.7688***	0.6762***
	영국	-	0.3116***	-	0.5141***
	그리스	0.6182***	0.3492*	0.8322**	0.7546**
	아일랜드	-	0.5257***	-	0.6250**
	이탈리아	0.8124***	-	1.1864**	0.1232†
	네덜란드	0.7505***	0.3186***	0.8394***	0.6671***
	노르웨이	-	0.4214**	4.9281**	-
	슬로바키아	0.2659**	0.4693*	-	0.9260***
	스웨덴	0.5237***	0.3721***	0.6471***	0.4334***
	아시아퍼시픽 선진국	한국	1.1993***	0.4426***	0.7800***
일본		-	0.1500*	1.1736†	-
뉴질랜드		-	-	-	-
싱가포르		1.6503***	-	1.5656***	-

주: 1) †는 유의수준 0.10, \*는 유의수준 0.05, \*\*는 유의수준 0.01, \*\*\*는 유의수준 0.001에서 유의함을 뜻함.  
 2) - 표시가 된 부분은 전가효과가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 있을 정도의 통계적 유의성을 갖지 못했음을 의미함.  
 3) 한국을 제외한 다른 국가의 추정에서는 BIS 명목실효환율(27개국) 자료를 이용.  
 4) 2000년 1분기부터 2020년 4분기까지 데이터를 통해 추정된 결과.  
 자료: [부록 표 1] 참고.

표 3-9. 환율상승의 국가별 전가효과(2000년 1분기 - 2020년 4분기)

국가분류	국가	단기효과( $\hat{\gamma}_0$ )		장기효과( $\sum_{j=0}^8 \hat{\gamma}_j$ )		
		수입물가	소비자물가 (상품지수)	수입물가	소비자물가 (상품지수)	
북미선진국	캐나다	0.8028***	-	1.1731***	0.1341*	
	미국	0.0817**	0.0958**	0.2925**	-	
유럽선진국	오스트리아	5.8620***	-	6.2662***	-	
	벨기에	5.3790***	-	5.7450***	-	
	스위스	0.1662***	-	0.5982***	0.2553*	
	체코	0.8099***	-	0.7777***	0.2680**	
	독일	0.4085***	-	0.6470***	-	
	덴마크	2.1232**	-	3.4216**	-	
	스페인	0.7694***	-	0.6417**	-	
	핀란드	0.3035***	-	0.3658*	0.4294*	
	프랑스	0.3116***	-	0.5943**	-	
	영국	1.0408***	-	1.3430***	0.2289***	
	그리스	-	-	0.2661 <sup>†</sup>	-	
	아일랜드	3.1508***	0.2045 <sup>†</sup>	2.5330***	0.5075 <sup>†</sup>	
	이탈리아	2.2086***	-	3.8195***	-	
	네덜란드	0.5697***	-	0.7786***	0.4212**	
	노르웨이	2.0536***	0.0766 <sup>†</sup>	4.1807***	-	
	슬로바키아	-	-	0.8889**	-	
	스웨덴	0.4806***	0.0523 <sup>†</sup>	0.7274***	0.2573***	
	아시아퍼시픽 선진국	한국	0.8108***	0.0423 <sup>†</sup>	0.8469***	0.1922***
		일본	1.6144***	-	1.0869***	0.1258**
뉴질랜드		1.9498***	-	2.5831***	-	
싱가포르		0.3795*	-	0.7844*	-	

주: 1) <sup>†</sup>는 유의수준 0.10, \*는 유의수준 0.05, \*\*는 유의수준 0.01, \*\*\*는 유의수준 0.001에서 유의함을 뜻함.  
 2) - 표시가 된 부분은 전가효과가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 있을 정도의 통계적 유의성을 갖지 못했음을 의미함.  
 3) 한국을 제외한 다른 국가의 추정에서는 BIS 명목실효환율(27개국) 자료를 이용.  
 4) 2000년 1분기부터 2020년 4분기까지 데이터를 통해 추정된 결과.  
 자료: [부록 표 1] 참고.

이는 소비자물가 상품지수에 대한 전가효과에 있어서도 비슷한 결과를 얻을 수 있었다. 해외 인플레이션의 국내 소비자물가 상품지수에 대한 전가효과는 단기적으로 오스트리아, 스페인, 프랑스, 노르웨이, 슬로바키아, 한국, 일본에서 2021년 이후 2023년까지의 인플레이션 기간 동안 전가효과가 더 낮아진 것으로 추정되었지만, 2년 누적의 장기효과에 있어서는 모든 국가에서 전가효과가 더 크게 나타났다.

[표 3-9]와 [표 3-7]의 비교를 통해 글로벌 인플레이션이 이슈가 되었던 2021년 1분기부터 2023년 4분기까지의 데이터를 제외했을 때 환율상승의 전가효과가 어떻게 변화했는지를 알 수 있다. 환율상승의 수입물가에 대한 전가효과는 대체로 2020년 4분기까지의 추정값과 2023년 4분기까지의 추정값에 국가별로 큰 차이점이 존재하지는 않았다. 따라서 2021년 1분기부터 2023년 4분기까지의 글로벌 인플레이션 기간 동안 환율상승의 수입물가에 대한 장단기 전가효과는 크게 변화하지 않았던 것으로 판단된다. 반면 환율상승의 소비자물가 상품지수에 대한 전가효과는 대부분의 국가에서 통계적으로 유의한 추정 결과를 찾을 수 없었다. 그러나 2년 누적 장기효과에 있어서는 통계적으로 유의한 결과를 찾을 수 있었던 국가들에 대해서 2023년 4분기까지의 추정값이 2020년 4분기까지의 추정값보다 크게 상승했음을 확인할 수 있었다. 따라서 소비자물가에 대한 전가효과가 2021년 글로벌 인플레이션 발발 이후 상승했음을 알 수 있다.

## 4. 소결

본 장에서는 주요국별로 해외 인플레이션 및 환율상승이 국내 인플레이션에 미치는 영향을 회귀분석을 통해 살펴보았다. 인플레이션, 환율 자료가 분기별로 가용한 39개 국가를 간추려서 양자간 교역 가중치를 도출하였고, 이를 통해

해외 생산자물가 상승 및 환율상승이 국내 물가에 미치는 효과를 추정하였다. 이를 통해 우리나라의 경우 글로벌 인플레이션과 환율 변동의 수입물가, 생산자물가 총지수, 생산자물가 상품지수, 소비자물가 총지수, 소비자물가 상품지수, 소비자물가 공업제품지수 총 6개 물가상승률에 대한 전가효과를 살펴보고, 다른 나라들의 경우 수입물가 및 소비자물가 상품지수에 대한 전가효과를 추정하였다.

우리나라에 대한 전가효과 추정 결과로부터 우리나라와 교역 관계에 있는 38개 국가의 생산자물가가 분기별로 1%p씩 상승할 때, 우리나라의 수입물가지수는 3개월 내 1.26%p 상승하는 것으로 나타나 효과가 큰 것으로 나타났다. 또한 환율 1%p 상승의 수입물가에 대한 전가효과는 3개월 내 0.84%p 상승하는 것으로 나타나서 수입물가는 환율상승보다 생산비용 상승에 대해 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 그러나 해외 생산자물가 상승에 대해 2년 누적 장기효과는 0.87%p로 나타나, 3개월 단기효과 추정치인 1.26%p는 과대추정되었을 가능성이 있는 것으로 보인다. 반면 환율전가의 장기효과는 수입물가에 대해 0.87%p로서 단기효과와 큰 차이를 보이지 않았다. 글로벌 인플레이션과 환율상승의 국내 물가 전가효과는 교역가능재화에 대해 추정하는 것이 더 정확하므로 국내 소비자물가 상품지수와 국내 소비자물가 공업제품지수에 대한 추정치가 더 정확할 것으로 판단된다. 해외 생산비용 1%p 상승에 대해 국내 소비자물가 공업제품지수는 3개월 내 0.5%p 상승하는 것으로 나타났고, 환율 1%p 상승에 대해 3개월 내 0.04%p 상승하는 것으로 추정되었다. 2년 누적 장기효과는 해외 생산비용 및 환율상승에 대해 각각 0.64%p, 0.14%p 상승하는 것으로 나타났다.

글로벌 인플레이션의 수입물가 및 소비자물가 상품지수에 대한 전가효과를 2년 동안의 장기효과만으로 비교했을 때, 우리나라는 다른 선진국들에 비하여 비교적 물가 전가효과가 낮은 편인 것으로 나타났다. 북미선진국 2개국, 유럽 선진국 17개국, 아시아퍼시픽선진국 4개국 총 23개국 간의 해외 생산비용 상

승의 소비자물가 상품지수에 대한 2년 장기효과를 비교한 결과, 우리나라보다 추정치가 작게 나타난 국가는 스위스와 이탈리아 2개국이었고 나머지 21개국의 추정치는 크게 나타났다. 해외 생산비용의 수입물가에 대한 장기 전가효과도 한국의 추정치보다 낮은 국가는 유의한 추정 결과를 나타낸 17개국 중에서 미국, 독일, 스페인, 프랑스, 그리스, 슬로바키아까지 6개국이었다. 같은 방법으로 환율전가율을 비교했을 때 환율상승의 수입물가에 대한 장단기 전가효과는 한국의 추정치를 23개국과 비교했을 때 높게 나타나지 않았다.

## 제4장



# 글로벌 인플레이션과 경기안정화 정책

1. 서론
2. 통합적 정책체계  
(Integrated Policy Framework)
3. 한국 데이터를 이용한 베이지안 추정
4. 베이지안 추정 결과
5. 경기변동 충격 분해
6. 정책 실험  
(Counterfactual Analysis)
7. 소결

# 1. 서론

본 장에서는 동태적 일반균형모형(DSGE)을 통해 한국 경제 경기변동의 주요 요인을 진단하고, 코로나19 이후 인플레이션을 포함한 주요 거시변수의 변동 요인을 파악한다. 분석을 위해 사용한 모형은 IMF의 통합적 정책체계(Integrated Policy Framework, 이하 IPF 모형)이다. IPF 모형은 현실 경제에서 시장실패를 야기하는 다양한 마찰적 요소들을 혼합하여 재정정책, 통화정책, 거시건전성정책, 외환시장개입정책, 자본이동관리정책 등의 거시정책들을 하나의 통합된 체계하에서 평가할 수 있는 체계이다.

2020년 팬데믹 위기 발발 이후 2021년 인플레이션이 글로벌 이슈로 대두되었고 2022년 러시아-우크라이나 전쟁 시작과 함께 급격한 글로벌 통화긴축 기조가 세계 경제를 초불확실성의 시대로 이끌었다. 당시 한국의 대외 여건은 빠르게 회복된 수요에 비해 공급이 부족한 공급병목현상이 나타났고, 러시아-우크라이나 전쟁은 원자재 공급 차질을 빚어 원자재 가격을 급등시켰다. 오미크론 확산으로 제로코로나 봉쇄 정책을 시행하던 중국 경제가 부동산 침체와 함께 둔화되었고, 미 연준은 인플레이션 대응을 위해 유례없이 빠른 속도로 통화긴축정책을 단행하였다. 이렇게 불리하게 지속되었던 대외 여건 속에서 한국 경제도 수출 둔화, 생산 차질, 물가 상승, 경상흑자 축소, 시장금리 상승 등 심각한 경기 침체를 경험하였다. 이와 같은 불확실성의 환경 속에서 소규모 개방경제인 대한민국의 정책당국은 글로벌 긴축사이클에 대응하여 경기변동의 폭을 줄이고 물가안정, 금융안정을 달성하기 위해 복합적인 거시경제정책을 실행하였다.

본 장에서는 한국의 분기별 거시데이터를 이용하여 베이지안 기법을 통해 IPF 모형을 추정하고 정책 실험을 수행한다. 이를 통해 코로나19 위기 이후 2023년 말까지 우리나라 생산과 소비, 수출입 및 인플레이션의 경기변동을 일으킨 주요 충격들을 식별하고, 미국의 금리 인상과 외환시장개입정책을 중심으로 정책 실험 결과를 제시하여 이에 대한 시사점을 논의한다.

## 2. 통합적 정책체계(Integrated Policy Framework)

본 연구는 Chen *et al.*(2023)이 제시한 모형을 기반으로, 세계 경제를 다음 두 가지 유형의 국가로 나눠서 분석한다. 즉 자국은 소규모 개방경제(small open economy)로 상정하고, 외국은 대규모 폐쇄경제(large closed economy)로 가정한다. 소규모 개방경제의 특징은 국경간 인적, 물적 자원의 이동이 자유롭지만 세계 경제에 미치는 영향력이 제한적이라는 점이다. 경제의 크기를 이와 같이 구분하는 기준은 GDP, 인구 혹은 노동력 규모이며, 각각의 경제는 다시 선진국(advanced economies)과 신흥국 및 개발도상국(emerging market and developing economies)으로 구분된다. IMF는 선진국, 신흥국, 개발도상국의 구분<sup>24)</sup>을 위해 1인당 소득, 수출 다각화 정도,<sup>25)</sup> 글로벌 금융통합도 등 다양한 지표를 활용하고 있다.

본 분석에서는 선진 소규모 개방경제와 대규모 폐쇄경제를 각각 한국과 미국에 대입하여 연구를 진행한다. 양국의 거시경제 데이터를 활용하여 베이지안 방법론으로 IPF 모형을 한국의 상황에 맞게 조정한다. 이후의 논의에서는 소규모 개방경제를 자국(home country), 대규모 폐쇄경제를 외국(foreign country)으로 지칭하겠다. 이 연구에서 사용된 통합적 정책체계의 세부적인 이론적 토대는 Adrian *et al.*(2021)에서 찾아볼 수 있다. 본 논문에서는 해당 모형의 선형화 버전인 Chen *et al.*(2023)의 IPF를 중심으로 메커니즘을 설명한다.

본 연구에서 채택한 변수 표기 체계는 다음과 같은 규칙을 따른다. 우선, 변수의 대소문자 구분을 통해 서로 다른 측정 방식을 나타낸다. 소문자로 표기된 변수들은 정상균형상태(steady-state equilibrium) 대비 백분율 편차(percentage deviation)를 의미하는 반면, 대문자로 표기된 변수들은 해당 거시경제지표의

---

24) IMF, "How does the WEO categorize advanced versus emerging market and developing economies?"(검색일: 2024. 10. 11.).

25) 산유국은 총생산 및 수출에서 석유 부문이 지배적 비중을 차지하고, 제조업 또는 지식기반 서비스 등의 고부가가치 산업 수출 비중이 미미하므로 높은 1인당 GDP에도 불구하고 선진국 범주에서 제외된다.

실제 수준값(level value)을 나타낸다. 시간을 나타내기 위해 모든 동태적 변수들은 아랫첨자  $t$ 를 수반한다. 반면 하첨자  $t$ 가 없는 변수들은 (i) 정상균형상태에서의 거시경제변수이거나, (ii) 시간 불변성을 갖는 모수(parameter)이다. 또한 모형을 설명할 때 변수들은 국가 간 구분을 위한 특수 기호를 갖는다. 즉 변수의 우측 상단에 별표(\*)가 첨부된 경우, 이는 해당 변수가 자국이 아닌 외국 경제를 나타내는 지표임을 명시한다.

## 가. 총수요 부문

자국 경제의 자원제약식<sup>26)</sup>은 정상균형상태에서 총산출 대비 주요 지출 항목들의 비중으로 나타난다. 주요 지출 항목들인 민간소비와 정부지출이 총산출에서 차지하는 비중을 각각  $c_y$ 와  $g_y$ 로 다음과 같이 나타낸다.

$$y_t = c_y c_t + g_y g_t + m_y (m_t^* - m_t) \quad [\text{식 4-1}]$$

이때 정상균형상태에서의 소비-산출 비율을 나타내는  $c_y$ 는 소비( $C$ )와 산출( $Y$ )을 이용하여  $c_y = C/Y$ 으로 정의한다. 그리고 정상상태(steady state)의 대외 균형(external balance) 조건으로서 수출( $M^*$ )과 수입( $M$ )이 균등해야 하며, 이에 따라 총산출 대비 공공지출의 비율  $g_y$ 는  $g_y = 1 - c_y$ 의 관계식을 충족한다. 산출 대비 수입의 비율  $m_y$ 는  $m_y = M/Y = M^*/Y$ 의 관계에 있다. [식 4-1]에서 나타난 변수들은 모두 정상균형상태로부터의 편차율(이탈 정도의 백분율)을 지칭한다.  $y_t$ 는 산출갭(output gap)으로서 실제 산출량과 정상균형 산출량 간의 % 차이이다. 유사한 맥락에서  $c_t$ ,  $g_t$ ,  $m_t^*$ ,  $m_t$ 들도 각각 소비, 정부지출, 수출, 수입의 정상균형상태 대비 백분율 편차를 나타낸다.

26) 본 모형에서는 물적 자본의 공급이 고정(fixed supply)되어 있다고 가정한다. 따라서 방정식 [식 4-1]에서 투자지출 항목이 나타나지 않는다.

[식 4-1]은 뉴케인지언 모형의 동태적 IS곡선(dynamic IS curve)을 표현하며, 이는 국내 이자율 변동에 따른 경제주체들의 시점 간 최적자원배분(intertemporal optimal resource allocation) 행태를 반영하고 있다. 이자율의 상승은 미래 소비 대비 현재 소비의 기회비용을 상승시키므로 저축이 증가하고 현재 소비가 감소한다.

$$\lambda_{c,t} = \delta_c E_t [\lambda_{c,t+1}] + r_{b,t} \quad [\text{식 4-2}]$$

[식 4-2]는 경제주체의 최적 소비 결정을 명시하는 오일러 방정식(Euler equation)이다. 여기서  $r_{b,t}$ <sup>27)</sup>은 단기시장 실질금리를 나타내며, 이는 경제주체의 시점 간 소비-저축의 최적 포트폴리오를 결정한다. [식 4-2]에서 주목할 점은  $\delta_c$ 를 통해 Gabaix(2020)가 제안한 행태적 요소를 반영한다는 것이다. 할인인자  $\delta_c$ 는 경제주체의 근시안적 행태를 반영하며, 이를 통해 기존 뉴케인지언 모형에서 통화정책의 포워드 가이드스(forward guidance) 효과가 과대 추정되는 문제점을 교정하는 기능을 한다. 소비의 한계효용을 나타내는  $\lambda_{c,t}$ 는 [식 4-3]을 통해서 소비습관의 지속성과 외생적 소비충격에 의해 결정된다.

$$\lambda_{c,t} = -\frac{1}{\sigma(1-\kappa_c)} (c_t - \kappa_c c_{t-1} - v_{c,t}) \quad [\text{식 4-3}]$$

[식 4-3]은 경제주체의 선호체계와 소비행태를 특징짓는 구조적 모수들을 갖는다. 상대위험회피계수(relative risk aversion coefficient)  $\sigma$ 는 경제주체의 위험에 대한 태도를 수량화한다.  $\kappa_c$ 는 과거 소비패턴의 지속성을 결정한다. 소비 수요에 영향을 미치는 외생적 충격요인은 AR(1) 확률과정(stochastic process)을 따르는 양의 수요충격  $v_{c,t}$ <sup>28)</sup>를 통해 표현된다. 이는 시간에 따른

27) 단기시장 실질금리  $r_{b,t}$ 는 단기시장 명목금리  $i_{b,t}$ 에서 소비자물가 인플레이션의 기대치  $E_t[\pi_{c,t+1}]$ 를 제한 값이며, 단기시장 명목금리  $i_{b,t}$ 는 정책금리  $i_t$ 와 위험프리미엄  $\psi_t$ 의 합이다.

소비의 체계적 변동을 설명한다. [식 4-2]에 순차적 포워드 전개(sequential forward expansion)를 적용하면, 소비의 한계효용  $\lambda_{c,t}$ 가 장기시장실질금리  $r_{b,t}^L$ 로 수렴하는 균형 관계를 도출할 수 있다. 이는 [식 4-4]를 통해 명시적으로 표현된다.

$$\lambda_{c,t} = \sum_{j=0}^{\infty} \delta_c^j E_t [r_{b,t+j}] \equiv r_{b,t}^L \quad [\text{식 4-4}]$$

본 연구에서는 Christiano, Trabandt and Walentin(2011)의 방법론을 채택하여 해외 부문의 국산품 수요를 모형화한다. 특히 수출품 생산과정의 투입 구조를 명시적으로 고려하여, 단위 수출품 생산에 국산중간재와 수입중간재가 동시에 투입되는 생산기술<sup>29)</sup>을 상정한다. 이러한 생산구조하에서 해외부문의 국산품 수요(export demand)  $m_t^*$ 는 다음과 같은 관계식으로 표현된다.

$$m_t^* = (1 - \omega_x)m_{d,t}^* + \omega_x m_{m,t}^* \quad [\text{식 4-5}]$$

여기서  $\omega_x$ 는 수출품 생산에서 수입중간재가 차지하는 비중을 나타낸다. 또한 수출품 생산에 투입되는 국산 및 수입 중간재에 대한 수요함수<sup>30)</sup>  $m_{d,t}^*$ 와  $m_{m,t}^*$ 는 두 가지의 결정요인을 갖는데, 이는 각각 (i) 외국 경제의 총수요( $y_t^*$ )와 (ii) 국내의 상대가격이다. 이들 변수 간의 구체적 관계는 다음의 수식으로 나타난다.

$$m_{d,t}^* = y_t^* - \eta_x \gamma_t^{x,*} + \omega_x \eta_x \gamma_t^{m,d} \quad [\text{식 4-6}]$$

$$m_{m,t}^* = y_t^* - \eta_x \gamma_t^{x,*} - (1 - \omega_x) \eta_x \gamma_t^{m,d} + v_{m^*,t} \quad [\text{식 4-7}]$$

28)  $v_{c,t} = \rho_c v_{c,t-1} + \sigma_c \epsilon_{c,t}$  where  $\epsilon_{c,t} \sim N(0,1)$ .

29) 이 가정은 소규모 개방경제모형이 국가별 수입과 수출 데이터의 변동성을 잘 모사하는 데 필요하다.

30) 기존 모형에서는 국내 생산요소만을 이용하여 수출품의 생산을 정의했으나, 본 모형에서는 수입중간재도 포함하였다. 이때 국내 생산 중간재  $m_{d,t}^*$ 는 국내 생산 소비재로도 해석할 수 있다.

[식 4-6], [식 4-7]에서  $\gamma_t^{x,*}$ 는 해외소비자물가 대비 국산 수출품의 상대가격을 나타내고, 이는 수출품의 국제경쟁력을 결정한다. 즉  $\gamma_t^{x,*}$ 의 상승은 국산 수출품의 가격경쟁력 약화를 초래하여 해외수요의 감소를 유발한다.

$\gamma_t^{m,d}$ 는 국산중간재 대비 수입중간재의 상대가격을 명시한다. 이 상대가격의 변동은 중간재 수요구조에 비대칭적 영향을 미치는데,  $\gamma_t^{m,d}$ 의 상승은 국산중간재에 대한 수요 증가와 수입중간재에 대한 수요 감소를 동시에 야기한다. 모형의 모수로서  $\eta_x$ 는 수출품 수요의 가격탄력성을 결정한다.  $v_{m,t}^{31}$ 는 수출 수요에 대한 양의 충격을 표현하는 외생적 교란요인으로서 AR(1) 확률과정을 따른다.

총수입  $m_t$ 는 대외경제의 수출 수요  $m_t^*$ 의 [식 4-5]와 대칭적 구조를 가지고 국내 소비 목적의 수입소비재 수요  $m_{c,t}$ 와 수입중간재 수요  $m_{m,t}^*$ 로 다음과 같이 구성된다.

$$m_t = (1 - \omega_x)m_{c,t} + \omega_x m_{m,t}^* \quad [\text{식 4-8}]$$

여기서 국내 소비를 위한 수입소비재 수요  $m_{c,t}$ 는 총소비  $c_t$ 와 양의 상관관계를 갖고, 국내 소비자물가 대비 수입품의 상대가격  $\gamma_t^{m,c}$ <sup>32)</sup>와는 음의 상관관계를 갖는다.

$$m_{c,t} = c_t - \eta_m \gamma_t^{m,c} + v_{m,t} \quad [\text{식 4-9}]$$

수입소비재 수요 [식 4-9]에서는 공공정부지출에 의한 수입품의 소비가 미미한 것으로 상정하였다. 모수  $\eta_m$ 는 수입소비재 수요의 가격탄력성을 포착한다. 외생적 교란요인으로서  $v_{m,t}$ <sup>33)</sup>는 수입소비재 수요에 대한 양의 충격을 표

31)  $v_{m,t} = \rho_m v_{m,t-1} + \sigma_m \epsilon_{m,t}$  where  $\epsilon_{m,t} \sim N(0,1)$ .

32) 국내 소비자물가 대비 수입품의 상대가격  $\gamma_t^{m,c}$ 는  $\gamma_t^{m,c} = \gamma_t^{m,d} - \gamma_t^{c,d} = (1 - \omega_c)\gamma_t^{m,d}$ 의 관계식을 만족한다.

이때  $\omega_c$ 는 대표 소비구성품(consumption basket)에서 수입품의 비중을 나타내며,  $\omega_c = (1 - \omega_x)m_y/c_y$

로 결정된다. 여기서  $(1 - \omega_x)$ 는 총수입에서 수입중간재를 제외한 수입최종소비재의 비중을 나타낸다.

33)  $v_{m,t} = \rho_m v_{m,t-1} + \sigma_m \epsilon_{m,t}$  where  $\epsilon_{m,t} \sim N(0,1)$ .

현하며 AR(1) 확률과정을 따른다고 가정한다.

## 나. 총공급 부문

총공급 측면에서 국내 생산품의 가격 결정 메커니즘은 뉴케인지언 필립스 곡선(New Keynesian Phillips Curve)을 통해 다음과 같이 정식화된다.

$$\pi_t - \iota_p \pi_{t-1} = \beta \delta_c E_t [\pi_{t+1} - \iota_p \pi_t] + \kappa_p mc_t + v_{\pi,t} \quad [\text{식 4-10}]$$

여기서 생산자물가 인플레이션을 나타내는  $\pi_t$ 는 과거 인플레이션에 대한 기업의 가격연동(price indexation) 정도를 측정하는 모수  $\iota_p$ 에 따라 영향을 받는다. 한계비용  $mc_t$ 의 결정 구조는 다음과 같은 특징을 갖는다. 첫째, 생산재 기준 실질임금<sup>34)</sup>  $\zeta_{p,t}$ 와 양의 상관관계를 가지며, 둘째, 노동의 한계생산성  $mpl_t$ 과 음의 상관관계를 갖는다. 구체적으로 콤팩트글라스 생산함수를 상정하면 한계비용은 다음 함수식으로 표현된다.

$$mc_t = \zeta_{p,t} - mpl_t = \zeta_{p,t} + \frac{\alpha}{1-\alpha} y_t \quad [\text{식 4-11}]$$

모수  $\alpha$ 는 콤팩트글라스 생산함수에서 물적자본의 산출탄력성을 의미하며, 노동의 한계생산성은  $mpl_t = -(\alpha/(1-\alpha))y_t$ 의 관계식을 충족한다. 필립스 곡선의 기울기 모수인  $\kappa_p$ 는 생산자가 가격 경직성을 특징짓는 평균 지속기간 모수  $\xi_p$ 에 의해  $\kappa_p = (1-\xi_p)(1-\beta\xi_p)/\xi_p$ 으로 결정된다.  $v_{\pi,t}$ <sup>35)</sup>는 국내공급의 비용상승 충격을 포착하는 외생적 교란요인으로서 AR(1) 확률과정을 따른다.

34) 생산재 기준 실질임금  $\zeta_{p,t}$ 는 국산품 단위 실질임금을 의미한다. 반면 소비자 기준 실질임금  $\zeta_{c,t}$ 는 소비자 단위 실질임금을 의미하며, 소비재는 국산품과 수입품으로 구성된다.

35)  $v_{\pi,t} = \rho_\pi v_{\pi,t-1} + \sigma_\pi (\epsilon_{\pi,t} - \varsigma_p \epsilon_{\pi,t-1})$  where  $\epsilon_{\pi,t} \sim N(0,1)$ ,  $\varsigma_p = 0$ .

노동공급 부문에서 여가와 소비 간의 한계대체를  $mrs_t$ 는 소비재 단위로 표현된 노동의 추가 투입 한 단위당 한계비용으로서 다음과 같이 나타난다.

$$mrs_t = \frac{\chi}{1-\alpha} y_t - \lambda_{c,t} \quad [\text{식 4-12}]$$

생산함수가  $y_t = (1-\alpha)n_t^{36}$ 로 나타나므로  $mrs_t$ 는 다음 두 가지 결정요인을 갖는다. 첫째, 노동공급  $n_t$ 와 양의 상관관계를 가지며, 둘째, 소비의 한계효용  $\lambda_{c,t}$ 와 음의 상관관계를 갖는다. 여기서  $1/\chi$ 는 프리쉬(Frisch) 노동공급 탄력성을 포착하는 구조적 모수이다. 명목임금 인플레이션의 동태방정식은 Erceg, Henderson and Levin(2000)의 방법론을 따라 다음의 임금 필립스 곡선(wage Phillips curve)을 통해 정식화된다.

$$\pi_{w,t} - \tilde{\pi}_{w,t-1} = \beta \delta_c E_t [\pi_{w,t+1} - \tilde{\pi}_{w,t}] + \kappa_w (mrs_t - \zeta_{c,t}) + v_{w,t} \quad [\text{식 4-13}]$$

구체적으로 명목임금 인플레이션을  $\pi_{w,t}$ 는 노동의 실질한계비용  $mrs_t$ 와 소비재 기준 실질임금(consumption-based real wage)  $\zeta_{c,t}$  간의 격차에 따라  $\kappa_w$ 의 탄력도를 갖고 상승한다. 명목임금의 가격연동(wage indexation) 메커니즘인  $\tilde{\pi}_{w,t}$ 는 명목임금상승률  $\pi_{w,t}$ 과 평균소비자물가 인플레이션  $\pi_{L,t}$ 의 가중 평균으로서 구체적 함수관계는 다음과 같이 표현된다.

$$\tilde{\pi}_{w,t} = \iota_w \pi_{w,t} + (1 - \iota_w) \pi_{L,t} \quad [\text{식 4-14}]$$

$$\pi_{L,t} = (1 - \nu) \pi_{L,t-1} + \frac{\nu}{m_y} \Delta s_t \quad [\text{식 4-15}]$$

---

36) 본 모형에서는 생산성(TFP) 충격이 없고 물적 자본의 공급이 고정되어 있다고 가정한다.  $n_t$ 는  $t$ 기에서 생산요소로서의 노동투입량을 지칭한다.

[식 4-15]에서 명목환율상승률<sup>37)</sup>  $\Delta s_t$ 는 자국 통화가치의 평가절하를 양(+)의 값으로 나타낸다. 평균소비자물가 인플레이션  $\pi_{L,t}$ 는 이원적 구조를 가지며, 과거 인플레이션(lagged inflation)과 환율변동의 수입물가 전가효과의 가중 평균으로 표현된다. 임금 필립스 곡선의 기울기 모수  $\kappa_w$ 는  $\kappa_w = (1 - \xi_w)(1 - \beta\xi_w)\phi_w / \xi_w / (1 + \chi) / (1 + \phi_w)$ 로 정의된다. 이때  $\xi_w$ 는 임금경직성의 지속기간(duration of wage stickiness)을 결정하는 모수이고,  $\phi_w$ 는 노동조합의 시장지배력에서 기인하는 임금 마크업을 나타낸다.  $v_{w,t}$ <sup>38)</sup>는 임금상승충격을 나타내는 AR(1) 프로세스이다.

대외 부문에서는 일물일가의 법칙이 성립하지 않는다고 가정한다. 그리고 수입물가와 수출물가가 모두 가격경직성을 갖는 것으로 모형화한다. 수입물가 인플레이션을  $\pi_{m,t}$ 와 수출물가 인플레이션을  $\pi_{x,t}$ 는 다음과 같은 필립스 곡선 구조를 따른다.

$$\pi_{m,t} - \iota_m \pi_{m,t-1} = \beta \delta_c E_t [\pi_{m,t+1} - \iota_m \pi_{m,t}] + \kappa_m mc_{m,t} + v_{\pi_{m,t}} \quad [\text{식 4-16}]$$

$$\pi_{x,t} - \iota_x \pi_{x,t-1} = \beta \delta_c E_t [\pi_{x,t+1} - \iota_x \pi_{x,t}] + \kappa_x mc_{x,t} \quad [\text{식 4-17}]$$

위의 필립스 곡선에서 과거 물가상승률에 대한 연동(indexation) 정도는 수입품과 수출품에 대해 각각  $\iota_m$ 과  $\iota_x$ 로 파라미터화된다. 수출입 부문 필립스 곡선의 기울기 계수인  $\kappa_m$ 과  $\kappa_x$ 는 각각  $\kappa_m = (1 - \xi_m)(1 - \beta\xi_m) / \xi_m / (1 + \phi_m \epsilon_m)$ 과  $\kappa_x = (1 - \xi_x)(1 - \beta\xi_x) / \xi_x / (1 + \phi_x \epsilon_x)$ 로 표현되는 함수 관계를 충족한다. 이들 계수의 결정요인은 다음의 구조적 모수들로 구성된다. 첫째, 가격조정의 시간적 특성을 포착하는 모수로서  $\xi_m$ 과  $\xi_x$ 는 각각 수입가격과 수출가격의 경직성 지속 기간을 결정한다. 둘째, 시장구조적 특성을 반영하는 모수로서  $\phi_m$ 과  $\phi_x$ 는 수출입 기업들의 가격설정력을 나타내는 가격 마크업을 결정한다. 셋째, 집계수준

37) 명목환율상승률  $\Delta s_t$ 는 실질환율  $q_{p,t}$ 를 이용하여  $\Delta s_t = q_{p,t} - q_{p,t-1} - \pi_t^* + \pi_t$ 의 관계식을 만족한다.

38)  $v_{w,t} = \rho_w v_{w,t-1} + \sigma_w (\epsilon_{w,t} - \varsigma_w \epsilon_{w,t-1})$  where  $\epsilon_{w,t} \sim N(0,1)$ ,  $\varsigma_w = 0$ .

의 특성을 나타내는 모수로서  $\epsilon_m$ 과  $\epsilon_x$ 는 Kimball 집계함수(agggregator)의 곡률(curvature)을 특징짓는다. 이는 수출입 최종재의 대체탄력성 구조를 결정한다.  $v_{\pi_m,t}$ <sup>39)</sup>는 수입부문의 비용상승충격을 포착하며, 이는 AR(1) 확률과정을 따른다.

소비자물가 인플레이션  $\pi_{c,t}$ 는 대표 소비구성품(consumption basket)에서 수입품이 차지하는 비중을 나타내는 모수  $\omega_c$ 를 통해  $\pi_{c,t} = (1 - \omega_c)\pi_t + \omega_c\pi_{m,t}$ 으로 정식화되며 이는 국산품과 수입품 가격의 가중평균이다. 수출입 부문의 한계비용은 각각  $mc_{m,t} = q_{p,t} - \gamma_t^{m,d}$ 와  $mc_{x,t} = -q_{p,t} - \gamma_t^{x,*} + \omega_x\gamma_t^{m,d}$ 으로 표현되며, 여기서  $q_{p,t}$ 는 생산재 기준 실질환율<sup>40)</sup>을 지칭한다.

모형의 상대가격 체계는 다음과 같이 이원화된다. 해외소비자물가 대비 국산 수출품의 상대가격  $\gamma_t^{x,*}$ 와 국산품 가격 대비 수입품의 상대가격  $\gamma_t^{m,d}$ 는 각각  $\gamma_t^{x,*} = \gamma_{t-1}^{x,*} + \pi_{x,t} - \pi_t^*$  및  $\gamma_t^{m,d} = \gamma_{t-1}^{m,d} + \pi_{m,t} - \pi_t$ 의 함수식을 갖는다. 그리고 실질 임금은 생산자 기준과 소비자 기준으로 구별하여 각각  $\zeta_{p,t} = \zeta_{p,t-1} + \pi_{w,t} - \pi_t$ 와  $\zeta_{c,t} = \zeta_{p,t} - \omega_c\gamma_t^{m,d}$ 으로 측정된다. 대외수지 지표로서 명목무역수지는  $ntb_t = m_y(m_t^* - m_t + \gamma_t^{x,*})$ 로 나타나고, 실질무역수지는  $tb_t = m_y(m_t^* - m_t)$ 으로 표현된다.

## 다. 국제금융시장

국제금융시장은 불완전성(incompleteness)과 분절성(segmentation)의 특징을 전제한다. 특히 Gabaix and Maggiori(2015)의 이론적 프레임워크를 채택하여 외환시장에서의 도덕적 해이로 인한 마찰적 요소를 명시적으로 고려한다. 즉 유위험 금리 평형(UIP: Uncovered Interest Parity) 조건을 수정하

39)  $v_{\pi_m,t} = \rho_{\pi_m} v_{\pi_m,t-1} + \sigma_{\pi_m} (\epsilon_{\pi_m,t} - \varsigma_{\pi_m} \epsilon_{\pi_m,t-1})$  where  $\epsilon_{\pi_m,t} \sim N(0,1)$ ,  $\varsigma_{\pi_m} = 0$ .

40) 소비자 기준 실질환율  $q_{c,t}$ 는 생산재 기준 실질환율과 국산품 대비 수입품의 상대가격을 이용하여  $q_{c,t} = q_{p,t} - \omega_c\gamma_t^{m,d}$ 으로 도출된다.

는데, 금융중개기관의 대리인 문제(financiers' agency friction)로 인해 발생하는 웨지(wedge)가 기존 UIP 방정식에 추가된다. 수정된 UIP 조건하에서 생산재 기준 실질환율과 대내외 실질금리차 간의 관계는 금융중개기관의 포지션  $b_{F,t}$ 에 의한 영향을 받게 된다. 이러한 효과는 다음과 같이 수정된 UIP 방정식으로 표현된다.

$$q_{p,t} = \delta_c E_t [q_{p,t+1}] + (i_t^* - E_t [\pi_{t+1}^*]) - \left( \frac{1+r}{1+r^*} \right) (i_t - E_t [\pi_{t+1}]) + \Gamma \left( \frac{1+r}{1+r^*} \right) (b_{F,t} + b_F (i_t - E_t [\pi_{t+1}])) + \tau_{F,t} \quad [\text{식 4-18}]$$

모형에서  $r$ 과  $r^*$ 는 각각 정상균형상태에서의 국내 및 해외 단기실질이자율을 나타낸다. 실질환율  $q_{p,t}$ 는 다음과 같이 세 가지 채널로 결정된다.  $q_{p,t}$ 는 첫째, 대내외 실질금리 격차(해외금리-국내금리)와 양(+의 상관관계)을 갖고, 둘째, 금융중개기관의 운용 펀드 규모와 양의 상관관계를 가지며, 셋째, 자본유입 과세(capital inflow tax)  $\tau_{F,t}$ 와 양의 상관관계를 갖는다. 여기서 금융대리인 마찰에 기인하는 웨지(wedge)인  $\Gamma((1+r)/(1+r^*))(b_{F,t} + b_F(i_t - E_t[\pi_{t+1}]))$ 의 영향력은 외환시장의 심도(market depth)를 나타내는 모수  $\Gamma$ 와 비례하는데, 외환시장의 심도가 낮을수록( $\Gamma$ 가 클수록) 웨지의 효과가 증폭되어 유위험 금리 평형(UIP) 조건으로부터의 이탈이 심화된다. 특히 외환시장의 심도가 낮은 환경( $\Gamma$ 가 큰 값을 갖는 환경)에서는 금융중개기관의 포지션 규모가 실질환율에 미치는 영향이 증폭되며, 이는 외환시장개입의 정책효과가 강화됨을 시사한다. Gabaix(2020)가 제안한 할인인자  $\delta_c$ 는 실질환율 동학에서 대내외 금리격차 대비 기대실질환율의 상대적 영향력을 작게 조정하는 기능을 수행한다.

국제금융시장의 일반균형은 유위험 금리 평형 조건과 더불어 다음과 같은 금융시장 포지션 청산 조건을 통해 달성된다.

$$B_t = -B_{F,t} - B_{P,t} + B_{M,t} \quad [\text{식 4-19}]$$

자국(home) 경제의 순대외자산  $B_t$ 는 자국 통화단위를 기준으로 측정되며 다음의 세 가지 구성요소로 분해된다.

- (i) 금융중개기관의 채무 포지션  $-B_{F,t}$ ,
- (ii) 포트폴리오 투자기관의 자본유입  $-B_{P,t}$ ,
- (iii) 통화당국의 외환보유  $B_{M,t}$ .

이러한 각 포지션을 명목GDP 대비 비율로 정규화하고, 일반균형조건들을 통합하여 선형근사를 적용하면, 명목GDP 대비 순대외자산 비율  $b_t$ 의 동태적 진화 과정이 다음과 같은 방정식으로 나타난다.

$$\begin{aligned}
 b_t = & \frac{I^{eff}}{1+\pi} b_{t-1} + \frac{b}{1+\pi} \{ (1-\omega) I i_{t-1} + \omega I^* \Delta s (i_{t-1}^* + \Delta s_t) - I^{eff} \pi_t \} \\
 & - \frac{b_M (1-\omega)}{1+\pi} \{ I i_{t-1} - I^* \Delta s (i_{t-1}^* + \Delta s_t) \} \\
 & - \frac{(1-\omega)(I - I^* \Delta s)}{1+\pi} (b_{M,t-1} - b_M \pi_t) \\
 & + \frac{(1-\omega)I}{1+\pi} (b_F + b_P) \tau_{F,t-1} + m_y (m_t^* - m_t + \gamma_t^{p,*})
 \end{aligned} \quad [\text{식 4-20}]$$

국내 단기 총명목실효이자율은 정상균형상태에서  $I^{eff} = (1-\omega)I + \omega I^* \Delta s$ 로 정의되며,  $I$ 와  $I^*$ 는 정상균형상태에서의 국내 및 해외 단기 총명목이자율을 나타낸다. 소유구조와 관련하여 모수  $\omega$ 는 금융중개기관과 포트폴리오투자기관에 대한 내국인 지분(domestic ownership share) 비중을 포착한다. 특히 본 모형에서는 예금취급기관(depository institutions)의 완전 내국인 소유를 상정한다. 순대외자산의 선형동태방정식은 (i)부채서비스비용, (ii)외환보유 및 외환시장개입 비용, (iii)자본이동제약비용, 그리고 (iv)무역수지의 네 가지 핵심 구성요소를 갖는다.

금융시장 균형 조건을 도출하기 위해 금융 포지션 청산 조건 [식 4-19]를 금융증개기관의 명목GDP 대비 채권 포지션으로 변환하고 선형근사를 적용하면 다음의 관계식이 도출된다.

$$b_{F,t} = -b_t - (1/\Gamma)\tilde{b}_{p,t} + b_{M,t} \quad [\text{식 4-21}]$$

여기서  $\tilde{b}_{p,t}$ <sup>41)</sup>는 외생적 AR(1) 확률과정을 따르며, 포트폴리오 투자기관에 의한 자본유출 포지션을 나타낸다.

## 라. 통화재정정책

본 모형에서는 광범위한 통화정책 실증분석 문헌을 토대로 중앙은행의 정책금리 결정 메커니즘을 테일러 준칙<sup>42)</sup> 프레임워크로서 정식화한다.

$$i_t = \gamma_i i_{t-1} + (1 - \gamma_i) \left\{ (1 + \gamma_\pi) \bar{\pi}_{c,t+4} + \gamma_y y_t \right\} + \gamma_{\Delta y} (y_t - y_{t-1}) + v_{i,t} \quad [\text{식 4-22}]$$

테일러 준칙의 주요 구조적 모수는 다음과 같다.  $\gamma_i$ 는 이자율 평탄화(smoothing)의 정도를 나타내고,  $\gamma_\pi$ ,  $\gamma_y$ ,  $\gamma_{\Delta y}$ 는 각각 인플레이션, 산출갭, 산출량 변화율에 대한 정책금리의 민감도를 조정한다.  $\bar{\pi}_{c,t+4}$ 는 평균기대소비자물가 인플레이션을 나타내며,  $\bar{\pi}_{c,t+4} \equiv (1/4)E_t[\pi_{c,t+1} + \pi_{c,t+2} + \pi_{c,t+3} + \pi_{c,t+4}]$ 로 표현된다.  $v_{i,t}$ <sup>43)</sup>는 통화정책충격을 포착하는 AR(1) 확률과정이다. 단기 시장명목금리  $i_{b,t}$ 는 정책

41)  $\tilde{b}_{p,t} = \rho_b \tilde{b}_{p,t-1} + \sigma_b \epsilon_{b_p,t}$ , where  $\epsilon_{b_p,t} \sim N(0,1)$ .

42) [식 4-22]에서  $y_t$ 는 실제 산출량의 정상균형상태로부터의 이탈 정도를 측정한다. 이는 자연산출량 대비 실제 산출량의 차이, 즉 산출갭(output gap)으로 해석된다. 이와 더불어 [식 4-22]의 테일러준칙은 중앙은행의 정책금리 결정과정에서 다음 두 가지 요소가 동시에 고려됨을 시사한다. (i) 수준 효과(level effect): 현재 산출갭의 크기, (ii) 변화율 효과(growth effect): 전기 대비 총생산의 증감률. 이는 통화정책 반응함수가 경제활동의 정태적 측면뿐만 아니라 동태적 측면도 명시적으로 고려함으로써 보다 포괄적인 형태를 갖는 것임을 시사한다.

43)  $v_{i,t} = \rho_i v_{i,t-1} + \sigma_i \epsilon_{i,t}$  where  $\epsilon_{i,t} \sim N(0,1)$ .

금리와 위험프리미엄의 합( $i_{b,t} = i_t + \psi_t$ )이며 위험프리미엄  $\psi_t$ <sup>44)</sup>는 AR(1) 확률 과정으로 정의되는 외생충격이다.

본고는 외환시장개입정책  $fx_t$ 를 중앙은행의 전기 대비 외환보유 순증가분으로 정의한다.  $t$ 기의 중앙은행 외환보유량  $b_{Mt}$ 는 전기 보유량과 당기 외환시장 개입량  $fx_t$ 의 합산으로 표현되며, 이는  $b_{Mt} = b_{Mt-1} + fx_t$ 으로 정식화된다. 외환보유량 변동이 금융시장에 미치는 파급경로는 다음과 같다. 먼저 외환보유량  $b_{Mt}$ 의 증가는 [식 4-21]에 따라 금융기관의 중개 펀드  $b_{F,t}$ 를 증가시킨다. 그리고 이는 [식 4-18]을 통해 UIP 위험프리미엄<sup>45)</sup>을 높여서 결과적으로 내외금리차 확대 또는 실질환율상승을 유발한다. 이러한 구조하에서 포트폴리오 투자자들의 국내펀드 청산( $b_{p,t} < 0$ )으로 인한 자국 통화 매도 압력(외화 매수 압력)이 발생할 경우, 통화당국은 보유 외화 매각( $fx_t < 0$ )을 통해 환율상승 압력을 완화하고 자국 통화가치를 안정화할 수 있다. 통화당국의 외환시장개입 준칙은 외환보유량의 오차수정항과 명목환율상승률에 따라 결정된다고 가정한다.

$$fx_t = \rho_{fx}fx_{t-1} - (1 - \rho_{fx})\frac{\gamma_{fx}}{1 - \gamma_{fx}}\Delta s_t - \rho_{b_M}b_{M,t-1} + \sigma_{fx}\epsilon_{fx,t} \quad [\text{식 4-23}]$$

결국 통화당국의 외환시장 안정화 메커니즘은 다음과 같은 단계적 파급경로를 따르게 된다. 일차적 개입 단계에서 명목환율상승 시 통화당국은 외환시장에 개입하여 외환보유량  $b_{Mt}$ 을 전략적으로 감축한다. 중간 파급 단계에서 외환보유량  $b_{Mt}$ 의 감소에 따라 금융중개기관의 운용 펀드 규모  $b_{F,t}$ 가 축소되고, 이는 UIP 위험프리미엄을 감소시켜서 최종적으로 환율의 상방 압력(평가절하 압력)을 제한하게 된다. 특히, 외환시장개입  $fx_t$ 의 환율 안정화 효과는 외환시장의 심도와 반비례 관계를 갖는다. [식 4-18]에 따라 외환시장의 심도가 낮을수

44)  $\psi_t = \rho_\psi\psi_{t-1} + \sigma_\psi\epsilon_{\psi,t}$  where  $\epsilon_{\psi,t} \sim N(0,1)$ .

45) UIP 위험프리미엄  $I((1+r)/(1+r^*)) (b_{F,t} + b_F(i_t - E_t[\pi_{t+1}]))$ 의 증가는 내외금리차 및 실질환율의 상방 압력으로 작용한다.

록(모수  $\Gamma$ 가 증가할수록) 정부의 시장개입 효과가 증폭된다. 모형에서 외생 충격  $\epsilon_{fx,t}$ <sup>46)</sup>는 통화당국의 재량적 외환시장개입을 나타낸다.

자본이동관리 체계에서 자본유입과세  $\tau_{F,t}$ 는 유위험 금리 평형(UIP) 조건하에서 환율상승 압력을 제어하는 정책수단으로 기능한다. 해당 과세는 수식  $\tau_{F,t} = -[\gamma_r / (1 - \gamma_r)] \Delta s_t$ 으로 결정되며, 여기서 모수  $\gamma_r$ 는 환율 변동에 대한 자본유입과세의 반응계수를 나타낸다. 재정정책과 관련하여 IS 곡선 [식 4-1]에서 공공정부지출  $g_t$ <sup>47)</sup>는 AR(1) 확률과정을 따르는 외생충격이다. 정상균형상태에서 정부는 노동소득세를 통해 정부지출을 충당하는 것으로 가정한다. 이러한 모형 설정은 재정-통화 정책 간 상호작용을 명시적으로 고려하고 동시에 자본이동관리 및 외환시장개입 정책과의 연계성도 포착할 수 있는 통합적 분석 프레임워크를 제공한다.

## 마. 해외경제

본 모형은 자국 경제를 소규모 개방경제로 상정한다. 즉 자국 경제는 대외부문과 교역관계에 있지만, 해외경제의 내수 규모 대비 극소 규모의 교역량을 갖는다. 이러한 자국 경제와 해외경제 규모의 비대칭성으로 인해서 해외경제의 일반균형체계는 폐쇄경제 모형으로 단순화가 가능하다. 따라서 앞선 [식 4-1]부터 [식 4-23]의 체계는 다음과 같이 수정된다.

해외경제의 자원제약식에서는 [식 4-1]에서 대외부문 변수인 순수출항이 소거되어 다음과 같은 함수식으로 축약된다. 이는 소규모교역국의 경제활동이 대규모 해외경제의 균형에 유의미한 영향을 미치지 않는다는 가정을 반영한다.

$$y_t^* = (1 - g_y^*)c_t^* + g_y^*g_t^* \quad [\text{식 4-24}]$$

46)  $\epsilon_{fx,t} \sim N(0,1)$ .

47)  $g_t = \rho_g g_{t-1} + \sigma_g \epsilon_{g,t}$  where  $\epsilon_{g,t} \sim N(0,1)$ .

해외경제의 재정지출  $g_t^*$ <sup>48)</sup>도 자국 경제와 마찬가지로 AR(1) 확률과정을 따르는 외생적 충격요인으로 특징된다. 해외경제의 핵심 균형조건인 동태적 IS 방정식과 소비의 한계효용은 자국 경제 [식 4-2]와 [식 4-3]과 대칭적 구조를 가지며 다음 방정식으로 표현된다.

$$\lambda_{c,t}^* = \delta_c^* E_t [\lambda_{c,t+1}^*] + r_t^* \quad [\text{식 4-25}]$$

$$\lambda_{c,t}^* = -\frac{1}{\sigma^* (1 - \kappa_c^*)} (c_t^* - \kappa_c^* c_{t-1}^* - v_{c,t}^*) \quad [\text{식 4-26}]$$

해외부문의 실질금리  $r_t^*$ 는 해외명목금리  $i_t^*$ 에서 해외기대 인플레이션  $E_t[\pi_{t+1}^*]$ 를 제한 피셔(Fisher) 관계식으로 정의된다. 외생적 교란요인으로서  $v_{c,t}^*$ <sup>49)</sup>는 해외부문의 현재 소비에 대한 양의 수요충격을 포착하며, 이는 AR(1) 확률과정을 따른다. 해외부문의 총공급은 다음의 생산자물가 필립스 곡선과 임금 필립스 곡선의 방정식으로 결정된다.

$$\begin{aligned} \pi_t^* - \iota_p^* \pi_{t-1}^* &= \beta^* \delta_c^* E_t [\pi_{t+1}^* - \iota_p^* \pi_t^*] \\ &+ \kappa_p^* \left( \zeta_t^* + \frac{\alpha^*}{1 - \alpha^*} y_t^* \right) + v_{\pi,t}^* \end{aligned} \quad [\text{식 4-27}]$$

$$\begin{aligned} \pi_{w,t}^* - \iota_w^* \pi_{w,t-1}^* &= \beta^* \delta_c^* E_t [\pi_{w,t+1}^* - \iota_w^* \pi_{w,t}^*] \\ &+ \kappa_w^* \left( \frac{\chi^*}{1 - \alpha^*} y_t^* - \lambda_{c,t}^* - \zeta_t^* \right) + v_{w,t}^* \end{aligned} \quad [\text{식 4-28}]$$

이때 실질임금  $\zeta_t^*$ 은  $\zeta_t^* = \zeta_{t-1}^* + \pi_{w,t}^* - \pi_t^*$ 의 관계를 만족한다.  $v_{\pi,t}^*$ <sup>50)</sup>와  $v_{w,t}^*$ <sup>51)</sup>는 각각 비용상승충격과 임금상승충격을 나타내는 AR(1) 확률과정들이다. 해

48)  $g_t^* = \rho_g^* g_{t-1}^* + \sigma_g^* \epsilon_{g,t}^*$  where  $\epsilon_{g,t}^* \sim N(0,1)$ .

49)  $v_{c,t}^* = \rho_c^* v_{c,t-1}^* + \sigma_c^* \epsilon_{c,t}^*$  where  $\epsilon_{c,t}^* \sim N(0,1)$ .

50)  $v_{\pi,t}^* = \rho_\pi^* v_{\pi,t-1}^* + \sigma_\pi^* (\epsilon_{\pi,t}^* - \varsigma_p^* \epsilon_{\pi,t-1}^*)$  where  $\epsilon_{\pi,t}^* \sim N(0,1)$ ,  $\varsigma_p^* = 0$ .

51)  $v_{w,t}^* = \rho_w^* v_{w,t-1}^* + \sigma_w^* (\epsilon_{w,t}^* - \varsigma_w^* \epsilon_{w,t-1}^*)$  where  $\epsilon_{w,t}^* \sim N(0,1)$ ,  $\varsigma_w^* = 0$ .

외통화정책당국은 다음 테일러 준칙을 따라서 정책금리를 결정한다.

$$v_t^* = \gamma_i^* v_{t-1}^* + (1 - \gamma_i^*) \{ (1 + \gamma_\pi^*) \pi_t^* + \gamma_y^* y_t^* \} + \gamma_{\Delta y}^* (y_t^* - y_{t-1}^*) + v_{i,t}^* \quad [\text{식 4-29}]$$

$v_{i,t}^*$ <sup>52)</sup>는 해외통화정책충격을 나타내는 AR(1) 프로세스이다.

### 3. 한국 데이터를 이용한 베이지안 추정

IPF 모형을 한국 경제에 적용하기 위하여 모수들을 베이지안 기법을 통해 추정하였다. 베이지안 추정법은 추정에 사용되는 데이터를 설명하는 모수들의 사전 분포(prior distribution)를 먼저 설정한다. 그리고 관찰된 데이터를 이용하여 사전 분포를 업데이트하고 모수들의 사후 분포(posterior distribution)를 도출한다.

IPF 모형의 베이지안 추정을 위해 총 15개의 데이터를 사용하였다. [그림 4-1]은 사용된 한국 데이터를 보여주고, [그림 4-2]는 미국 데이터를 나타내고 있다. [그림 4-1]의 (가), (나), (다), (라) 패널은 2000년 1/4분기부터 2023년 4/4분기까지 한국의 분기별 실질 국내총생산, 수출, 수입, 정부지출을 보여준다. 국내총생산 자료는 로그변환 뒤 평탄화모수 6400의 HP 필터를 이용하여 추세를 제거하였고, 수출, 수입, 정부지출 자료는 로그변환 뒤 선형필터를 이용하여 추세를 제거<sup>53)</sup>하였다. [그림 4-1]의 (마), (바), (사), (아) 패널은 동 기간 한국의 분기별 근원 소비자물가 상승률,<sup>54)</sup> 시간당 임금상승률, 기준금리, 10년 만기 국고채 금리를 나타내고 있다. 시간당 임금 자료는 고용노동통계<sup>55)</sup>의 사

52)  $v_{i,t}^* = \rho_i^* v_{i,t-1}^* + \sigma_i^* \epsilon_{i,t}^*$  where  $\epsilon_{i,t}^* \sim N(0,1)$ .

53) 이는 Chen *et al.*(2023)의 방법을 원용한 것이다.

54) 근원 소비자물가는 농산물 및 석유류 가격을 제외한 물가지수이다.

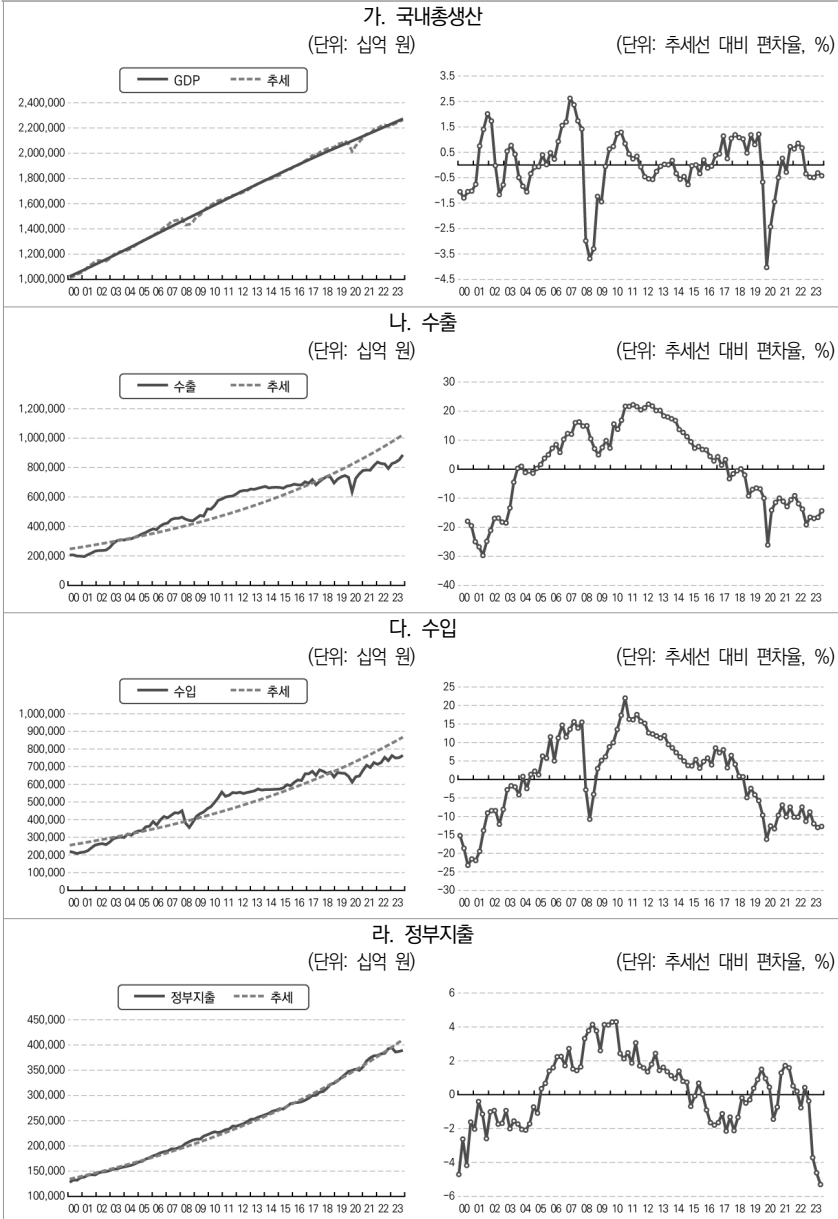
업체노동력조사 분기별 자료를 이용하였다. 5인 이상 고용된 모든 산업의 한달 임금총액(분기평균)에서 총근로시간(분기평균)을 나누어 시간당 명목임금을 계산하였다. X13-ARIMA를 통해 계절성을 제하였고, 이전 분기 대비 임금 인상을 도출하였다.

[그림 4-1]의 (자), (차) 패널은 2000년 1/4분기부터 2023년 4/4분기까지 한국의 분기별 실질실효환율과 외환시장개입을 보여주고 있다. 실질실효환율은 BIS의 27개국 통화 대비 원화 가치를 나타내는 월별 지수를 이용하여 분기별 평균지수를 도출하였다. BIS 실질실효환율 지수는 상방이 원화의 평가절상을 의미한다. IPF 모형에서의 실질환율은 상방이 평가절하를 의미하므로 실질실효환율의 단순평균을 이용하여 편차율을 도출하였고, [그림 4-1](자) 패널의 오른쪽과 같이 반전시켜서 상방이 평가절하가 되도록 일치시켰다. [그림 4-1](차) 패널의 외환시장개입 데이터는 Adler *et al.*(2024)의 자료를 이용하였다. Adler *et al.*(2024)은 중앙은행이 외환을 매입하거나 매도했을 때의 총액을 외환보유고의 변화로부터 가치평가효과(valuation effect), 소득효과(income effect) 등의 비거래요인을 제거하여 추정하였다. Adler *et al.*(2024)은 분기별로 한국은행이 매도하거나 매입한 외환의 추정액을 미 달러화 단위로 제공하고 있으며, IPF 모형의 추정을 위해 이를 달러화 표시 한국 국내총생산 대비 비율로 변환하였다.

---

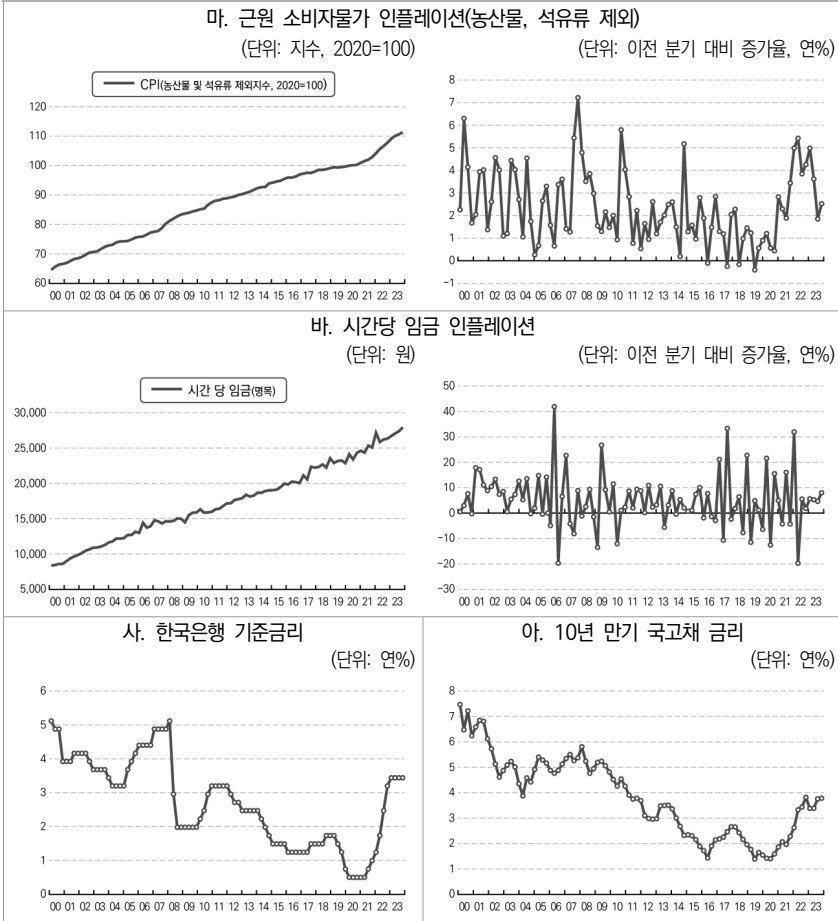
55) 고용노동통계, DB(검색일: 2024. 10. 11.).

그림 4-1. 베이지안 추정을 위해 사용한 한국 데이터



주: 1) 수평축은 분기별 시간을 나타내며, 국내총생산, 수출, 수입, 정부지출은 실질 단위임.  
 2) 자료를 로그 변환하였고, 국내총생산 추세는 HP필터(평탄화 6400)를 이용, 나머지 추세선은 선형필터를 사용.  
 자료: 한국은행 경제통계시스템, DB(검색일: 2024. 10. 11.)를 이용하여 저자 작성.

그림 4-1. 베이지안 추정을 위해 사용한 한국 데이터(계속)

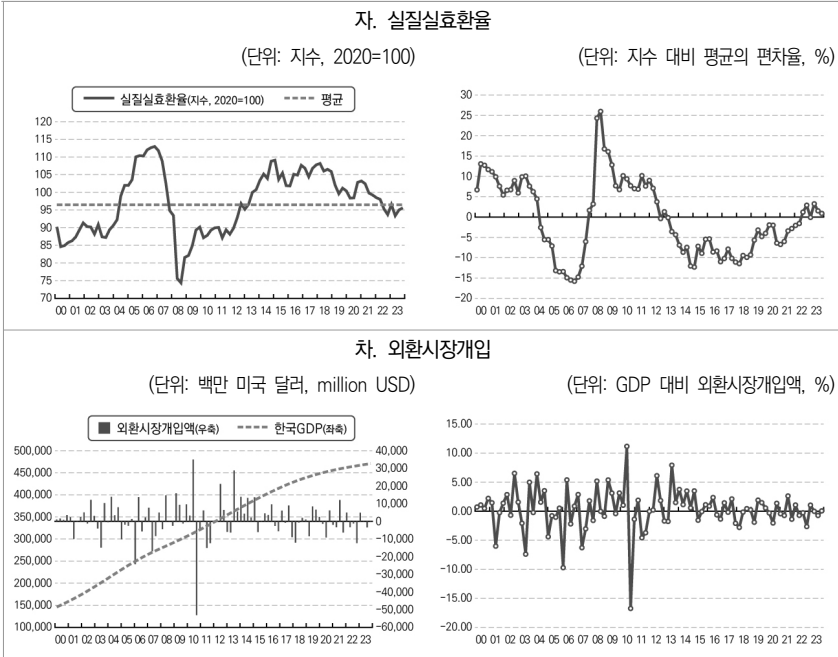


주: 1) 수평축은 분기별 시간을 나타내며, 시간당 임금은 명목 단위임.

2) 분기별 시간당 임금은 사업체노동력 조사자료(5인 이상 산업, 분기 평균)를 이용하여 한 달 명목임금총액에서 한 달 총근로시간을 나누어 도출하였고, X13-ARIMA를 통해 계절성을 제거.

자료: 한국은행 경제통계시스템; 고용노동통계, 사업체노동력 조사데이터(모든 DB의 검색일: 2024. 10. 11.)를 이용하여 저자 작성.

그림 4-1. 베이지안 추정을 위해 사용한 한국 데이터(계속)



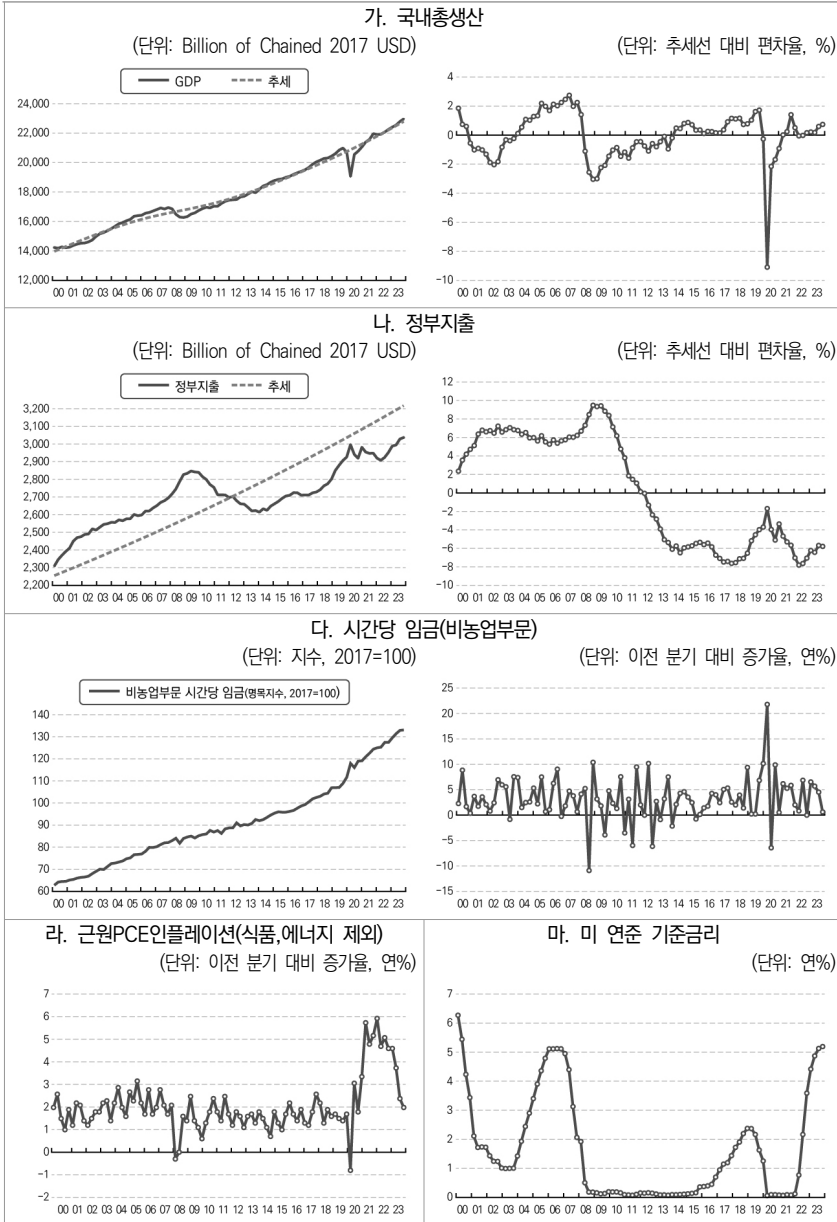
주: 1) 수평축은 분기별 시간을 나타냄.

- 2) (자) 패널 왼편의 실질실효환율(BIS 자료)은 27개국 통화 대비 원화 가치를 반영하며 상방이 원화 가치 상승을 의미.  
 (차) 패널의 외환시장개입액은 중앙은행의 외환포지션(foreign currency position) 변화를 의미하며, 포지션 변화가 양수(+)인 경우는 중앙은행의 외환매입을 지칭하며, 음수(-)의 포지션 변화는 외환매도를 나타냄.

자료: BIS, DB; 한국은행 경제통계시스템(모든 DB의 검색일: 2024. 10. 11.); Adler *et al.*(2024)의 데이터를 이용하여 저자 작성.

[그림 4-2]는 IPF 모형의 추정을 위해 사용한 미국 데이터를 보여준다. 데이터 범위는 2000년 1/4분기부터 2023년 4/4분기까지이다. 한국 데이터와 마찬가지로 미국의 실질 국내총생산은 로그변환 뒤 평탄화모수 6400의 HP 필터를 이용하여 추세를 제거하였고, 실질 정부지출 자료는 로그변환 뒤 선형필터를 이용하여 추세를 제거하였다. 시간당 임금 자료와 근원 PCE 인플레이션은 모두 이전 분기 대비 증가율을 사용하였고, 마지막으로 미 연준의 정책금리 자료를 베이지안 추정에 이용하였다. 따라서 총 16개의 외생충격에 대해 15가지 관찰데이터를 사용하여 IPF 모형의 베이지안 추정을 실행하였다.

그림 4-2. 베이지안 추정을 위해 사용한 미국 데이터



주: 1) 수평축은 분기별 시간을 나타내며, 국내총생산, 정부지출 모두 실질 단위임.  
 2) 자료를 로그 변환한 뒤, 국내총생산 추세는 HP필터(평탄화 6400)를 이용하였고, 정부지출 추세는 선형필터를 사용.  
 자료: FRED, DB(검색일: 2024. 10. 28.)를 이용하여 저자 작성.

## 4. 베이지안 추정 결과

[표 4-1]과 [표 4-2]는 자국 경제를 한국으로 설정하고 해외경제의 경우 미국 데이터를 기준으로 모수들의 값을 찾은 결과이다. IPF 모형의 캘리브레이션은 Chen *et al.*(2023)을 바탕으로 진행하였고, 캘리브레이션을 진행하지 않은 다른 모수들은 베이지안 기법을 통해 추정하였다.

가계의 할인인자  $\beta$ 는 정상균형에서 실질이자율<sup>56)</sup>이 연 1%로 나타나도록 값이 할당되었다. 정상균형에서 인플레이션은 연 2.0%로 할당하였다. 가계의 효용함수는 시간 간 대체탄력도(intertemporal elasticity of substitution)를 나타내는 모수  $\sigma$ 에 1을 할당하여 소비에 대해 로그함수를 설정하였다. 콥-돌라스(Cobb-Douglas) 생산함수를 통한 물적자본(physical capital)의 소득 분배율  $\alpha$ 는 기존 문헌에서 자주 사용되는 0.3으로 할당하였으며, 임금 변화에 따른 노동공급의 대체탄력도를 나타내는 프리쉬(Frisch) 탄력계수는  $1/\chi = 0.5$ 로 조정하였다. 노동시장에서의 임금 마크업은  $\phi_w = 1/3$ 을 할당하였고, 수출입 시장에서 소매 부문의 가격 마크업은  $1/2$ 을 할당하였다. 이때 수출입 상품들의 총공급 곡선의 기울기를 결정하는 김볼(Kimball) 모수는 모두  $\epsilon_m = \epsilon_x = 50$ 으로 설정하였고, 가격 변화에 대한 수출입탄력도는 모두  $\eta_m = \eta_x = 0.8$ 로 조정하였다. 금융기관의 수익 분배에 있어서 내국인의 지분율은  $\omega = 0.8$ 인데, 이는 대내외 금리와 환율을 고려한 국내실효금리<sup>57)</sup>를 결정하고, 따라서 순대외자산에서 해외투자의 수익률을 결정한다. 정상균형에서 연간 GDP 대비 순대외자산의 비율은 5.76%로 조정하였는데, 이는 2001년부터 2023년까지 한국의 GDP 대비 순대외금융자산의 비율을 평균한 값이다. GDP 대비 정부지출도 2001년부터 2023년까지의 한국 데이터를 평균하여 14.1%로 정하였다. 수출

56) 할인인자로부터 실질이자율은  $r = 1/\beta - 1$ 로 계산되며, 연율은 여기에 4를 곱한 값이다.

57) 실효명목금리  $\tilde{r}$ 는  $\tilde{r} = (1 - \omega)I + \omega I^* \Delta s$ 으로서 국내 명목금리와 해외투자 명목수익률을  $\omega$ 의 가중치로 합산한 값이다.

품 생산에 투입되는 수입중간재(import content of exports)의 비중  $\omega_x$ 는 OECD 데이터 기준 2020년에 31.2%를 기록함에 따라 해당 값을 사용하였다. 산출 대비 수입 비중  $m_y$ 은 정상균형에서 수출과 수입이 동일하다는 가정하에 GDP 대비 수출입의 총합을 도출하여 2001년부터 2023년까지 평균한 뒤 절반값을 취하였다. GDP 대비 외환보유액  $b_M$  또한 동 기간 평균을 도출하여 23.9%로 설정하였다.

나머지 모형의 모수들은 베이지안 기법을 이용하여 추정하였다. 추정 결과는 [표 4-2]에 정리하였다. 외환시장의 심도  $\Gamma$ 는 시장의 투자심리(market sentiment) 변화에 의해 자국통화표시 채권 가격이 얼마나 크게 변화하는지를 나타내는 모수이다. 외국인투자자들은 자국통화표시 채권에 대해 외환위험을 고려하여 외국통화표시 채권보다 더 큰 프리미엄<sup>58)</sup>을 요구하는데, 외환시장의 심도가 얇을 수록( $\Gamma$ 가 클수록) 프리미엄이 증가하여 유위험이자평형(Uncovered Interest Parity) 조건의 웨지(wedge)도 더 커진다. 추정 결과 한국의 경우  $\Gamma$ 가 0.0064로서 이는 신흥국과 여타 선진국 대비 외환시장의 심도가 충분히 깊게 나타난 결과<sup>59)</sup>이다. Gabaix(2020) 할인인자  $\delta_c$ 는 경제주체들이 미래에 대해 합리적 기대를 토대로 행동하기보다 더 근시안적인 행태를 보이는 것을 반영하며 신흥국 수준보다 낮은 0.9550의 값으로 추정되었다. 모수  $\kappa_c$ 는 경기변동에서 소비의 움직임이 더 현실적인 지속성을 보이도록 조정하는 계수이다. 한국의 경우 0.3146으로 추정되었다. 수입품 가격의 Calvo 모수  $\xi_m$ 은 0.9035의 값이 할당되어 수입기업들이 가격을 조정하는 데 약 10분기<sup>60)</sup>가 소요되는 것으로 설정되었다. 수출품 가격의 Calvo 모수  $\xi_x$ 는 한국 수출기업들이 가격을 조정하

58) 금융중개기관이 자국통화표시 채권 보유에 대해 더 큰 프리미엄을 요구하는 이유는 대차대조표 마찰(balance sheet friction) 때문으로 이는 담보물 제약(collateral constraints), 단기자금 유동성 제약(funding liquidity constraint), 증거금 요건(margin requirement), 레버리지 제약, 자기자본비율 제약 등을 포함한다.

59) Chen *et al.*(2023) 추정 결과 신흥국 평균은 0.03, 선진국 평균은 0.02로 추정되어 한국의 추정치인 0.0064는 외환시장 심도가 매우 깊게 추정된 결과이다.

60) Calvo 가격경직성 모수인  $\xi$ 는 각 기업이 해당 기에 가격을 조정하지 않을 확률이며, 따라서 가격변동까지 걸리는 평균 기간은  $1/(1 - \xi)$ 로 계산된다.

는 데 약 3.6분기가 소요되는 것으로 추정되었다. 국산품의 가격 조정은 한국에서 약 12분기가 소요되어 국산품과 수입품의 가격안정성이 높은 것으로 추정되었다. 임금 경직성의 Calvo 모수  $\xi_w$ 는 0.6018의 값으로 추정되어 임금 조정까지 약 2.5분기가 소요되는 것으로 추정되었다. 전기 가격에 대한 인덱세이션(indexation)의 크기는 수출품 가격과 국산품 가격의 경우  $\iota_x = 0.5008$  및  $\iota_p = 0.2512$ 로 설정되어 수출품이 국산품보다 이전 가격을 더 많이 반영하는 것으로 나타났다. 반면, 수입 가격과 임금의 인덱세이션에서는  $\iota_m = 0.9862$  및  $\iota_w = 0.1315$ 로 설정되어 임금의 인덱세이션 크기가 낮은 것으로 드러났다.

통화정책에 대한 모수 추정 결과, 인플레이션에 대한 정책금리의 민감도가  $\gamma_\pi = 1.114$ 로 나타나 인플레이션에 대해 정책금리가 더 크게 반응하는 것으로 나타났고, 반면 산출갭에 대한 금리의 민감도  $\gamma_y$ 와 이자율 평탄화 모수  $\gamma_i$ 는 각각 0.1453와 0.7668로 추정되었다. 한편 외환시장개입 준칙에 있어서는 외환시장개입정책의 지속성에 있어서  $\rho_{fx} = 0.1543$ 으로 지속성이 낮은 것으로 추정되었다. 이자율정책 충격의 크기는  $\sigma_i = 0.0446$ 으로 나타났고, 외환시장개입의 충격은  $\sigma_{fx} = 3.8328$ 의 크기로 나타났다.

나머지 모수들은 AR(1) 프로세스를 따르는 경제의 외생충격들에 대한 추정량을 보여준다. 총수요충격에는 소비수요, 정부지출, 수출수요, 수입수요, 시장금리 및 외환시장 위험프리미엄 충격들이 포함되었고, 총공급충격에는 수입 가격 마크업, 국산품 가격 마크업, 임금 마크업 충격들이 포함되었다.

이상의 베이지안 결과를 바탕으로 각 경제충격의 시계열을 복원하고, 각 거시변수들에 미친 영향을 충격별로 파악한다. 모형의 해외부문에 대한 캘리브레이션은 부록 [부록 표 2]에 포함하였다.

표 4-1. IPF 모형에 사용된 모수의 캘리브레이션

모수	모수의 역할	한국
$\beta$	가계의 주관적 할인인자	0.9975
$\sigma$	상대위험회피계수	1
$\chi$	Frisch 노동공급 탄력도의 역수	2
$\pi$	정상균형 생산자물가 인플레이션(연율, %)	2
$r$	정상균형 단기실질이자율(연율, %)	1
$i$	정상균형 단기명목이자율(연율, %)	3
$g_y$	정상균형 GDP 대비 정부지출	0.141
$\alpha$	생산함수에서 물적자본 요소의 비중	0.3
$\phi_w$	노동시장 임금 마크업	1/3
$\phi_m, \phi_x$	수입수출시장 가격 마크업	1/2
$\epsilon_m, \epsilon_x$	수입수출시장 Kimball 총산출 곡선 모수	50
$\eta_m$	수입의 가격 변화에 대한 탄력성	0.8
$\eta_x$	수출의 가격 변화에 대한 탄력성	0.8
$\omega_x$	수출품 생산의 수입중간재 비중	0.312
$m_y$	산출 대비 수입 비중	0.403
$\omega$	내국인의 금융투자기관 지분율	0.8
$b$	정상균형에서 연간 GDP 대비 순대외자산	0.0576
$b_M$	GDP 대비 외환보유액의 비중	0.239
$\gamma_{\Delta y}$	산출증가량에 대한 이자율의 민감도	0
$\gamma_{fx}$	환율에 대한 외환시장개입 준칙의 민감도	0
$\gamma_\tau$	환율에 대한 자본유입과세의 민감도	0
$\rho_{\pi_m}$	수입품 가격 마크업 충격의 지속성 모수	0
$\rho_\pi$	국내 생산가격 마크업 충격의 지속성 모수	0
$\rho_w$	임금 마크업 충격의 지속성 모수	0
$\rho_i$	정책금리충격의 지속성 모수	0

자료: Chen *et al.*(2023)을 바탕으로 저자 조정.

표 4-2. IPF 모형의 베이지안 추정 결과

모수	모수의 역할	사전 추정(Prior) [평균, 표준편차]	사후 추정(Posterior)	
			MH 평균	MH 표준편차
$\gamma_\pi$	인플레이션에 대한 이자율의 민감도	Normal[0.5, 0.34]	1.1140	0.2502
$\gamma_y$	산출갭에 대한 이자율의 민감도	Beta[0.125, 0.05]	0.1453	0.0417
$\gamma_i$	이자율 평탄화 모수	Beta[0.75, 0.05]	0.7668	0.0330
$t_m$	수입품가격의 인덱세이션(indexation) 모수	Beta[0.7, 0.2]	0.9862	0.0109
$t_p$	국산품가격의 인덱세이션(indexation) 모수	Beta[0.7, 0.2]	0.2512	0.0728
$t_x$	수출품가격의 인덱세이션(indexation) 모수	Beta[0.7, 0.2]	0.5008	0.1726
$t_w$	임금의 인덱세이션(indexation) 모수	Beta[0.7, 0.2]	0.1315	0.0763
$\xi_m$	수입품가격의 Calvo 모수	Beta[0.75, 0.05]	0.9035	0.0154
$\xi_p$	국산품가격의 Calvo 모수	Beta[0.75, 0.05]	0.9204	0.0129
$\xi_w$	임금의 Calvo 모수	Beta[0.75, 0.05]	0.6018	0.0402
$\xi_x$	수출품가격의 Calvo 모수	Beta[0.75, 0.05]	0.7255	0.0429
$\kappa_c$	소비습관 지속성 모수	Beta[0.7, 0.15]	0.3146	0.0757
$\delta_c$	Gabaix(2020) 할인인자	Normal[0.985, 0.0075]	0.9660	0.0060
$\Gamma$	외환시장 깊이(depth) 측도	Beta[0.05, 0.0125]	0.0064	0.0010
$\nu$	환율에 대한 임금 변화의 민감도	Beta[0.1, 0.05]	0.0307	0.0144
$\rho_{fx}$	외환시장개입 준칙의 지속성 모수	Beta[0.5, 0.15]	0.1543	0.0573
$\rho_{bM}$	외환시장개입 준칙의 오차수정 모수	Beta[0.05, 0.025]	0.0361	0.0142
$\rho_{\psi}$	시장금리 위험프리미엄 충격의 지속성 모수	Beta[0.75, 0.1]	0.9029	0.0472
$\rho_c$	소비 수요 충격의 지속성 모수	Beta[0.85, 0.05]	0.9368	0.0155

표 4-2. IPF 모형의 베이지안 추정 결과(계속)

모수	모수의 역할	사전 추정(Prior) [평균, 표준편차]	사후 추정(Posterior)	
			MH 평균	MH 표준편차
$\rho_g$	정부지출충격의 지속성 모수	Beta[0.85, 0.05]	0.8886	0.0306
$\rho_m$	수입수요충격의 지속성 모수	Beta[0.85, 0.05]	0.9300	0.0220
$\rho_{m^*}$	수출수요충격의 지속성 모수	Beta[0.85, 0.05]	0.9339	0.0165
$\rho_{b_p}$	외환시장 위험프리미엄 충격의 지속성 모수	Beta[0.85, 0.05]	0.9094	0.0218
$\sigma_c$	소비수요충격의 크기	InvGamma[0.5, 200]	2.3976	0.3321
$\sigma_{\pi_m}$	수입품 가격 마크업 충격의 크기	InvGamma[0.1, 200]	0.2303	0.0487
$\sigma_{\pi}$	국내 생산가격 마크업 충격의 크기	InvGamma[0.1, 200]	0.5495	0.0433
$\sigma_{\omega}$	임금 마크업 충격의 크기	InvGamma[0.1, 200]	3.4495	0.3431
$\sigma_{\psi}$	시장금리 위험프리미엄 충격의 크기	InvGamma[0.1, 200]	0.3325	0.0606
$\sigma_g$	정부지출충격의 크기	InvGamma[0.5, 200]	0.8929	0.0682
$\sigma_m$	수입수요충격의 크기	InvGamma[1, 200]	3.2827	0.2649
$\sigma_{m^*}$	수출수요충격의 크기	InvGamma[1, 200]	8.9176	0.7183
$\sigma_{b_p}$	외환시장 위험프리미엄 충격의 크기	InvGamma[1, 200]	0.5206	0.0969
$\sigma_i$	정책금리 충격의 크기	InvGamma[0.1, 200]	0.0446	0.0084
$\sigma_{fx}$	외환시장개입 충격의 크기	InvGamma[1, 2]	3.8328	0.3097
Laplace 근사 기준			-2518.04	
Modified Harmonic Mean 근사 기준			-2517.05	

주: 사전 추정은 Chen *et al.*(2023)을 따름.  
자료: 저자 작성.

## 5. 경기변동 충격 분해

[그림 4-3]은 한국 데이터를 통해 2000년 4분기부터 2023년 4분기까지의 외생충격 변수들의 시계열을 추정한 결과이다. 불리한 공급충격은 국내공급비용상승, 수입물가상승, 명목임금상승이 해당되며, 자본유출충격과 위험프리미엄 충격은 한국의 환율과 시장금리를 변동시키는 대외충격에 해당한다. 그 밖의 외환시장개입, 통화정책, 정부지출, 국내수요, 수출수요, 수입수요는 수요충격에 해당한다.

[그림 4-4]는 IPF 모형의 주요 거시변수들을 한국 데이터를 통해 베이지안 추정하여 해당 변수의 경기변동을 야기한 주요 외생충격들을 나열한 그림이다. 국내총생산의 주요 변동요인은 국내수요충격, 수입수요충격, 위험프리미엄 충격, 해외수요충격의 수요측 충격이었고, 공급측에서는 임금인상충격이었다. 수출과 수입에서는 2010년대에 수출과 수입을 견인했던 주요 충격이 수출수요충격이었고, 그 밖에 수입비용상승충격과 수입수요충격 등이 주된 변동요인으로 드러났다.

소비자물가상승률의 경기변동에 있어서는 임금상승충격과 국내비용상승충격이 물가상승의 주된 원인이었고, 수입비용상승과 수입수요충격 또한 중요하게 작용하였다. 국내 임금상승을 견인한 주요인은 임금상승충격과 자본유출충격에 의한 환율 변화, 위험프리미엄 충격 등으로 나타났다. 지난 10년 동안 국내기준금리의 변동성을 설명하는 주요인은 임금상승, 국내수요 및 수입수요, 수입비용상승충격이었다. 10년 만기 장기금리는 주로 수입비용상승, 임금상승, 수입수요충격, 국내수요충격 등이 중요한 역할을 했던 것으로 추정되었다. 마지막으로 우리나라 실질환율의 움직임을 주로 견인했던 충격은 수입수요충격, 수입비용상승충격, 해외금리인상충격, 자본유출충격 등으로 나타났다.

그림 4-3. 2000년부터 2023년까지 한국 경제에 발생한 외생충격 추이

(단위: 정상균형으로부터의 % 편차율)

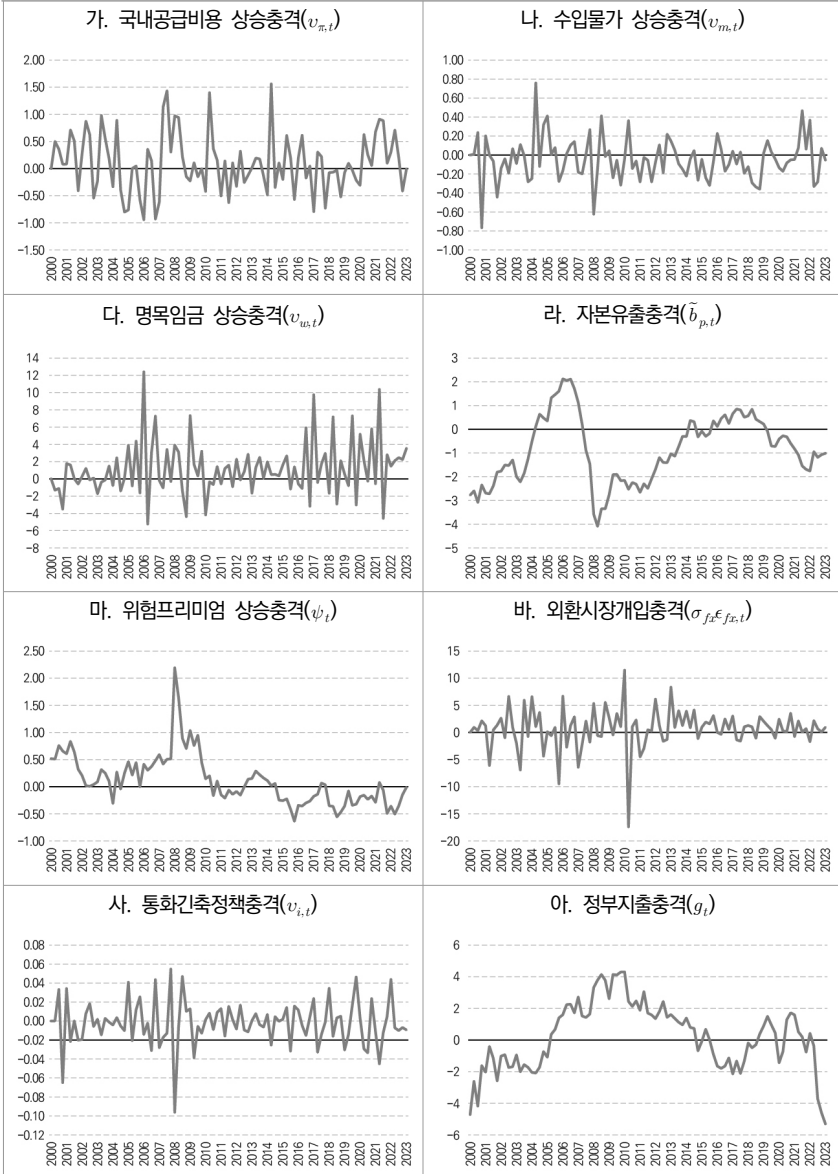
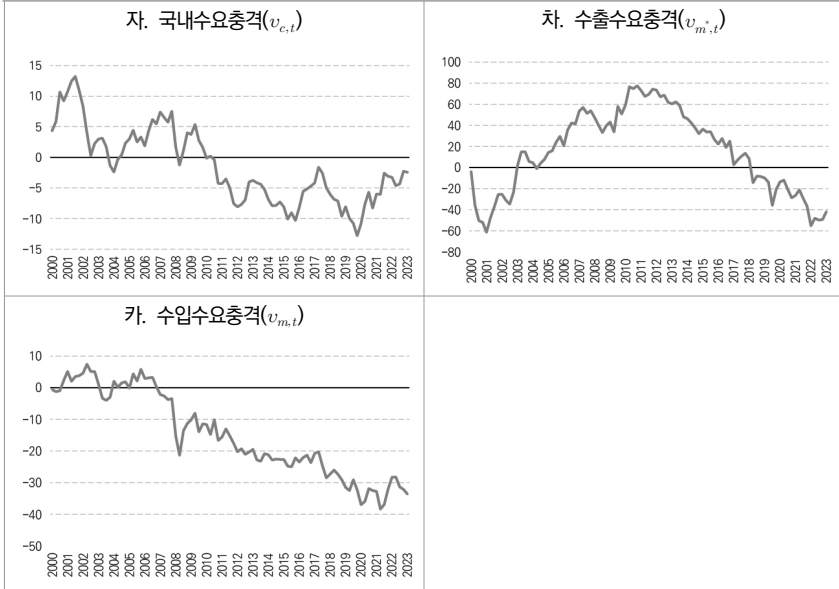


그림 4-3. 2000년부터 2023년까지 한국 경제에 발생한 외생충격 추이(계속)

(단위: 정상균형으로부터의 % 편차율)



주: x축은 분기 단위 시간을 나타내고, y축은 각 거시변수들이 정상균형값으로부터 이탈한 크기의 백분율을 나타냄.  
 자료: 저자 작성.

그림 4-4. 거시변수들의 경제충격 분해(shock decomposition)

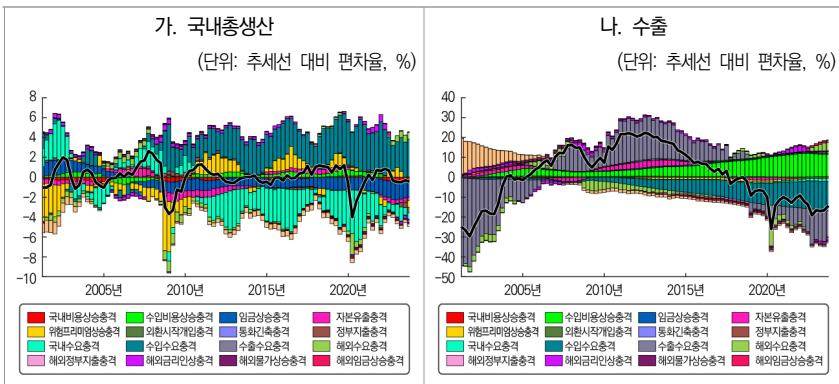


그림 4-4. 거시변수들의 경제충격 분해(shock decomposition)(계속)

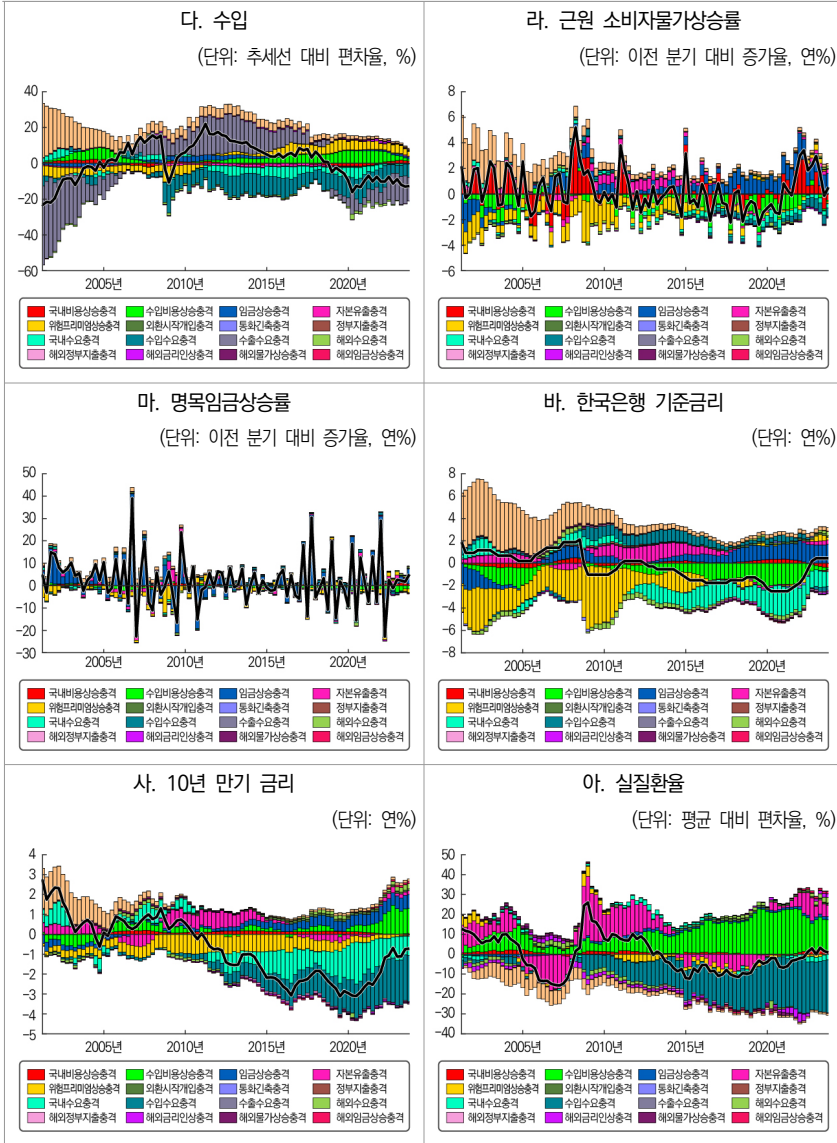
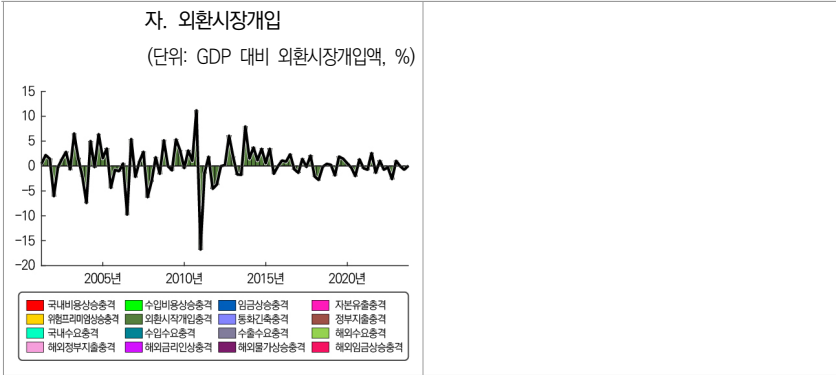


그림 4-4. 거시변수들의 경제충격 분해(shock decomposition)(계속)



주: 1) 수평축은 연도를 나타냄.  
2) 막대그래프는 각 외생충격이 거시변수에 미친 영향의 크기를 나타내며, 검정색 실선은 해당 거시변수 데이터에 해당됨.  
자료: 저자 작성.

## 6. 정책 실험(Counterfactual Analysis)

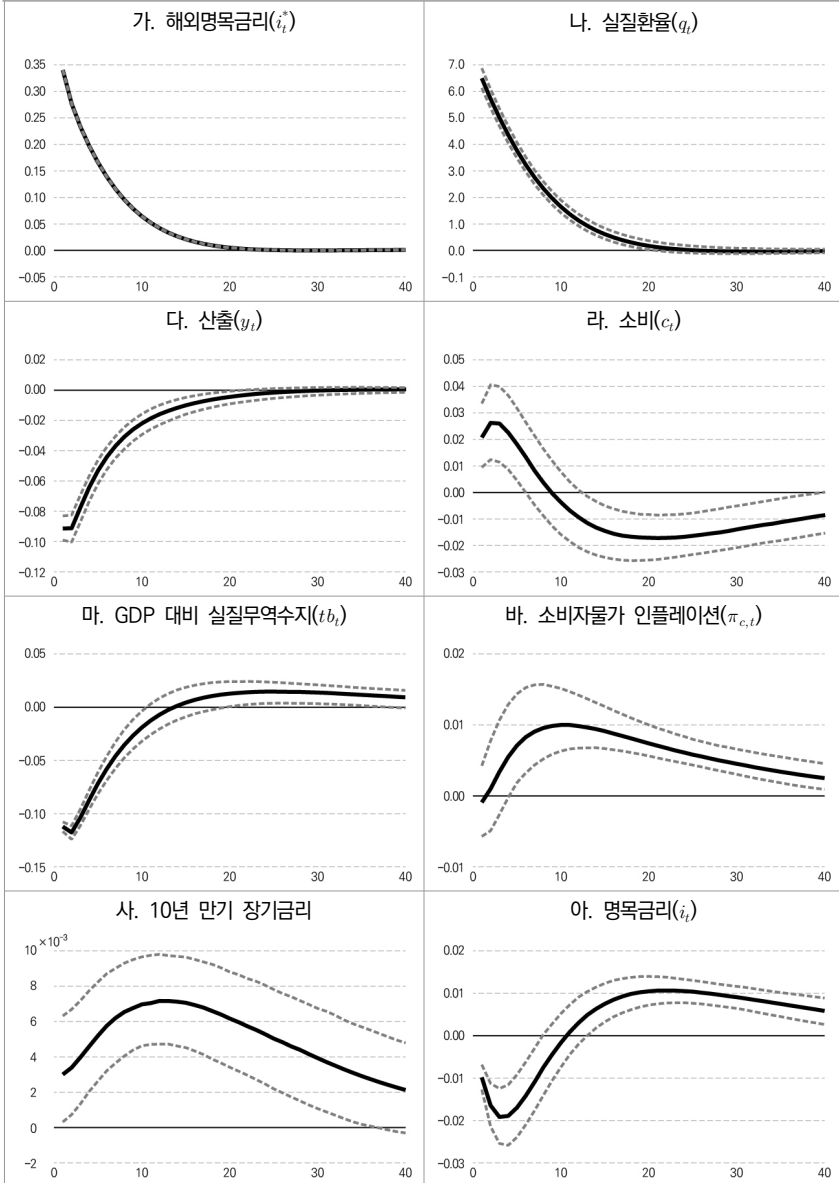
본 장에서는 Chen *et al.*(2023)의 통합정책체계(Integrated Policy Framework)를 사용하여 해외금리인상충격과 중앙은행의 외환시장개입정책의 파급 효과에 대해 알아본다. 이 모형은 세계 경제를 두 개 국가로 나누어 본 모형이며, 본국(home country)에 한국을, 해외 국가(foreign country)에 미국을 대입하여 앞선 베이지안 추정 결과를 통해 충격반응함수를 도출하였다.

### 가. 해외금리충격

[그림 4-5]는 정상균형에서 해외명목금리가 1표준편차만큼 상승했을 때, 자국 경제의 주요 거시변수들이 변화하는 추이를 시간에 따라 나타낸 그림이다. 그래프의 가로축은 분기 단위의 시간을 나타내고, 세로축은 각 거시경제변수들이 0기에 발생한 외생충격에 의해 정상균형(steady-state equilibrium)으로

그림 4-5. 해외명목금리 1표준편차 상승충격에 대한 거시변수 반응 추이

(단위: 정상균형으로부터의 % 편차율)



주: 1) x축은 분기 단위 시간을 나타내고, y축은 정상균형값으로부터 각 거시변수들의 % 변화량을 나타냄.

2) 실선은 중간값이며, 상하의 점선은 10%, 90% 신뢰구간임.

자료: 저자 작성.

부터 이탈한 백분율 크기를 보여준다. 해당 금리충격은 0기에 미국의 금리가 정상균형금리로부터 0.34%p(미국 시계열 자료를 통한 베이지안 추정 기준 1표준편차 크기, 연%)만큼 상승한 뒤, 5년(20분기)에 걸쳐서 점진적으로 정상균형금리로 되돌아가는 시나리오를 보여주고 있다.

미국 금리가 정상균형으로부터 0.34%(연%p) 상승하면, 한국 금융시장과의 대내외이자율 격차가 증대하고, 자본유출이 일어나서 실질환율이 상승한다. 베이지안 추정 결과에 따르면 소비재 기준 실질환율은 0.64% 상승(평가절하)하는 것으로 나타났다. 미국 금리인상충격 직후 우리나라의 GDP는 정상균형으로부터 0.09% 감소하고, 소비는 충격 직후 0.02% 증가한 뒤 9분기 이후부터 균형상태보다 감소하여 저점인 5년 후에 0.017%까지 감소하는 것으로 나타났다. 미국 금리상승에 의해 해외경기가 둔화함에 따라 대외수요가 감소하고, 국내 환율상승에 따라 수입 또한 감소한다. 따라서 수출입 감소의 상대적 크기에 의해 실질 순수출이 조정된다. GDP 대비 실질 순수출은 GDP 대비 순수출 비중의 정상균형값으로부터 0.11%p 감소한 뒤, 3년 후부터 플러스(+) 전환하는 것으로 나타났다. 국내 소비자물가는 2분기부터 상승하기 시작하여 2년 후부터 0.01%p 상승하는 것으로 나타났다. 국내 정책금리는 경기둔화에 대응하여 정상균형보다 0.01%p 하락하였고 2년 6개월 후부터 플러스(+)로 전환되었다. 국내 10년물 장기금리는 충격 직후 0.003%p 상승하고 3년 뒤 고점에서 0.007%p까지 증가하는 것으로 나타났다.

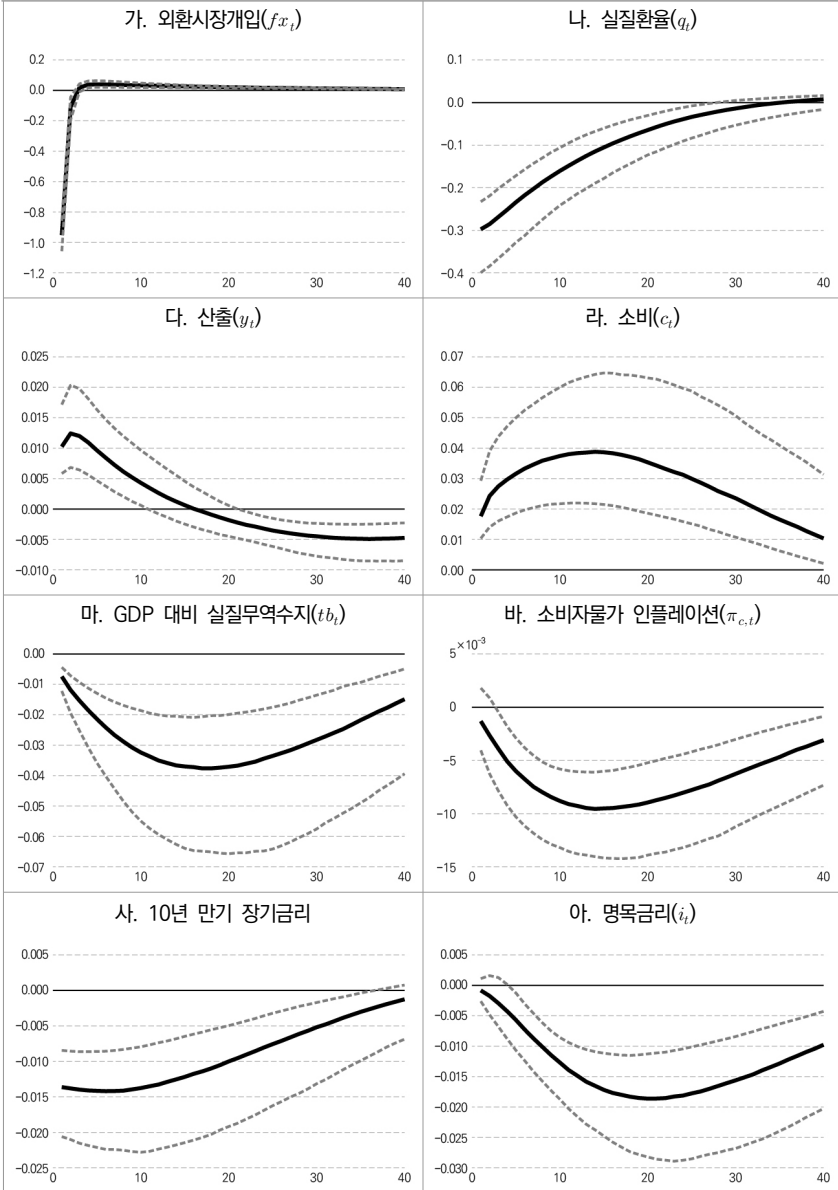
## 나. 외환시장개입충격

[그림 4-6]은 중앙은행의 외환시장개입 직후 연간 GDP 대비 외환보유량이 1분기 후에 0.95%p<sup>61)</sup>만큼 감소하는 시나리오를 보여주고 있다.

61) 연간 GDP 대비 외환보유량 변화의 정상균형평균으로부터의 감소폭이며 감소한 크기는 1표준편차 크기를 나타냄.

그림 4-6. 외환시장개입(1표준편차) 충격에 대한 거시변수 반응 추이

(단위: 정상균형으로부터의 % 편차율)



주: 1) x축은 분기 단위 시간을 나타내고, y축은 정상균형값으로부터 각 거시변수들의 퍼센티지 변화량을 나타냄.

2) 실선은 중간값이며, 상하의 점선은 10%, 90% 신뢰구간임.

자료: 저자 작성.

정상균형으로부터 중앙은행의 시장개입에 의해 외환시장에서 외화공급이 늘어나면 우리나라 실질환율은 시장개입충격 직후 0.3% 감소(평가절상)하는 것으로 추정되었다. 이에 따라 수입물가가 감소하여 소비자물가상승률은 충격 직후 0.001%p 감소하여 3년 6개월 이후 저점에서 0.01%p까지 내려갔다. 수입품 가격 하락, 수입중간재 가격 하락에 따라 국내민간수요가 0.01% 상승한 뒤 3년 후 고점에서 0.038%까지 상승하였고, 국내총생산도 0.01% 이상 증가하였다.

환율 하락(평가절상)에 따라 GDP 대비 실질 순수출은 저점에서 0.03%p까지 하락하고, 정책금리와 10년 만기 장기금리는 0.01%p 내외의 작은 크기로 감소하는 것으로 나타났다.

## 7. 소결

본 장에서는 글로벌 인플레이션의 국내파급효과를 체계적으로 살펴보기 위해 DSGE 모형을 이용하였다. 본 분석에서는 Chen *et al.*(2023)의 통합정책 체계(Integrated Policy Framework)를 원용하여 한국 데이터를 통해 베이지안 추정을 실행하였다. 이 모형은 세계 경제를 2국가 체제로 모형화하여 소규모 개방경제와 대규모 폐쇄경제를 상정하는데, 전자에 한국 경제를, 후자에 미국 경제를 대입하여 모수를 추정하였다. 이를 통해서 해외물가충격을 포함한 16가지 외생충격들이 국내 인플레이션을 포함한 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 분석하였다.

주요 거시경제변수들의 경기변동을 16가지 외생충격으로 분해한 결과, 국내 인플레이션(근원소비자물가상승률)의 변동요인은 임금, 국내비용충격이 가장 큰 역할을 한 것으로 나타났고, 그 밖에 수입비용충격, 수입수요충격 순인 것으로 드러났다. IPF 모형에서 해외 인플레이션 충격에 해당하는 수입비용상

승충격은 국내 인플레이션 외에 한국의 수출입, 정책금리, 10년 만기 장기 금리, 실질환율의 변동을 설명하는 주된 요인으로 드러났다.

베이지안 추정 결과, 1표준편차 크기의 해외금리상승충격(연율 0.34%p 상승)은 우리나라 실질환율을 0.64% 상승(평가절하)시키고 이에 따라 실질 순수출이 GDP 대비 0.11%p 감소하는 것으로 나타났다. 또한 GDP는 0.09% 감소하고, 소비자물가가 2년 후 고점에서 0.01%p 상승하는 것으로 추정되었다. 이에 대해 정책 당국이 0.95%p 외환보유고를 감소시켜 외환시장에 외화를 공급하여 환율을 안정시키면, 실질환율은 0.3%p 감소(평가절상)하는 것으로 나타났다. 이에 따라 소비자물가상승률은 충격 직후 0.001%p 감소하고 3년 6개월 후 저점에서 0.01%p까지 감소하는 것으로 추정되었다. 수입 가격 하락, 수입 중간재 가격 하락에 따라 국내민간수요가 해외금리인상충격의 감소폭에서 0.01%p만큼 회복되고 GDP도 0.01%p 상승하는 것으로 나타났다.

## 제5장



# 결론 및 시사점

1. 연구 내용 요약
2. 정책적 시사점



# 1. 연구 내용 요약

본고는 글로벌 인플레이션과 환율상승의 국내 물가 전가효과를 분석하고 IPF 모형을 통해 한국 경제의 경기변동을 주도한 충격을 분해하여 국내 인플레이션의 주요 변동요인을 파악하였다.

제2장은 코로나19 이후 글로벌 인플레이션의 전개 과정을 개괄하고, 문헌연구를 통해 지역별 인플레이션 이슈의 차이점과 변동요인을 정리하였다. 팬데믹 발발 직후는 섯다운 등으로 인한 경기침체로 인플레이션이 감소하였으나, 2021년 이후 인플레이션은 전 세계적으로 급격히 증가하였다. 코로나19 위기 원인이었던 2020년 인플레이션이 하락했던 것과 2021년 이후 다시 인플레이션이 반등했던 점에는 대체로 수요측 요인의 기여도가 상대적으로 컸던 것으로 파악되었다. 지역별로 미국에 비해 유럽이 공급망 교란과 러-우 전쟁의 여파로 에너지 가격 상승의 피해를 더 크게 받음으로써 더 심각한 인플레이션을 경험하였다. 이에 대한 주원인은 유럽국가들의 소비재가 미국에 비해 상대적으로 대외 요소에 더 크게 의존하기 때문인 것으로 판단된다. 급격히 상승한 인플레이션을 다시 낮추기 위해서는 실질임금의 경직성이 낮고 인플레이션에 대한 기대가 안정적인 환경이 필요한 것으로 분석되었다. 노동시장의 매칭 효율성 또한 인플레이션에 영향을 미쳤는데, 팬데믹 이후 섯다운이 진행되면서 노동시장 매칭이 원활하게 이루어질 수 없었고 빈일자리율(vacancy rate)을 증가시켰다. 이로 인해 특히 미국의 인플레이션이 더디게 회복되었던 것으로 판단된다. 반면 한국의 경우 성공적인 코로나19 방역정책으로 노동시장 매칭 효율성이 빠르게 정상화되어 임금 및 물가상승률의 상승 압력을 억제할 수 있었다. 고금리로 인한 미국 강달러 추세는 타국의 수입재 가격 상승을 야기하여 국내 인플레이션으로 전가되었다. 실증분석 결과 이러한 환율경로(exchange rate channel)의 효과는 국가별로 차이가 있으며, 미국의 이자율 상승이 기대인플레이션 변동으로부터 촉발된 경우 신흥국 및 개발도상국의 인플레이션을 증가시키는 요

인으로 나타났다.

제3장에서는 주요국별로 해외 인플레이션 및 환율상승이 국내 인플레이션에 미치는 영향을 회귀분석을 통해 살펴보았다. 인플레이션, 환율 자료가 분기별로 가용한 39개 국가들을 간추려서 양자간 교역 가치치를 도출하였고, 이를 통해 해외 생산자물가 상승 및 환율상승이 국내 물가에 미치는 효과를 추정하였다. 이를 통해 우리나라의 경우 글로벌 인플레이션과 환율 변동의 수입물가, 생산자물가 총지수, 생산자물가 상품지수, 소비자물가 총지수, 소비자물가 상품지수, 소비자물가 공업제품지수 총 6개 물가상승률에 대한 전가효과를 살펴 보았고, 다른 나라들의 경우 수입물가 및 소비자물가 상품지수에 대한 전가효과를 추정하였다.

우리나라에 대한 전가효과 추정 결과로부터 우리나라와 교역 관계에 있는 38개 국가의 생산자물가가 분기별로 1%p씩 상승할 때, 우리나라의 수입물가지수는 3개월 내에 1.26%p 상승하는 것으로 나타나 효과가 큰 것으로 나타났다. 또한 환율 1%p 상승의 수입물가에 대한 전가효과는 3개월 내 0.84%p 상승하는 것으로 나타나서 수입물가는 환율상승보다 생산비용 상승에 대해 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 그러나 해외 생산자물가 상승에 대해 2년 누적 장기효과는 0.87%p로 나타나서 3개월 단기효과 추정치인 1.26%p는 과대추정되었을 가능성이 있는 것으로 보인다. 반면 환율전가 장기효과는 수입물가에 대해 0.87%p로서 단기효과와 큰 차이를 보이지 않았다. 글로벌 인플레이션과 환율상승의 국내 물가 전가효과는 교역가능재화에 대해 추정하는 것이 더 정확하므로 국내 소비자물가 상품지수와 국내 소비자물가 공업제품지수에 대한 추정치가 더 정확할 것으로 판단된다. 해외 생산비용 1%p 상승에 대해 국내 소비자물가 공업제품지수는 3개월 내 0.5%p 상승하는 것으로 나타났고, 환율 1%p 상승에 대해 3개월 내 0.04%p 상승하는 것으로 추정되었다. 2년 누적 장기효과는 해외 생산비용 및 환율상승에 대해 각각 0.64%p, 0.14%p 상승하는 것으로 나타났다.

글로벌 인플레이션의 수입물가 및 소비자물가 상품지수에 대한 전가효과를 2년 동안의 장기효과만으로 비교했을 때, 우리나라는 다른 선진국들에 비하여 비교적 물가전가효과가 낮은 편인 것으로 나타났다. 북미선진국 2개국, 유럽선진국 17개국, 아시아태평양선진국 4개국 총 23개국 간의 해외 생산비용 상승의 소비자물가 상품지수에 대한 2년 장기효과를 비교한 결과, 우리나라보다 추정치가 작게 나타난 국가는 스위스와 이탈리아 2개국이었으며 나머지 21개국의 추정치는 한국보다 크게 나타났다. 해외 생산비용의 수입물가에 대한 장기 전가효과도 한국의 추정치보다 낮은 국가는 유의한 추정 결과를 나타낸 17개국 중에서 미국, 독일, 스페인, 프랑스, 그리스, 슬로바키아까지 6개국이었다. 같은 방법으로 환율전가율을 비교했을 때 환율상승의 수입물가에 대한 장단기 전가효과는 한국의 추정치를 23개국과 비교했을 때 높게 나타나지 않았다.

제4장에서는 글로벌 인플레이션의 국내파급효과를 체계적으로 살펴보기 위해 DSGE 모형을 이용하였다. 본 분석에서는 Chen *et al.*(2023)의 통합정책 체계(Integrated Policy Framework)를 원용하여 한국 데이터를 통해 베이지안 추정을 실행하였다. 이 모형은 세계 경제를 2국가 체제로 모형화하여 소규모 개방경제와 대규모 폐쇄경제를 상정하는데, 전자에 한국 경제를, 후자에 미국 경제를 대입하여 모수를 추정하였다. 이를 통해서 해외물가충격을 포함한 16가지 외생충격들이 국내 인플레이션을 포함한 주요 거시경제변수에 미치는 영향을 분석하였다.

주요 거시경제변수들의 경기변동을 16가지 외생충격으로 분해한 결과 국내 인플레이션(근원소비자물가상승률)의 변동요인은 임금, 국내비용충격이 가장 큰 역할을 한 것으로 나타났고, 그 밖에 수입비용충격, 수입수요충격 순인 것으로 드러났다. IPF 모형에서 해외 인플레이션충격에 해당하는 수입비용상승충격은 국내 인플레이션 외에 한국의 수출입, 정책금리, 10년 만기 장기 금리, 실질환율의 변동을 설명하는 주된 요인으로 드러났다.

베이지안 추정 결과, 1표준편차 크기의 해외금리상승충격(연율 0.34%p 상

승)은 우리나라 실질환율을 0.64% 상승(평가절하)시키고 이에 따라 실질 순수출이 GDP 대비 0.11%p 감소하는 것으로 나타났다. 또한 GDP는 0.09% 감소하고, 소비자물가가 2년 후 고점에서 0.01%p 상승하는 것으로 추정되었다. 이에 대해 정책 당국이 0.95%p 외환보유고를 감소시켜 외환시장에 외화를 공급하여 환율을 안정시키면, 실질환율은 0.3%p 감소(평가절상)하는 것으로 나타났다. 이에 따라 소비자물가상승률은 충격 직후 0.001%p 감소하고 3년 6개월 후 저점에서 0.01%p까지 감소하는 것으로 추정되었다. 수입 가격 하락, 수입 중간재 가격 하락에 따라 국내민간수요가 해외금리인상충격의 감소폭에서 0.01%p만큼 회복되고 GDP도 0.01%p 상승하는 것으로 나타났다.

## 2. 정책적 시사점

본 보고서는 주요 교역상대국의 생산자물가지수(PPI) 및 환율 변동이 국내 수입물가지수(IPI), 생산자물가지수(PPI), 소비자물가지수(CPI)에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 그리고 한국의 거시경제 데이터를 활용하여 통합적 정책체계를 적용하고 분산분해(variance decomposition) 방법론을 통해 경기변동의 주요 결정요인들을 식별하였다.

소비자물가지수(CPI)는 가계 부문(소비자)의 최종소비재 구매가격을 가중 평균한 종합물가지표이고, 생산자물가지수(PPI)는 기업 부문(생산자)이 구매하는 중간투입요소의 가격 수준을 측정하는 지표이다. 선행연구에서 생산자물가지수가 소비자물가의 변동을 예측하는 선행지표(leading indicator)로서 기능을 수행한다고 주장되는데, 과거에는 기업 간 거래되는 재화와 서비스의 가격변동을 포착하는 도매물가지수(Wholesale Price Index: WPI)의 형태로 측정되었다.

공급 측면에서 유가 및 원자재 가격의 변동은 생산투입요소인 중간재 가격

의 변화를 유발하고, 이는 최종재의 생산자물가와 소비자물가 변동으로 파급된다는 실증 증거가 제시되어 왔다(Clark 1995; Rogers 1998). 반면 수요 측면에서는 최종소비재에 대한 수요변동이 중간재 수요로 전이되므로 생산비용은 최종재 수요와 연동된 원자재 및 중간재에 대한 기회비용을 반영하게 된다. 이러한 메커니즘하에서는 소비자물가가 생산자물가 결정의 주요 변수로 작용할 수 있다. 따라서 생산자물가와 소비자물가 간의 내생적 인과관계(endogenous causality)를 규명하는 것은 방법론적으로 난제에 해당한다. 본 보고서에서는 생산비용을 교역상대국의 생산자물가로 한정하고 환율전가효과와 함께 국내 물가지수에 대한 영향을 실증분석하였다.

실증분석 결과, 글로벌 인플레이션충격은 주로 수입업자와 생산자의 가격조정에서 나타나며, 소비자물가에 대한 파급효과는 상대적으로 제한적인 것으로 관찰되었다. 코로나19 팬데믹 이후 러시아-우크라이나 군사 충돌과 이스라엘-하마스 분쟁 등 지정학적 리스크의 심화로 인해 국제유가 및 원자재 가격의 변동성이 증폭되었으며, 이에 따라 국내 물가지표의 해외비용 상승에 대한 민감도가 더 커진 것으로 조사된다. 미국의 신정부 출범과 함께 미·중 간 전략적 경쟁이 지속될 것으로 전망되는 가운데, 자국우선주의 기조의 산업정책과 경제안보 이슈의 부상은 한국의 대외리스크 관리에 구조적 제약요인으로 작용할 것으로 예측된다. 특히 미국 신정부의 무역적자 해소정책의 일환으로 최대 교역국인 중국에 대해 최대 60%의 관세율이 부과될 것으로 전망되며, 여타 국가들에 대해서도 10% 이상의 일괄적 수입관세가 적용될 가능성이 높은 것으로 보인다. 이러한 보호무역주의적 조치는 글로벌 공급망을 통해 미국은 물론 한국의 물가상승 압력으로 작용할 것으로 예상된다. 따라서 수입중간재 가격변동, 국제유가 및 원자재 가격의 변동성 리스크에 대응하기 위해서는 시장동향에 대한 체계적 모니터링 체계를 구축하고, 주요 수입품목의 가격안정성 제고를 위한 정책적 개입을 포함한 종합적 리스크 관리 방안의 수립이 요구되고 있다.

먼저 대외부문의 불확실성 확대에 의해 우리나라 경제주체의 인플레이션 기

대심리가 국제 물가 상승에 더 민감하게 반응할 수 있으므로, 이에 대응하는 정책 수단의 도입이 요구된다. 구체적으로 단기정책 측면에서는 글로벌 인플레이션 민감품목의 가격상승이 여타 품목으로 전이되는 이차적 파급효과를 차단하는 정책적 개입이 필요하다. 중장기적 관점에서는 주요 수입품목에 대한 수급균형 관리체계 구축, 대외무역구조의 체질 개선, 해외시장에 대한 모니터링 시스템 강화 등 구조적 대응방안의 수립 및 이행이 요구되는 것으로 분석된다.

팬데믹 위기 이후 심화된 자국중심주의, 지정학적 긴장의 고조, 기후변화 대응, 탄소국경조정제도 도입 등 대외 환경의 구조적 변화로 인해, 지난 20여 년간 지속되어 온 글로벌 디스인플레이션 추세가 역전되어 2021년 이후 발생한 글로벌 인플레이션은 앞으로도 쉽게 찾아들지 않을 개연성이 높은 것으로 전망된다. 이러한 맥락에서, 에너지 및 원자재 가격을 중심으로 한 국제물가 상승에 대응하는 정부의 정책기조 설정이 핵심적 과제로 대두되고 있다. 특히 미국과 중국에 대한 높은 무역의존도로 특징지어지는 한국의 교역구조 재편과 주요 수입품목의 안정적 공급선 확보를 통해, 해외발 물가변동성의 증대 국면에서도 국내 물가안정을 달성할 수 있는 제도적 기반 구축이 요구된다. 이를 위해서는 원자재 수입의존도 축소를 위한 대체재 개발 및 국내 생산기반 확충, 그리고 수출입 물류체계의 효율성 제고가 선행되어야 할 것이다. 특히, 글로벌 보호무역 주의의 강화와 지정학적 리스크의 증대에 대응하기 위해 수입선 다변화 전략의 체계적 수립 및 이행이 시급한 것으로 판단된다.

2022년 이후 고환율·고금리·고물가로 대표되는 삼중고 현상이 글로벌 헤게 모니 경쟁과 지정학적 리스크 등 경제안보 이슈와 연계되어 한국의 실물경제 및 금융시장의 불확실성을 증폭시키며 복합적 경제위기를 초래하고 있다. 인플레이션 압력은 가계부문의 실질소득을 감소시키고, 고금리 기조는 가처분소득을 감소시켜 가계소비의 위축을 야기한다. 이러한 가계소비의 둔화는 기업매출 감소로 이어지며, 고물가에 기인한 생산비용 상승은 기업투자를 위축시켜 내수를 악화시킨다. 더불어 고환율로 인한 에너지 수입비용 증가는 물가상승 압력

을 가중시키는 요인으로 작용한다.

이와 같은 경기하강 국면에서 민간부문의 경제활동 위축은 세수기반을 약화시키는 한편, 정부의 경기대응 과정에서 확대된 사회보장지출 및 신용공급 지원으로 인해 재정건전성이 악화되는 악순환이 발생한다. 현재 한국의 인플레이션율이 둔화 추세를 보이고 있으나, 여전히 높은 수준의 생계비용이 민간소비의 추세적 위축을 야기할 경우 잠재성장률의 추가적 하락이 우려된다. 따라서 정책당국은 복합위기에 대한 단기적 대응방안을 기반으로, 중장기적 관점의 구조개혁 정책을 지속적으로 추진함으로써 가용한 정책조합의 최적화를 도모해야 할 것으로 판단된다.

## 참고문헌

### [국문 자료]

- 강두용. 2022. 「우리나라 인플레이션의 특징과 시사점」. 『월간 KIET 산업경제』, 제287호, pp. 7~23.
- 강신혁. 2022. 「미국 노동시장 동향과 물가 동향」. 『글로벌 이슈 브리프』, 9월호, Vol. 03.
- 김덕파, 어윤중. 2022a. 「구조벡터모형으로 살펴본 코로나19 이후 인플레이션의 원인」. 『시장경제연구』, 제51권 제3호, pp. 31~55.
- \_\_\_\_\_. 2022b. 「코로나19 이후 급격한 물가상승의 원인 분석: 지출목적별 물가 지수를 중심으로」. 『한국경제포럼』, 제15권 제2호, pp. 1~20.
- 박영환, 이창용. 2024. 「팬데믹 이후 고물가에 대한 한국은행의 정책대응」. 『한국경제포럼』, 제17권 제1호, pp. 1~18.
- 백예인. 2022. 「글로벌 인플레이션 현황과 한국에의 영향」. 『글로벌 이슈 브리프』, 9월호, Vol. 03.
- 이동재, 장병훈, 임웅지, 임서하, 최열매, 김범준. 2023. 「주요국 디스인플레이션 현황 및 평가」. 『BOK 이슈노트』, 제2023-28호.
- 이근영, 장한익. 2023. 「원/달러 환율 변동이 국내 물가에 미치는 영향」. 『금융연구』, 제37권 제2호, pp. 1~41.
- 오삼일, 이종하, 배기원. 2022. 「베버리지 곡선을 통한 노동시장 평가: 미국과의 비교를 중심으로」. 『BOK 이슈노트』, 제2022-32호.
- 이서진, 유종민. 2023. 「국제 원자재 가격의 국내 인플레이션 전이 효과: 비대칭성과 2차 효과 분석」. 『산업연구』, 제7권 제2호, pp. 30~59.
- 이찬우. 2023. 「인플레이션 추세의 구조적 변화와 통화정책에 대한 시사점」. KIF Working Paper, 2023(12), pp. 1~90.
- 정민. 2014. 「미국 에너지 정책 변화와 시사점」. 『VIP Report』, 14-29 통권 580호, pp. 1~21. 현대경제연구원.
- 한원태, 김효상, 송새량, 김준형. 2023. 『대외충격의 자본유출입 효과와 경기안정화 정책 분석』. 연구보고서 23-23, pp. 1~131. 대외경제정책연구원.

- 허윤지. 2022. 「유럽 에너지 인플레이션의 동향과 전망」. 『글로벌 이슈 브리프』, 9월호, Vol. 03.
- 허인. 2024. 「OECD 국가 간 인플레이션 변동성 확대의 원인 분석」. 『시장경제연구』, 제53권 제1호, pp. 81~106.

#### [영문 자료]

- Adler, G., K. S. Chang, R. C. Mano, and Y. Shao. 2024. "Foreign Exchange Intervention: A Data Set of Official Data and Estimates." *Journal of Money, Credit and Banking*.
- Adrian, M. T., C. J. Erceg, M. Kolasa, J. Lindé, and P. Zabczyk. 2021. "A Quantitative Microfounded Model for the Integrated Policy Framework." IMF Working Paper, No. 2021/292. International Monetary Fund.
- Arce, O., M. Ciccarelli, A. Kornprobst, and C. Montes-Galdón. 2024. "What caused the euro area post-pandemic inflation?" ECB Occasional Paper, No. 343.
- Arteta, C., S. Kamin, and F. U. Ruch. 2022. "How Do Rising U.S. Interest Rates Affect Emerging and Developing Economies?" It Depends, Policy Research Working Paper. The World Bank.
- Ascari, G., D. Bonam, and A. Smadu. 2024. "Global supply chain pressures, inflation, and implications for monetary policy." *Journal of International Money and Finance*, Vol. 142, 103029.
- Barnichon, R. and A. H. Shapiro. 2024. "Phillips meets Beveridge." *Journal of Monetary Economics*, Vol. 148. 103660.
- Bernanke, B. and O. Blanchard. 2024. "Analysing the inflation burst in eleven economies." *Monetary Policy Responses to the Post-Pandemic Inflation*, pp. 291-304.
- Binici, M., Centorrino, S., Cevik, M. S, and Gwon, G. 2022. "Here comes the change: The role of global and domestic factors in post-pandemic inflation in Europe." IMF Working Paper, No. 2022/241. International Monetary Fund.
- Blanchard, O. J. and Bernanke, B. S. 2023. "What Caused the US Pandemic-Era Inflation?" NBER WORKING PAPER SERIES, No. 31417. National

- Bureau of Economic Research.
- Bordo, M. D. and M. D. Levy. 2021. "Do enlarged fiscal deficits cause inflation? The historical record." *Economic Affairs*, Vol. 41, No. 1, pp. 59-83.
- Bruno, M. 1995. "Does Inflation Really Lower Growth?" *Finance and Development*, Vol. 32, p. 35.
- Burstein, A. and G. Gopinath. 2014. "International prices and exchange rates." *Handbook of International Economics*, Vol. 4, pp. 391-451.
- Chen, K., M. Kolasa, J. Lindé, H. Wang, P. Zabczyk, and M. J. Zhou. 2023. "An Estimated DSGE Model for Integrated Policy Analysis." IMF Working Papers, No. 2023/135. International Monetary Fund.
- Christiano, L. J., M. Trabandt, and K. Walentin. 2011. "Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12), pp. 1999-2041.
- Clark, T. E. 1995. "Do producer prices lead consumer prices?" *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, Vol. 80, pp. 25-39.
- De Soyres, F., Santacreu, A. M, and Young, H. L. 2023. "Demand-Supply imbalance during the Covid-19 pandemic: The role of fiscal policy." Federal Reserve Bank of St. Louis Review.
- Di Giovanni, J., S. Kalemli-Özcan., A. Silva, and M. A. Yildirim. 2022. "Global supply chain pressures, international trade, and inflation." National Bureau of Economic Research, Vol. 30240.
- Di Giovanni, J., S. Kalemli-Özcan., A. Silva, and M. A. Yildirim. 2024. "Pandemic-era inflation drivers and global spillovers." National Bureau of Economic Research, Vol. 3188.
- Duncan, R., E. Martínez-García, and P. Toledo. 2022. "Just do it? an assessment of inflation targeting in a global comparative case study." Globalization Institute Working Paper, Vol. 418.
- Eggertsson, G. B. and D. Kohn. 2023. "The inflation surge of the 2020s: the role of monetary policy." Hutchins Center Working Paper, Vol. 87.
- Erceg, C. J., D. W. Henderson, and A. T. Levin. 2000. "Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts." *Journal of Monetary Economics*, 46(2), pp. 281-313.

- Gabaix, X. 2020. "A behavioral New Keynesian model." *American Economic Review*, Vol. 110, No. 8, pp. 2271-2327.
- Gabaix, X. and M. Maggiori. 2015. "International Liquidity and Exchange Rate Dynamics." *Quarterly Journal of Economics*, 130(3), pp. 1369-1420.
- Giannone, D. and G. E. Primiceri. 2024. "The drivers of post-pandemic inflation." National Bureau of Economic Research, Vol. 32859.
- Ha, J., M. A. Kose, and F. Ohnsorge eds. 2019. *Inflation in emerging and Developing Economies: Evolution, Drivers, and Policies*. World Bank Publications.
- Ha, J., M. A. Kose, and F. Ohnsorge. 2023. "One-stop source: A global database of inflation." *Journal of International Money and Finance*, Vol. 137.
- Ha, J., M. A. Kose., F. Ohnsorge, and H. Yilmazkuday. 2023. "Understanding the global drivers of inflation: How important are oil prices?" *Energy Economics*, Vol. 127.
- \_\_\_\_\_. 2024. "What explains global inflation." *IMF Economic Review*, pp. 1-34.
- Ha, J., M. M. Stocker, and H. Yilmazkuday. 2020. "Inflation and exchange rate pass-through." *Journal of International Money and Finance*, Vol. 105.
- International Monetary Fund. 2016. "Global disinflation in an era of constrained monetary policy." *World Economic Outlook*. (October)
- \_\_\_\_\_. 2024. "Steady but Slow." *World Economic Outlook*. (April)
- Kose, M. A., F. Ohnsorge, and J. Ha. 2019. "The great disinflation in emerging and developing economies." VocEU CEPR.
- Lane, P. R. and G. M. Milesi-Ferretti. 2018. "The External Wealth of Nations Revisited: international financial integration in the aftermath of the global financial crisis." *IMF Economic Review*, Vol. 66, pp. 189-222.
- Liu, Z. and T. L. Nguyen. 2023. "Global supply chain pressures and US inflation." *FRBSF Economic Letter*, Vol. 2023, No. 14, pp. 1-6.
- Maurya, P. K., R. Bansal, and A. K. Mishra. 2023. "Russia-Ukraine conflict and its impact on global inflation: an event study-based approach."

- Journal of Economic Studies*, Vol. 50, No. 8, pp. 1824-1846.
- Miranda-Pinto, J., A. Pescatori, E. Prifti, and G. Verduzco-Bustos. 2023. "Monetary policy transmission through commodity prices." IMF Working Paper, No. 2023/215. International Monetary Fund.
- Ogrokhina, O. and C. M. Rodriguez. 2024. "Inflation Targeting and Capital Flows: A Tale of Two Cycles in Developing Countries." *Journal of International Money and Finance*, Vol. 146.
- Rafi, O. M. and M. Ramachandran. 2018. "Capital flows and exchange rate volatility: experience of emerging economies." *Indian Economic Review*, Vol. 53, pp. 183-205.
- Rogers, R. M. 1998. "A primer on short-term linkage between key economic data series." *Economic Review-Federal Reserve Bank of Atlanta*, Vol. 83, No. 2, p. 40.
- Sethi, C. and B. R. Mishra. 2024. "Is inflation targeting effective? Lessons from global financial crisis and COVID-19 pandemic." *International Journal of Finance & Economics*.

#### [온라인 자료]

- Federal Reserve Bank of New York. "Global Supply Chain Pressure Index." <https://www.newyorkfed.org/research/policy/gscpi>(검색일: 2024. 10. 11.).
- IMF. "How does the WEO categorize advanced versus emerging market and developing economies?" <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/frequently-asked-questions#4q2>(검색일: 2024. 10. 11.).
- World Economic Forum. 2017. "A decade of deflation could be over. What it means for central banks." (February 6). <https://www.weforum.org/stories/2017/02/a-decade-of-deflation-could-be-over-what-it-means-for-central-banks/>(검색일: 2024. 10. 11.).

#### [온라인 기사]

- 「선진국, 금융위기 이후 10년 만에 디플레이션 벗어날 것」. 2017. 『ECONOMY Chosun』. (2월 6일). [https://economychosun.com/site/data/html\\_dir/2017/02/06/2017020600042.html](https://economychosun.com/site/data/html_dir/2017/02/06/2017020600042.html)(검색일: 2024. 10. 11.).

[DB 자료]

- 고용노동통계. 사업체노동력 조사데이터. <http://laborstat.moel.go.kr/>(검색일: 2024. 10. 11.).
- 국가통계포털. DB. <https://kosis.kr/index/index.do>(검색일: 2024. 10. 28.).
- 한국은행 경제통계시스템(BOK ECOS). DB. <https://ecos.bok.or.kr/>(검색일: 2024. 10. 11.).
- Bank for International Settlements(BIS). DB. <https://data.bis.org/>(검색일: 2024. 10. 11.).
- Bureau of Labor Statistics. DB. <https://www.bls.gov/>(검색일: 2024. 10. 28.).
- Eurostat. DB. <https://ec.europa.eu/eurostat/>(검색일: 2024. 10. 28.).
- FocusEconomics. Policy Interest Rate by Country DB. <https://www.focus-economics.com/economic-indicator/policy-interest-rate/>(검색일: 2024. 10. 11.).
- FRED. DB. <https://fred.stlouisfed.org/>(검색일: 2024. 10. 28.).
- IMF. Direction of Trade Statistics(DOTS). <https://data.imf.org/?sk=9d6028d4-f14a-464c-a2f2-59b2cd424b85>(검색일: 2024. 10. 11.).
- Milesi-Ferretti, G. M. 2024. "The external wealth of nations database." <https://www.brookings.edu/articles/the-external-wealth-of-nations-database/>(검색일: 2024. 10. 20.). (October 17)
- World Bank. National Account Data. <https://data.worldbank.org/>(검색일: 2024. 10. 11.).



## 부록

1. 인플레이션 데이터

2. IPF 모형의 해외 부문 캘리브레이션

## 부록 1. 인플레이션 데이터

제3장의 분석에서 사용된 인플레이션 데이터의 세부사항은 다음의 표에 정리된 바와 같다.

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
호주	소비자물가	1975q2	2023q4	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
호주	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
호주	생산자물가	1975q2	2023q1	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
오스트리아	소비자물가	1975q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
오스트리아	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
오스트리아	소비자물가	1997q2	2000q1	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
오스트리아	소비자물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
오스트리아	수출물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
오스트리아	수입물가	1975Q2	2022q1	IFS	Import Prices, All Commodities	Index, 2010=100
오스트리아	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
오스트리아	생산자물가	1987q2	2000q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
오스트리아	생산자물가	2000q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
오스트리아	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
벨기에	소비자물가	1975q2	1976q3	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
벨기에	소비자물가	1976q4	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
벨기에	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
벨기에	소비자물가	1984q2	1999q1	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
벨기에	소비자물가	1999q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
벨기에	수출물가	1993q2	2001q1	OECD	Unit value, EXP-Manufactured goods	Unit value
벨기에	수출물가	2001q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
벨기에	수입물가	1993q2	2013q4	OECD	Unit value, IMP-Manufactured goods	Unit value
벨기에	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
벨기에	생산자물가	1975q2	2001q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
벨기에	생산자물가	2001q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
벨기에	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
브라질	소비자물가	1980q2	2023q4	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
브라질	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
브라질	생산자물가	1975q2	1994q4	IFS	Wholesale Prices, All Items	Index, 2010=100
브라질	생산자물가	1995q1	2023q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
캐나다	소비자물가	1975q2	2023q4	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
캐나다	소비자물가	1975q2	2023q4	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
캐나다	수출물가	1975q2	2012q2	OECD	Unit value, EXP-End products, inedible	Unit value
캐나다	수입물가	1975q2	2012q2	OECD	Unit value, IMP-End products, inedible	Unit value
캐나다	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
캐나다	생산자물가	1975q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
중국	소비자물가	1986q2	2023q4	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
중국	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
중국	생산자물가	1996q2	2023q4	National Bureau of Statistics of China	PPI Industrial Sector	Index, 2011M07 = 100
체코	소비자물가	1991q2	1995q1	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
체코	소비자물가	1995q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
체코	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
체코	소비자물가	1995q2	2000q1	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
체코	소비자물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
체코	수출물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
체코	수입물가	2005q2	2022q1	IFS	Import Prices, All Commodities	Index, 2010=100
체코	명목환율	1993q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
체코	생산자물가	1990q4	1996q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
체코	생산자물가	1996q2	2022q3	OECD	Economic activities – producer prices – Manufacturing	Index, 2015=100
체코	생산자물가	2022q4	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
덴마크	소비자물가	1975q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
덴마크	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
덴마크	소비자물가	1981q2	2000q1	OECD	Consumer prices – commodities – inferred using BLS weights	Index, 2015=100
덴마크	소비자물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
덴마크	수출물가	2000q2	2005q1	Eurostat	Industry (except construction, sewerage, waste management and remediation activities)	Index, 2015=100
덴마크	수출물가	2005q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
덴마크	수입물가	1975q2	2005q1	IFS	Import Prices, All Commodities	Index, 2010=100
덴마크	수입물가	2005q2	2023q4	Eurostat	Manufactured products	Index, 2015=100
덴마크	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
덴마크	생산자물가	1975q2	1985q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
덴마크	생산자물가	1985q2	2022q4	OECD	Economic activities – producer prices – Manufacturing	Index, 2015=100
덴마크	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
핀란드	소비자물가	1975q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
핀란드	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
핀란드	소비자물가	1975q2	2000q1	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
핀란드	소비자물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
핀란드	수출물가	1975q2	1995q1	OECD	Unit value, EXP-Industrial products	Unit value
핀란드	수출물가	1995q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
핀란드	수입물가	1995q2	2023q4	Eurostat	Manufactured products	Index, 2015=100
핀란드	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
핀란드	생산자물가	1975q2	1995q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
핀란드	생산자물가	1995q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
핀란드	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
프랑스	소비자물가	1975q2	1990q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
프랑스	소비자물가	1990q2	2023q4	INSEE	Consumer prices - all items	Index, 2015=100
프랑스	소비자물가	1990q2	2023q4	INSEE	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
프랑스	수출물가	1999q2	2023q4	INSEE	EPI manufacturing	Index, 2015=100
프랑스	수입물가	1999q2	2023q4	INSEE	IPI manufacturing	Index, 2015=100
프랑스	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
프랑스	생산지물가	1995q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
프랑스	생산지물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
독일	소비지물가	1975q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
독일	소비지물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
독일	소비지물가	1996q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
독일	수출물가	1975q2	2023q4	Destatis Statistisches Bundesamt	Products of the manufacturing sector	Index, 2021=100
독일	수입물가	1975q2	2023q4	Destatis Statistisches Bundesamt	Products of the manufacturing sector	Index, 2021=100
독일	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
독일	생산지물가	1975q2	1995q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
독일	생산지물가	1995q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
독일	생산지물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
그리스	소비지물가	1975q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
그리스	소비지물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
그리스	소비지물가	1996q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
그리스	수출물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
그리스	수입물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Manufactured products	Index, 2015=100 locCurncy
그리스	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
그리스	생산자물가	1995q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
그리스	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
헝가리	소비자물가	1976q2	1990q1	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
헝가리	소비자물가	1990q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
헝가리	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
헝가리	소비자물가	2000q2	2001q1	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
헝가리	소비자물가	2001q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
헝가리	수출물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
헝가리	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
헝가리	생산자물가	1977q4	1995q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
헝가리	생산자물가	1995q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
헝가리	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
아이슬란드	소비자물가	1975q2	1993q1	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
아이슬란드	소비자물가	1993q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
아이슬란드	소비지물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
아이슬란드	소비지물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
아이슬란드	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
아이슬란드	생산지물가	2006q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
인도	소비지물가	1975q2	2023q4	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
인도	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
인도	생산지물가	1975q2	2001q1	IFS	Wholesale Prices, All items	Index, 2010=100
인도	생산지물가	2001q2	2020q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
인도	생산지물가	2020q2	2022q1	IFS	Wholesale Prices, All items	Index, 2010=100
인도네시아	소비지물가	1975q2	2023q4	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
인도네시아	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
인도네시아	생산지물가	1979q2	2019q1	IFS	Wholesale Prices, All items	Index, 2010=100
아일랜드	소비지물가	1975q2	1976q1	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
아일랜드	소비지물가	1976q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
아일랜드	소비지물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
아일랜드	소비지물가	1990q2	2000q1	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
아일랜드	소비자물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
아일랜드	수출물가	2005q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
아일랜드	수입물가	2000q2	2017q3	IFS	Import Prices, All Commodities	Index, 2010=100
아일랜드	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
아일랜드	생산자물가	1975q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
아일랜드	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
이탈리아	소비자물가	1975q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
이탈리아	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
이탈리아	소비자물가	1975q2	2023q4	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
이탈리아	수출물가	1975q2	1999q1	OECD	Unit value, EXP-Manufactured goods, excluding oil products	Unit value
이탈리아	수출물가	1999q2	2000q1	OECD	Unit value, EXP-Manufactured goods	Unit value
이탈리아	수출물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
이탈리아	수입물가	1975q2	1999q1	OECD	Unit value, IMP-Manufactured goods, excluding oil products	Unit value
이탈리아	수입물가	1999q2	2005q1	OECD	Unit value, IMP-Manufactured goods	Unit value
이탈리아	수입물가	2005q2	2023q4	Eurostat	Manufactured products	Index, 2015=100
이탈리아	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
이탈리아	생산자물가	1981q2	2000q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
이탈리아	생산지물가	2000q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
이탈리아	생산지물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
일본	소비지물가	1975q2	2021q2	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
일본	소비지물가	2021q3	2023q4	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
일본	소비지물가	1975q2	2021q2	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
일본	수출물가	1975q2	2013q3	OECD	Unit value, EXP-Manufactured goods	Unit value
일본	수입물가	1975q2	2013q3	OECD	Unit value, IMP-Manufactured goods	Unit value
일본	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
일본	생산지물가	1975q2	2018q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
대한민국	소비지물가	1975q2	1990q1	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
대한민국	소비지물가	1990q2	2023q4	Bank of Korea	CPI INDEX: ALL ITEMS	Index, 2020=100
대한민국	소비지물가	1985q2	2023q4	Bank of Korea	CPI INDEX: Commodities	Index, 2020=100
대한민국	수출물가	1975q2	2023q4	Bank of Korea	Manufacturing products	Index, 2020=100
대한민국	수입물가	1975q2	2023q4	Bank of Korea	Manufacturing products	Index, 2020=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
대한민국	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
대한민국	생산자물가	1975q2	2023q4	Bank of Korea	Manufacturing products	Index, 2020=100
룩셈부르크	소비자물가	1975q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
룩셈부르크	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
룩셈부르크	소비자물가	1995q2	2000q1	OECD	Consumer prices – commodities – inferred using BLS weights	Index, 2015=100
룩셈부르크	소비자물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
룩셈부르크	수출물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
룩셈부르크	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
룩셈부르크	생산자물가	1980q2	2022q4	OECD	Economic activities – producer prices – Manufacturing	Index, 2015=100
룩셈부르크	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
말레이시아	소비자물가	1975q2	2023q4	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
말레이시아	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
말레이시아	생산자물가	1984q2	2019q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
멕시코	소비자물가	1975q2	1980q1	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
멕시코	소비자물가	1980q2	2023q4	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
멕시코	소비자물가	1981q2	2023q4	OECD	Consumer prices – commodities – inferred using BLS weights	Index, 2015=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
멕시코	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
멕시코	생산자물가	1981q2	2023q2	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
네덜란드	소비자물가	1975q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
네덜란드	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
네덜란드	소비자물가	1975q2	2000q1	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
네덜란드	소비자물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
네덜란드	수출물가	1975q2	2000q1	OECD	Unit value, EXP-Manufactured goods	Unit value
네덜란드	수출물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
네덜란드	수입물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Manufactured products	Index, 2015=100
네덜란드	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
네덜란드	생산자물가	1975q2	1990q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
네덜란드	생산자물가	1990q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
네덜란드	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
뉴질랜드	소비자물가	1975q2	2023q4	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
뉴질랜드	수출물가	1975q2	2013q2	OECD	Unit value, EXP-Manufactured goods	Unit value
뉴질랜드	수입물가	1975q2	2013q2	OECD	Unit value, IMP-Manufactured goods	Unit value



부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
폴란드	소비지물가	1980q2	1995q1	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
폴란드	소비지물가	1995q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
폴란드	소비지물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
폴란드	소비지물가	1996q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
폴란드	수출물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
폴란드	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
폴란드	생산지물가	1982q2	1995q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
폴란드	생산지물가	1995q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
폴란드	생산지물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
포르투갈	소비지물가	1975q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
포르투갈	소비지물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
포르투갈	소비지물가	1991q2	2000q1	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
포르투갈	소비지물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
포르투갈	수출물가	2005q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
포르투갈	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
포르투갈	생산지물가	1982q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
포르투갈	생산지물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
러시아	소비자물가	1992q2	2022q1	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
러시아	명목환율	1992q4	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
러시아	생산자물가	1992q2	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
싱가포르	소비자물가	1975q2	2023q4	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
싱가포르	수출물가	1979q2	2023q4	IFS	Export Prices, All Commodities	Index, 2010=100
싱가포르	수입물가	1975q2	2023q4	IFS	Import Prices, All Commodities	Index, 2010=100
싱가포르	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
싱가포르	생산자물가	1975q2	2023q4	IFS	Wholesale Prices, All Items	Index, 2010=100
슬로바키아	소비자물가	1991q2	1995q1	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
슬로바키아	소비자물가	1995q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
슬로바키아	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
슬로바키아	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
슬로바키아	수출물가	2003q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
슬로바키아	수입물가	2009q2	2023q4	Eurostat	Manufactured products	Index, 2015=100
슬로바키아	명목환율	1993q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
슬로바키아	생산자물가	1991q2	2003q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
슬로바키아	생산자물가	2003q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
슬로바키아	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
스페인	소비자물가	1975q2	1976q1	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
스페인	소비자물가	1976q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
스페인	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
스페인	소비자물가	1976q2	2001q1	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
스페인	소비자물가	2001q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
스페인	수출물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
스페인	수입물가	2005q2	2023q4	Eurostat	Manufactured products	Index, 2015=100
스페인	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
스페인	생산자물가	1975q2	2000q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
스페인	생산자물가	2000q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
스페인	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
스웨덴	소비자물가	1975q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
스웨덴	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
스웨덴	소비자물가	2000q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
스웨덴	수출물가	1975q2	1990q1	IFS	Export Prices, All Commodities	Index, 2010=100
스웨덴	수출물가	1990q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
스웨덴	수입물가	1975q2	1990q1	IFS	Import Prices, All Commodities	Index, 2010=100
스웨덴	수입물가	1990q2	2023q4	Eurostat	Manufactured products	Index, 2015=100
스웨덴	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
스웨덴	생산자물가	1975q2	1982q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
스웨덴	생산자물가	1982q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
스웨덴	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
스위스	소비자물가	1975q2	2005q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
스위스	소비자물가	2005q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
스위스	소비자물가	1975q2	2023q4	OECD	Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights	Index, 2015=100
스위스	수출물가	2003q4	2011q1	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
스위스	수출물가	2011q2	2023q4	Swiss Federal Statistical Office	Manufactured products for export	Index, 2020M12=100
스위스	수입물가	1990q2	2003q3	Swiss Federal Statistical Office	Import Price Index	Index, 2015M12=100
스위스	수입물가	2003q4	2023q4	Eurostat	Manufactured products	Index, 2015=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
스위스	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
스위스	생산자물가	1975q2	2002q3	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
스위스	생산자물가	2002q4	2022q4	OECD	Economic activities – producer prices – Manufacturing	Index, 2015=100
스위스	생산자물가	2023q1	2023q4	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
태국	소비자물가	1975q2	2023q4	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
태국	수출물가	2000q2	2023q4	Bank of Thailand	Manufactured products	Index, 2012=100
태국	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
태국	생산자물가	1975q2	2020q2	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
타이	소비자물가	1975q2	1994q1	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
타이	소비자물가	1994q2	1996q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
타이	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100
타이	소비자물가	1994q2	1996q1	OECD	Consumer prices – commodities – inferred using BLS weights	Index, 2015=100
타이	소비자물가	1996q2	2023q4	Eurostat	Goods (overall index excluding services)	Index, 2015=100
타이	수출물가	2010q2	2023q4	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
타이	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
타이	생산자물가	1982q2	2022q4	OECD	Economic activities – producer prices – Manufacturing	Index, 2015=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
영국	소비지물가	1975q2	1984q4	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
영국	소비지물가	1985q1	1985q2	IFS	Consumer Prices, All items	Index, 2010=100
영국	소비지물가	1985q3	1988q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
영국	소비지물가	1988q2	2023q4	Office for National Statistics	CPI INDEX 00 : ALL ITEMS	Index, 2015=100
영국	소비지물가	1988q2	2023q4	Office for National Statistics	CPI INDEX: Goods	Index, 2015=100
영국	수출물가	1975q2	1986q1	OECD	Unit value, EXP-Manufactured goods	Unit value
영국	수출물가	1996q2	2020q3	Eurostat	Manufacturing	Index, 2015=100
영국	수입물가	1975q2	2011q2	OECD	Unit value, IMP-Manufactured goods	Unit value
영국	수입물가	2011q3	2019q2	IFS	Import Prices, All Commodities	Index, 2010=100
영국	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
영국	생산지물가	1975q2	2009q1	IFS	Producer Prices, All Commodities	Index, 2010=100
영국	생산지물가	2009q2	2022q4	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
미국	소비지물가	1975q2	2002q1	OECD	All items non-food non-energy	Index, 2015=100
미국	소비지물가	2002q2	2023q4	Eurostat	All-items HICP	Index, 2015=100

부록 표 1. 제3장 분석에서 사용된 인플레이션 자료들의 세부사항(계속)

국가	분류	자료 시점	자료 끝점	데이터 소스	데이터 세부사항	단위
미국	소비자물가	1975q2	2023q4	BLS	BLS, Consumer Price Index for All Urban Consumers: Commodities in U.S. City Average, CUUR0000SAC	Index, 1982-1984=100
미국	수출물가	1985q2	2023q4	BLS	BLS, Export Price Index (End Use): Nonagricultural Commodities, IQEXAG	Index, 2000=100
미국	수입물가	1985q2	2023q4	BLS	BLS, Import Price Index (End Use): All imports excluding petroleum, IREXPET	Index, 2000=100
미국	명목환율	1975q2	2023q4	IFS	National Currency per U.S. Dollar, period average	National Currency per US Dollar
미국	생산자물가	1975q2	1986q1	OECD	Economic activities - producer prices - Manufacturing	Index, 2015=100
미국	생산자물가	1986q2	2023q4	BLS	BLS, Producer Price Index by Industry: Total Manufacturing Industries, PCUOMFGOMFG	Index, 1984M12=100

주: \*Consumer prices - commodities - inferred using BLS weights\*은 총지수와 서비스지수를 이용하여 미국 BLS 기중치를 적용하여 상품지수를 도출한 자료를 의미함.  
 자료: 저자 작성

## 부록 2. IPF 모형의 해외 부문 캘리브레이션

IPF 모형의 해외 부문 캘리브레이션은 다음과 같다.

부록 표 2. IPF 모형의 해외 부문에 사용된 모수의 캘리브레이션

모수	모수의 역할 (description)	해외경제 (미국 기준)
$\beta$	가계의 주관적 할인인자	0.9987
$\sigma$	상대위험회피계수	1
$\chi$	Frisch 노동공급 탄력도의 역수	2
$\pi$	정상균형 생산자물가 인플레이션(연율, %)	2
$r$	정상균형 단기실질이자율(연율, %)	0.5
$i$	정상균형 단기명목이자율(연율, %)	2.5
$g_y$	정상균형 GDP 대비 정부지출	0.216
$\alpha$	생산함수에서 물적자본 요소의 비중	0.3
$\phi_w$	노동시장 임금 마크업(markup)	1/3

자료: Chen *et al.*(2023)을 바탕으로 저자 조정.

부록 표 2. IPF 모형의 대외 부문에 사용된 모수의 캘리브레이션(계속)

모수	모수의 역할 (description)	해외경제 (미국 기준)
$\delta_c$	Gabaix(2020) 할인인자	0.980
$\kappa_c$	소비습관 지속성 모수	0.197
$\xi_p$	국산품 가격의 Calvo 모수	0.948
$\xi_w$	임금의 Calvo 모수	0.806
$l_p$	국산품 가격의 인덱세이션(indexation) 모수	0.740
$l_w$	임금의 인덱세이션(indexation) 모수	0.095
$\gamma_\pi$	인플레이션에 대한 이자율의 민감도	0.488
$\gamma_y$	산출갭에 대한 이자율의 민감도	0.190
$\gamma_{\Delta y}$	산출증가량에 대한 이자율의 민감도	0.050
$\gamma_i$	이자율 평탄화 모수	0.918
$\sigma_i$	정책금리 충격의 크기	0.111
$\rho_c$	소비습관충격의 지속성 모수	0.892
$\rho_g$	정부지출충격의 지속성 모수	0.967
$\rho_\pi$	국내 생산가격 마크업 충격의 지속성 모수	0
$\rho_w$	임금 마크업 충격의 지속성 모수	0
$\rho_i$	정책금리 충격의 지속성 모수	0
$\sigma_c$	소비습관충격의 크기	2.320
$\sigma_g$	정부지출충격의 크기	0.764
$\sigma_\pi$	국내 생산가격 마크업 충격의 크기	0.211
$\sigma_w$	임금 마크업 충격의 크기	1.012

자료: Chen *et al.*(2023)을 바탕으로 저자 조정.

## The Domestic Spillover Effects of Global Inflation and Related Economic Stabilization Policies

Hongseok Choi, Saerang Song, Wontae Han, Junhyong Kim, and Yongdae Lee

The global economy experienced disinflation from 1980 up until the pandemic of 2020. After reaching a peak of 39.1% in 1993, global inflation stabilized at 4.9% by 2000 and remained stable for about 20 years, recording 3.2% in 2020. During the same period, inflation in G7 advanced economies peaked at 12.4% in 1980, quickly stabilized at 4.8% by 1983, and continued to stay below 5% before declining to 0.8% in 2020. This phenomenon of global disinflation is often attributed to the following factors: reduced production costs and heightened price competition due to globalization; and advancements in macroeconomic policies.

However, the COVID-19 pandemic in 2020 disrupted global supply chains, which, combined with a rapid recovery in demand, rising commodity prices due to the Russia-Ukraine war, and massive liquidity injections during the pandemic, led to sharp inflation in the global economy between 2021 and 2022. Inflation in the G7 countries rose by 2.5 percentage points from 0.8% in 2020 to 3.3% in 2021, then surged by another 4 percentage points to reach 7.3% in 2022. The inflation rate

rose particularly sharply in the European Union, which was heavily affected by the Russia-Ukraine war, climbing from 0.7% in 2020 to 2.9% in 2021, and then to 9.3% in 2022. Global inflation also hit a high of 8.7% in 2022—the highest in 26 years since 1996.

In view of these significant shifts in the global economy, this study analyzes how global inflation affects domestic prices and other macroeconomic variables in the Republic of Korea.

First, in Chapter 2, we provide an overview of post-2020 global inflation trends and examine regional differences and the underlying factors based on a literature review. Immediately following the pandemic outbreak, inflation decreased due to economic recession caused by lockdowns. However, after the pandemic began to subside in 2021, inflation increased sharply across regions and countries. Demand-side factors were found to contribute more significantly to this period's inflation decline and rebound. Comparing different regions, Europe experienced higher inflation than the United States, which is attributed to European countries' relatively higher dependence on external factors for consumer goods. The return of elevated inflation to steady-state levels occurred smoothly when wage rigidity was low or inflation expectations were stable. Labor market matching efficiency also influenced inflation. Post-pandemic matching inefficiencies caused a sluggish normalization of inflation in the United States. In contrast, South Korea's quick recovery in matching efficiency helped contain increases in wages and inflation rates.

Then, in Chapter 3, we examine the impact of global inflation (foreign inflation) on domestic inflation in major countries through linear regression analysis. This can be considered a focused preliminary

examination of foreign inflation effects before conducting a more systematic analysis in Chapter 4 of factors affecting domestic inflation using a structural model. We select 39 countries including Korea depending on data availability and use for each of the countries a weighted average of the inflation rates of the foreign 38 countries as the measure of foreign inflation (weights based on import shares) while controlling for exchange rate fluctuations. More specifically, domestic inflation is examined using import price inflation, producer price inflation, and consumer price inflation, while in calculating foreign inflation, producer price inflation is used in all cases.

The results show that, in most of the countries analyzed, including Korea, foreign inflation was statistically significantly transmitted to domestic inflation. In particular, in Korea, a 1 percentage point increase in foreign inflation led to a 0.42 percentage point rise in the domestic consumer price inflation (commodities) in the short term and a 0.52 percentage point increase in the long term (cumulative over two years). While countries like Canada and New Zealand did not show statistically significant pass-through effects of foreign inflation, the effect was generally significant elsewhere. For example, in the United States, a 1 percentage point increase in foreign inflation resulted in a 1.14 percentage point increase in the domestic consumer price inflation (commodities) in the short term and a 1.17 percentage point increase in the long term. These findings contribute to both academic research and policy discussions by statistically validating the pass-through effect of foreign inflation and quantifying its magnitude.

Finally, in Chapter 4, we systematically examine the domestic spillover effects of global inflation using the structural model known as the

Integrated Policy Framework (IPF) by Chen *et al.* (2023). The IPF is a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model assuming one small open economy and one large closed economy, and we assign Korea to the former and the United States to the latter. In particular, we estimate the parameters of the model using Bayesian methods and then analyze the effects of 16 exogenous shocks, including foreign price fluctuations, on domestic inflation. The results show that the main factors driving domestic inflation (core PCE inflation) fluctuations were wages, domestic costs, import costs, and import demand, suggesting relatively modest spillover effects of global inflation.

However, as observed in Chapter 3, the effect of global inflation on domestic inflation is statistically and economically significant in absolute terms. The aforementioned figures (a 1 percentage point increase in global inflation leading to a 0.42 percentage point increase in Korea's domestic consumer price inflation (commodities) in the short term and a 0.52 percentage point increase in the long term) are not small compared to those of Italy, which has an economy similar in size to Korea (0.06 percentage points short-term, 0.34 percentage points long-term). Moreover, these spillover effects are even larger for Korea's short-term import price inflation (1.27 percentage points). Therefore, in designing and implementing relevant policies, it is necessary in the short term to strengthen monitoring of international commodity market trends, while in the medium to long term, efforts are needed to diversify import sources; expand domestic production bases and seek substitutes to alleviate dependence on raw material imports; and enhance the efficiency of import-export logistics systems. Additionally, the IPF in Chapter 4 is a comprehensive model encompassing

demand, supply, international financial markets, and monetary and fiscal policies, allowing us to analyze broader business cycle fluctuations—including GDP, imports and exports, interest rates, and exchange rates—beyond just inflation. This study is the first to apply the IPF to Korean data, and as such it provides a foundation for more diverse and in-depth policy research in the future.

---

<책임>

최홍석

미국 University of Pennsylvania 경제학 석사 · 박사  
前 홍콩성시대학 경제금융학과 조교수(금융)  
대외경제정책연구원 국제거시금융실 국제금융팀 연구위원  
(現, E-mail: aitch.choi@kiep.go.kr)

저서 및 논문

『첨단기술산업의 FDI 결정요인 및 우리나라 여건 분석』(공저, 2023)  
『핀테크 국제세미나 관련 연구용역』(공저, 2024) 외

---

<공동>

송새량

미국 University of Wisconsin-Madison 경제학 석사 · 박사  
대외경제정책연구원 국제거시금융실 국제금융팀 연구위원  
(現, E-mail: ssong@kiep.go.kr)

저서 및 논문

“The Distribution of Optimal Liquidity for Economic Growth and Stability”  
(with PYO Hak K., KIEP Working Paper, 2015)  
『대외총격의 자본유출입 효과와 경기안정화 정책 분석』(공저, 2023) 외

---

## 한원태

미국 University of Wisconsin-Madison 경제학 석사 · 박사  
前 대외경제정책연구원 국제거시금융실 국제금융팀 부연구위원  
단국대학교 경제학과 조교수  
(現, E-mail: econ.hanwt@dankook.ac.kr)

### 저서 및 논문

『금융위기 전개 과정 및 요인 분석: 복잡계와 머신러닝 방법론을 중심으로』  
(공저, 2022)

『대외충격의 자본유출입 효과와 경기안정화 정책 분석』(공저, 2023) 외

---

## 김준형

미국 University of Wisconsin-Madison 경제학 석사 · 박사  
한국개발연구원 경제전망실 부연구위원/동향총괄  
(現, E-mail: junkim3994@kdi.re.kr)

### 저서 및 논문

『최근 경상수지 변동요인과 시사점』(2023)

『대외충격의 자본유출입 효과와 경기안정화 정책 분석』(공저, 2023) 외

---

## 이용대

영국 London School of Economics and Political Science 경제학 석사  
영국 Durham University 경제학 박사  
한국은행 차장/주OECD 대한민국 대표부 주재관  
(現, E-mail: leeyd06@bok.or.kr)

### 저서 및 논문

『글로벌 가치사슬 참여의 경제적 성과: 한국의 제조업체 자료를 활용한  
실증분석』(공저, 2018)

『국내 주요 신성장산업의 글로벌 경쟁력 및 리스크 요인 평가』(공저, 2022) 외

# KIEP 연구보고서 발간자료 목록

- 2024년
  - 24-01 전후 우크라이나 재건 사업의 국제 논의와 한국기업 참여 가능성 연구 / 장영욱 · 이철원 · 강부균 · 김초롱
  - 24-02 인도의 국영기업 주도 경제개발전략과 한국-인도 협력 방안 / 김경훈 · 김도연 · 김소은 · 남유진 · 백종훈
  - 24-03 걸프 국가의 아시아 중시 정책과 한국의 대응 방안 / 강문수 · 유광호 · 이지은 · 김영선 · 이다운
  - 24-04 국제사회의 신규 기후재원 조성 방안과 한국의 과제 / 문진영 · 나승권 · 김은미 · 장한별
  - 24-05 최근 글로벌 경기변동의 특징과 분절화 시대의 시사점 / 윤상하 · 김성환 · 최홍석 · 송예나 · 백인걸 · 오준석
  - 24-06 자국 중심의 경제안보 전략 대응을 위한 프레임워크 구축 방안 연구 / 조성훈 · 한형민 · 최원석 · 홍진희 · 윤형준 · 최재희 · 김현정
  - 24-07 무형자산 투자와 경제성장: 글로벌 동향과 정책적 시사점 / 윤상하 · 윤정은 · 조성훈 · 이지윤 · 백예인 · 손녕선
  - 24-08 일방주의적 공급망 정책에 대한 국제통상법적 과제와 정책 시사점 / 이천기 · 박혜리 · 오태현 · 이주형
  - 24-09 일본의 핵심광물자원 확보전략과 한·일 협력 시사점 / 김규판 · 이형근 · 이보람 · 김승현 · 손원주
  - 24-10 한국의 대중남미 통상환경 평가와 정책 과제 / 홍성우 · 김성환 · 김진오 · 강준구 · 박미숙 · 박진희 · 김승현
  - 24-11 홍콩의 경제·사회 변화에 대한 평가와 시사점 / 허재철 · 정지현 · 김효상 · 김홍원 · 이한나 · 최지원 · 최재희
  - 24-12 EU의 기후중립 전략기술 육성 정책이 글로벌 공급망 재편에 주는 함의 / 장영욱 · 한형민 · 오태현 · 윤형준
  - 24-13 보호무역정책의 정치경제적 결정요인 연구: 주요국 사례를 중심으로 / 김남석 · 주재우 · 신민이 · 김제국

- 24-14 ODA 평가의 활용 현황과 유용성 제고 방안 연구 /  
이은석 · 오지영 · 정지선 · 유애라 · 이예림
- 24-15 글로벌 인플레이션의 국내파급효과와 경기안정화 정책 분석 /  
최홍석 · 송새랑 · 한원태 · 김준형 · 이용대
- 24-16 신발전구도에 따른 중국의 금융발전 전략과 시사점 /  
문지영 · 나수엽 · 박민숙 · 오종혁 · 김홍원 · 문익준
- 24-17 디지털콘텐츠무역에서의 저작권 보호에 관한 연구 /  
김현수 · 강준구 · 금혜윤 · 심경보
- 24-18 글로벌 반도체 산업 경쟁력과 공급망 구조 분석 /  
정형곤 · 김혁중 · 김정현 · 최진백
- 24-19 아세안의 대외협력 전략과 한-아세안 협력 고도화에 대한 함의 /  
최인아 · 김경훈 · 배기현 · 이재호 · 김소은
- 24-20 북미 3개국 주요 산업별 공급망 연계 강화 정책과 시사점 /  
김혁중 · 강구상 · 홍성우 · 김종혁 · 민보람 · 김용기
- 24-21 우크라이나 전쟁 이후 중앙아시아 글로벌 가치사슬 변화 전망과  
한-중앙아 협력 시사점 / 정민현 · 김경민 · 김혁황 · 정동연 · 김원기
- 24-22 위성자료를 활용한 북한 소비시장 변화와 무역에 관한 연구 /  
최장호 · 김다울 · 이정균 · 이희선
- 24-23 전략적 투자보조금 정책이 다국적기업의 투자와 공급망에 미치는  
영향 / 예상준 · 김혁황 · 엄준현 · 신은철 · 이진혁
- 24-24 디지털 전환에 따른 인도의 사회·경제적 변화와 시사점 /  
노윤재 · 김경훈 · 김민희 · 남유진 · 박지원
- 24-25 한-아프리카 자원 협력을 통한 핵심광물 확보 전략 /  
한선이 · 조성훈 · 김예진 · 김주혜 · 서상현
- 24-26 복합 위기 시대의 난민과 강제 이주: 현황과 한국의 과제 /  
윤정환 · 장영욱 · 오지영 · 김윤정 · 윤혜민 · 박소정
- 24-27 무역이 국내 노동 재배치에 미친 영향과 정책 시사점 /  
구경현 · 연지흠 · 정민철 · 류기락
- 24-28 중국의 디지털 통상 발전 전략과 시사점 /  
이승신 · 최원석 · 나수엽 · 김영선 · 서봉교
- 24-29 한국형 그린경제협정 로드맵 연구 /  
이주관 · 조문희 · 박지현 · 박혜리 · 김민성

■ 2023년

- 24-30 인공지능을 둘러싼 미중 전략 경쟁과 우리의 대응방향 /  
예상준 · 정원혁 · 오종혁 · 엄준현 · 이대은 · 연원호
- 24-31 한일 국교정상화 60년과 미래비전 2050 /  
허재철 · 정성춘 · 김규판 · 오수현 · 이형근 · 이보람 · 이정은 ·  
김승현 / 손열 · 전재성 · 한준 · 이정환 · 임은정 · 백서인 · 박지수
- 23-01 아세안 경제통합의 진행상황 평가와 한국의 대응 방향: TBT와 SPS를  
중심으로 /곽성일 · 신만금 · 김제국 · 장용준 · 최보영
- 23-02 인도태평양 시대 한 · 인도 경제협력의 방향과 과제 /  
김정곤 · 김경훈 · 백종훈 · 남유진 · 조원득
- 23-03 미국의 공급망 재편 정책에 대한 기업의 대응 및 시사점 /  
조동희 · 문성만 · 윤여준
- 23-04 디지털금융을 통한 아프리카 금융포용성 개선 방안 연구 /  
한선이 · 김예진 · 박규태 · 정민지
- 23-05 기업결합과 혁신: 미국 디지털플랫폼과 경쟁정책을 중심으로 /  
강구상 · 김혁중 · 김종혁 · 권혁주 · 성원
- 23-06 에너지안보 강화와 탄소중립을 위한 한국의 대응방안 /  
문진영 · 나승권 · 이성희 · 김은미
- 23-07 인도 서비스 산업 구조 분석과 한-인도 산업 협력 확대 방안 /  
한형민 · 노윤재 · 김도연 · 백종훈 · 김소은
- 23-08 러시아-우크라이나 전쟁이 EU의 '개방형 전략적 자율성' 확대에 미친  
영향: 에너지 전환, 인적 교류, 안보 통합을 중심으로 /  
장영욱 · 김윤정 · 이철원 · 오태현 · 이현진 · 임유진 · 김초롱 · 전해원
- 23-09 글로벌 경제안보 환경변화와 한국의 대응 /  
최원석 · 한형민 · 조성훈 · 홍진희 · 윤형준 · 차정미
- 23-10 일본의 글로벌 공급망 리스크 관리와 한 · 일 간 협력방안 연구 /  
김규판 · 이형근 · 김승현 · 손원주
- 23-11 북한의 관세 및 비관세제도 분석과 국제사회 편입에 대한 시사점 /  
최장호 · 김다울 · 이정균 · 최유정
- 23-12 대외정책과 연계성 제고를 위한 전략적 ODA 추진방식 개선방안 연구 /  
정지원 · 정지선 · 송지혜 · 유애라 · 박소정 · 김지현 · 김은주
- 23-13 순대외금융자산이 경제안정과 금융국제화에 미치는 영향 분석 /  
정영식 · 김효상 · 송예나 · 김경훈 · 고덕기 · 임화동

- 23-14 기후클럽 형성에 대한 통상정책적 대응방안 연구 /  
이주관 · 이천기 · 박지현 · 박혜리 · 김민성
- 23-15 팬데믹 이후 국제사회의 불평등 현황과 한국의 개발 협력 과제 /  
오지영 · 이은석 · 유애라 · 박차미 · 이예림
- 23-16 중남미 국가의 서비스시장 개방이 GVC 참여에 미치는 영향과 시사점 /  
홍성우 · 김진오 · 강준구 · 박미숙 · 이승호
- 23-17 MC13 주요 의제 분석과 협상 대책 /  
황의식 · 서진교 · 강형준 · 표유리 · 우가영
- 23-18 중동·북아프리카 지역 에너지 보조금 정책 개혁의 영향과 사회적  
인식에 관한 연구 / 강문수 · 손성현 · 유광호 · 이지은 · 한새롬
- 23-19 대러 경제 제재가 러시아 경제에 미치는 영향과 한-러 경제협력 안정화  
방안 / 정민현 · 강부균 · 민지영 · 김원기
- 23-20 미국의 대중 반도체 수출통제 확대의 경제적 영향과 대응 방안 /  
김혁중 · 오종혁 · 권혁주
- 23-21 수출규제의 경제적 함의와 글로벌 공급망에 미치는 영향에 관한 연구 /  
예상준 · 엄준현 · 이승래 · 정연하
- 23-22 해외직접투자가 기업의 지식재산권 확보와 성과에 미치는 영향 /  
김종덕 · 구경현 · 강구상 · 김혁황
- 23-23 대외충격의 자본유출입 효과와 경기안정화 정책 분석 /  
한원태 · 김효상 · 송새랑 · 김준형
- 23-24 빅데이터 기반의 국제거시경제 전망모형 개발 연구 /  
백예인 · 윤상하 · 김현학 · 이지윤
- 23-25 디지털 통상규범의 경제적 효과 추정에 관한 연구 /  
김현수 · 김영귀 · 이규엽 · 강민지
- 23-26 주요국의 산업별 디지털 전환이 노동시장에 미치는 영향 /  
박지원 · 노윤재 · 조성훈 · 나승권
- 23-27 유럽 주요국의 경제안보 분야 대중국 전략과 시사점 /  
장영욱 · 이철원 · 나수엽 · 이현진 · 임유진
- 23-28 시진핑 시기 중국의 글로벌 영향력 강화 전략 평가와 시사점 /  
정지현 · 허재철 · 김홍원 · 이한나 · 박병광 · 정현욱
- 23-29 영-미 사례를 통한 미중 패권 전환 가능성 분석: 무역, 금융, 안보,  
다자주의를 중심으로 /  
박인휘 · 최용섭 · 이효원 · 이왕휘 · 정한범 · 정성철 · 최경준

- 23-30 글로벌 디지털플랫폼의 데이터 집중화에 따른 경제적 영향 분석 /  
김현수 · 예상준 · 강민지
- 23-31 국제사회의 중국 담론에 대한 분석과 시사점 /  
허재철 · 김주혜 · 최재희 · 최지원 · 김성해 · 김승수
- 23-32 미중 기술경쟁 시대 중국의 강소기업 육성전략과 시사점 /  
이승신 · 최원석 · 문지영 · 나수엽 · 오종혁
- 23-33 인도-태평양 전략 추진을 위한 한-태평양도서국 중장기 협력 방안 /  
최인아 · 오지영 · 김영선 · 김소은 · 장한별
- 23-34 미중경쟁에 따른 아세안 역내 공급망 재편과 한국의 대응방안 /  
라미령 · 정재완 · 이재호 · 신민금
- 23-35 중동부유럽으로의 EU 확대 평가와 향후 전망 /  
김윤정 · 이철원 · 오태현 · 김초롱 · 강유덕
- 23-36 시진핑 시기 중국의 해외직접투자 전략 변화와 시사점 /  
문지영 · 강문수 · 박민숙 · 김영선 · 정민지
- 23-37 시진핑 신시대를 바라보는 한국과 미국의 인식 구조와 미중/한중  
관계의 교집합과 차집합 / 정덕구 · 장영희 · 주재우 · 변정아 · 유다인

## KIEP 발간자료회원제 안내

- 본 연구원에서는 본원의 연구성과에 관심 있는 전문가, 기업 및 일반에 보다 개방적이고 효율적으로 연구 내용을 전달하기 위하여 「발간자료회원제」를 실시하고 있습니다.
- 발간자료회원으로 가입하시면 본 연구원에서 발간하는 모든 보고서를 대폭 할인된 가격으로 신속하게 구입하실 수 있습니다.
- 회원 종류 및 연회비

회원종류	배포자료	연간회비		
		기관회원	개인회원	연구자회원*
S	외부배포 발간물 일체	30만원	20만원	10만원
		8만원		4만원
A	East Asian Economic Review	8만원		4만원

\* 연구자 회원: 교수, 연구원, 학생, 전문가풀 회원

- 가입방법

홈페이지, 우편, FAX를 이용하여 가입신청서 송부(수시접수)  
30147 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 경제정책동  
대외경제정책연구원 연구조정실 학술정보팀  
연회비 납부 문의전화: 044) 414-1179 / FAX: 044) 414-1144  
E-mail: kieppub@kiep.go.kr

- 회원특전 및 유효기간

- S기관회원의 특전: 본 연구원 해외사무소(美 KEI) 발간자료 등 제공
- 자료가 출판되는 즉시 우편으로 회원에게 보급됩니다.
- 모든 회원은 회원가입기간에 가격인상과 관계없이 신청하신 종류의 자료를 받아보실 수 있습니다.
- 본 연구원이 주최하는 국제세미나 및 정책토론회에 무료로 참여하실 수 있습니다.
- 연회원기간은 가입일로부터 다음해 가입월까지입니다.

## KIEP 발간자료회원제 가입신청서

기관명 (성명)	(한글)	(한문)
	(영문: 약호 포함)	
대표자		
발간물 수령주소	우편번호	
담당자 연락처	전화 FAX	E-mail :
회원소개 (간략히)		
사업자 등록번호	종목	

회원분류 (해당란에  표시를 하여 주십시오)

기 관 회 원 <input type="checkbox"/> 개 인 회 원 <input type="checkbox"/> 연 구 자 회 원 <input type="checkbox"/>	S 발간물일체	A 계간지

\* 회원번호

\* 갱신통보사항

(\* 는 기재하지 마십시오)

특기사항



## The Domestic Spillover Effects of Global Inflation and Related Economic Stabilization Policies

Hongseok Choi, Saerang Song, Wontae Han, Junhyong Kim, and Yongdae Lee

본 연구에서는 글로벌 인플레이션이 국내 물가를 비롯한 한국의 거시경제변수들에 어떠한 영향을 미치는지에 대하여 분석하였다. 먼저 제2장에서는 2020년 팬데믹 이후 글로벌 인플레이션의 전개 과정을 개괄하고 문헌조사를 통해 지역별 차이 및 그 요인에 대해 살펴보았다. 이어 제3장에서는 주요국별로 글로벌 인플레이션(해외 인플레이션)이 국내 인플레이션에 미치는 영향을 회귀분석을 통해 살펴보았으며, 제4장에서는 구조적 모형인 Chen *et al.*(2023)의 통합정책모형을 추정·분석하였다. 본 연구는 통합정책모형을 한국 데이터에 처음 적용한 연구로서, 앞으로 이를 토대로 더욱 다양하고 심도 있는 정책적 연구를 수행할 수 있을 것으로 기대할 수 있다.

